



# ECONOMIA APLICADA

BRAZILIAN JOURNAL OF APPLIED ECONOMICS

Vol. 20 – nº 1

Janeiro – Março 2016

## ARTIGOS

**Desonerações em alta com rigidez da carga tributária: o que explica o paradoxo do decênio 2005–2014?**

Rorigo Octávio Orair, Daniel Luiz Fonseca de Aguiar

**Avaliando as medidas de núcleo da inflação no Brasil**

Cristiano Santos, Ivan Castelar

**Reação Fiscal ao Aumento da Dívida Pública: Uma Análise para os Estados Brasileiros**

Francisco José Silva Tabosa, Roberto Tatiwa Ferreira, Andrei Gomes Simonassi, Ahmad Saeed Khan, Daniel Tomaz

**As variedades nas importações brasileiras: uma medida dos ganhos por origem e setores**

Orlando Monteiro da Silva, Jacqueline Silva Batista

**Mobilidade Intergeracional Qualificada: uma Abordagem de Mensuração Utilizando Regressões Quantílicas**

Ana Cláudia Annegues, Erik Figueiredo

**Análisis Económico de la Diferencia en la Probabilidad de Trabajo Infantil entre Afrocolombianos y No Afrocolombianos**

Ernesto Cardenas Prieto, Bladimir Carabalí Hinestroza

**Amenidades Urbanas e Valor das Residências: uma Análise Empírica para a Cidade do Recife**

Deborah Maria da Silva Seabra, Raul da Mota Silveira Neto, Tatiane Almeida de Menezes

ECONOMIA FEA-RP/USP



# ECONOMIA APLICADA

Vol. 20 – n° 1 Janeiro – Março 2016

PAPERS

**Tax cuts with stability of the Brazilian tax burden: what explains the puzzle of the decade 2005–2014?**

Rorigo Octávio Orair, Daniel Luiz Fonseca de Aguilar

**Evaluating core inflation measures in Brazil**

Cristiano Santos, Ivan Castelar

**Fiscal Reaction to Increase Public Debt: An analysis for the Brazilian States**

Francisco José Silva Tabosa, Roberto Tatiwa Ferreira, Andrei Gomes Simonassi, Ahmad Saeed Khan, Daniel Tomaz

**The variety in Brazilian imports: a measure of gains by origin and sectors**

Orlando Monteiro da Silva, Jacqueline Silva Batista

**Qualified Intergenerational Mobility: A Measurement Approach Using Quantile Regressions**

Ana Cláudia Annegues, Erik Figueiredo

**Economic analysis of the difference in child labor probability between Afro-Colombians and Non Afro-Colombians**

Ernesto Cardenas Prieto, Bladimir Carabalí Hinestroza

**Urban amenities and Real State Value: An Empirical Analysis for Recife City**

Deborah Maria da Silva Seabra, Raul da Mota Silveira Neto, Tatiane Almeida de Menezes

ISSN 1413-8050



APOIO:



Ministério  
da Educação

Ministério da  
Ciência e Tecnologia





# ECONOMIA APLICADA

Vol. 20 – nº 1

Janeiro – Março 2016

## Editor

Reynaldo Fernandes

## Editores Associados

Luiz Guilherme Scorzafave	Sergio Naruhiko Sakurai
Angelo Costa Gurgel	Eliezer Martins Diniz
Rodrigo De Losso	Irineu E. de Carvalho Filho
Cláudio Ribeiro de Lucinda	Walter Belluzzo Junior

## Conselho Editorial

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



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

Secretaria e Divulgação: Juliana de Freitas Vitória                      Capa: Christof Gunkel  
Revisões linguísticas (Português e Inglês): Iulo Feliciano Afonso (Solution Translations  
Eireli — Epp)  
Diagramação: Bruna Carolina Garcia & Matheus Alves Albino

## Endereço

Revista Economia Aplicada, Departamento de Economia, FEA-RP/USP  
Avenida do Bandeirantes, 3900, Ribeirão Preto, SP.  
CEP 14040-905  
Telefone: (0xx16) 3315-3910  
email:revecap@usp.br  
site: <http://www.usp.br/revecap>

## Assinaturas

tipo	Brasil	Exterior*
Individual	R\$50,00	R\$ 90,00
Institucional	R\$70,00	R\$110,00

\*inclui custos de postagem

### FICHA CATALOGRÁFICA

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

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

Trimestral

Publicado anteriormente sob responsabilidade de FEA/USP, FIPE e FEA-RP  
ISSN 1413-8050

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

CDD 22.ed – 330.

# ECONOMIA APLICADA

Vol. 20 – nº 1

Janeiro – Março 2016

---

## ARTIGOS

- 5 **Desonerações em alta com rigidez da carga tributária: o que explica o paradoxo do decênio 2005–2014?**  
Rorigo Octávio Orair , Daniel Luiz Fonseca de Aguilar
- 35 **Avaliando as medidas de núcleo da inflação no Brasil**  
Cristiano Santos , Ivan Castelar
- 57 **Reação Fiscal ao Aumento da Dívida Pública: Uma Análise para os Estados Brasileiros**  
Francisco José Silva Tabosa , Roberto Tatiwa Ferreira , Andrei Gomes Simonassi , Ahmad Saeed Khan , Daniel Tomaz
- 73 **As variedades nas importações brasileiras: uma medida dos ganhos por origem e setores**  
Orlando Monteiro da Silva , Jacqueline Silva Batista
- 95 **Mobilidade Intergeracional Qualificada: uma Abordagem de Mensuração Utilizando Regressões Quantílicas**  
Ana Cláudia Annegues , Erik Figueiredo
- 119 **Análisis Económico de la Diferencia en la Probabilidad de Trabajo Infantil entre Afrocolombianos y No Afrocolombianos**  
Ernesto Cardenas Prieto , Bladimir Carabalí Hinestroza
- 143 **Amenidades Urbanas e Valor das Residências: uma Análise Empírica para a Cidade do Recife**  
Deborah Maria da Silva Seabra , Raul da Mota Silveira Neto , Tatiane Almeida de Menezes



## DESONERAÇÕES EM ALTA COM RIGIDEZ DA CARGA TRIBUTÁRIA: O QUE EXPLICA O PARADOXO DO DECÊNIO 2005–2014?

RORIGO OCTÁVIO ORAIR \*  
DANIEL LUIZ FONSECA DE AGUILAR †

### Resumo

O texto utiliza séries mensais da carga tributária para subsidiar uma investigação dos determinantes da sua evolução recente. As estimativas mostram que a carga alcançou 33,4% do produto interno bruto (PIB) em 2014, que é um valor um pouco abaixo dos 33,6% de 2005, sem mostrar indícios de tendência expansiva. Analisa-se também a política tributária do decênio 2005–2014, que pode ser caracterizada pelo predomínio das desonerações. A partir dessas constatações, o estudo dedica-se a explorar um paradoxo: por que a carga tributária se manteve rígida às significativas desonerações? São investigadas as causas desse paradoxo por uma análise descritiva e uma modelagem econométrica de parâmetros variáveis. Os objetivos principais são avaliar as trajetórias dos componentes das receitas tributárias, suas relações com as bases econômicas de incidência e possíveis influências das desonerações nessas relações.

**Palavras-chave:** Carga tributária; modelo de parâmetros variáveis; desonerações tributárias.

### Abstract

This paper uses Brazilian monthly tax burden time series as an input for a study of its recent dynamic determinants. The estimates shows that tax burden reached 33,4% of GDP in 2014, which is lower than 33,6% of 2005 and without trend of growth. In addition, an analysis of tax policy in Brazil during the decade 2005–2014 characterized by tax cuts predominance. Based on this information this paper is dedicated to a paradox: why is the tax burden stable, even in the presence of tax cuts? The causes of this paradox are investigated by a descriptive analysis and an econometric model with variable parameters. The main objectives are to assess the trajectories of tax revenues components, its relations with the economic incidence base, and the possible influences of the tax cuts in such relations.

**Keywords:** Tax burden; variable parameter model; tax cuts.

**JEL classification:** H20, C32

**DOI:** <http://dx.doi.org/10.11606/1413-8050/ea129689>

\* Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada. E-mail: [rodrigo.orair@ipea.gov.br](mailto:rodrigo.orair@ipea.gov.br)

† Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. E-mail: [daniel.aguilard@ibge.gov.br](mailto:daniel.aguilard@ibge.gov.br)

## 1 Introdução

O tema da carga tributária bruta (CTB) é notoriamente controverso e assumiu crescente relevância no debate sobre a política fiscal brasileira em razão do movimento de ascensão desde a promulgação da Constituição Federal de 1988 (CF/1988), quando partiu de níveis próximos a 23% para superar 33% do produto interno bruto (PIB) em 2014. Esse fenômeno foi abordado em diversos estudos que, em comum, enfatizam o papel das onerações tributárias (Giambiagi 2002, 2006, 2008, Khair et al. 2005, Afonso et al. 2013, Rezende et al. 2008, Santos et al. 2008, Santos & Gentil 2009, entre outros). Deve-se observar, entretanto, que o período no qual predominavam medidas de onerações tributárias encerrou-se em 2004, e o decênio 2005–2014 caracterizou-se por crescentes desonerações<sup>1</sup>. Além disso, o avanço da carga ficou concentrado no período 1988–2005, e no período subsequente o indicador mostrou-se relativamente estável ao redor de 33,4% do PIB sem evidenciar tendência expansiva. Por essas razões, este trabalho dedica-se a um paradoxo pouco explorado na literatura: por que a carga tributária se manteve rígida às significativas desonerações?

A próxima seção sintetiza os principais argumentos subjacentes à literatura que analisa o processo de evolução da CTB, explora sua dinâmica mais recente e destaca as significativas desonerações tributárias do decênio 2005–2014. A seção 3 apresenta uma análise descritiva a partir da decomposição da CTB pelas bases econômicas de incidência dos tributos. Os objetivos serão identificar as principais trajetórias dos componentes da carga e avaliar suas relações com as bases econômicas e possíveis influências das desonerações tributárias. As séries utilizadas neste trabalho e os critérios de classificação são atualizações de Orair (2013), que seguem as recomendações do novo sistema de estatísticas fiscais (FMI 2001, 2014).

A análise será aprofundada na seção seguinte, que apresenta uma modelagem econométrica de parâmetros variáveis para as séries mensais dos componentes das receitas tributárias. Segue-se, assim, a pouco extensa literatura econométrica brasileira que considera a possibilidade de inconstância paramétrica nos modelos das receitas públicas.<sup>2</sup> A vantagem dessa abordagem é captar explicitamente as alterações ao longo do tempo, tanto na elasticidade da arrecadação em relação à sua base tributável quanto no termo autônomo por fatores não observáveis, por exemplo, alterações originadas das mudanças na legislação tributária e melhorias no aparelho de arrecadação ou no grau de formalização da economia. Essa abordagem mostra-se útil para os propósitos deste estudo, que procura avaliar as relações dos componentes das receitas tributárias com as respectivas bases de incidência e as influências das constantes desonerações e onerações tributárias nessas relações. Este será o ponto de partida no desenvolvimento de uma explicação plausível para o paradoxo de desonerações em alta com rigidez da carga tributária.

---

<sup>1</sup>Ao longo do trabalho, o termo oneração tributária será utilizado para se referir às modificações na legislação responsáveis pela criação ou majoração de alíquotas e de bases de incidência dos tributos. Por oposição, o termo desoneração tributária corresponderá às eliminações ou reduções de alíquotas e bases de incidência dos tributos, incluindo-se deduções e regimes especiais de tributação.

<sup>2</sup>Hernández (1998), Portugal (2001), Santos et al. (2008), Medrano et al. (2009, entre outros.); Santos et al. (2008) apresentam uma resenha da literatura econométrica sobre modelagem das receitas públicas brasileiras.

## 2 Panorama da CTB – 1988/2014

A figura 1 apresenta estimativas anuais do período 1988–2014 que permitem visualizar o movimento de ascensão da CTB, quando avançou 10 pontos percentuais (p.p.) ao partir de níveis próximos a 23% para superar 33% do PIB. Esse avanço ficou concentrado no período 1988–2005 e, no decênio 2005–2014, a carga passou a oscilar ao redor de 33,4% do PIB sem evidenciar uma tendência expansiva, como se pode visualizar de maneira mais precisa no indicador mensal da figura 2. Diversos estudos abordaram o fenômeno de ascensão da CTB após a CF/1988 e convergem ao enfatizarem o papel das onerações tributárias, principalmente contribuições sociais (Giambiagi 2002, 2006, 2008, Khair et al. 2005, Afonso et al. 2013, Rezende et al. 2008, Santos & Gentil 2009, entre outros.)

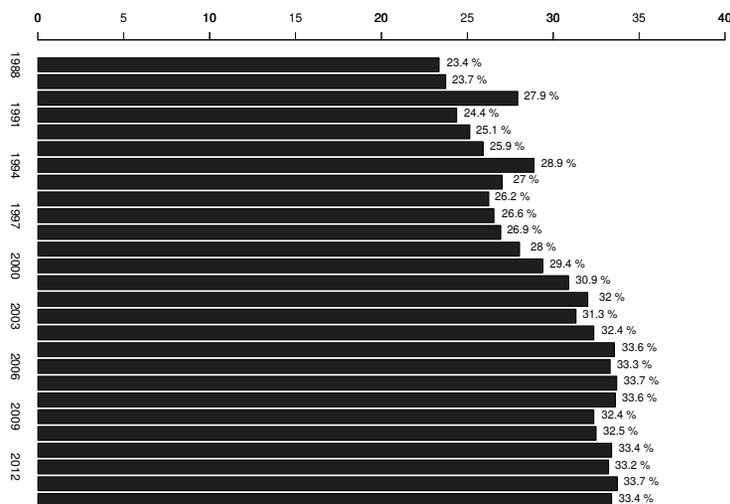
É possível, entretanto, identificar uma reorientação da motivação por trás dessas onerações ao longo do tempo. A elevação da CTB processou-se inicialmente pelas sucessivas regulamentações das contribuições sociais com objetivo primordial de custear as despesas de seguridade social, conforme abordado por Varsano (1996), Varsano et al. (1998), Oliveira (2010) e Rezende et al. (2008). Esses autores destacam que o recurso às contribuições sociais, não compartilhadas com governos subnacionais e vinculadas às despesas de seguridade social, foi o mecanismo encontrado para equacionar o descompasso na estrutura de financiamento e reverter a descentralização tributária advindos das reformas na CF/1988. Reformas que, simultaneamente, restringiram os recursos disponíveis para a União e ampliaram as obrigações do Estado brasileiro na área social.

A reorientação ocorreu quando o ajuste das contas públicas tornou-se imperativo na adoção do regime de metas fiscais em 1999. A política fiscal sofreu profunda modificação, que fez com que o superavit primário das administrações públicas saísse de um patamar próximo a zero no final de 1998 para mais de 4% do PIB em 2005, enquanto a CTB cresceu 6,6 p.p. no PIB no mesmo período. Os analistas da política fiscal passam então a destacar o padrão de ajuste que ocorreu predominantemente pela expansão das receitas (Giambiagi 2002, 2006, 2008, Rezende et al. 2008, Santos & Gentil 2009, Oliveira 2010). As onerações das contribuições sociais permaneceram sendo alvo preferencial dos administradores tributários e foram reorientadas para um duplo objetivo:

- i) financiar as despesas da área social, ampliadas pelas necessidades adicionais de recursos de políticas como valorização do salário-mínimo e programas sociais de transferência de renda;
- ii) propiciar receitas adicionais para sustentar o ajuste fiscal (Rezende et al. 2008).

Santos & Gentil (2009) observam ainda que os aumentos legislados na carga tributária não ocorreram de maneira gradual. Os autores destacam o caráter pró-cíclico do padrão de ajuste fiscal e suas repercussões negativas no nível de atividade econômica, sob o argumento de que as onerações tributárias foram propostas mais frequentemente nas situações emergenciais (crises cambiais de 1998–1999 e 2002–2003), com a finalidade de ampliar o resultado primário em resposta aos desequilíbrios financeiros da dívida pública. A importância dos desequilíbrios da dívida pública na orientação da política fiscal e, mais especificamente, na motivação das onerações tributárias também

é ressaltada em Rezende et al. (2008) e Oliveira (2010) e corroborada pelas abordagens empíricas de De Mello (2005) e Santos et al. (2008).

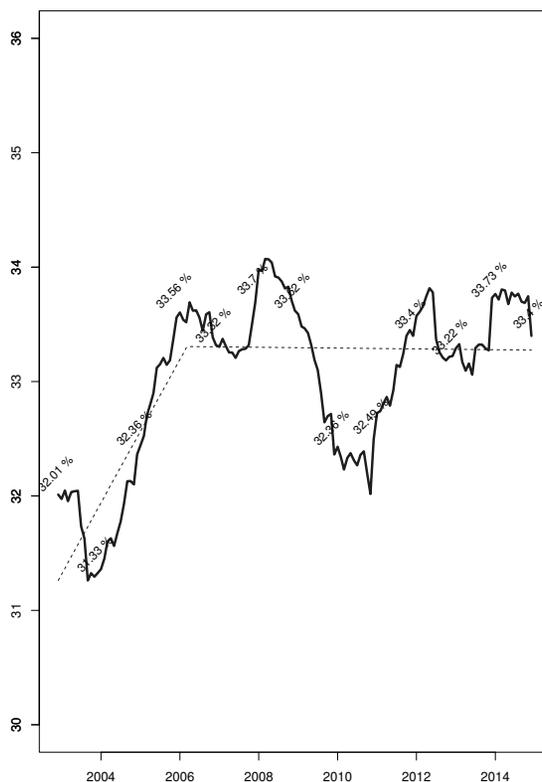


Fonte: Dados do PIB das contas nacionais; Estatísticas do Século XX do IBGE no período 1988–1994; Santos et al. (2008) para 1995–2001; e cálculos próprios 2002–2014. Elaboração do autor.

**Figura 1:** CTB (1988–2014) (Valores em participação (%) no PIB)

Pode-se, assim, afirmar que as análises convergem no sentido de destacar a expansão da CTB e atribuir essa dinâmica primordialmente aos aumentos legislados dos tributos e preferencialmente das contribuições sociais, sob o duplo propósito de financiar despesas de seguridade social e prover recursos adicionais para sustentar o ajuste fiscal. Também há convergência sobre a importância dos desequilíbrios financeiros da dívida pública enquanto determinante fundamental dos ajustes fiscais após 1998 e, devido ao padrão de ajuste prevalecente, do processo de elevação da carga tributária<sup>3</sup>. Essa linha básica de argumentação parece válida no período 2002–2005. O expressivo desajuste cambial da ordem de 9,8% do PIB na crise de 2002 levou a dívida líquida do setor público (DLSP) para o mais alto patamar da história recente (59,8% do PIB). Isso motivou o anúncio de aumento na meta de superávit primário no ano seguinte de 3,75% para 4,25%. A necessidade de ampliar a arrecadação precipitou inúmeras modificações na legislação tributária nos anos 2003 e 2004, que impulsionaram o crescimento da CTB até 2005. Mantendo-se inalteradas as características essenciais do padrão de ajuste que caracterizou o período anterior e as tendências mais gerais da política fiscal qualificada como *spend-and-tax-policy* (Giambiagi 2006, 2008, Rezende et al. 2008).

<sup>3</sup>Identificar certa convergência na literatura sobre os fatores explicativos da tendência de ascensão da CTB não implica negar controvérsias sobre as causas e consequências do fenômeno. A causa fundamental da elevação da carga tributária é atribuída aos desequilíbrios da política fiscal (rigidezes e incapacidade de contenção de despesas) nas abordagens convencionais de Rezende et al. (2008) e Giambiagi (2002, 2006, 2008). Por sua vez, os autores de perfil heterodoxo, como Lopreato (2002, 2006), argumentam que a política fiscal ocupou papel subordinado nas interações com as políticas monetária e cambial. A raiz dos desequilíbrios fiscais e os determinantes fundamentais da condução da política fiscal encontram-se na má gestão das demais políticas macroeconômicas.



Fonte: Indicador mensal do PIB do Banco Central e cálculos próprios da carga tributária. Elaboração do autor.

**Figura 2:** CTB em frequência mensal (dez./2002–dez./2014) (Valores anualizados em participação % no PIB)

A política fiscal e, mais precisamente, a política tributária do período desde 2005 possuem características qualitativamente distintas. Em primeiro lugar, a DLSP passou a mostrar tendência de declínio até alcançar 31,5% do PIB em 2013, apesar da inflexão para 34,1% do PIB em 2014. A composição da DLSP passou por profunda alteração, com desindexação em relação ao câmbio e conversão do país em credor externo líquido, que fez com que os ajustes cambiais perdessem importância enquanto condicionantes do endividamento. Os impactos dos ajustes cambiais sobre a DLSP foram em média de  $-0,64\%$  do PIB ao ano no decênio 2005–2014, no sentido de reduzir o endividamento, e, no ano da crise cambial de 2008, foi de  $-2,5\%$  do PIB. Conferindo-se margem para a flexibilização do regime fiscal e para uma resposta anticíclica da política fiscal, que incluiu um amplo pacote de desonerações tributárias.

As próprias metas de superavit primário foram reduzidas e gradualmente flexibilizadas pela introdução do mecanismo que permite deduzir investimentos prioritários (2005) e pela exclusão das estatais Petrobras e Eletrobras (2008 e 2009). Isso resultou na redução do limite de superavit primário para fins de cumprimento da meta fiscal de 4,19% do PIB em 2005 para 1,80% em 2013, quando a margem de dedução foi ampliada para também contemplar as desonerações tributárias. O teto de dedução de investimentos e desonerações foi retirado no ano seguinte e a meta formal de 3,1% do PIB foi cumprida com

um *deficit* primário de 0,6%. A mudança na condução da política fiscal fica mais evidente na abordagem empírica de Schettini et al. (2011), que analisa o resultado estrutural das administrações públicas, controlado pelos efeitos das receitas não recorrentes e dos ciclos econômicos, e identifica um movimento de flexibilização fiscal após 2004. Barbosa (2013) e Lopreato (2014) também argumentam em favor da inflexão para uma política fiscal expansionista após o ajuste macroeconômico do período 2003–2005.

A reorientação da política fiscal se expressou na política tributária do decênio 2005–2014, que deixou de ser caracterizada pelo predomínio das onerações. É claro que existiram medidas pontuais como as majorações das alíquotas do Imposto sobre Operações Financeiras (IOF) e da CSLL sobre instituições financeiras em 2008 – cujos impactos na arrecadação nesse ano, estimados pela Secretaria da Receita Federal do Brasil (SRFB), foram respectivamente de R\$ 8,4 bilhões e R\$ 2,1 bilhões, com o propósito de compensar o fim da Contribuição Provisória sobre Movimentação Financeira (CPMF) de R\$ 40,6 bilhões. Já as medidas de desonerações foram implementadas sistematicamente e cresceram ao longo do período, até o elevado patamar de R\$ 112,1 bilhões no ano de 2014 mostrado na tabela 1.

A tabela 1 apresenta as desonerações instituídas pelo governo federal e sua análise permite traçar uma caracterização da política tributária. Em primeiro lugar, a política tributária ficou marcada pelo expressivo pacote de desonerações anticíclicas de enfrentamento da crise internacional em 2008 – alíquotas reduzidas do Imposto sobre Produtos Industrializados (IPI) de bens duráveis e materiais da construção civil e do IOF sobre crédito das pessoas físicas – e suas sucessivas prorrogações com o intuito de reativar o nível de atividade econômica que se desacelerou novamente após 2010.

As desonerações de caráter conjuntural da política anticíclica foram perdendo importância em função da recomposição gradual de alíquotas e, sobretudo, da expansão extraordinária das desonerações de caráter mais estrutural no âmbito da política industrial. As desonerações orientadas para estimular investimentos e setores econômicos (regimes especiais, programas e desonerações da folha salarial) ganharam força com o lançamento do Plano de Aceleração do Crescimento (PAC) em 2007 e da Política de Desenvolvimento Produtivo (PDP) em 2008, e alcançaram volumes expressivos após o programa Brasil Maior (2011). Destacando-se as desonerações da folha salarial, destinadas inicialmente a setores mais específicos – principalmente pequenos empresários, tecnologia da informação, construção civil e segmentos industriais intensivos em mão de obra – e foram se alargando em benefício de segmentos mais amplos como o comércio varejista. Por último, vale mencionar as reduções para alíquota zero na Contribuição de Intervenção no Domínio Econômico (Cide) sobre combustíveis e nos tributos federais sobre produtos da cesta básica, enquanto instrumento auxiliar da política anti-inflacionária e, no caso da cesta básica, com o objetivo adicional de reduzir o grau de regressividade da tributação.

Esse panorama sugere uma inflexão em relação à tendência e aos fatores explicativos da dinâmica da carga tributária. O período anterior a 2005 se caracterizou por tendência expansiva da CTB, a qual, segundo a visão predominante na literatura, pode ser atribuída primordialmente aos aumentos legislados dos tributos e preferencialmente das contribuições sociais sob o duplo propósito de financiar despesas de seguridade social e prover recursos adicionais para sustentar o ajuste fiscal. Vale ressaltar também o papel dos de-

**Tabela 1:** Estimativas das desonerações tributárias do governo federal (Valores em R\$ bilhões)

Descrição	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	Total
IPI de bens duráveis (veículos, eletrodomésticos, eletroeletrônicos e móveis) e materiais da construção civil				5,5	2,8	3,6	8,3	10,1	8,5	38,9
IOF sobre crédito de pessoa física			0,2	2,5	0,0	0,0	2,3	3,6	4,0	12,6
Estímulos à aquisição de bens de capital, regimes especiais e programas setoriais ou de apoio o às exportações e ao desenvolvimento tecnológico	2,5	2,4	3,3	1,6	1,3	2,0	12,6	15,3	17,2	58,1
Folha salarial (contribuições previdenciárias) de setores produtivos						0,3	4,1	12,7	23,7	40,8
Cide sobre combustíveis			2,1	1,5	0,4	0,8	8,5	11,5	12,7	37,4
Produtos da cesta básica								5,7	8,1	13,8
Operações de câmbio e aplicações financeiras			0,3	0,3	0,0	0,5	1,2	1,9	2,1	6,3
Reajuste das faixas e correção da tabela do IRPF	2,2	1,5	3,3	5,6	3,3	1,6	2,4	2,6	2,8	25,3
Instituição do Simples Nacional e reajuste das faixas	3,0	2,3	1,5	0,0	0,0	0,0	5,3	5,9	6,5	24,4
Mudança na base de cálculo do PIS-Cofins sobre importações								0,7	3,6	4,4
Fim da CPMF			40,6							40,6
Não classificados	1,2	1,0	2,2	17,1	20,0	15,4	17,7	8,7	22,8	106,1
Total	9,0	7,1	53,6	34,1	27,7	24,2	62,4	78,6	112,1	408,7

Fonte: Dados das estimativas de alterações na legislação tributária e de renúncia fiscal da SRFB. Elaboração do autor.

sequilíbrios financeiros da dívida pública enquanto determinante fundamental dos ajustes fiscais após 1998 e, devido ao padrão de ajuste prevalecente, do processo de elevação da carga tributária. Por sua vez, o período desde 2005 se caracterizou pela redução no nível da dívida pública e nos impactos dos desequilíbrios financeiros nesse endividamento, ao mesmo tempo que foi iniciado um movimento de flexibilização da política fiscal com consequente redução das metas e resultados fiscais primários. Tampouco parece correto concluir que a política tributária tenha sido caracterizada pelo predomínio das onerações. A análise sugere que as onerações pontuais foram ao menos neutralizadas pelas significativas medidas tomadas no sentido contrário e que o período no qual predominavam aumentos da CTB por onerações tributárias encerrou-se em 2004.

Mais importante ainda é que não existem indícios de tendência expansiva no decênio 2005–2014 em que a carga oscilou ao redor de níveis próximos a 33,4% do PIB, como se pode verificar nas figuras 1 e 2. Salvo a redução temporária no biênio 2009–2010 que foi influenciada pela crise econômica e por medidas do governo de enfrentamento via desonerações anticíclicas e programa de parcelamento de dívidas tributárias conhecido como Refis da Crise. A recuperação da CTB para 33,4% do PIB ocorreu em 2011, uma vez superados os impactos mais imediatos da crise, iniciado o desmonte parcial do pacote de desonerações anticíclicas e restabelecidos os fluxos de pagamentos das dívidas tributárias.<sup>4</sup> Os parcelamentos de dívidas tributárias ocasionaram receitas extraordinárias nos anos mais recentes, destacando-se a ampliação do Refis federal em 2013, que provocou um salto no indicador mensal da CTB (figura 2) de 33,3% do PIB em novembro de 2013 para 33,7% no mês seguinte. Após deixar de sofrer essa influência extraordinária, o indicador retornou para 33,4% no final de 2014, valor próximo da média de 33,3% do decênio 2005–2014 e um pouco abaixo dos 33,6% de 2005.

Faz-se necessário, nesse contexto, atualizar as linhas básicas de argumentação presentes nas principais análises sobre a dinâmica da CTB e incorporar hipóteses compatíveis com um paradoxo do decênio 2005–2014: por que a carga tributária se manteve rígida às significativas desonerações? Esse paradoxo foi pouco explorado na literatura que está orientada principalmente para interpretar a tendência de elevação da carga tributária com foco nos aumentos legislados dos tributos que prevaleceram no período desde a CF/1988. Mesmo porque a estabilidade da carga somente ficou evidente após a atualização das informações do PIB na nova série do Sistema de Contas Nacionais (SCN) referência 2010, divulgada pelo IBGE em 2015, que, via aumento do denominador, reduziu os indicadores da CTB no decênio 2005–2014.

Ainda assim, pode-se identificar estudos cuja ênfase não necessariamente reside nos aumentos legislados dos tributos. Esse é o caso de Santos et al. (2008) que utilizam técnicas não lineares para modelar a dinâmica da carga tributária e identificam uma mudança de regime no período 2004–2007. Os resultados sugerem que a CTB respondeu mais intensamente ao nível de atividade econômica no regime que prevaleceu nos períodos 1995–1996 e 2002–2004. Diferentemente do regime dos períodos 1997–2001 e 2005–2007, de maior sensibilidade à dívida pública e pouca influência do PIB. A partir desses resultados, os autores conjecturam, sem aprofundar a análise, que os des-

---

<sup>4</sup>Ver SRFB (2012, 2013) e Orair (2014) para uma análise dos impactos extraordinários dos programas de parcelamento da dívida sobre a arrecadação.

colamentos da CTB em relação à dinâmica do PIB no período 1997–2001 estão associados às mudanças na legislação tributária, e no período 2005–2007 ao processo de formalização da economia brasileira. Orair (2014) apresenta uma análise descritiva da CTB, decomposta por bases de incidência e por setores econômicos, e argumenta que as causas da sua elevação durante 2004–2011 estão mais relacionadas às características do padrão de crescimento econômico – expansão da massa salarial, grau de formalização e lucratividade de setores econômicos mais beneficiados pelo crescimento (construção civil, indústria extrativa e segmentos dos serviços, entre outros) – que às alterações na legislação tributária.

Este trabalho considera uma hipótese semelhante como ponto de partida: a possibilidade de que as bases de incidência de determinados tributos tenham crescido acima do PIB e impulsionado a arrecadação mesmo diante das desonerações tributárias. As duas próximas seções serão dedicadas a explorar as trajetórias dos componentes da carga tributária decompostos por bases de incidência e suas relações com as bases tributáveis e desonerações tributárias.

### 3 CTB e Bases de Incidência – 2005/2014

A tabela 2 apresenta a evolução da CTB decomposta pelas bases econômicas de incidência dos tributos. O aspecto mais interessante dessa decomposição é que, apesar da relativa estabilidade do agregado da carga, seus componentes mostram trajetórias muito distintas no decênio 2005–2014. Permitindo-se diferenciar os componentes que contribuíram para o crescimento da CTB daqueles que contribuíram no sentido oposto.

Entre os que mais contribuíram para o crescimento, destacam-se os agrupamentos de tributos com característica comum de incidirem principalmente sobre os rendimentos do trabalho. Incluem-se aqui: *contribuições sociais* (+0,64 p.p. no decênio 2005–2014), que incidem sobre a folha de pagamento e se diferenciam dos impostos pela vinculação às despesas de seguridade social; *impostos sobre a folha de pagamento* (+0,52 p.p.); e *impostos sobre renda, lucro e ganhos de capital – pessoas físicas* (+0,38 p.p.). A base de incidência deste último agrupamento, apesar de mais ampla, também possui relação muito próxima com os rendimentos do trabalho, devido, em grande medida, a uma peculiaridade da legislação brasileira que isenta, na pessoa física, as principais fontes de rendas de empresários e capitalistas ou profissionais liberais e autônomos (distribuições de lucros e dividendos e determinadas aplicações financeiras).

A dinâmica da arrecadação não parece dissociada dos rendimentos do trabalho na economia brasileira. O período em questão caracterizou-se pela inflexão da participação da renda dos empregados no PIB que, segundo os últimos dados disponíveis das contas nacionais, caiu de 42,6% para 39,3% durante 1995–2004 e passou a crescer até 42,2% em 2011. Em simultâneo à ampliação no grau de formalização do mercado de trabalho: as ocupações com vínculo representavam cerca de 45% do total no período 1995–2002 e cresceram até 55,2% em 2012, segundo as informações da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (Pnad) do IBGE. A figura 3 apresenta informações mensais que reforçam os indícios, sobretudo após 2005, de correlação forte entre remunerações dos ocupados com vínculo e arrecadação dos tributos que incidem principalmente sobre a renda do trabalho.

É claro que destacar essa correlação não implica negar a existência de outros fenômenos tributários que influenciaram a arrecadação, com destaque para as desonerações que colaboraram para que as contribuições sociais deixassem de crescer em proporção do PIB a partir de 2012 (tabelas 1 e 2).<sup>5</sup> Por ora, cumpre apenas ressaltar que as três categorias de tributos que incidem principalmente sobre a renda do trabalho apresentaram trajetórias de expansão quase ininterruptas, totalizando 1,55 p.p. do PIB no decênio 2005–2014, e que há evidência, a ser avaliada com mais rigor na próxima seção, de um vínculo estreito com a parcela formalizada das remunerações dos empregados.

Os *impostos sobre o comércio e as transações internacionais* incidem quase integralmente sobre as importações (99% do total) e também contribuíram para a elevação da CTB no decênio 2005–2014 (+0,23 p.p.). A figura 3 mostra dois episódios de descolamentos da arrecadação em relação aos fluxos de importações na economia brasileira, explicáveis por alterações na legislação tributária que ocasionaram crescimento extraordinário em 2004 e queda em 2014.<sup>6</sup> Desconsiderados estes eventos, verifica-se uma correlação forte entre as trajetórias da arrecadação e das importações, as quais mostraram grande volatilidade em relação aos ciclos do produto e uma tendência expansiva ao longo do período no qual as importações passaram de 11,8% do PIB em 2005 para 14,3% em 2014. Essa correlação também será explorada na próxima seção.

Na direção contrária, *impostos sobre bens e serviços e impostos sobre renda, lucro e ganhos de capital – pessoa jurídica* contribuíram para reduzir a CTB na tabela 2. Os *impostos sobre bens e serviços* formam o mais expressivo componente da carga que alcançou 15,8% do PIB em 2005, após o avanço de 0,34 p.p. no período 2002–2005 de mudanças no regime de tributação do PIS/Pasep-Cofins, que se revelou um instrumento de aumento da arrecadação. A dinâmica no decênio 2005–2014 mostrou forte correlação com os ciclos econômicos (figura 3), mas apresentando taxas de crescimento da arrecadação mais comumente inferiores ou muito próximas das taxas de crescimento do produto. Isso é compatível com o fato de concentrarem algumas das principais desonerações (fim da CPMF, medidas anticíclicas no IPI, incentivos aos investimentos e setoriais etc.). Ainda que, em momentos específicos nos anos 2011 e 2013, as taxas de crescimento da arrecadação tenham sido mais elevadas. Momentos esses que coincidem com períodos de desmonte parcial do pacote de desonerações anticíclicas e receitas extraordinárias dos programas de parcelamentos de dívidas tributárias. Os impostos sobre bens e serviços alcançaram 14,0% do PIB em 2014, quando deixa de haver influência da arrecadação extraordinária do parcelamento de dívidas tributárias, com queda expressiva

---

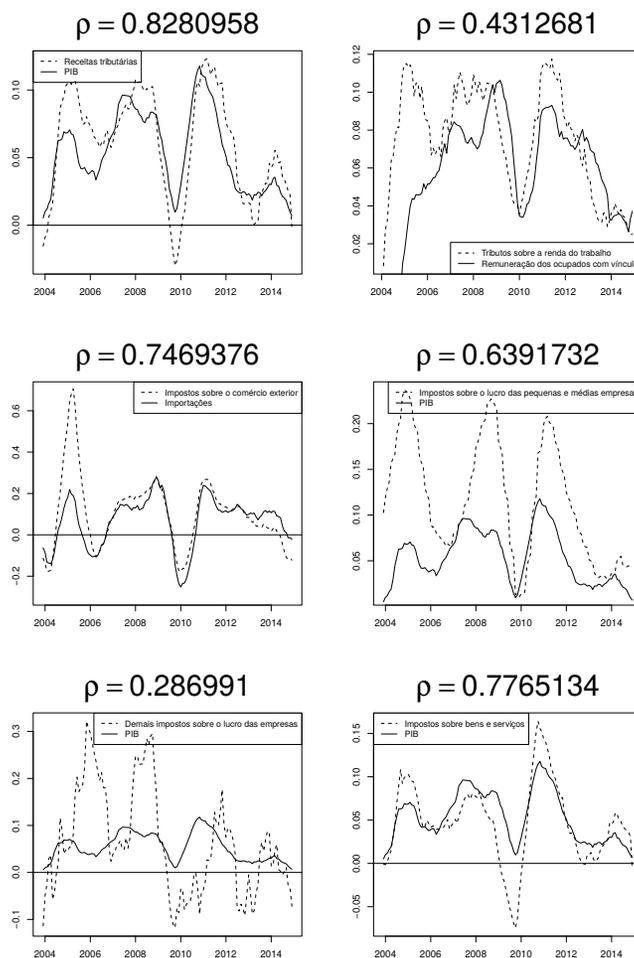
<sup>5</sup>Entre os quais: *i*) aumento da base de cálculo do IRPF, cujos limites de isenção e faixas de alíquotas progressivas apenas repuseram a inflação, no contexto de crescimento da massa salarial acima do PIB; *ii*) instrumentos tributários de incentivo à formalização e ampliação da cobertura da previdência social, como as alíquotas reduzidas sobre contribuinte individual e facultativo (2006) e microempreendedor individual (2008); *iii*) ampliação da base de cálculo de grande parcela das contribuições sociais e dos impostos sobre a folha de pagamento vinculadas ao salário-mínimo que cresceu ao longo do período; e *iv*) desonerações de contribuições previdenciárias após 2011, por meio da redução de alíquotas com substituição da base de incidência da folha de pagamento para a receita bruta de determinados setores produtivos.

<sup>6</sup>A majoração de alíquotas do PIS/Pasep-Cofins em maio de 2004, com estimativas de impacto na arrecadação de R\$ 7,2 bilhões e R\$ 10,4 bilhões nos anos 2004 e 2005; e a mudança na sua base de incidência para o valor aduaneiro (cálculo por fora) a partir de outubro de 2013, que reduziu a arrecadação em R\$ 0,7 bilhões e R\$ 3,6 bilhões em 2013 e 2014.

Tabela 2: CTB por bases de incidência (2002-2014)

Descrição	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008
Impostos sobre renda, lucros e ganhos de capital – Pes-soas físicas	1,88	1,94	2,01	2,15	2,12	2,22	2,37
Impostos sobre renda, lucros e ganhos de capital – Pes-soas jurídicas	2,92	2,72	2,78	3,34	3,26	3,65	3,91
Impostos sobre renda, lucros e ganhos de capital – Não classificáveis	1,63	1,58	1,32	1,38	1,36	1,24	1,31
Impostos sobre a folha de pagamento	2,10	2,06	2,05	2,13	2,19	2,15	2,20
Contribuições sociais	5,77	5,71	6,04	6,28	6,38	6,43	6,38
Impostos sobre a propriedade	1,04	1,03	1,02	1,04	1,06	1,08	1,07
Impostos sobre o comércio e as transações internacionais	1,20	1,05	1,44	1,43	1,44	1,55	1,84
Impostos sobre bens e serviços	15,48	15,23	15,70	15,82	15,50	15,38	14,53
CTB	32,01	31,33	32,36	33,56	33,32	33,70	33,62
Descrição	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2005-2014
Impostos sobre renda, lucros e ganhos de capital – Pes-soas físicas	2,22	2,26	2,39	2,47	2,45	2,54	0,38
Impostos sobre renda, lucros e ganhos de capital – Pes-soas jurídicas	3,68	3,32	3,58	3,10	3,31	3,11	-0,23
Impostos sobre renda, lucros e ganhos de capital – Não classificáveis	1,20	1,10	1,28	1,20	1,23	1,27	-0,10
Impostos sobre a folha de pagamento	2,30	2,23	2,32	2,46	2,56	2,65	0,52
Contribuições sociais	6,63	6,64	6,76	6,95	6,89	6,93	0,64
Impostos sobre a propriedade	1,14	1,09	1,09	1,13	1,15	1,22	0,18
Impostos sobre o comércio e as transações internacionais	1,49	1,67	1,79	1,90	1,90	1,66	0,23
Impostos sobre bens e serviços	13,71	14,20	14,19	14,01	14,24	14,04	-1,78
CTB	32,36	32,49	33,40	33,22	33,73	33,40	-0,16

Fonte: Dados das contas nacionais do IBGE e cálculos próprios das receitas tributárias. Elaboração do autor.



Elaboração do autor. Obs.: As séries estão descritas na tabela 3 da seção 4.2.

**Figura 3:** Séries das taxas reais anualizadas de crescimento dos tributos e dos indicadores das bases de incidência e coeficientes de correlação de Pearson dessas séries

de 1,78 p.p. do PIB no decênio 2005-2014.

Analogamente, os *impostos sobre a renda, lucro e ganhos de capital – pessoa jurídica* merecem destaque na tabela 2 pela queda de 0,23 p.p. no decênio 2005–2014 e porque também foram alvo de inúmeras desonerações. A dinâmica desse agrupamento de impostos apresentou padrões muito distintos de acordo com o regime de tributação. A arrecadação no regime de lucro presumido – mais tipicamente adotado em pequenas e médias empresas (PMEs) com teto de faturamento de R\$ 48 milhões, entre outras restrições – mostrou tendência de expansão gradual: ampliação da participação no PIB de 0,59% para 0,86% no decênio (+0,27 p.p.). A base de incidência é o faturamento (e não o lucro), sobre o qual aplica-se uma alíquota que varia de acordo com a atividade econômica da empresa para presumir uma margem de lucro. Deriva daí a forte correlação entre a trajetória da arrecadação e os ciclos de atividade econômica que pode ser visualizada na figura 3.

De acordo com os dados da declaração de IRPJ divulgados pela SRFB, os

contribuintes que apuram no regime de lucro presumido passaram de cerca de 0,6 para aproximadamente 1 milhão de empresas.<sup>7</sup> Na prática, fica muito difícil atribuir quanto do crescimento da arrecadação e da base de empresas contribuintes deve-se a fenômenos motivados por aspectos mais restritos ao planejamento tributário e o quanto pode ser atribuído a outros fenômenos mais gerais. Ainda assim, há que mencionar, primeiramente, fenômenos como a terceirização e a *pejotização* abordados em Afonso (2014) e Castro (2014). A expansão da base de contribuintes nesses casos ocorre mais na forma de mudança na composição, com a conversão de contratos de pessoas físicas (profissionais liberais e autônomos) e trabalhadores assalariados para pessoas jurídicas prestadoras de serviços muitas vezes individuais, motivados por auferir benefícios tributários. Em segundo lugar, deve-se destacar um processo mais geral de ampliação da base de contribuintes pela formalização das empresas, favorecido por condições macroeconômicas e políticas públicas, e analisado em Corseuil et al. (2014). Os aspectos centrais a serem destacados aqui é que a parcela dos impostos sobre o lucro das empresas que recai tipicamente nas PMEs mostrou taxas de crescimento da arrecadação persistentemente mais elevadas que as taxas do produto na figura 3 e isso reflete diretamente a expansão da base de contribuintes.

Os demais impostos sobre os lucros das empresas (exclusive regime de lucro presumido) apresentaram queda de 0,50 p.p. do PIB no decênio 2005–2014 com tendências distintas nos períodos intermediários. Expansão até a eclosão da crise internacional e retração no período subsequente (2,40% do PIB em 2004, auge de 3,60% em outubro de 2008 e 2,53% em 2014). Essa parcela residual da arrecadação compõe-se quase integralmente pela apuração no regime de lucro real por meio de alíquotas diretas sobre os lucros contábeis das cerca de 150 mil maiores empresas do país – que não se enquadram nos critérios ou optam por não participar do regime de lucro presumido –, quantidade que não variou muito nos últimos anos, com faturamento real médio de R\$ 44,0 milhões em 2012.

Esse é o agrupamento de impostos na figura 3 que mostrou correlação mais fraca e maiores descolamentos em relação aos fluxos de produção. Algumas mudanças na legislação tributária explicam parcialmente esses descolamentos.<sup>8</sup> Outra natureza de eventos atípicos está relacionada à tributação sobre ofertas públicas de ações discutida em SRFB (2007) e, de maneira mais geral, às condições excepcionais do mercado financeiro no período de *boom* pré-crise internacional. Tais condições ensejaram movimentos de valorização de ativos, ampliação do volume de negociações e reestruturação das empresas que impulsionaram a arrecadação de maneira relativamente independente dos lucros operacionais e dos fluxos de produção. Seja diretamente via tributação na re-

---

<sup>7</sup>As empresas no lucro presumido aumentaram de 629,9 mil para 1.170,5 mil durante 2002–2008, enquanto a média da receita bruta em valores reais pouco se alterou (R\$ 648,1 e R\$ 641,4 mil). No período 2008–2012 houve estabilização em cerca de 1 milhão de empresas, com crescimento mais rigoroso da receita média das empresas que alcançou R\$ 970,7 mil em 2012, devido à migração de empresas de pequeno porte para o regime Simples. As pequenas e microempresas enquadradas no Simples cresceram em todo o período (de 2,3 milhões em 2005 para 3,5 milhões no ano de 2012), mas representam uma parcela apenas residual na arrecadação da CSLL e IRPJ (3% do total).

<sup>8</sup>Por exemplo, os aumentos das alíquotas da CSLL sobre prestadores de serviços a partir de 2005 e sobre as instituições financeiras em 2008; e os programas de refinanciamento de dívidas tributárias que geraram receitas anormalmente baixas no ano de 2010 e choques positivos extraordinários em 2011 e 2013.

alização dos ganhos de capital ou indiretamente pelo crescimento dos lucros não operacionais. Assim como contribuem para explicar o declínio relativo da arrecadação no período de reversão das condições do mercado financeiro pós-crise.

Uma limitação que dificulta essa análise é a inexistência de informações que quantifiquem os lucros operacionais e não operacionais das grandes empresas brasileiras. O máximo que se pode obter são aproximações como saldo das rendas primárias das empresas no SCN/IBGE, com informações até 2011, ou a receita bruta das empresas que apuram pelo lucro real na consolidação da DIPJ/SRFB, no período 2008–2012. O saldo das rendas primárias cresceu em proporção da renda nacional bruta de 21,3% para 22,8% nos anos 2004–2007 e, após a crise internacional, reverteu para 20,8% em 2009 e 18,7% em 2011. O faturamento das empresas no regime de lucro real foi de R\$ 6,986 trilhões no ano de 2008 (em valores constantes) e, após brusca queda para R\$ 6,024 trilhões em 2009 com recuperação no ano seguinte para R\$ 6,704 trilhões, passou a mostrar relativa estagnação, tendo alcançado R\$ 6,655 trilhões no ano de 2012. Esses indicadores sugerem que a trajetória dos lucros macroeconômicos, caracterizada pelo crescimento acima do produto no pré-crise internacional e declínio no período posterior, assemelha-se ao que aconteceu nos impostos sobre lucro das grandes empresas.

Em resumo, os *impostos sobre a renda, lucro e ganhos de capital – pessoa jurídica* mostraram tendências distintas de acordo com o regime de tributação e entre os períodos intermediários do decênio 2005–2014. A arrecadação no regime de lucro presumido, que recai mais tipicamente sobre as PMEs, apresentou tendência de expansão em proporção do PIB e correlação com os ciclos econômicos e com a ampliação da base de empresas contribuintes. A parcela restante, que compreende sobretudo os impostos sobre as grandes empresas no regime de lucro real, apresentou tendência expansiva durante o *boom* pré-crise internacional e inflexão para declínio na reversão subsequente. O grau de correlação com os fluxos de produção mostrou-se mais fraco e sujeito a descolamentos que podem ser atribuídos à natureza volátil dos lucros operacionais e a fatores atípicos como as alterações na legislação tributária e ganhos extraordinários do período de *boom* do mercado financeiro.

Ressalte-se ainda que o declínio recente dos impostos sobre o lucro das grandes empresas foi bastante expressivo (–0,96 p.p. do PIB durante 2008–2014) e não somente superou sua própria expansão no período pré-crise (+0,46 p.p. em 2005–2008), como também aquela verificada nos impostos sobre o lucro das PMEs (+0,27 p.p. no decênio 2005–2014). Essa constatação é compatível com o fato de terem sido alvo de importantes medidas de incentivos tributários setoriais e aos investimentos. O agregado dos *impostos sobre a renda, lucro e ganhos de capital – pessoa jurídica* mostrou vultosas oscilações intermediárias com ligeira queda no patamar em proporção do PIB quando se considera o decênio 2005–2014 (–0,23 p.p. na tabela 2).

Pode-se, assim, afirmar que, por trás da rigidez do agregado da CTB durante o decênio 2005–2014, existem trajetórias muito distintas dos componentes de acordo com as bases econômicas de incidência. Por um lado, os tributos que incidem principalmente sobre os rendimentos do trabalho, importações e lucro das PMEs influenciaram no sentido de ampliar a CTB (+2,04 p.p. do PIB no decênio). Suas trajetórias guardam correlações com os crescimentos mais que proporcionais da parcela formalizada das remunerações dos empregados, importações e base de empresas contribuintes.

De outro lado, os impostos sobre o lucro das grandes empresas e sobre bens e serviços reduziram a carga (-2,28 p.p. do PIB) e são os agrupamentos que concentraram as mais significativas desonerações tributárias na tabela 1. A principal exceção corresponde às desonerações sobre folha salarial que colaboraram para que as contribuições sociais parassem de crescer em proporção do PIB desde 2012. Dito de outro modo, os agrupamentos de tributos sujeitos às principais medidas de desonerações mostraram queda considerável que foi neutralizada pelo crescimento de agrupamentos com comportamentos mais favoráveis das bases tributáveis. Mantendo-se o agregado da CTB relativamente rígido. A próxima seção aprofunda esta análise descritiva por meio de modelos econométricos para as receitas tributárias.

## 4 Modelagem de Parâmetros Variáveis

### 4.1 Modelo de espaço de estados

O arcabouço de espaço de estados é bastante geral no sentido de que qualquer modelo linear de série temporal pode ser formulado por meio da representação ou forma de espaço de estado.<sup>9</sup> A característica distintiva dessa abordagem é que se admite que as séries temporais observadas, reunidas no vetor  $y_t$  para  $t = 1, \dots, n$ , são formadas por componentes diferenciados de tendência, sazonalidade, ciclo, componente irregular e outros componentes da regressão. Esses componentes estruturais são modelados separadamente e, em seguida, reunidos para formar um único modelo denominado modelo de espaço de estados (MEE). A estrutura básica do MEE parte do pressuposto de que o desenvolvimento das séries temporais é determinado por uma série de vetores não observados  $\alpha_t$ , que em determinado período  $t$  é denominado estado da série, em conjunto com a série de valores observados  $y_t$ . A relação entre as séries observadas ( $y_t$ ) e os vetores não observados ( $\alpha_t$ ) é especificada pelo MEE segundo o seguinte sistema de equações:

$$y_t = Z_t' \alpha_t + \epsilon_t, \quad \epsilon_t \sim NID(0, H_t) \quad (1)$$

$$\alpha_t = T_t \alpha_{t-1} + R_t \eta_t, \quad \eta_t \sim NID(0, Q_t) \quad (2)$$

no qual (1) é denominada equação de observação e (2) é a equação de estado (ou equação de transição). A ideia subjacente ao modelo é relativamente simples: o desenvolvimento das séries temporais é determinado pelo vetor de estados  $\alpha_t$  de ordem  $m \times 1$  e que pode variar ao longo do tempo, já que possui uma estrutura autorregressiva de primeira ordem indicada na equação (2). Contudo, o vetor  $\alpha_t$  não pode ser observado diretamente e a análise deve se basear nas  $p$  séries temporais observadas no vetor  $y_t$  de dimensão  $p \times 1$ , conforme estabelecido pela equação de observação em (1). O objetivo do MEE, portanto, é estudar o desenvolvimento do estado da série ao longo do tempo ( $\alpha_t$ ) utilizando os valores observados ( $y_t$ ).

As matrizes  $Z_t$  e  $T_t$  são, respectivamente, as matrizes de observação e de transição, sendo  $Z_t$  de dimensão  $p \times m$  e  $T_t$   $m \times m$ . O vetor  $\epsilon_t$  de ordem  $p \times 1$

<sup>9</sup>O foco desta seção será sobre modelos lineares gaussianos, ainda que os avanços recentes dos MEEs sejam principalmente sobre modelagens não lineares e não gaussianas. Uma discussão mais detalhada pode ser vista em Harvey (1990) e Durbin & Koopman (2001).

contém os  $p$  resíduos da equação de observação – que seguem os supostos usuais e sua estrutura de variância-covariância está representada na matriz  $H_t$  de ordem  $p \times p$  – e formam o componente irregular dos MEEs. Os demais componentes estruturais da série temporal estão relacionados aos  $m$  elementos do vetor de estados ( $\alpha_t$ ), que podem incluir tendência, sazonalidade e outros componentes de regressão, a exemplo de variáveis explicativas e de intervenção.

Para exemplificar, suponha-se o modelo univariado, que será utilizado nas regressões para as receitas tributárias, definido pelo sistema de equações em (1) e (2) e pelos seguintes escalares, vetores e matrizes:

$$y_t = y_t; \alpha_t = \begin{pmatrix} \mu_t \\ \beta_t \\ \theta \\ \gamma_t \\ \gamma_{t-1} \end{pmatrix}; Z_t = \begin{pmatrix} 1 \\ x_t \\ w_t \\ 1 \\ 0 \end{pmatrix}; \epsilon_t = \epsilon_t; H_t = \sigma_\epsilon^2$$

$$T_t = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & -1 & -1 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{pmatrix}; R_t = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \\ 0 & 0 & 0 \end{pmatrix};$$

$$\eta_t = \begin{pmatrix} \xi_t \\ \zeta_t \\ \omega_t \end{pmatrix} \text{ e } Q_t = \begin{pmatrix} \sigma_\xi^2 & 0 & 0 \\ 0 & \sigma_\zeta^2 & 0 \\ 0 & 0 & \sigma_\omega^2 \end{pmatrix}$$

Essa formulação considera um componente de tendência ( $\mu_t$ ), modelada por um elemento de nível, e um primeiro componente da regressão ( $\beta_t x_t$ ), relacionado à inclusão no modelo de uma variável explicativa ( $x_t$ ) e seu parâmetro associado ( $\beta_t$ ) modelado na forma de um passeio aleatório. O terceiro componente capta o efeito de uma intervenção ( $\theta w_t$ ), modelado por uma variável categórica ( $w_t$ ) que assume valor 1 a partir do período  $\tau$  e 0 caso contrário e representa uma mudança de magnitude  $\theta$  no nível da equação de observação. Os dois últimos elementos do vetor de estados formam o componente sazonal ( $\gamma_t$ ) que está representado por  $(s-1)$  elementos, sendo  $s$  a periodicidade da série (por simplicidade, nesse exemplo  $s = 3$ ), e contém um termo de distúrbio de maneira a permitir que o padrão sazonal se modifique ao longo do tempo.

Esse MEE pode ser generalizado, por exemplo, pela inclusão de outras séries observadas (modelos multivariados), variáveis explicativas ou outros componentes estruturais. A inclusão dos componentes estruturais, que têm correspondência com um ou mais elementos do vetor de estados  $\alpha_t$ , exigirá equações adicionais em (2). O mais comum é que essas equações estejam na forma estocástica de um passeio aleatório, mas a modelagem admite outras representações ou elementos determinísticos. Independentemente da forma específica de cada representação, o aspecto central é que a equação de estado (2) considera explicitamente as dependências temporais das séries ao permitir que o estado no período  $t$  ( $\alpha_t$ ) seja uma função do estado no período anterior ( $\alpha_{t-1}$ ) e de um vetor  $\eta_t$  de distúrbios.

A delimitação dos elementos do vetor de estado  $\alpha_t$  que serão processos estocásticos ou determinísticos dependerá da avaliação da estimativa da variância do distúrbio associado: valores próximos a zero indicam que deve ser tratado como determinístico (fixo ao longo do tempo) e, caso contrário, será

estocástico (variável). As linhas não nulas da matriz de seleção  $R_t$ , de ordem  $m \times r$  com  $r \leq m$  colunas de uma matriz identidade de ordem  $m$ , indicam as  $r$  linhas da equação de estado que terão elementos estocásticos. O vetor  $\eta_t$  será formado pelos distúrbios desses elementos estocásticos que seguem os supostos usuais e suas respectivas variâncias (desconhecidas) estarão representadas na matriz  $Q_t$  de dimensão  $r \times r$ .

A estimação dos parâmetros em (1) e (2) é realizada por máxima verossimilhança via processo de atualização recursiva do filtro de Kalman, conforme as seguintes fórmulas:

$$\begin{aligned} a_{t+1} &= T_t a_t + K_t v_t \\ v_t &= y_t + Z_t' a_t \end{aligned} \quad (3)$$

sendo  $a_t$  o estado filtrado de Kalman no período  $t$  e  $v_t$  é o erro de previsão um passo à frente que é denominado inovação uma vez que traz informações de uma nova observação do período corrente ( $y_t$ ). O objetivo do filtro de Kalman é encontrar valores ótimos da estimativa do estado filtrado no próximo período ( $a_{t+1}$ ) a partir das observações disponíveis até o período corrente  $t$ , que dependerá da estimativa no período anterior ( $a_t$ ) baseada nas observações passadas, mas será atualizada pela incorporação da inovação ( $v_t$ ). O grau de influência que a inovação exercerá sobre a estimativa  $a_{t+1}$  dependerá do termo  $K_t$  denominado ganho de Kalman, cujo valor será tão maior – e, portanto, a inovação terá maior influência sobre a estimativa do estado filtrado – quanto maior for o grau de incerteza da estimativa de estado em relação à incerteza das inovações.

Em resumo, o que se entende como modelo estrutural de séries temporais é uma formulação bastante geral na qual cada um dos componentes estruturais é modelado explicitamente, considerando-se tanto os componentes usuais (tendência, ciclo, sazonalidade e irregular) quanto suas extensões multivariadas para explorar relações causais ou melhorar o ajuste do modelo. As técnicas que emergem dessa abordagem são bastante flexíveis no sentido de aplicáveis a quaisquer modelos lineares e capazes de lidar com as dependências temporais das séries.

#### 4.2 Fontes de dados e descrição dos modelos das receitas tributárias

Esta seção descreve as fontes de dados e os modelos econométricos ajustados para as receitas tributárias. A prática mais usual na literatura é estimar um modelo para o agregado das receitas tributárias que toma o PIB como aproximação das múltiplas bases de incidência. Optou-se neste trabalho por também ajustar modelos para os componentes das receitas tributárias decompostos pelas bases de incidência. Faz-se uso de séries mensais que seguem a metodologia de estimação e os critérios de classificação discutidos em Orair (2013) que estão referenciados no novo sistema de estatísticas fiscais (FMI 2001, *Manual de Contabilidade aplicada ao setor público* 2012).

A classificação é a mesma da tabela 2 e, para fins de uso nas regressões econométricas, foram efetuadas três adaptações. Primeiramente, os três agrupamentos de tributos que incidem principalmente sobre os rendimentos do trabalho foram reunidos num único agrupamento descrito na tabela 3. Em segundo lugar, foi criada uma categoria dos demais impostos sobre o lucro das

empresas, após serem deduzidos os impostos apurados no regime de lucro presumido.<sup>10</sup> O motivo dessa dedução é porque a sistemática de apuração nesse regime simplificado, por uma alíquota sobre o faturamento da empresa para presumir a margem de lucro, torna-o mais próximo dos impostos sobre bens e serviços do que dos impostos sobre lucro propriamente ditos. Por esse mesmo motivo, uma terceira adaptação na classificação dos tributos foi agregar os impostos do regime de lucro presumido aos impostos sobre bens e serviços.

Feitas essas adaptações, trabalhou-se com a variável das receitas tributárias e com outras quatro variáveis, listadas na primeira coluna da tabela 4, que são desagregações das receitas. A tabela 4 mostra as especificações básicas dos modelos de regressão (modelos 1 a 5), sendo que nos tributos sobre a renda do trabalho (modelo 2) e impostos sobre comércio exterior (modelo 3) consideram-se variáveis explicativas que refletem as bases de incidência com maior precisão (remunerações dos ocupados com vínculo e importações). Os demais modelos utilizam o PIB como aproximação das bases de incidência.

A modelagem utilizou logaritmos das séries mensais no período 2002–2014 totalizando 156 observações que podem ser visualizadas na figura 4. De modo que o parâmetro associado ao componente da regressão pode ser interpretado como elasticidade da arrecadação em relação à base de incidência. Todos os modelos foram estimados por máxima verossimilhança, via filtro de Kalman, conforme descrito na subseção anterior. As especificações consideram parâmetros variáveis ao longo do tempo (estocásticos) no termo autônomo e no componente da regressão, na forma de um passeio aleatório. Objetiva-se captar a influência de fatores não observáveis e as mudanças nas elasticidades da arrecadação, que podem refletir as constantes onerações/desonerações tributárias e as melhorias no aparelho de arrecadação e no grau de formalização.<sup>11</sup>

Alguns modelos econométricos forneceram desvios-padrão das equações de estado não estatisticamente significativos que implicam parâmetros fixos (determinísticos). Os resultados foram obtidos no módulo STAMP 8.2 do programa computacional Oxmetrics 6.01, conforme os procedimentos de estimação descritos em Koopman et al. (2009) que incluem a possibilidade de detecção automática de variáveis de intervenção. A especificação inicial permitiu o procedimento de detecção automática. Na especificação final foram mantidas somente as variáveis de intervenção passíveis de serem justificadas por episódios conhecidos de choques extraordinários das alterações na legislação tributária sobre a arrecadação (Tabela 5). Três modelos de regressão incluíram variáveis de intervenção que se mostraram significativas aos níveis usuais e melhoraram as propriedades dos resíduos.

---

<sup>10</sup>Devido à indisponibilidade de informações, não foi possível deduzir a arrecadação no regime Simples das pequenas e microempresas que representa uma parcela pouco significativa de 3% dos impostos sobre o lucro das empresas.

<sup>11</sup>Os modelos incluem ainda um componente sazonal modelado por variáveis categóricas e um termo de distúrbio de maneira a permitir que o padrão sazonal se modifique ao longo do tempo. Na primeira especificação do modelo dos impostos sobre comércio exterior (modelo 3) o teste usual de F para significância conjunta das variáveis sazonais mostrou-se não significativo e a especificação final não considerou esse componente.

**Tabela 3:** Séries das receitas tributárias e das aproximações das bases de incidência

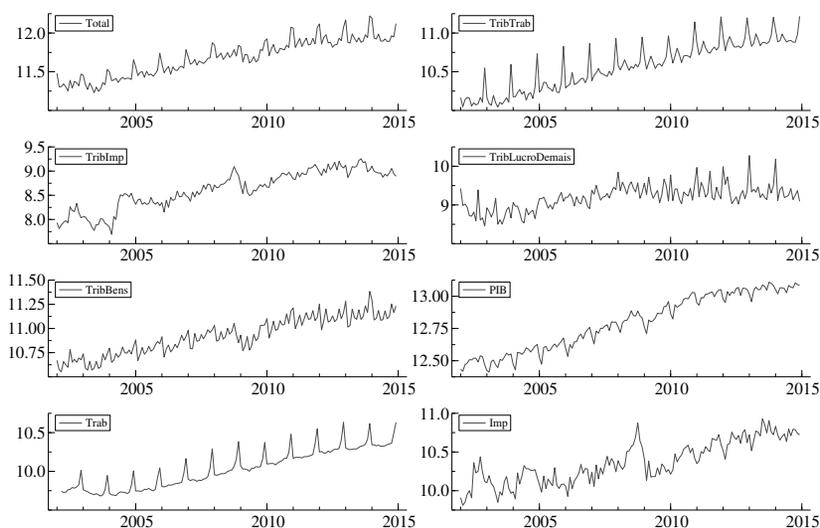
Série	Descrição
Receitas tributárias (TribTotal)	Receitas tributárias estimadas a partir da metodologia de Orair et al. (2013).
Tributos sobre a renda do trabalho (TribTrab)	Agregado das séries dos Impostos sobre renda, lucros e ganhos de capital – pessoas físicas, Impostos sobre a folha de pagamento e Contribuições sociais.
Impostos sobre comércio exterior (TribImp)	Impostos sobre o comércio e as transações internacionais.
Impostos sobre lucro	Impostos sobre renda, lucros e ganhos de capital – pessoas jurídicas.
Impostos sobre bens e serviços (TribBens)	Impostos sobre bens e serviços.
Impostos sobre lucro das pequenas e médias empresas (TribLucroPresum)	Séries mensais da arrecadação bruta da CSLL e IRPJ das empresas que apuram no regime de lucro presumido disponibilizada pela SRFB.
Demais impostos sobre lucro das empresas (TribLucroDemais)	Séries mensais da arrecadação bruta da CSLL e IRPJ disponibilizada pela SRFB, deduzida a parcela das empresas que apuram no regime de lucro presumido.
PIB	Indicador do PIB do BCB.
Remuneração dos ocupados com vínculo (Trab)	Remuneração dos ocupados com vínculo da Pesquisa Mensal do Emprego do IBGE.
Importações (Imp)	Valores das importações do balanço de pagamentos divulgado pelo BCB, convertidas para reais pela média mensal da taxa de câmbio comercial.

Elaboração do autor. Obs.: As séries cobrem o período jan./2002–dez./2014, com exceção da remuneração dos ocupados com vínculo que não possui informações nos dois primeiros meses de 2002.

**Tabela 4:** Especificações básicas dos modelos das receitas tributárias

Variável explicada	Variável explicativa
1. Receitas tributárias (TribTotal)	PIB
2. Tributos sobre a renda do trabalho (TribTrab)	Remunerações dos ocupados com vínculo (Trab)
3. Impostos sobre comércio exterior (TribImp)	Importações (Imp)
4. Demais impostos sobre lucro das empresas (TribLucroDemais)	PIB
5. Impostos sobre bens e serviços (TribBens)	PIB

Elaboração do autor.

**Figura 4:** Séries utilizadas nos modelos das receitas tributárias (Logaritmo dos valores em bilhões de R\$ de dezembro de 2014 convertidos pelo IPCA)**Tabela 5:** Descrição das variáveis de intervenção incluídas nos modelos de regressão

Período	Descrição
Jul./2002	Mudança no regime de tributação e base de cálculo do PIS-Cofins (Lei no 10.485/2002).
Dez./2013	Ampliação do Refis federal (Lei no 12.865/2013) que gerou arrecadação extraordinária de R\$ 25,6 bilhões, sendo R\$ 12,7 bilhões no PIS-Cofins sobre instituições financeiras.
Mai/2004	Majoração de alíquotas do PIS-Cofins sobre importações (Lei no 10.865/2004) com impacto de R\$ 7,2 bilhões e R\$ 10,4 bilhões em 2004 e 2005.
Out./2013	Redução da base de cálculo do PIS-Cofins sobre importações (Lei no 12.865/2013) estimada em R\$ -0,7 bilhões e R\$ -3,6 bilhões em 2013 e 2014.
Dez./2010	Início do pacote de desonerações anticíclicas no IPI e IOF estimadas em -0,2 bilhões e R\$ 8,0 bilhões em 2008 e 2009.

Elaboração do autor.

## 5 Resultados dos modelos

Os resultados dos modelos de parâmetros variáveis estão apresentados nas figuras 5 a 7 e na tabela 6. A análise desses resultados permite avançar no entendimento da dinâmica da arrecadação e fundamentar hipóteses explicativas das causas da rigidez da carga tributária em meio às significativas desonerações do decênio 2005–2014. Em primeiro lugar, os resultados fornecem indícios de inelasticidade das receitas tributárias em relação ao produto. A elasticidade foi estimada em 0,82 (determinística) no modelo das receitas tributárias (modelo 1). Mesmo considerando que o intervalo máximo de 95% de confiança na figura 6 está um pouco acima da unidade e não permite rejeitar a hipótese de elasticidade unitária ao nível usual de significância. A princípio, a inelasticidade das receitas tributárias deveria conduzir à queda da CTB ao longo do tempo. Os resultados do modelo econométrico indicam que isso não ocorreu pela influência dos fatores não explicitamente incluídos na regressão. As estimativas do componente autônomo no modelo 1 variaram na faixa de 1,08 a 1,25, com crescimento na maior parte do período que impulsionou a arrecadação (figura 5).

Cabe então explorar os possíveis fatores não observáveis que influenciaram no crescimento da arrecadação. Uma primeira hipótese está relacionada ao comportamento das bases tributáveis que cresceram acima do PIB – parcela formalizada dos rendimentos do trabalho e fluxos de importações na economia brasileira –, conforme abordado na seção anterior. Os modelos econométricos corroboraram as evidências de uma relação muito estreita entre arrecadação e essas bases tributáveis. Isto ficou mais claro no modelo dos tributos sobre os rendimentos do trabalho (modelo 2), que apresentou elasticidade em relação à remuneração dos ocupados fixa ao longo do tempo (determinística) com valor muito próximo da unidade (1,03). A elasticidade do modelo dos impostos sobre comércio exterior em relação às importações variou na faixa de valores 0,76–0,80, com a peculiaridade de que seu coeficiente de determinação na tabela 6 foi o mais elevado e indica melhor ajuste entre os modelos. Daí que o crescimento mais que proporcional das bases tributáveis tenha contribuído para o aumento da arrecadação de maneira autônoma em relação ao indicador do produto.

Mais ainda, o modelo dos rendimentos do trabalho (modelo 2) mostrou crescente componente autônomo, de 4,0 para 4,4 durante o período 2002–2014, em uma trajetória que é a que mais se assemelha à do componente autônomo do modelo das receitas tributárias (figura 5). Foi somente no período 2012–2014, de expressivas desonerações da folha salarial, que os componentes autônomos desses dois modelos passaram a mostrar certa estabilidade. A primeira hipótese explicativa para essas constatações diz respeito às limitações do indicador da base de incidência. O indicador está restrito às remunerações dos ocupados com vínculo de seis regiões metropolitanas e pode não captar integralmente os processos de formalização do mercado de trabalho e expansão da massa salarial. Por exemplo, a expansão proporcionalmente maior da massa salarial nas demais regiões pode induzir o crescimento autônomo da arrecadação ao longo do tempo. Mas não se deve descartar a influência de outros fenômenos que podem influenciar na mesma direção, como as melhorias no aparelho de arrecadação e na distribuição de renda e questões tributárias (ampliações da base de cálculo do IRPF, da cobertura da previdência social e do piso da base de cálculo das contribuições).

Vale destacar que o modelo dos tributos sobre a renda do trabalho foi o único entre os modelos desagregados (modelos 2 a 5) que mostrou crescente componente autônomo ao longo do tempo. No modelo dos impostos sobre o lucro (modelo 4) o crescimento ficou concentrado no período 2004–2008, e o período subsequente mostrou queda que reverteu a maior parte do avanço anterior: de  $-0,72$  para  $-0,67$  durante 2004–2008; seguido de decréscimo até  $-0,70$  em 2014 (figura 5). Em termos do aumento na arrecadação (autônomo ao indicador do produto), tais resultados sugerem que a contribuição dos fatores não observáveis no modelo dos impostos sobre lucro foi transitória e restrita ao período anterior à crise internacional. Diferentemente da contribuição de caráter permanente encontrada no modelo dos tributos sobre os rendimentos do trabalho. A hipótese abordada na seção anterior, de que houve um *boom* financeiro na arrecadação e reversão cíclica pós-crise de 2008, é compatível com os efeitos transitórios. Uma segunda hipótese, que pode explicar parcialmente a queda no período mais recente, é o crescimento mais pronunciado das desonerações tributárias após 2011.

Os resultados também indicam influência das desonerações tributárias nos componentes autônomos dos modelos dos impostos sobre comércio exterior (modelo 3) e impostos sobre bens e serviços (modelo 5). Essa análise deve ser realizada em conjunto com as variáveis de intervenção de nível incluídas nas regressões e descritas na tabela 5 e na tabela 6. O modelo dos impostos sobre comércio exterior considerou variáveis de intervenção para lidar com alterações na legislação do PIS/Pasep-Cofins sobre importações. Verifica-se que o intercepto determinístico de  $0,23$  na figura 5 aumentou em  $0,37$  na mudança das alíquotas em maio de 2004 e caiu  $0,11$  na redução da base de cálculo de outubro de 2013 (efeitos diferenciais de  $44,7\%$  e  $-10,3\%$  sobre a arrecadação, respectivamente). O componente autônomo do modelo dos impostos sobre bens e serviços, também na figura 5, mostrou pouca variabilidade, oscilando na faixa de valores  $3,11$ – $3,12$ , e sofreu quebra de  $-0,10$  do seu nível em dezembro de 2008 no início das reduções das alíquotas no pacote de desonerações anticíclicas (efeito diferencial de  $-9,84\%$  sobre a arrecadação). Ambos os modelos sugeriram estabilidade do componente autônomo com quebras de nível que reduziram a arrecadação em episódios de desonerações tributárias do decênio 2005–2014.

Um segundo canal que pode refletir as crescentes desonerações tributárias é por meio das estimativas de elasticidades inferiores ao valor unitário encontradas na maioria das regressões. Desonerações se processam por eliminações ou reduções de alíquotas e bases de incidência dos tributos e, por conseguinte, a expansão gradual no volume de desonerações deve implicar resposta inelástica da arrecadação em relação ao indicador mais genérico da base de incidência. Cabe observar que os agrupamentos de impostos que concentraram a maior parte das desonerações tributárias apresentaram elasticidades inferiores às do modelo agregado na figura 6: na faixa de valores entre  $0,76$ – $0,79$  no modelo dos impostos sobre lucro (modelo 4) e na faixa  $0,60$ – $0,62$  nos impostos sobre bens e serviços (modelo 5). Ainda que em alguns casos, como no modelo dos impostos sobre lucros, isso deva ser relativizado e interpretado como mero indicício de inelasticidade porque não se pode rejeitar a hipótese de elasticidade unitária ao nível usual de significância (figura 6).

Sintetizando, deseja-se destacar que, com exceção do modelo dos tributos sobre a renda do trabalho, os demais modelos indicaram respostas inelásticas da arrecadação. Inclusive com menores elasticidades nos agrupamentos de

tributos que concentraram a maior parte das desonerações tributárias. Além de componentes autônomos que sofreram quebras em episódios de desonerações do decênio 2005–2014 (modelo dos impostos sobre comércio exterior e modelo dos impostos sobre bens e serviços) ou se reduziram no período de crescimento mais pronunciado das desonerações após 2011 (modelo dos impostos sobre o lucro). Até mesmo o componente autônomo do modelo dos tributos sobre a renda do trabalho deixou de crescer nesse período mais recente de expressivas desonerações que alcançaram a folha salarial.

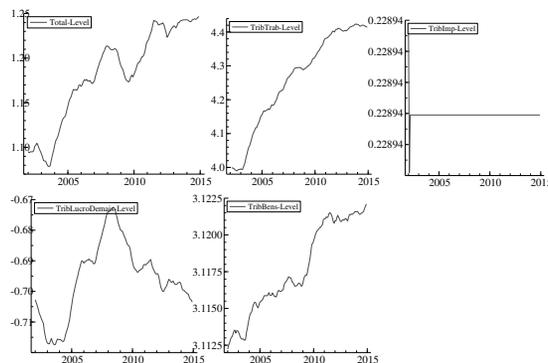
Nesse contexto, a ação das desonerações tributárias surge como principal candidata para explicar as evidências de inelasticidade da arrecadação e de reduções no componente autônomo. Interpretação que deve ser realizada com bastante cautela. Os parâmetros das elasticidades e as alterações no intercepto dos modelos de regressão devem ser interpretados como resultado da ação de inúmeros fatores não considerados explicitamente ou não captados pelas variáveis explicativas que são indicadores imperfeitos das bases de incidência. Pode-se então elencar inúmeros fatores com potencial efeito seja no sentido de ampliar a arrecadação ou de reduzi-la: passando por questões de ordem institucional como a melhoria no aparelho de arrecadação, instrumentos tributários de incentivo à formalização e ampliação da cobertura da previdência social, programas de parcelamento de dívidas, desonerações/onerções e substituição tributárias; ou mais puramente econômicos como maior grau de formalização das empresas e do mercado de trabalho, crescimento da massa salarial, mudanças na distribuição de renda, ciclos do mercado financeiro etc. O mais razoável é admitir que esses múltiplos fatores agiram em direções opostas e na maior parte dos modelos prevaleceram indícios de inelasticidade da arrecadação com estabilidade ou reduções no componente autônomo que são compatíveis com a hipótese de predomínio das desonerações tributárias.

De maneira análoga, o modelo das receitas tributárias sugeriu que a inelasticidade da arrecadação em relação ao produto não conduziu à queda da CTB ao longo do tempo devido à ação contrária de fatores não explicitamente incluídos na regressão. A análise dos modelos desagregados permitiu qualificar esses resultados porque mostrou sua vinculação direta com a expansão mais que proporcional de determinadas bases tributáveis (massa salarial e importações) e com o componente autônomo do modelo dos tributos sobre a renda do trabalho, que foi o único que contribuiu de maneira mais permanente para o aumento da arrecadação no decênio 2005–2014. As alterações no componente autônomo também devem ser interpretadas como resultado da ação de muitos fatores não observáveis. Entre os quais, o processo simultâneo de expansão da massa salarial com formalização do mercado de trabalho, não captado integralmente pelo indicador de massa salarial, foi admitido como o principal, capaz de impulsionar a arrecadação de maneira autônoma e mais persistente. Mas sem descartar a influência de outros fenômenos, como as melhorias no aparelho de arrecadação e na distribuição de renda e a ampliação da cobertura da previdência social.

Um aprofundamento dessas questões exigiria análises mais detalhadas de difícil execução pela carência de informações. Seja por meio de uma abordagem narrativa com medidas de desonerações por tributo ou uma abordagem econométrica com maior desagregação dos agrupamentos de tributos e inserção de variáveis adicionais. Outro possível avanço é testar a possibilidade de efeitos assimétricos do ciclo econômico sobre as elasticidades das receitas tributárias a partir de modelos que consideram mudança de regime. Estas

análises fogem do escopo mais imediato do trabalho e, sem dúvida, constituem importantes frentes futuras da pesquisa. Procurou-se desde já avançar na compreensão da dinâmica da CTB, deslocando o foco da discussão dos aumentos legislados nos tributos, e traçar um diagnóstico compatível com sua estabilidade sob predomínio das desonerações no decênio 2005–2014.

Antes de finalizar esta seção, vale mencionar que o resultado indicando inelasticidade das receitas tributárias ao produto não é inédito na literatura apesar de pouco frequente. Medrano et al. (2009) ajustaram um modelo econométrico com parâmetros variáveis para séries trimestrais do agregado das receitas tributárias no período 1995–2008 e encontraram resultados semelhantes: estimativas da elasticidade em relação ao produto variando entre 0,60–0,64 e crescimento do intercepto ao longo do período. Esses autores listam a diminuição do grau de informalidade da economia, crescimento formal e maior eficiência na arrecadação como possíveis fatores não observáveis que agiram para aumentar a arrecadação. Concluem ainda que os métodos econométricos que não permitem variação dos parâmetros não são indicados para a estimação de um modelo das receitas tributárias. Os resultados apresentados ao longo desta seção fornecem evidências adicionais que corroboram algumas das principais conclusões de Medrano et al. (2009), a partir de modelos estimados para séries mensais do período 2002–2014, e qualificam essas conclusões ao incluir modelos desagregados das receitas tributárias aprofundam o entendimento de suas dinâmicas diferenciadas.



**Figura 5:** Estimativas dos componentes autônomos nos modelos das receitas tributárias

## 6 Considerações Finais

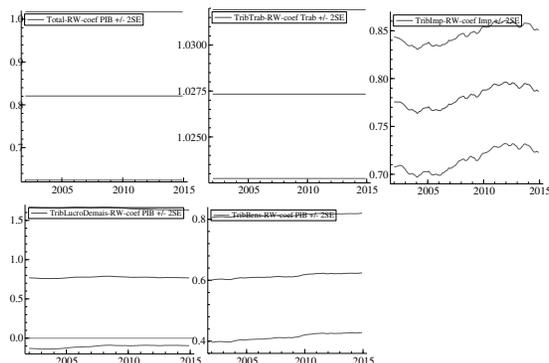
Este estudo dedicou-se a explorar um aparente paradoxo: por que a carga tributária se manteve rígida em meio a significativas desonerações? Procurou-se desenvolver uma explicação plausível para este paradoxo a partir de análises descritiva e econométrica com o intuito de avaliar as relações dos componentes das receitas tributárias com as bases de incidência e as influências desonerações nestas relações.

Em primeiro lugar, mostrou-se que, por trás da relativa estabilidade da CTB durante o decênio 2005–2014, existiram trajetórias muito distintas dos componentes. Por um lado, os tributos que incidem principalmente sobre

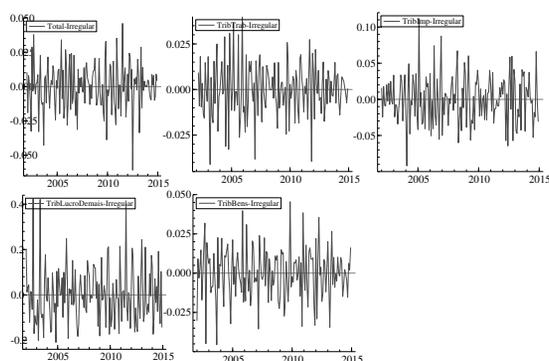
Tabela 6: Parâmetros e estatísticas de diagnóstico e ajuste dos modelos econométricos

	TribTotal	TribTrab	TribImp	TribLucroDemais	TribBens
	Variâncias dos distúrbios				
Passo aleatório	0,000000	0,000000	2,90840e-006	5,03630e-006	5,82970e-007
Nível	6,22836e-005	0,000108944	0,000000	9,76399e-005	3,18812e-006
Sazonalidade	2,98305e-006	8,49504e-006		4,19215e-005	7,08759e-007
Irregular	0,000502173	0,000567785	0,00141622	0,0207557	0,000387849
Teste para o efeito sazonal	229,39043**	45,34437**		60,00508**	250,98490**
Teste de normalidade	5,4282	0,73368	0,56961	1,1095	2,3719
Teste para homocedasticidade	0,760740	0,39868**	0,97164	0,79850	0,643420
Coefficiente de determinação	0,45765	0,53151	0,9908	0,49643	0,67688
	Teste de correlação serial				
Até três defasagens	0,10349	0,15748**	0,0028885	0,054965	0,060386
Até seis defasagens	0,13063	0,13327*	-0,19099	0,0064271	0,089425
Até doze defasagens	0,011684	0,087762*	0,042847	-0,03106	-0,024973
Variáveis de intervenção	2013(12) 0, 1091 2**				2002(7) 0, 10248**
- irregular					2013(12) 0, 18646**
Variáveis de intervenção			2004(5) 0, 36947**		2008(12) -0, 10363**
- nível			2013(10) -0, 1090**		

Elaboração do autor. Obs.: Detalhes sobre os testes de normalidade (estatística de Bowman-Shenton), homocedasticidade, correlação serial dos resíduos (estatística de Box-Ljung) e significância conjunta dos parâmetros sazonais (estatística de F) podem ser vistos em Durbin & Koopman (2001). Os asteriscos identificam as estatísticas significativas aos níveis usuais de 5% (\*) e 1% (\*\*).



**Figura 6:** Estimativas das elasticidades nos modelos das receitas tributárias e respectivos intervalos ao nível de 95% de confiança



**Figura 7:** Estimativas do componente irregular nos modelos das receitas tributárias

os rendimentos do trabalho, importações e lucro das PMEs influenciaram no sentido de ampliar a CTB (+2,04 p.p. do PIB no decênio), e suas respectivas trajetórias guardaram correlações com comportamentos mais favoráveis das bases tributáveis (massa salarial formalizada, importações e base de empresas contribuintes). De outro lado, a tributação sobre lucro incidente nas grandes empresas e os impostos sobre bens e serviços reduziram a carga (−2,28 p.p. do PIB) e são os agrupamentos que concentraram a maior parte das desonerações. Isso resultou na rigidez do agregado da CTB que, a despeito do crescimento no volume de desonerações, manteve-se oscilando ao redor de 33,4% do PIB sem evidenciar tendência expansiva no decênio 2005–2014. Esse resultado é relevante porque mostra uma trajetória da carga muito distinta daquela verificada no período histórico anterior. Conforme tratado por Varsano et al. (1998), o agrupamento de tributos incidentes sobre os rendimentos do trabalho mostrou-se relativamente estável nas décadas de 1980 e 1990, e o crescimento da CTB nesse período deveu-se essencialmente aos tributos incidentes sobre bens e serviços.

Na análise econométrica, o modelo das receitas tributárias sugeriu uma resposta inelástica da arrecadação em relação ao produto que não conduziu

à queda da CTB ao longo do tempo devido à ação no sentido contrário de fatores não explicitamente incluídos. A análise dos modelos desagregados das receitas tributárias permitiu qualificar estes resultados porque mostrou que na maioria dos casos prevaleceram indícios de inelasticidade da arrecadação com estabilidade ou reduções no componente autônomo que são compatíveis com a hipótese de predomínio das desonerações tributárias. Além da contribuição transitória obtida no modelo dos impostos sobre lucros das empresas que foi atribuída ao boom financeiro do pré-crise de 2008 e, adicionalmente, ao crescimento mais pronunciado das desonerações após 2011.

Os resultados dos mesmos modelos econométricos sugeriram que os fatores que atuaram ampliando as receitas tributárias de maneira autônoma em relação ao indicador do produto estão vinculados diretamente à expansão mais que proporcional de determinadas bases tributáveis (massa salarial e importações) e ao componente autônomo do modelo dos tributos sobre a renda do trabalho. O processo simultâneo de expansão da massa salarial com a formalização do mercado de trabalho foi admitido como o principal fator capaz de exercer esse efeito de impulsionar a arrecadação sobre rendimentos do trabalho de maneira autônoma e mais persistente ao longo do decênio 2005–2014.

De maneira mais geral, a interpretação conferida aos resultados das análises descritiva e econométrica é a de que a carga tributária pode ser impulsionada pela expansão das relações entre as bases tributáveis e o PIB. De acordo com as características do padrão de crescimento econômico e de maneira relativamente independente das mudanças na legislação dos tributos. Um padrão de crescimento econômico puxado pelas exportações usualmente isentas de tributação, por exemplo, tende a gerar menores aumentos na arrecadação do que via crescimento do consumo que estimula as vendas para o mercado interno e as importações de incidência mais elevada da tributação. Do mesmo modo, um padrão de crescimento que favoreça o aumento no grau de formalização e/ou beneficie os setores mais formalizados da economia tende a gerar aumentos proporcionalmente maiores na arrecadação sobre a renda do trabalho, faturamento e lucro. Além disso, a arrecadação de impostos que incidem sobre lucros não operacionais, ganhos de capital e patrimônio pode estar relativamente dissociada dos fluxos de renda e produção em períodos de boom de preços de ativos e do volume de suas negociações.

O argumento central do estudo é que fenômenos dessa natureza estiveram em curso no Brasil durante o decênio 2005–2014. As características do padrão de crescimento econômico – combinando-se expansão mais acelerada da massa salarial, dos níveis de importações na economia brasileira e do grau de formalização do mercado de trabalho e das empresas e, de caráter mais transitório, um boom no mercado financeiro – favoreceram o aumento mais que proporcional das bases de incidência e impulsionaram a arrecadação de maneira relativamente autônoma ao indicador do produto. Assegurou-se a estabilidade da CTB mesmo diante das evidências de resposta inelástica da arrecadação ao produto e do predomínio das desonerações tributárias no decênio.

## Referências Bibliográficas

Afonso, J. R. R. (2014), IRPF e desigualdade em debate no Brasil: o já revelado e o por revelar, Texto para Discussão 42, Fundação Getulio Vargas; Instituto Brasileiro de Economia, Rio de Janeiro; São Paulo.

Afonso, J. R. R., Soares, J. M. & Castro, K. P. (2013), Avaliação da estrutura e do desempenho do sistema tributário brasileiro: Livro branco da tributação brasileira, Texto para Discussão 265, Banco Interamericano de Desenvolvimento – BID, Brasília.

Barbosa, N. (2013), *Dez anos de política econômica*, 10 anos de governos pós-neoliberais no Brasil: Lula e Dilma, Boitempo, São Paulo, chapter 4, pp. 69–103. in: SADER, E.

Castro, O, F. A. (2014), Imposto de renda da pessoa física: comparações internacionais, medidas de progressividade e redistribuição, Master's thesis, Departamento de Economia, Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade – UnB, Brasília. Mestrado em Economia do Setor Público.

Corseuil, C. H., Moura, R. L. & Ramos, L. (2014), *Expansão do emprego formal e tamanho das empresas: 1995–2011*, Panorama do mercado de trabalho no Brasil, Editora FGV, Rio de Janeiro, chapter 7. In: BONELLI, R. e VELOSO, F.

De Mello, L. (2005), Estimating a fiscal reaction function: the case of debt sustainability in Brazil, Working paper 423, OCDE Economics Department, Paris.

Durbin, J. & Koopman, S. J. (2001), *Time series analysis by state space methods*, Oxford University Press Oxford.

FMI (2001), *Government Finance Statistics Manual 2001 (GFSM 2001)*, 2 edn, Fundo Monetário Internacional - FMI.

FMI (2014), *Government Finance Statistics Manual 2014 (GFSM 2014)*, Fundo Monetário Internacional - FMI.

Giambiagi, F. (2002), 'Do déficit de metas às metas de déficit: a política fiscal do período 1995–2002', *Pesquisa e Planejamento Econômico – IPEA* 32(1).

Giambiagi, F. (2006), A política fiscal do governo Lula em perspectiva histórica: Qual é o limite para o aumento do gasto público?, Texto para Discussão 1169, Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada – IPEA, Rio de Janeiro.

Giambiagi, F. (2008), '18 anos de política fiscal no Brasil: 1991/2008', *Economia Aplicada* 12(4), 535 – 580.

Harvey, A. C. (1990), *Forecasting, structural time series models and the Kalman filter*, Cambridge University Press.

Hernández, B. C. M. (1998), Um modelo econométrico da conta corrente do governo no Brasil – 1951/95, Texto para Discussão 543, Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada – IPEA, Rio de Janeiro.

Khair, A., Araujo, E. A. & Afonso, J. R. R. (2005), 'Carga tributária – mensuração e impacto sobre o crescimento', *Revista de Economia & Relações Internacionais* 4(7), 27 – 42.

Koopman, S. J. et al. (2009), *Stamp 8.2: structural time series analyser, modeller and predictor*, Timberlake Consultants Press, London.

Lopreato, F. L. C. (2002), 'Um olhar sobre a política fiscal recente', *Economia e Sociedade* 11(2), 279 – 304.

Lopreato, F. L. C. (2006), O papel da política fiscal: um exame da visão convencional, Texto para Discussão 119, Instituto de Economia, UNICAMP, Campinas.

Lopreato, F. L. C. (2014), *Aspectos da atuação estatal de FHC a Dilma*, Presente e futuro do desenvolvimento brasileiro, Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada – IPEA, Brasília. In: CALIXTRE, A. B. e BIANCARELLI, A. e CINTRA, M. A. M.

*Manual de Contabilidade aplicada ao setor público* (2012), in 'Parte VIII – Demonstrativo de estatísticas de finanças públicas', 5 edn, Brasília.

Medrano, L. A., Mendonça, M. J. & Santos, C. H. M. (2009), Um modelo econométrico com parâmetros variáveis para a carga tributária bruta brasileira trimestral, Texto para Discussão 1439, Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada – IPEA, Brasília.

Oliveira, F. (2010), A evolução da estrutura tributária e do fisco brasileiro: 1889–2009, Texto para Discussão 1469, Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada – IPEA, Brasília.

Orair, R. O. (2013), Carga tributária brasileira: estimação e análise da evolução recente – 2002/2012, Texto para Discussão 1875, Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada – IPEA, Brasília.

Orair, R. O. (2014), *A dinâmica recente da carga tributária no Brasil*, Finanças públicas e macroeconomia no Brasil: um registro da reflexão do IPEA, Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada – IPEA, Brasília.

Portugal, C. e Portugal, M. (2001), 'Os efeitos da inflação sobre o orçamento do governo: uma análise empírica', *Estudos Econômicos* 31(2), 239 – 283.

Rezende, F., Oliveira, F. A. d. & Araujo, E. A. (2008), *O dilema fiscal: remendar ou reformar?*, Editora FGV, Rio de Janeiro.

Santos, C. H. M. & Gentil, D. L. (2009), *Constituição brasileira de 1988 revisitada: recuperação histórica e desafios atuais das políticas públicas nas áreas econômica e social*, A CF/88 e as finanças públicas brasileiras., Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada – IPEA, Brasília, chapter 3, pp. 123 – 160.

Santos, C. H. M., Ribeiro, M. B. & Gobetti, S. W. (2008), A evolução da carga tributária bruta brasileira no período 1995–2007: tamanho, composição e especificações econométricas agregadas, Texto para Discussão 1350, Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada – IPEA, Brasília.

Schettini, B. et al. (2011), 'Resultado estrutural e impulso fiscal: uma aplicação para as administrações públicas no Brasil – 1997–2010', *Pesquisa e Planejamento Econômico* 41(2), 233 – 285.

SRFB (2007), Análise da arrecadação das receitas federais, Nota técnica, Secretaria da Receita Federal do Brasil, Brasília.

SRFB (2012), Análise da arrecadação das receitas federais, Nota técnica, Secretaria da Receita Federal do Brasil, Brasília.

SRFB (2013), Análise da arrecadação das receitas federais, Nota técnica, Secretaria da Receita Federal do Brasil, Brasília.

Varsano, R. (1996), A evolução do sistema tributário brasileiro ao longo do século: anotações e reflexões para futuras reformas., Texto para Discussão 405, Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada – IPEA, Rio de Janeiro.

Varsano, R. et al. (1998), Uma análise da carga tributária do Brasil, Texto para Discussão 583, Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada – IPEA, Rio de Janeiro.

## AVALIANDO AS MEDIDAS DE NÚCLEO DA INFLAÇÃO NO BRASIL

CRISTIANO SANTOS\*  
IVAN CASTELAR†

### Resumo

Este artigo avalia as medidas de núcleo da inflação utilizadas pelo Banco Central do Brasil a partir de modelos econométricos de séries temporais. Três aspectos básicos do núcleo são avaliados: a ausência de viés, a dinâmica de ajustamento e a capacidade preditiva fora da amostra. As medidas avaliadas foram o núcleo por exclusão sem monitorados e alimentos no domicílio, o núcleo por exclusão ex2, o núcleo médias aparadas suavizadas e o núcleo dupla ponderação. Os resultados mostram que apenas os núcleos por exclusão ex2 e as médias aparadas suavizadas não possuem viés e servem como indicador da dinâmica de ajustamento para a inflação. Com relação à capacidade preditiva, os resultados indicam que os núcleos divulgados pelo BC do Brasil não são adequados para prever a inflação no longo prazo.

**Palavras-chave:** Núcleo da Inflação; Medidas; Avaliação; Previsão.

### Abstract

This paper evaluates four core inflation indicators used by the Central Bank of Brazil; that is, the exclusion indicator, the exclusion ex2 indicator, the smoothed trimmed mean and the double weight indicator. Econometric time series models were used to assess the unbiasedness, the dynamic adjustment, and the predictive ability of core inflation indicators. The results show that only the exclusion ex2 and smoothed trimmed mean were unbiased and they can serve as indicators of dynamic adjustment for inflation. With respect to forecast ability, one can say that the core inflation indicators used by the Central Bank are not suitable to forecast long-term inflation.

**Keywords:** Core inflation; Measures; Evaluation; Forecasting.

**JEL classification:** E31, C32

**DOI:** <http://dx.doi.org/10.11606/1413-8050/ea134823>

---

\* Universidade Federal de Alagoas - UFAL. E-mail: cristiano1br@gmail.com

† Universidade Federal do Ceará - UFC. E-mail: lume1250@yahoo.com.br

## 1 Introdução

As medidas de núcleo da inflação são indicadores que auxiliam o Banco Central (BC) a atingir a meta inflacionária com uma menor variação da política monetária e, portanto, com uma menor variação no produto, consumo e emprego. No Brasil, o BC adotou um conjunto de medidas de núcleo que são usadas para orientar a política monetária e justificar as decisões tomadas para o público.

A ampla utilização do núcleo da inflação em diversos países<sup>1</sup> tem motivado trabalhos recentes a investigar se as medidas de núcleo são realmente úteis para as autoridades monetárias. Bermingham (2010) avalia diferentes medidas de núcleo para os Estados Unidos e conclui que elas não são melhores do que simples modelos de referência para indicar a tendência e prever a inflação no longo prazo. No caso do Brasil, o trabalho de Silva Filho & Figueiredo (2011)<sup>2</sup> evidencia que as medidas de núcleo usadas pelo BC não ajudam a prever a inflação e recomendam que elas sejam usadas com cautela.

Por outro lado, Marques et al. (2003) mostram que nos Estados Unidos as medidas de núcleo são úteis para a estabilidade de preços e como indicadores de ajuste e de comportamento da inflação no longo prazo. Considerando dados do mesmo país, Smith (2004) mostra também que usar uma medida de núcleo para prever a inflação no longo prazo é melhor do que usar a própria série de inflação. Le Bihan & Sédillot (2000) chegam à mesma conclusão usando dados da França e outros modelos de previsão.

Dessa forma, este artigo avalia as medidas de núcleo da inflação usadas pelo BC do Brasil a partir de três aspectos básicos, isto é, a ausência de viés, a dinâmica de ajustamento e a capacidade de prever a inflação no longo prazo. Para isso, utilizam-se modelos de séries temporais para verificar a existência de tais relações estatísticas entre a inflação e as medidas de núcleo ao longo do tempo.

Silva Filho & Figueiredo (2014) é outro trabalho que também avalia o conjunto de medidas de núcleo divulgadas pelo BC do Brasil. Nele, a análise se concentra em aspectos de como as medidas são construídas e no comportamento das estatísticas descritivas; enquanto que neste trabalho, utilizam-se critérios de avaliação das medidas baseados em modelos econométricos. Portanto, esse artigo vem complementar a literatura já existente sobre o tema com a utilização de uma metodologia distinta.

São basicamente duas as principais contribuições deste trabalho. A primeira é a utilização de um algoritmo de previsão fora da amostra que fornece uma avaliação mais realista da capacidade preditiva dos núcleos e mais consistente em relação à escolha do número de previsões. A segunda são as evidências empíricas obtidas com dados do Brasil, as quais podem servir para orientar a discussão teórica e a construção de novas medidas de núcleo.

Além desta introdução, este trabalho está organizado em mais cinco seções. Na seção 2, é apresentado o problema e as abordagens para mensurar o núcleo da inflação. A seção 3 faz uma revisão da literatura sobre as principais medidas de núcleo. Na seção 4, definem-se os critérios de avaliação e o algoritmo

---

<sup>1</sup>Ver Wynne (2008) para uma revisão sobre a utilização do núcleo da inflação pelos Bancos Centrais dos principais países.

<sup>2</sup>Na sua versão original de texto para discussão, este foi o primeiro trabalho que avaliou as medidas de núcleo usadas pelo BC e influenciou em 2009 a substituição de duas medidas de núcleo que vinham sendo usadas por outras duas que foram construídas neste mesmo trabalho.

usado para testar a capacidade preditiva. Na seção 5, encontram-se os resultados da avaliação dos núcleos da inflação usados pelo BC do Brasil. E por fim, a seção 6 apresenta as conclusões.

## 2 O problema e as abordagens para mensurar o núcleo da inflação

Como uma medida de núcleo da inflação é derivada a partir de uma medida de inflação, é necessário compreender a relação entre estas. Enquanto a inflação mensura a variação no preço de bens e serviços entre dois períodos, o núcleo da inflação captura apenas a parte da variação de preços que é relevante para as autoridades monetárias.

Dessa forma, o problema de mensurar o núcleo consiste em definir a parte da inflação que é relevante e em propor um método adequado para estimá-la. Formalmente, a inflação  $\pi_t$  observada no tempo  $t$  pode ser dividida em duas partes complementares, um núcleo  $\pi_t^*$  e um componente,  $u_t = \pi_t - \pi_t^*$ , que representa a diferença entre a inflação e o núcleo, ou seja,

$$\pi_t = \pi_t^* + u_t \quad (1)$$

Como a equação (1) descreve apenas uma identidade, é necessário fazer alguma hipótese sobre o núcleo  $\pi_t^*$  para identificá-lo a partir da inflação observada  $\pi_t$ . Conforme Roger (1998), há duas hipóteses que são geralmente usadas – o núcleo como inflação persistente e o núcleo como inflação generalizada.

A hipótese de núcleo como inflação generalizada propõe que a taxa de inflação é composta por um componente generalizado que afeta todos os preços – definido como o núcleo – e um componente idiossincrático, que afeta apenas o preço de um determinado produto alterando seu preço relativo. Dessa maneira, a identidade (1) pode ser escrita como:

$$\pi_t = \pi_t^g + \sum_i \alpha_i \eta_{i,t} \quad (2)$$

onde  $\pi_t$  é a taxa de inflação,  $\pi_t^g$  é o componente generalizado, considerado o núcleo, os  $\eta_{i,t}$ 's são os componentes idiossincráticos e os  $\alpha_i$ 's são os pesos de cada bem na cesta de produtos tal que  $\sum_i \alpha_i = 1$ .

Essa definição de núcleo se baseia na teoria quantitativa da moeda, segundo a qual a inflação no longo prazo não é afetada pelos preços relativos, mas somente por movimentos generalizados nos preços, associados com a expansão monetária. Sendo assim, o BC deve considerar o núcleo da inflação como sendo o componente generalizado, pois é esta a parte da inflação sobre a qual a política monetária produz efeitos.

Já a segunda hipótese usada para estimar o núcleo é baseada na distinção entre a inflação persistente, a qual pode ser entendida como uma tendência da inflação, e a inflação transitória, que representa os choques como um impacto temporário sobre os preços. Dessa forma, a identidade em (1) pode ser expressa como:

$$\pi_t = \pi_t^p + v_t \quad (3)$$

onde  $\pi_t$  é a taxa de inflação,  $\pi_t^p$  é o componente persistente que representa o núcleo e  $v_t$  é o componente transitório.

Como a política monetária tem um efeito defasado sobre os preços da economia, a distinção entre movimentos de preços persistentes e transitórios é importante, pois se o BC responde a um movimento temporário dos preços, pode-se ter uma variabilidade não desejada no crescimento do produto. Por outro lado, se o BC não responde a um aumento persistente dos preços logo no início, pode-se ter um aumento sustentado na inflação, o que requer um período mais prolongado de uma política monetária restritiva.

Apesar de a inflação persistente ser uma hipótese sem determinantes teóricos bem definidos, costuma-se relacionar o componente persistente como sendo relativo às pressões da demanda agregada sobre a capacidade da economia, e o componente transitório como resultado dos choques de oferta.

### 3 Medidas de núcleo

Como não existe um consenso sobre a melhor medida para o núcleo da inflação, esta seção sumariza as principais medidas proposta na literatura econômica. Para isso, as medidas são agrupadas de acordo com o método utilizado para a estimação. Observa-se que as medidas de corte transversal são as que capturam a inflação generalizada, enquanto que as medidas de séries temporais buscam capturar a inflação persistente. Já as medidas de painel, utilizam conjuntamente as informações de corte transversal e de séries temporais para estimar o núcleo.

#### 3.1 Medidas de Corte Transversal

As medidas de corte transversal do núcleo da inflação são obtidas a partir da aplicação de técnicas estatísticas sobre os dados da distribuição dos preços em cada período. Devido à simplicidade e facilidade na construção dessas medidas, elas são geralmente utilizadas pelos Bancos Centrais e disponibilizadas por órgãos estatísticos.

Os núcleos por exclusão são as medidas mais tradicionais de núcleo da inflação e são construídas por meio da exclusão dos produtos de maior volatilidade que compõem o índice de preço, como alimentos e energia. Essas medidas se baseiam tanto na ideia de que os mercados desses bens são frequentemente atingidos por choques idiossincráticos quanto na ideia de que o movimento desses preços refletem choques temporários sobre a taxa de inflação.<sup>3</sup> As principais críticas feitas às medidas por exclusão são a falta de um critério que oriente a escolha dos itens que devem ser excluídos, e a perda de informações relevantes com a exclusão dos mesmos.

O núcleo por médias aparadas, proposto por Bryan & Cecchetti (1994), é calculado eliminando-se determinada porcentagem das caudas da distribuição de corte transversal da variação de preços, ou seja, os itens que apresentam variações de preços extremas em determinado período são removidos. Essas medidas se baseiam na definição de núcleo como inflação generalizada e procuram eliminar as variações extremas de preço como uma forma de estimar o componente comum. Roger (1998) aponta que os principais problemas das medidas de médias aparadas são que elas não fazem a distinção entre distúrbios persistentes e transitórios.

---

<sup>3</sup>Ver Hogan et al. (2001) para uma discussão mais detalhada das medidas por exclusão.

As medidas reponderadas utilizam novos pesos para calcular o núcleo e não excluem nenhum item dos índices de preços. Bilke & Stracca (2007) calculam a medida de núcleo reponderando cada componente do índice de preços de acordo com sua persistência relativa, mensurada por coeficientes autorregressivos ou por um indicador de reversão à média. Mostram que essa medida na área do euro é altamente correlacionada com a política monetária do Banco Central Europeu.

Os estudos aplicados para estimar o núcleo da inflação no Brasil por meio de medidas de corte transversal são encontrados em Picchetti & Toledo (2000) e Barros & Schechtman (2001), que propõem medidas de médias aparadas para estimar o núcleo da inflação.

### 3.2 Medidas de Séries Temporais

Diferente das medidas de corte transversal, as medidas de séries temporais utilizam modelos estatísticos mais elaborados que procuram capturar o componente persistente da inflação. Nesse contexto, o problema de medir o núcleo é visto de duas maneiras equivalentes, ou seja, no domínio do tempo, como um problema de decompor séries econômicas em componente permanente e transitório, e no domínio da frequência, como um problema de separar os componentes de baixa e alta frequência.

#### 3.2.1 Domínio do tempo

Um dos principais trabalhos que abordam o problema de estimação do núcleo no domínio do tempo é o de Quah & Vahey (1995), que propõe uma medida de núcleo da inflação baseada na estimação de um vetor autorregressivo estrutural (SVAR) com duas variáveis, a taxa de inflação e o produto agregado.

Quah & Vahey (1995) definem o núcleo da inflação como o componente que, no médio e longo prazo, não tem impacto sobre o produto real. Eles utilizam, então, essa definição como restrição de longo prazo para identificar os componentes permanente e transitório na decomposição proposta por Blanchard & Quah (1989). Resumidamente, Quah & Vahey (1995) adotam implicitamente o conceito de núcleo como inflação persistente ao associá-lo com o componente permanente da inflação, que é estimado a partir do SVAR.

Uma das limitações da metodologia empregada por Quah & Vahey (1995) é que ela supõe que existe apenas dois choques, um permanente e um transitório, que afetam a inflação e o produto. Com isso, Bagliano & Morana (2003) estendem o trabalho de Quah & Vahey (1995) de um modelo bivariado para um multivariado que inclui, além das variáveis inflação e produto, outras variáveis que contribuem para pressões inflacionárias.

Para identificar o componente permanente nessa nova configuração, Bagliano & Morana (2003) utilizam o modelo de tendências comuns baseado em Stock & Watson (1988) e King et al. (1991), o qual permite, a partir da existência de uma relação de longo prazo, decompor as variáveis do modelo em um componente não estacionário (choques permanentes) e um componente estacionário (choques transitórios). No entanto, essa metodologia exige que a inflação e as variáveis do modelo sejam não estacionárias e cointegradas.

As principais críticas às medidas calculadas com base em modelos econométricos de séries temporais são a grande dependência do tamanho da amostra e a escolha das variáveis usadas no modelo, de forma que uma medida de

núcleo, calculada em determinado período, pode ser completamente alterada com o acréscimo de novos dados ou novas variáveis.

Entre os estudos aplicados ao Brasil, Picchetti & Kanczuk (2001) calculam a medida proposta por Quah & Vahey (1995) e encontram que o núcleo estimado dessa maneira, elimina os principais choques de oferta de curto prazo identificados pelo BC do Brasil. Trompieri Neto et al. (2011) utilizam o modelo de tendências comuns para estimar o núcleo e mostram que essa medida não apresenta viés e comporta-se como um indicador antecedente da inflação.

### 3.2.2 Domínio da Frequência

A estimação do núcleo da inflação no domínio da frequência consiste em separar os choques transitórios, que são relacionados aos componentes oscilatórios de alta frequência, dos choques persistentes, que são associados à baixa frequência. Assim, o núcleo é geralmente estimado pela remoção dos componentes oscilatórios de alta frequência da série de inflação.

Entre os trabalhos que seguem essa abordagem se destaca o de Cogley (2002), que propõe uma medida simples utilizando um filtro de frequência passa-baixo (*low-pass*), o qual permite a passagem da baixa frequência (inflação permanente) e atenua a alta frequência (inflação transitória) da série de inflação. Cogley (2002) aponta que a medida obtida com seu filtro não se altera com a inclusão de novos dados, diferente das medidas obtidas por outros filtros tradicionais, como o proposto por Hodrick & Prescott (1997).

De maneira geral, as medidas obtidas por filtros passa-baixa são mais efetivas na eliminação de distúrbios transitórios do que os estimadores de influência limitada. No entanto, não há um critério bem estabelecido para a escolha dos parâmetros de suavização utilizados nos filtros.

Dowd et al. (2011) utilizam o método de análise de ondaletas para estimar o núcleo da inflação no domínio da frequência e mostram que a medida proposta por eles tem melhor desempenho do que as medidas tradicionais de exclusão e influência limitada. Baqaee (2010) expande a análise feita na versão inicial do trabalho de Dowd et al. (2011) e ameniza seus problemas com a escolha do tipo de ondaleta e a sensibilidade da estimação às condições iniciais, estimando um núcleo mais consistente, mas que apresenta ainda distorções próximas do fim da amostra.

Já o estudo de Santos (2012), estima o núcleo no domínio da frequência para o Brasil e encontra evidências de que essa medida contribui para prever a taxa de inflação fora da amostra, possuindo características estatísticas que ajudam na condução da política monetária.

### 3.3 Medidas de Painel

Por último, as medidas de painel são aquelas que utilizam informações transversais e temporais para estimar o núcleo. Nessa abordagem, os estudos trabalham com um painel formado pelo índice de preço desagregado, onde se tem um grande número de observações, tanto na dimensão transversal (número de subitens) quanto na dimensão temporal (número de períodos). Essa estrutura de dados proporciona a aplicação dos chamados modelos de fatores para grandes conjuntos de dados, que vem se desenvolvendo a partir dos trabalhos de Stock & Watson (1998), Forni et al. (2000) e Bai & Ng (2002).

Giannone & Matheson (2006) estimam o núcleo aplicando o modelo de fatores dinâmicos aos dados de preços desagregados da Nova Zelândia. Eles mostram que essa medida, quando comparada com outras, é uma boa estimativa para a tendência da inflação definida como a média móvel centrada com uma janela de dois anos.

Seguindo essa mesma modelagem de fator dinâmico, mas usando uma metodologia de estado-espço, Kapetanios (2004) estima o núcleo para o Reino Unido e mostra que o modelo de fatores possui capacidade preditiva para a inflação maior que os modelos de referência, como o autorregressivo.

No Brasil, o estudo de Alves (2009) estima o núcleo usando o modelo de fatores dinâmicos com a metodologia de Forni et al. (2000) e mostra que essa medida é mais eficiente que o núcleo por exclusão em termos de antecedência da inflação cheia no curto prazo.

#### 4 Critérios de Avaliação

Como as medidas de núcleo da inflação são obtidas por diferentes métodos, suas características podem também ser bastante diferentes. Assim, é necessário estabelecer critérios bem definidos para identificar as medidas de núcleo que possuem características realmente úteis à autoridade monetária e ao público em geral. Para isso, este trabalho adota critérios de avaliação com base em testes econométricos para verificar se existem relações estatísticas entre a medida de núcleo e a inflação que possam ser usadas para orientar a política monetária.

Os trabalhos de Freeman (1998), Marques et al. (2003) e Ribba (2003) são as principais referências que iniciaram, de maneira rigorosa, a aplicação de testes econométricos de séries temporais para avaliar a relação de ajustamento entre medidas de núcleo e a inflação. Entretanto, esses trabalhos se limitam apenas ao caso em que a inflação e o núcleo são séries não estacionárias e cointegradas.

Mehra & Reilly (2009) seguem essa mesma abordagem, mas propõem também critérios para avaliar o ajustamento quando as séries do núcleo e da inflação são estacionárias. A importância dessa suposição é que a inflação pode ser considerada como estacionária ou não estacionária dependendo do país, do período e da frequência das observações da série.

Uma medida de núcleo, portanto, deve a princípio satisfazer dois critérios. Tais requisitos se referem às relações estatísticas de longo prazo as quais podem ser verificadas por meio de modelos econométricos, a saber,

##### (i) Ausência de viés

O primeiro critério que uma medida de núcleo da inflação deve atender é ser não enviesada em relação à medida de inflação, ou seja, no longo prazo a média do núcleo será igual a média da inflação. Formalmente,

$$E(\pi_t^*) = E(\pi_t) \quad (4)$$

Assumindo que as séries da inflação  $\{\pi_t\}_{t=1}^T$  e do núcleo  $\{\pi_t^*\}_{t=1}^T$  são estacionárias, o procedimento utilizado para decidir se o núcleo  $\pi_t^*$  satisfaz o critério de ausência de viés é aplicar um teste  $F$  para verificar se a hipótese nula conjunta  $[\alpha = 0; \beta = 1]$  é atendida na seguinte regressão,

$$\pi_t = \alpha + \beta\pi_t^* + \varepsilon_t \quad (5)$$

Se a hipótese nula não for rejeitada, então a medida de núcleo  $\pi_t^*$  é não enviesada, no sentido de que as médias do núcleo e da inflação são iguais no longo prazo. O teste  $F$  usa erro padrão robusto à autocorrelação e heterocedasticidade, obtidos por meio do procedimento de Newey & West (1987, 1994).

#### (ii) Dinâmica de ajustamento

O segundo critério determina como ocorre a dinâmica de ajustamento entre a inflação e o núcleo no longo prazo. Essa propriedade é útil, pois se o ajuste ocorrer principalmente por movimentos na inflação em direção ao núcleo, então existe uma razão para se esperar que a inflação vá diminuir quando esta estiver acima do núcleo. Para formalizar essa ideia, considere-se o modelo proposto por Mehra & Reilly (2009):

$$\pi_{t+h} - \pi_t = a_0 + \lambda_h(\pi_t - \pi_t^*) + \sum_{j=1}^k a_j \pi_{t-j} + e_{1,t+h} \quad (6)$$

$$\pi_{t+h}^* - \pi_t^* = b_0 + \lambda_h^*(\pi_t - \pi_t^*) + \sum_{j=1}^k b_j \pi_{t-j}^* + e_{2,t+h} \quad (7)$$

onde  $\pi_{t+h}$  e  $\pi_{t+h}^*$  são, respectivamente, a inflação e o núcleo  $h$  períodos à frente,  $a_j$  e  $b_j$  são parâmetros,  $k$  é número de defasagens, e  $e_{1,t+h}$ ,  $e_{2,t+h}$  são distúrbios aleatórios com média zero.

Os coeficientes  $\lambda_h$  e  $\lambda_h^*$  nas regressões em (6) e (7) determinam, respectivamente, como acontece o ajustamento da inflação e do núcleo  $h$  períodos à frente, quando ocorre um desvio entre a inflação e o núcleo no período  $t$ . Dessa forma, quando a inflação estiver acima do núcleo, espera-se que a inflação diminua ( $\lambda_h < 0$ ) e que o núcleo não seja afetado ( $\lambda_h^* = 0$ ), pois nesse caso a diferença entre os dois é eliminada basicamente por movimentos da inflação em direção ao núcleo.

De maneira geral, o critério (i), ausência de viés, garante que o núcleo não subestima ou superestima a inflação, refletindo seu verdadeiro comportamento. Já o critério (ii), a dinâmica de ajustamento, implica que o ajuste de longo prazo ocorre por meio de mudanças na inflação e não no núcleo; ou seja, o núcleo serve como um indicador de ajuste para a inflação.

### 4.1 Previsão fora da amostra

Os critérios de avaliação vistos até agora se referem ao comportamento de longo prazo das séries e não garantem que o núcleo seja capaz de ajudar a prever a inflação. Dessa forma, esta seção propõe um experimento de previsão fora da amostra para avaliar a capacidade preditiva das medidas de núcleo.

A previsão fora da amostra é um experimento que divide a amostra em dois períodos. O período de ajuste, no qual os dados são usados para identificar e estimar o modelo de previsão, e o período de teste, cujos dados são utilizados para verificar a precisão das previsões do modelo.

Neste trabalho, o procedimento de previsões fora da amostra simula uma situação semelhante àquela em que os agentes econômicos se encontram quando

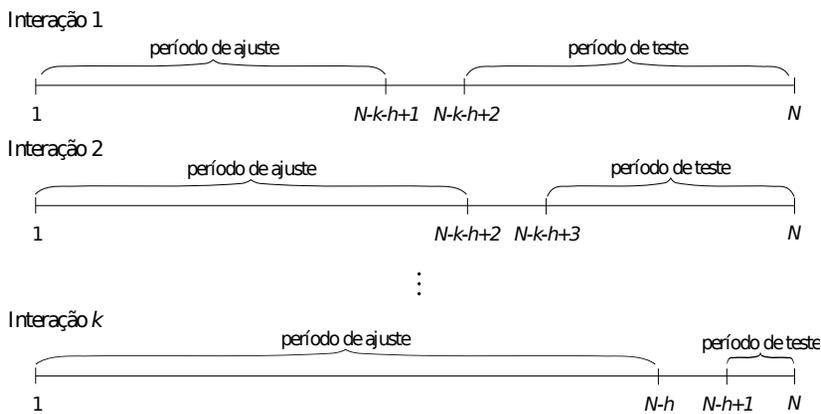
realizam suas previsões para a inflação no mundo real. Dessa maneira, é possível avaliar se a utilização do núcleo efetivamente contribui para prever a inflação.

Em qualquer procedimento de previsão fora da amostra, é necessário escolher o número de previsões  $k$  e o horizonte de previsão  $h$ . O número de previsões  $k$  é a quantidade de previsões realizadas fora da amostra e, portanto, influencia nos resultados dos testes usados para avaliar as previsões. Já o horizonte de previsão  $h$  depende do interesse do agente por uma previsão de curto ou longo prazo.

Escolhido o número de previsões  $k$  e o horizonte de previsão  $h$ , o procedimento para realizar o experimento de previsão fora da amostra é definido pelo seguinte algoritmo:

1. A amostra total de  $N$  observações é dividida em duas partes, período de ajuste, formado pelas  $N - h - k + 1$  primeiras observações, e período de teste, formado pelas  $h + k - 1$  observações finais.
2. O modelo de previsão é especificado e estimado apenas com os dados do período de ajuste;
3. Uma previsão de  $h$  períodos à frente é realizada com o modelo especificado e estimado no item 2;
4. A primeira observação do período de teste é adicionada ao período de ajuste, e o processo é repetido a partir do item 2 de forma iterativa. Essa interação é finalizada quando a observação  $N - h$  é adicionada ao período de ajuste.

A figura 1 ilustra como uma amostra de tamanho  $N$  é dividida entre o período de ajuste e o período de teste. Na interação 1 as  $N - k - h + 1$  primeiras observações formam o período de ajuste e o restante das observações, o período de teste. Em cada interação subsequente é incluída uma nova observação no período de ajuste até que, na interação  $k$ , tem-se as  $N - h$  primeiras observações no período de ajuste e as  $h$  observações finais no período de teste.



Fonte: Elaboração própria.

**Figura 1:** Processo de divisão da amostra

O procedimento descrito pelo algoritmo acima simula a situação na qual os agentes possuem um número limitado de dados para ajustar um modelo e

fazer uma previsão. Em cada interação esse processo é sistematicamente repetido aumentando-se o número de dados disponíveis e gerando mais previsões, obtendo-se no final, um conjunto de previsões fora da amostra.

A partir desse conjunto de previsões, é possível testar se um determinado núcleo gera previsões mais precisas do que as previsões geradas com a própria inflação, identificando, portanto, a série que prevê melhor a inflação em determinado horizonte de tempo. Neste trabalho, as previsões fora da amostra são realizadas para um horizonte de 3, 6, 9 e 12 meses à frente.

Por não haver um critério estabelecido sobre a escolha do início do período de teste, utilizaram-se três diferentes pontos, 2011.1, 2012.1 e 2013.1 que fornecem 24, 36 e 48 previsões, respectivamente. O intuito é obter resultados mais consistentes em relação à escolha do período de previsão.

Esse algoritmo segue os trabalhos aplicados às séries macroeconômicas, como Stock & Watson (2002), Marcellino et al. (2006) e Bai & Ng (2008), nos quais a previsão fora da amostra é recursiva, i.e., todas as previsões são baseadas apenas nos valores passados da série até a data em que a previsão é realizada. Os parâmetros do modelo são estimados novamente em cada período, para cada modelo de previsão, usando os dados do início da amostra até a data corrente. Como a especificação dos modelos é definida por critérios de seleção baseados nos dados, a ordem do modelo pode mudar quando se adiciona um novo dado à amostra.

### (iii) Capacidade preditiva

Uma das abordagens que geralmente se aplica na avaliação preditiva de núcleos, como em Hogan et al. (2001), Cogley (2002), Rich & Steindel (2007), Bermingham (2010) e outros, considera o seguinte modelo:

$$\pi_{t+h} - \pi_t = \alpha + \beta(\pi_t - \pi_t^*) + e_{t+h} \quad (8)$$

onde  $\pi_t$  é a taxa de inflação anualizada e  $\pi_t^*$  é a medida de núcleo anualizada.

A vantagem desse modelo, além da sua simplicidade, é que ele permite uma fácil interpretação dos parâmetros estimados. No entanto, a literatura sobre previsão tem mostrado que um modelo que explica um fenômeno não necessariamente é o melhor modelo para previsão (ver Shmueli (2010)). Dessa forma, este artigo considera uma versão mais geral do modelo (8):

$$\pi_{t+h} = \alpha + \sum_{i=1}^p \beta_i \pi_{t-i+1} + \sum_{j=1}^q \gamma_j \pi_{t-j+1}^* + e_{t+h} \quad (9)$$

Observe-se que impondo restrições sobre os parâmetros do modelo (9) obtemos o modelo (8) como um caso particular. Para isso, faça  $\beta_1 = 1 - \gamma_1$ ,  $\beta_i = 0$  para  $i = 2, \dots, p$  e  $\gamma_j = 0$  para  $j = 2, \dots, q$ .

O modelo (9) gera previsões  $h$  passos à frente de maneira direta e, ao inserir defasagens das variáveis, permite obter uma função de autocovariância mais flexível. O ganho de utilizar essa forma mais geral tem um custo de dificultar a interpretação do modelo. No entanto, como o objetivo é apenas de previsão e não o de testar hipóteses teóricas, esse custo torna-se irrelevante. Nesse caso, usar o modelo mais geral traz ganhos em termos de previsão.

O modelo de referência (*benchmark*) usado para comparar as previsões é o modelo (9) sem a variável núcleo, ou seja:

$$\pi_{t+h} = \alpha + \sum_{i=1}^p \beta_i \pi_{t-i+1} + e_{t+h} \quad (10)$$

Assim, considera-se que uma medida de núcleo possui capacidade preditiva se os erros de previsão obtidos com o modelo (9) são menores que os erros de previsão obtidos com o modelo de referência (10).

Vale observar que não há grandes limitações em termos de previsão ao se usar em um modelo apenas a inflação e os núcleos sem considerar outras variáveis econômicas. O extenso trabalho de Ang et al. (2007) mostra que para os Estados Unidos, o modelo ARMA que utiliza apenas a inflação passada apresenta uma previsão da inflação mais precisa do que modelos que incluem outras variáveis da atividade econômica ou a estrutura a termo da taxa de juros. Para o Brasil, Arruda et al. (2011) indicam que, dentro da classe dos modelos ARMA, a inflação é melhor prevista com um modelo autorregressivo (AR).

Assim, concorda-se com a ideia apontada por Silva Filho & Figueiredo (2011) de que se uma medida de núcleo não contribui para uma previsão mais precisa quando a inflação passada está presente, é improvável que essa medida seja útil quando se adiciona outras variáveis ao modelo de previsão.

Os modelos descritos nas equações (9) e (10) foram estimados por meio de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) e os números de defasagens  $p$  e  $q$  foram escolhidos de forma a minimizar o Critério de Informação Bayesiano (BIC).

Embora não exista um critério teórico mais rigoroso de escolha do valor máximo para  $p$  e  $q$ , trabalhos sobre previsão macroeconômica, como Stock & Watson (2002) e Marcellino et al. (2006), seguindo o princípio da parcimônia (Box & Jenkins 1970), escolhem valores pequenos para diminuir o número de parâmetros estimados e a incerteza das previsões. Outro motivo, é que as escolhas de valores máximos muito elevados, aumentam o tempo de processamento das simulações de previsões fora da amostra.

Marques et al. (2003) argumentam ainda que os núcleos não devem ser avaliados por suas capacidades preditivas, considerando que um bom preditor da inflação deve ser capaz de capturar os movimentos de curto prazo dos preços e que, por definição, as medidas de núcleo excluem esses movimentos. Mesmo concordando com essa crítica, a mesma se aplica somente para previsões de curto prazo, e os núcleos ainda podem ser avaliados por sua capacidade preditiva no médio ou no longo prazo.

## 5 Resultados

Nesta seção, são apresentados os resultados da aplicação dos critérios de avaliação das principais medidas de núcleo da inflação usadas pelo BC do Brasil. A avaliação é realizada de janeiro de 1996 a dezembro de 2013, por este ser o período no qual as medidas de núcleo calculadas pelo BC são disponibilizadas. Primeiro, descreve-se as medidas avaliadas e, depois, os resultados dos testes para cada critério de avaliação são discutidos.<sup>4</sup>

<sup>4</sup>Todos os procedimentos descritos são implementados no ambiente estatístico R (R Development Core Team 2014), o que garante uma fácil replicação dos resultados deste trabalho. O código (*script*) e os dados estão disponíveis em <https://github.com/cristiano1br/Avaliando-Nucleo-Inflacao>

### 5.1 Descrição das medidas de núcleo da inflação do BC

Entre as cinco medidas de núcleo da inflação disponibilizadas pelo BC do Brasil, as escolhidas neste trabalho são o núcleo por exclusão sem monitorados e alimentos no domicílio (IPCA-EX), o núcleo por exclusão ex2 (IPCA-EX2), o núcleo de dupla ponderação (IPCA-DP) e o núcleo de médias aparadas com suavização (IPCA-MS). O núcleo de médias aparadas sem suavização não foi incluído por ser disponibilizado somente a partir de janeiro de 2001, estando fora do período de análise adotado.

Todas as medidas de núcleo usadas pelo BC do Brasil são calculadas a partir do Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) que é o índice de inflação oficial adotado no sistema de metas de inflação. Silva Filho & Figueiredo (2014) fazem uma revisão completa de todas essas medidas.

A construção do núcleo por exclusão sem monitorados e alimentos no domicílio (IPCA-EX) consiste em excluir os itens dos grupos Alimentação no Domicílio e Preços Administrados por Contrato e Monitorados. Para o núcleo por exclusão ex2 (IPCA-EX2), excluem-se apenas os itens que apresentam de maneira consistente maiores volatilidades ao longo da amostra. Conforme o Banco Central do Brasil (2009), o núcleo IPCA-EX2 exclui 12 dos 52 itens que compõe o IPCA, sendo que dez pertencem ao grupo Alimentação no Domicílio e dois ao dos Preços Administrados por Contrato e Monitorados.

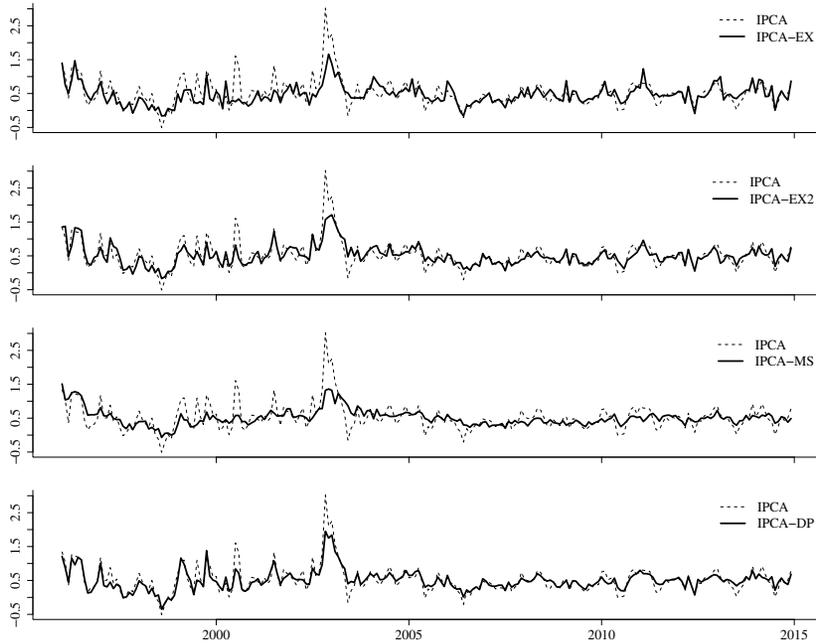
Já o núcleo de médias aparadas com suavização (IPCA-MS) elimina 40% dos itens que apresentam variações extremas (sendo 20% de cada cauda da distribuição) e recalcula o índice de inflação utilizando apenas a parte central da distribuição. Como alguns preços controlados apresentam variações elevadas mais infrequentes, poderia haver uma eliminação sistemática desses itens, provocando uma subestimação do cálculo do núcleo. Para evitar esse problema, o BC suaviza essas variações em doze parcelas iguais.

Diferente do núcleo por exclusão (IPCA-EX2) e do núcleo de médias aparadas com suavização (IPCA-MS), que excluem os itens mais voláteis ou os que apresentam preços com variações extremas, o núcleo de dupla ponderação (IPCA-DP) inclui todos os itens, mas dá um peso menor para aqueles que apresentam maior volatilidade. Assim, os pesos originais de cada item do IPCA são ponderados novamente considerando-se a respectiva volatilidade conforme mostrado em Banco Central do Brasil (2009).

A Figura 2 mostra a série do IPCA e dos três núcleos da inflação calculados pelo BC. Ao se comparar o comportamento de cada núcleo com o do próprio IPCA, percebe-se que as séries no longo prazo se movem na mesma direção. No entanto, para verificar a influência de uma série sobre a outra, é feita na próxima seção uma análise formal com a aplicação dos critérios de avaliação definidos anteriormente.

### 5.2 Testes dos critérios de avaliação

Antes de aplicar os critérios de avaliação definidos neste trabalho, é necessário identificar se as séries da inflação e do núcleo se comportam ou não de forma estacionária no período de análise. Para isso, utilizaram-se dois testes complementares. O teste de Dickey Fuller Aumentado (ADF), proposto por Said & Dickey (1984), no qual a hipótese nula é a presença de raiz unitária; e o teste KPSS proposto por Kwiatkowski et al. (1992), onde a hipótese nula é que a série observada é estacionária.



Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do BCB-Depec.

**Figura 2:** Núcleos da Inflação e IPCA

Como esses testes possuem hipóteses nulas opostas, a utilização dos dois possibilita uma conclusão mais acurada, uma vez que se pode distinguir entre séries com comportamento estacionário (os testes apontam estacionariedade), séries com comportamento não estacionário (os testes apontam não estacionariedade), e séries nas quais os dados não são suficientemente informativos para saber se a série é estacionária ou não (os testes apontam conclusões divergentes).

**Tabela 1:** Procedimento dos testes de estacionariedade

Teste	Modelo Estimado	Hipótese	Estatística
		Nula	
ADF	$\Delta y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + a_1 t + \sum_{i=1}^k \beta_i \Delta y_{t-i+1} + u_{1t}$	$\gamma = 0$	$\tau_{ct}$
	$\Delta y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \beta_i \Delta y_{t-i+1} + u_{2t}$	$\gamma = 0$	$\tau_c$
	$\Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \beta_i \Delta y_{t-i+1} + u_{3t}$	$\gamma = 0$	$\tau_{nc}$
KPSS	$y_t = \xi t + r_t + \varepsilon_t$	$r_t = r_0$	$\eta_\tau$
	$y_t = r_t + \varepsilon_t$	$r_t = r_0$	$\eta_\mu$

Nota: a defasagem  $k$  é escolhida com base no critério de informação de Akaike (AIC).

Fonte: Elaborado a partir de MacKinnon (1996) e Kwiatkowski et al. (1992).

A Tabela 1 apresenta os procedimentos adotados para realizar os testes de estacionariedade. No teste ADF, pode-se ter o caso da série ser estacionária em torno de uma tendência linear ( $\tau_{ct}$ ), em torno de um constante ( $\tau_c$ ) ou em torno de zero ( $\tau_{nc}$ ), já no teste KPSS, tem-se que a série pode ser estacionária em torno de uma tendência linear ( $\eta_\tau$ ) ou de uma constante ( $\eta_\mu$ ). A escolha do tipo de estacionariedade testada e da respectiva estatística de teste se baseou

na análise gráfica das séries por meio da Figura 2.

A Tabela 2 mostra o resultado da aplicação dos testes ADF e KPSS às séries dos núcleos e do IPCA. Os testes são aplicados em dois períodos diferentes para assegurar que o resultado não se modifica dentro desse intervalo da amostra<sup>5</sup>. As estatísticas indicam que todas as séries são classificadas como estacionária por ambos os testes, a um nível de significância de 5%, no período inicial e final.

**Tabela 2:** Resultados dos testes de estacionariedade

Série	Período 1 (1996-2009)		Período 2 (1996-2014)	
	ADF	KPSS	ADF	KPSS
IPCA	$\tau_c = -5,83^{**}$	$\eta_\mu = 0,20$	$\tau_c = -3,70^{**}$	$\eta_\mu = 0,18$
IPCA-EX	$\tau_c = -3,99^{**}$	$\eta_\mu = 0,12$	$\tau_c = -2,88^{**}$	$\eta_\mu = 0,12$
IPCA-EX2	$\tau_c = -4,96^{**}$	$\eta_\mu = 0,19$	$\tau_c = -4,63^{**}$	$\eta_\mu = 0,15$
IPCA-MS	$\tau_c = -3,18^{**}$	$\eta_\mu = 0,22$	$\tau_c = -3,91^{**}$	$\eta_\mu = 0,19$
IPCA-DP	$\tau_c = -4,86^{**}$	$\eta_\mu = 0,15$	$\tau_c = -5,78^{**}$	$\eta_\mu = 0,11$

\*\* indica que se rejeita a hipótese nula ao nível de significância de 5%.

Nota: Os valores críticos dos testes ADF e KPSS são baseados nos trabalhos de MacKinnon (1996) e de Kwiatkowski et al. (1992), respectivamente.

Fonte: Elaboração própria.

Tendo verificado que o pressuposto de estacionariedade é adequado ao comportamento das séries em estudo, analisa-se agora se os critérios de avaliação são atendidos pelas medidas de núcleo da inflação utilizadas pelo BC.

O primeiro critério é o de ausência de viés. A Tabela 3 mostra o resultado do teste  $F$  para verificar se existe diferença estatística entre a média da inflação e do núcleo. Considerando um nível de significância de 5%, o teste  $F$  indicou que os núcleos IPCA-EX, IPCA-EX2 e IPCA-MS atenderam ao critério (i) de ausência de viés.

Já o núcleo IPCA-DP apresentou evidência de que é enviesado no período analisado. Dado a regressão na Tabela 3 para o IPCA-DP, observa-se que o teste  $F$  indica intercepto diferente de zero e inclinação diferente de um. Dessa maneira, o núcleo IPCA-DP deve ser usado com cautela pelo BC.

**Tabela 3:** Resultado do teste  $F$  para ausência de viés da medidas de núcleo

Núcleo	Parâmetros Estimados $\pi_t = \alpha + \beta\pi_t^* + \varepsilon_t$	Teste $F$ (valor p) <sup>1</sup> $H_0: \alpha = 0$ e $\beta = 1$
IPCA-EX	$\pi_t = 0,068 + 0,965\pi_t^*$	0,0608
IPCA-EX2	$\pi_t = -0,041 + 1,105\pi_t^*$	0,6904
IPCA-MS	$\pi_t = -0,078 + 1,172\pi_t^*$	0,7659
IPCA-DP	$\pi_t = -0,093 + 1,217\pi_t^*$	0,0165

<sup>1</sup> valor p calculado usando erro padrão robusto a autocorrelação e heterocedasticidade de Newey & West (1987, 1994).

Fonte: Elaboração própria.

<sup>5</sup> Isto é importante pois a amostra é reduzida para realização das previsões fora da amostra.

O segundo critério a ser avaliado é o da dinâmica de ajustamento. Para isso, a Tabela 4 apresenta os coeficientes de ajustamento estimados a partir das equações (6) e (7).

Quando se considera os núcleos IPCA-EX2 e IPCA-MS, o resultado do teste  $t$  mostra que para todo horizonte  $h$ , o coeficiente da inflação  $\lambda_h$  é negativo e o coeficiente do núcleo  $\lambda_h^*$  é estatisticamente igual a zero, como esperado. Isso indica que quando existe um desvio entre o IPCA e um desses núcleos, é o IPCA que se move em direção ao núcleo, e não o contrário. Essa evidência é encontrada para um horizonte de 3, 6, 9 e 12 meses à frente, ou seja, um desvio entre a inflação e o núcleo hoje faz com que a inflação se ajuste até um ano depois.

**Tabela 4:** Resultados do teste  $t$  para os coeficientes de ajustamento da inflação e do núcleo

Núcleo	h=3		h=6		h=9		h=12	
	$\lambda_h$	$\lambda_h^*$	$\lambda_h$	$\lambda_h^*$	$\lambda_h$	$\lambda_h^*$	$\lambda_h$	$\lambda_h^*$
IPCA-EX	-0,65 (0,00)	0,22 (0,04)	-0,77 (0,00)	0,09 (0,49)	-0,84 (0,00)	-0,01 (0,96)	-0,69 (0,00)	-0,04 (0,78)
IPCA-EX2	-0,97 (0,00)	0,11 (0,53)	-1,23 (0,00)	-0,19 (0,20)	-1,10 (0,00)	-0,30 (0,11)	-0,98 (0,00)	-0,17 (0,40)
IPCA-MS	-0,87 (0,00)	-0,04 (0,77)	-1,03 (0,00)	-0,09 (0,49)	-0,91 (0,00)	-0,06 (0,65)	-0,82 (0,00)	-0,14 (0,38)
IPCA-DP	-1,15 (0,00)	-0,17 (0,43)	-1,46 (0,00)	-0,60 (0,00)	-1,38 (0,00)	-0,48 (0,03)	-1,01 (0,00)	-0,31 (0,26)

Nota: o valor entre parênteses é o valor  $p$  do teste  $t$  para a hipótese nula do coeficiente ser igual a zero usando erro padrão robusto a heterocedasticidade de White (1980). O número de defasagens  $k$  foi escolhido com base no critério de informação de Akaike (AIC) para o máximo de 6 defasagens.

Fonte: Elaboração própria

Já o núcleo IPCA-DP apresentou um resultado diferente. O coeficiente de ajustamento da inflação  $\lambda_h$  foi negativo e significativo como esperado, mas o coeficiente de ajustamento do núcleo  $\lambda_h^*$  foi também negativo e significativo nos horizontes de 3 e 12 meses. Com isso, tanto o IPCA como o próprio núcleo IPCA-DP diminuem quando ocorre um desvio entre eles, sugerindo que o núcleo IPCA-DP não é um bom indicador de ajuste para a inflação.

Para o núcleo IPCA-EX, o teste  $t$  indica o resultado esperado para os coeficientes de ajustamento para os horizontes de 6, 9 e 12 meses à frente. Entretanto, quando se considera o horizonte de 3 meses à frente, há evidência de que o IPCA-EX é influenciado pelo IPCA, pois apresenta coeficiente de ajustamento do núcleo,  $\lambda_h^*$ , positivo e significativo.

As medidas IPCA-EX2 e IPCA-MS foram as únicas que apresentaram a dinâmica de ajustamento esperada para todos os horizontes de tempo escolhido, ou seja, é o IPCA que se move em direção a esses núcleos. No trabalho de Gamber et al. (2013) encontra-se resultado semelhante com a aplicação do mesmo modelo de ajustamento com dados dos Estados Unidos para o núcleo por médias aparadas.

Já para as medidas IPCA-EX e IPCA-DP, o ajuste pode ocorrer também por meio de movimentos do núcleo, dependendo do horizonte de tempo. Essa característica é indesejável, pois impossibilita a utilização dessas medidas como indicadores da trajetória de longo prazo da inflação, i.e., uma diferença entre o núcleo e a inflação hoje poderá ser corrigida por movimentos de ambos, não sendo claro qual é o efeito do núcleo sobre a inflação.

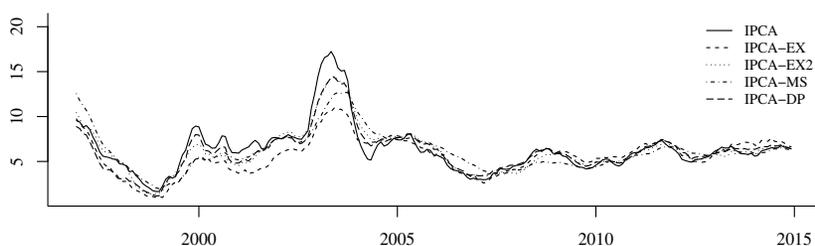
Em suma, observa-se que em todos os casos o coeficiente de ajustamento da inflação  $\lambda_h$  foi negativo e significativo, indicando que o IPCA é influenciado por todos os núcleos. No entanto, as medidas IPCA-EX e IPCA-DP são também influenciadas pela inflação, o que é uma característica indesejável para um núcleo.

### 5.3 Capacidade Preditiva

Como a política monetária tem um efeito defasado sobre a economia, o BC analisa o comportamento futuro da inflação antes de estabelecer sua política. Assim, se a previsão com uma medida de núcleo é melhor do que a previsão com a própria inflação, então existe evidência de que essa medida deve ser usada como um instrumento auxiliar na formulação da política monetária.

O experimento de previsão fora da amostra descrito na seção 4.1 é utilizado agora para avaliar a capacidade preditiva das medidas de núcleo em prever o IPCA futuro comparada com a capacidade preditiva do próprio IPCA. Assim, espera-se que os modelos que utilizam os núcleos apresentem um erro de previsão menor que o erro do modelo que utiliza apenas o IPCA.

Como a variação do IPCA em um mês específico não é de interesse primário para o BC, transforma-se as séries de variações mensais para variações em 12 meses antes de realizar as previsões e os testes nesta subseção. A escolha da variação do IPCA em 12 meses se deve ao fato de ser este o intervalo de tempo usado no sistema de metas.



Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do BCB-Depec.

**Figura 3:** Variação percentual em 12 meses do IPCA e dos núcleos da inflação

A Figura 3 apresenta as séries transformadas para variação em 12 meses. Aplicando-se os testes de estacionariedade da Tabela 2 obtém-se que as séries transformadas são também estacionárias. O gráfico das séries sugere que todas as medidas de núcleo possuem um comportamento dinâmico aderente ao IPCA apesar de algumas vezes apresentarem informação divergente sobre quando o nível de inflação está acima ou abaixo do núcleo.

A Tabela 5 apresenta os valores da raiz do erro quadrático médio (REQM)<sup>6</sup> relativo ao REQM do modelo de referência para horizontes selecionados ( $h = 3, 6, 9$  e  $12$ ) e diferentes períodos de previsão fora da mostra ( $k = 24, 36$  e  $48$ ). Se um determinado modelo possui REQM relativo menor (maior) que 1, significa que esse modelo apresentam REQM menor (maior) que o REQM do modelo de referência.

<sup>6</sup>REQM =  $\sqrt{\sum_{t=1}^T (y_t - \hat{y}_t)^2 / T}$  onde  $y_t$  é a série observada e  $\hat{y}_t$  é a série prevista.

**Tabela 5:** REQM obtido com os núcleos relativo ao REQM do modelo de referência

Série utilizada (período fora da amostra)	Horizonte (meses)			
	3	6	9	12
(2013.1 - 2014.12, $k = 24$ )				
IPCA	1,00	1,00	1,00	1,00
IPCA-EX	1,35	1,39	1,67	2,87
IPCA-EX2	1,12	1,32	1,45	1,49
IPCA-MS	1,00	1,00	0,99	1,48
IPCA-DP	0,99	0,94	0,88	0,91
(2012.1 - 2014.12, $k = 36$ )				
IPCA	1,00	1,00	1,00	1,00
IPCA-EX	1,30	1,31	1,39	1,69
IPCA-EX2	1,17	1,40	1,31	1,35
IPCA-MS	1,06	1,00	1,01	1,53
IPCA-DP	1,09	1,05	1,11	1,27
(2011.1 - 2014.12, $k = 48$ )				
IPCA	1,00	1,00	1,00	1,00
IPCA-EX	1,28	1,22	1,31	1,62
IPCA-EX2	1,13	1,28	1,24	1,25
IPCA-MS	1,08	1,00	1,00	1,45
IPCA-DP	1,06	1,03	1,08	1,19

Nota: O modelo de referência utiliza apenas a série IPCA.

Fonte: Elaboração própria

O REQM relativo indicou que apenas as previsões com o núcleo IPCA-DP apresentaram um erro menor do que as previsões do modelo de referência. No entanto, esse resultado é encontrado somente no período de 2013.1 a 2014.12. Quando se consideram os períodos de 36 e 48 meses fora da amostra, o resultado não se mantém e o REQM do IPCA-DP passa a ser maior que o REQM do IPCA. Assim, o ganho obtido em termos de previsões mais precisas não foi consistente, pois, somente em um dos três períodos de previsão fora da amostra, o modelo usando o IPCA-DP obteve um erro menor.

Já as previsões usando os núcleos IPCA-EX, IPCA-EX2 e IPCA-MS apresentaram um REQM relativo maior que 1 para todos os horizontes e períodos de previsão fora da amostra, com exceção do horizonte de 9 meses à frente para o período de 24 meses fora da amostra, no qual o IPCA-MS tem um REQM relativo de 0,99. Isso indica que esses núcleos não acrescentaram poder preditivo ao modelo e que, em alguns casos, aumentam o erro de previsão.

O fato da capacidade preditiva dos núcleos ser menor que a do IPCA para horizontes de 3 e 6 meses, corrobora o resultado encontrado por Silva Filho & Figueiredo (2011) de que os núcleos não ajudam a explicar a inflação no curto prazo. No entanto, esperava-se que para horizontes de tempo mais longo, como 9 e 12 meses, os núcleos contribuíssem para uma previsão melhor, em termos de um menor REQM, o que não aconteceu.

De maneira geral, os resultados da previsão fora da amostra indicam que os núcleos não possuem capacidade preditiva maior que o próprio IPCA para prever a inflação em um horizonte de até 12 meses à frente. Esse fato reforça as evidências encontradas por Freeman (1998) e Bermingham (2010) de que os

núcleos não apresentam um desempenho superior para previsões da inflação de longo prazo quando comparados com simples modelos de referência.

## 6 Conclusão

Este artigo teve como propósito realizar uma avaliação compreensiva das medidas de núcleo utilizadas pelo Banco Central do Brasil. A partir de modelos econométricos de séries temporais, três aspectos básicos das medidas de núcleo foram avaliados, a ausência de viés, a dinâmica de ajustamento e a capacidade de prever a inflação no longo prazo.

Das quatro medidas, o núcleo por médias aparadas suavizadas (IPCA-MS) e o núcleo por exclusão ex2 (IPCA-EX2) foram os que apresentaram melhor desempenho. Por meio de testes empíricos, mostrou-se que o núcleo IPCA-MS e o IPCA-EX2 não possuem viés e servem de indicador de ajuste para a inflação no longo prazo. Já as outras duas medidas, o núcleo por exclusão sem monitorados e alimentos no domicílio (IPCA-EX) e o núcleo de dupla ponderação (IPCA-DP), não indicaram a trajetória da dinâmica de ajustamento esperada. Além disso, o IPCA-DP mostrou-se enviesado em relação à inflação no período analisado, devendo ser utilizado com ressalvas.

Com relação à capacidade preditiva, não se obteve resultados consistentes no sentido de que as previsões de longo prazo obtidas com os núcleos sejam mais precisas do que as previsões que se obtém com a própria inflação. Tal resultado indica que os núcleos usados pelo BC do Brasil não ajudam a prever a inflação, considerando a abordagem e o modelo de previsão usados neste trabalho.

Destaca-se ainda que os resultados encontrados se restringem ao Brasil e ao recente período caracterizado pela estabilização da inflação após o Plano Real. Assim, uma extensão natural deste trabalho seria aplicar a metodologia de avaliação para outros países e verificar se os resultados permanecem robustos.

## Agradecimentos

Os autores agradecem pelos comentários de um parecerista anônimo. Cristiano Santos agradece pelo apoio financeiro da Fundação Cearense de Apoio ao Desenvolvimento Científico e Tecnológico – FUNCAP.

## Referências Bibliográficas

- Alves, A. P. A. (2009), 'Núcleo da inflação como fator comum do IPCA: uma abordagem do modelo de fator dinâmico generalizado', Dissertação (mestrado), Universidade de São Paulo - USP.
- Ang, A., Bekaert, G. & Wei, M. (2007), 'Do macro variables, asset markets, or surveys forecast inflation better? ', *Journal of Monetary Economics* 54(4), 1163 – 1212.
- Arruda, E. F., Ferreira, R. T. & Castelar, I. (2011), 'Modelos lineares e não lineares da curva de Phillips para previsão da taxa de inflação no Brasil', *Revista Brasileira de Economia* 65(3), 237–252.
- Bagliano, F. C. & Morana, C. (2003), 'A common trends model of UK core inflation', *Empirical Economics* 28(1), 157–172.
- Bai, J. & Ng, S. (2002), 'Determining the number of factors in approximate factor models', *Econometrica* 70(1), 191–221.
- Bai, J. & Ng, S. (2008), 'Large dimensional factor analysis', *Foundations and Trends in Econometrics* 3(2), 89–163.
- Banco Central do Brasil (2009), 'Metodologia do novo conjunto de medidas de núcleo de inflação', Relatório de Inflação.
- Baqae, D. (2010), 'Using wavelets to measure core inflation: The case of New Zealand', *The North American Journal of Economics and Finance* 21(3), 241 – 255.
- Barros, R. W. S. & Schechtman, J. (2001), 'Medidas de Núcleo da Inflação para a Economia Brasileira: Utilização das Médias Aparadas no IPC-DI/FGV', Anais do XXIX Encontro Nacional de Economia, Niterói, Brasil.
- Bermingham, C. (2010), 'A critical assessment of existing estimates of US core inflation', *Journal of Macroeconomics* 32(4), 993 – 1007.
- Bilke, L. & Stracca, L. (2007), 'A persistence-weighted measure of core inflation in the Euro area', *Economic Modelling* 24(6), 1032–1047.
- Blanchard, O. J. & Quah, D. (1989), 'The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances', *The American Economic Review* 79(4).
- Box, G. E. P. & Jenkins, G. M. (1970), *Time Series Analysis: Forecasting and Control*, Holden-Day, San Francisco.
- Bryan, M. F. & Cecchetti, S. G. (1994), Measuring Core Inflation, in N. G. Mankiw, ed., 'Monetary Policy', National Bureau of Economic Research Studies in Income and Wealth, University Of Chicago Press, Chicago, pp. 195–219.
- Cogley, T. (2002), 'A Simple Adaptive Measure of Core Inflation', *Journal of Money, Credit and Banking* 34(1), 94–113.
- Dowd, K., Cotter, J. & Loh, L. (2011), 'U.S. core inflation: A wavelet analysis', *Macroeconomic Dynamics* 15(04), 513–536.

- Forni, M., Hallin, M., Lippi, M. & Reichlin, L. (2000), 'The Generalized Dynamic-Factor Model: Identification and Estimation', *Review of Economics and Statistics* **82**(4), 540–554.
- Freeman, D. G. (1998), 'Do core inflation measures help forecast inflation?', *Economics Letters* **58**(2), 143 – 147.
- Gamber, E. N., Smith, J. K. & Eftimoiu, R. (2013), 'The Dynamic Relationship between Core and Headline Inflation', Working Paper, Pennsylvania.
- Giannone, D. & Matheson, T. (2006), 'A New Core Inflation Indicator for New Zealand', *International Journal of Central Banking* **3**(4), 145–180.
- Hodrick, R. J. & Prescott, E. C. (1997), 'Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation', *Journal of Money, Credit and Banking* **29**(1), 1–16.
- Hogan, S., Johnson, M. & Laflèche, T. (2001), 'Core Inflation', Technical Reports n. 89.
- Kapetanios, G. (2004), 'A note on modelling core inflation for the UK using a new dynamic factor estimation method and a large disaggregated price index dataset', *Economics Letters* **85**(1), 63–69.
- King, R. G., Plosser, C. I., Stock, J. H. & Watson, M. W. (1991), 'Stochastic Trends and Economic Fluctuations', *The American Economic Review* **81**(4), 819–840.
- Kwiatkowski, D., Phillips, P. C. B., Schmidt, P. & Shin, Y. (1992), 'Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root: How sure are we that economic time series have a unit root?', *Journal of Econometrics* **54**(1-3), 159 – 178.
- Le Bihan, H. & Sédillot, F. (2000), 'Do core inflation measures help forecast inflation?: Out-of-sample evidence from French data', *Economics Letters* **69**(3), 261 – 266.
- MacKinnon, J. G. (1996), 'Numerical Distribution Functions for Unit Root and Cointegration Tests', *Journal of Applied Econometrics* **11**(6), 601–618.
- Marcellino, M., Stock, J. H. & Watson, M. W. (2006), 'A comparison of direct and iterated multistep {AR} methods for forecasting macroeconomic time series', *Journal of Econometrics* **135**(1–2), 499 – 526.
- Marques, C. R., Neves, P. D. & Sarmiento, L. M. (2003), 'Evaluating core inflation indicators', *Economic Modelling* **20**(4), 765 – 775.
- Mehra, Y. P. & Reilly, D. (2009), 'Short-Term Headline-Core Inflation Dynamics', *Economic Quarterly* **95**(3), pp. 289–313.
- Newey, W. K. & West, K. D. (1987), 'A Simple, Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix', *Econometrica* **55**(3), pp. 703–708.
- Newey, W. K. & West, K. D. (1994), 'Automatic Lag Selection in Covariance Matrix Estimation', *The Review of Economic Studies* **61**(4), pp. 631–653.

Picchetti, P. & Kanczuk, F. (2001), 'An Application of Quah And Vaheys Svar Methodology for Estimating Core Inflation in Brazil', Anais do XXIX Encontro Nacional de Economia, Salvador, Brasil.

Picchetti, P. & Toledo, C. (2000), 'How Much to Trim?: A Methodology for Calculating Core Inflation, with an application for Brazil', III Meeting of the Latin American and Caribbean Economic Association (LACEA), Rio de Janeiro, Brasil.

Quah, D. & Vahey, S. P. (1995), 'Measuring Core Inflation', *The Economic Journal* **105**(432), 1130–1144.

R Development Core Team (2014), 'R: A Language and Environment for Statistical Computing', R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria.

URL: <http://www.R-project.org/>

Ribba, A. (2003), 'Permanent-transitory decompositions and traditional measures of core inflation', *Economics Letters* **81**(1), 109 – 116.

Rich, R. & Steindel, C. (2007), 'A Comparison of Measures of Core Inflation', *Economic Policy Review* **13**(3), pp. 19–38.

Roger, S. (1998), 'Core inflation: concepts, uses and measurement', Discussion Paper Series, G98/9.

Said, S. E. & Dickey, D. A. (1984), 'Testing for Unit Roots in Autoregressive-Moving Average Models of Unknown Order', *Biometrika* **71**(3), 599–607.

Santos, C. S. (2012), 'Núcleo da inflação no Brasil: uma abordagem empírica no domínio de frequência', Dissertação (mestrado), Universidade Federal do Ceará - UFC.

Shmueli, G. (2010), 'To Explain or to Predict?', *Statistical Science* **25**(3), 289–310.

Silva Filho, T. N. T. & Figueiredo, F. M. R. (2011), 'Has Core Inflation Been Doing a Good Job in Brazil?', *Revista Brasileira de Economia* **65**(2), 207–233.

Silva Filho, T. N. T. & Figueiredo, F. M. R. (2014), 'Revisitando as Medidas de Núcleo de Inflação do Banco Central do Brasil', Trabalho para Discussão, n. 356.

Smith, J. K. (2004), 'Weighted Median Inflation: Is This Core Inflation?', *Journal of Money, Credit and Banking* **36**(2), pp. 253–263.

Stock, J. H. & Watson, M. W. (1988), 'Testing for Common Trends', *Journal of the American Statistical Association* **83**(404), 1097–1107.

Stock, J. H. & Watson, M. W. (2002), 'Macroeconomic Forecasting Using Diffusion Indexes', *Journal of Business & Economic Statistics* **20**(2), 147–162.

Stock, J. & Watson, M. (1998), 'Diffusion indexes', NBR Working Paper Serie, Cambridge.

Trompieri Neto, N., Castelar, L. I. M. & Linhares, F. C. (2011), 'Núcleo da Inflação: Uma Aplicação do Modelo de Tendências Comuns para o Brasil', Anais do XXXIX Encontro Nacional de Economia, Foz do Iguaçu, Brasil.

White, H. (1980), 'A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity', *Econometrica* **48**(4), pp. 817–838.

Wynne, M. A. (2008), 'Core inflation: a review of some conceptual issues', *Review* **90**(3).

## Apêndice A

**Tabela A.1:** Especificação dos modelos de previsão no final da amostra

	IPCA	EX	EX2	MS	DP
$h$	$p$	$p;q$	$p;q$	$p;q$	$p;q$
3	2	3;2	4;2	1;2	1;2
6	2	2;2	3;2	1;2	1;2
9	2	3;1	2;1	1;2	1;2
12	2	3;4	2;1	4;1	2;1

Nota: A escolha das defasagens  $p \leq 4$  e  $q \leq 4$  dos modelos é baseada no critério BIC.

Fonte: Elaboração própria

## REAÇÃO FISCAL AO AUMENTO DA DÍVIDA PÚBLICA: UMA ANÁLISE PARA OS ESTADOS BRASILEIROS

FRANCISCO JOSÉ SILVA TABOSA\*  
ROBERTO TATIWA FERREIRA†  
ANDREI GOMES SIMONASSI‡  
AHMAD SAEED KHAN§  
DANIEL TOMAZ¶

### Resumo

O estudo propõe uma investigação acerca da capacidade dos brasileiros em manter uma trajetória sustentável da dívida pública que, a despeito das propostas de Reestruturação Fiscal e Financeira (Lei 9.496/97) e Lei de Responsabilidade Fiscal (L.C.101/2000), aumentou sobremaneira entre 2006 a 2011. Para tanto, adapta-se a função de reação fiscal de a uma estrutura de dados em painel, bem como se inclui a possibilidade de não linearidades por meio de efeitos limiares, como em Hansen (1999). Desse modo, permite-se que as reações por parte das unidades federativas com maiores níveis de dívidas sejam diferentes das demais. Os resultados mostraram que, em regra, não há uma política fiscal estadual ativa de geração de superávit primário ao aumento da dívida pública.

**Palavras-chave:** Reação Fiscal; Estados Brasileiros, Solvência.

### Abstract

The study proposes an investigation into the ability of the Brazilian states to keep sustainable the trajectory of its public debt that, in spite of the Fiscal Restructuration Proposals, as the Law 9.496/97 and the Law of Fiscal Responsibility, increased between 2006 and 2011. The methodology adapted the fiscal reaction function of Bohn (2007) to a panel data structure and includes the possibility of threshold effects, such as in Hansen (1999). Thus, the reactions by the states with higher levels of debt were allowed be different from the others. The results showed that, as a rule, there is no active fiscal policy of the states in terms of generating primary surplus against the increase of the public debt.

**Keywords:** Fiscal Reaction; Brazilian States, Solvency.

**JEL classification:** H6, H62, H63

**DOI:** <http://dx.doi.org/10.11606/1413-8050/ea134918>

\* MAER/UFC e Pesquisador da FUNCAP. Email: franzetabosa@ufc.br

† CAEN/UFC e Pesquisador do CNPq. Email: rtf2@uol.com.br

‡ CAEN/UFC e Pesquisador do CNPq. Email: agsimonassi@ufc.br

§ MAER/UFC e Pesquisador do CNPq. Email: saeed@ufc.br

¶ Graduando em Finanças na UFC Campus Sobral. Email: daniel25tomaz@gmail.com

## 1 Introdução

A insolvência da dívida pública produz efeitos negativos em âmbito macro e microeconômico. Como mostram Sargent & Wallace (1981), esse problema impede a estabilidade de preços afete o desempenho da atividade econômica (Gong et al. 2001), elevando por isso mesmo a necessidade de maiores taxas de juros no longo prazo (Afonso & Rault 2007), além de influenciar, de forma negativa, o mercado financeiro e as decisões de consumo e investimento por parte dos agentes econômicos. Com efeito, uma leve alta nos níveis dos déficits é o bastante para reduzir a quantidade ou eficiência do investimento, provocando uma redução no crescimento econômico (Moss & Chang 2003).

Quando a dívida pública pode ser considerada sustentável? Respostas conhecidas na literatura econômica são: (i) a dívida pública é sustentável quando seu montante em relação ao PIB converge sempre para um nível inicial  $b_0$  (Blanchard 1990); (ii) mais especificamente, o conceito de sustentabilidade da dívida refere-se "... à questão de saber se o governo está caminhando para acumulação de endividamento excessivo, que em última análise, pode ameaçar a estabilidade de preços. Uma dívida é considerada 'excessiva' e, por conseguinte, insustentável, quando o governo não satisfaz uma restrição de orçamento intertemporal e, conseqüentemente, sua dívida não pode ser compensada pelos excedentes primários futuros esperados de igual valor presente" (Luporini 1999, p. 9); (iii) ou ainda, a dívida de um país ou região é considerada sustentável quando o superávit primário corrente é suficiente para estabilizar a relação dívida/PIB (Goldfajn 2002).

Do ponto de vista empírico, os trabalhos iniciais que testam a hipótese de sustentabilidade, fizeram uso de testes da raiz unitária sobre a razão da dívida da unidade econômica e do PIB. Faz-se também necessário recorrer a mecanismo de caráter intertemporal de modo a combater o aumento da dívida pré-existente. Ainda que os governos emitam moeda e títulos de modo a saldar suas obrigações, não recomenda-se uma trajetória indefinida de acúmulo da dívida. Esse enfoque incentivou a análise quantitativa que fez uso de testes de cointegração entre as receitas e despesas públicas. Em alguns casos, taxas de juros foram acrescentadas. Mais recentemente, Bohn (2007) propôs um teste de solvência da dívida pública, com vantagens em relação aos testes de cointegração, baseado na estimação de uma função de reação do governo.

No Brasil, desde o Programa de Ação Econômica do Governo (PAEG) em 1964, o governo tem se preocupado com a sustentabilidade de sua dívida. Durante as décadas de 1970 e 1980, observou-se uma elevação da dívida pública em decorrência das crises internacionais (crise do petróleo, em 1973 e 1979), da recessão norte-americana, da crise da dívida externa em 1982 e, da falta de acompanhamento e transparência das contas públicas – só o déficit primário da economia brasileira era de 4,2%, em 1985/1986, e 5,8% do PIB, em 1987/1989 (Giambiagi & Além 2000).

Sobretudo depois da crise financeira dos estados, entre 1995 e 1998, os esforços do governo se voltaram para o controle da dívida interna do setor público. Os governos estaduais alegavam perdas de receitas do ICMS em decorrência da Lei Kandir. Os déficits primários estaduais representavam, em média, 0,4% do PIB, enquanto o superávit do Governo federal era de 0,3% do PIB.

Com efeito, reformas institucionais foram implementadas visando à manutenção de superávits fiscais primários e sustentabilidade da dívida no Brasil.

O Programa de Reestruturação Fiscal e Financeira (Lei 9.496/97) promoveu uma reforma fiscal nos estados brasileiros baseada na venda de ativos estaduais, principalmente das companhias estaduais de distribuição de energia elétrica, na privatização e liquidação dos bancos estaduais, no refinanciamento das dívidas estaduais e municipais (Mora & Giambiagi 2005).

O Programa de Estabilização Fiscal de 1998 estabeleceu as metas de superávits primários do setor público, e a Lei de Responsabilidade Fiscal (Lei Complementar 101 de 2000) fixou os limites dos gastos com pessoal e endividamento público, além dos mecanismos claros para a correção de eventuais desvios, restringindo a atuação da política fiscal (Rocha & Giuberti 2008).

Entretanto, a utilização do IGP-DI como índice de correção monetária das dívidas estaduais tem dificultado que os seus estoques da dívida sejam diminuídos (Mora & Giambiagi 2005). De acordo com Pellegrini (2012), a dívida dos governos estaduais aumentou, entre 2006 a 2011, em R\$ 111,4 bilhões, pois o pagamento de juros da mesma são maiores, em média, do que os superávits primários dessas unidades federativas.

Dessa forma, surge naturalmente a pergunta se as dívidas dessas unidades da federação são sustentáveis no longo prazo. Em outras palavras, será que do ponto de vista estatístico os superávits primários gerados pelos estados brasileiros são suficientes para manter as suas dívidas sustentáveis no futuro?

Assim, no presente estudo, pretende-se responder essa pergunta por meio da comparação entre superávit primário e o montante da dívida pública. Para tanto, utiliza-se a função de resposta fiscal dos estados brasileiros proposta por Bohn (2007) e de dados em painel no período de 2000-2010. Todavia, há a possibilidade de que as reações por parte dessas unidades federativas analisadas sejam diferentes. Estados brasileiros com maiores níveis de dívidas passadas deveriam gerar maiores superávits primários no presente. Dessa forma, no presente estudo, estende-se o modelo de Bohn (2007) e incluem-se efeitos limiares (*threshold*) de acordo com a metodologia desenvolvida por Hansen (1999). A utilização do modelo de Bohn em uma estrutura de dados em painel com efeito *threshold* ainda não foi utilizada para análise da sustentabilidade da dívida. Assim, resta evidente a contribuição do presente estudo ao propor uma abordagem metodológica diferenciada, a qual gera novas evidências empíricas sobre a dinâmica das dívidas públicas dos estados brasileiros no longo prazo.

Essa metodologia complementa os testes de estacionariedade e de cointegração usualmente empregados em investigação empírica sobre sustentabilidade da dívida, pois propõe um método em que a Restrição Orçamentária Intertemporal (ROI) continua satisfeita caso as receitas e gastos sejam estacionárias em diferença para qualquer ordem arbitrária e sem pré-requisito de integração. Logo, uma ampla classe de processos estocásticos que violam as condições de estacionariedade e cointegração continua satisfazendo a ROI<sup>1</sup>.

Seguindo esta introdução, na seção 2 realiza-se a revisão da literatura sobre o tema. Na seção 3, apresenta-se a base de dados e a metodologia. Os resultados serão apresentados na seção 4 e, na seção 5, as considerações finais.

---

<sup>1</sup>Maiores detalhes, ver Bohn (2007).

## 2 Revisão da Literatura

A validação da restrição orçamentária intertemporal do governo é uma das formas de se testar a hipótese de sustentabilidade dos seus déficits fiscais. Por isso, testes econométricos para séries temporais e, mais recentemente, testes para dados em painel são utilizados. Um dos trabalhos pioneiros nesse tema é o de Hamilton & Flavin (1986), o qual testa se há sustentabilidade fiscal nos Estados Unidos no período de 1960 a 1984, por meio de testes de estacionariedade das séries de resultados fiscais e dívida pública.

Entretanto, a metodologia de Hamilton & Flavin (1986) não considera alguns aspectos, dentre os quais o estoque inicial da dívida. Este problema é superado por Trehan & Walsh (1988), que passaram a considerar a restrição orçamentária do governo satisfeita se a séries de gastos (exclusive o pagamento de juros), receitas e dívida do governo fossem cointegradas com vetor de cointegração dado por  $(1, 1+r)$ . Ou seja, eles impuseram maiores restrições sobre a trajetória do resultado fiscal do que Hamilton & Flavin (1986).

Posteriormente, Bohn (1998) propôs um novo teste de sustentabilidade. Nele, a restrição orçamentária intertemporal é atendida se o superávit primário reage positivamente a aumentos da relação dívida/PIB. Recentemente, Bohn (2007) analisou a sustentabilidade da dívida utilizando uma função de reação do governo. De acordo com este autor, nas técnicas tradicionais de testes de estacionariedade e de cointegração a solvência do governo é obtida se a dívida é estacionária a partir de qualquer número finito de diferenciações. Isso implica dizer que a ROI continua satisfeita se receitas e gastos são estacionários em diferenças para qualquer ordem arbitrária e sem qualquer pré-requisito de cointegração.

Para os dados da economia brasileira, há vários estudos sobre a temática da sustentabilidade da dívida pública. Fazendo uso da metodologia de Trehan & Walsh (1988), Rocha (1997) testa a estacionariedade da primeira diferença da dívida pública interna. O resultado a que chegou mostrou ser possível rejeitar a hipótese nula de raiz unitária, isso porque, havia evidência de que a dívida pública interna apresentava comportamento consistente com o cumprimento de restrição intertemporal do governo, no período compreendido entre janeiro de 1980 a julho de 1993.

Contudo, aplicando o mesmo procedimento para o período que se estende até fevereiro de 1990, não foi possível rejeitar a hipótese nula de raiz unitária. Esse resultado indica que a política fiscal mostrava-se insustentável, e com a moratória ocorrida em fevereiro de 1990, a sustentabilidade parece ter se revertido.

Hakkio & Rush (1991) testam a cointegração entre gastos (exclusive juros pagos sobre a dívida) e receitas. Eles observaram que a senhoriagem desempenhou, no período analisado, um papel relevante no financiamento do déficit público brasileiro, mostrando assim a sustentabilidade da dívida pública.

Luporini (1999), com os dados da dívida pública mobiliária brasileira, analisa a sustentabilidade da política fiscal brasileira desde a reforma financeira de 1965. Segundo a autora, a política fiscal governamental pode ser considerada sustentável se o valor descontado de sua dívida mobiliária como fração do PIB for respaldada por superávits fiscais primários de mesmo valor presente. Muito embora os resultados gerais indiquem sustentabilidade, os testes realizados em dois subconjuntos da amostra sugerem que a política fiscal assumiu um padrão insustentável após 1981.

Garcia & Rigobon (2004) estudam a dinâmica da dívida brasileira com base na perspectiva de gerenciamento de risco. Os autores utilizaram informações mensais dos estoques de dívida brasileira (interna e externa; bruto e líquido). Por meio de um modelo de vetores autorregressivos (VAR), constataram que, apesar da dívida ser sustentável, existem diversas trajetórias nas quais a política fiscal não seria sustentável.

Lima & Simonassi (2005)<sup>2</sup> verificam que, na ausência de senhoriação, o governo intervém somente se a variação da relação déficit/PIB supera 1,74%, de modo a tornar o déficit estacionário. Simonassi et al. (2014), de posse de informações mensais referentes ao estoque da Dívida Líquida do Setor Público (DLSP) brasileiro, entre janeiro de 1991 e outubro de 2006, estimam uma função de reação para o Brasil no período de 1991 a 2008 por meio de múltiplas quebras estruturais endógenas, seguindo a metodologia de Bai & Perron (1998). Os resultados mostram que, ao longo do período analisado, a política fiscal brasileira mostrou-se sustentável.

Pinton & Mendonça (2008) analisam a política fiscal brasileira, no período de 1998 a 2007, por meio de dois indicadores: o impulso fiscal, que permite observar a postura do governo federal ao longo desses anos e, o segundo, a sustentabilidade da dívida pública, que evidencia o impacto da postura do governo na sustentabilidade da dívida pública. No entendimento dos autores, os testes aplicados apontam para uma dívida pública não sustentável, apesar da política fiscal austera. Portanto, a adoção de uma política fiscal contracionista não é condição suficiente para que seja obtido êxito na condução da política fiscal.

Comparativamente, os estudos que analisam a sustentabilidade da dívida dos estados brasileiros são menos numerosos. Destaque para o trabalho de Mora & Giambiagi (2005). Com o uso de informações anuais das contas públicas estaduais e da relação estoque da dívida/PIB, que compreendem os anos de 1998 a 2004, concluem ser a dívida pública sustentável na maioria dos estados, mas destacam a situação de Alagoas, Goiás, Mato Grosso do Sul, Minas Gerais, Rio Grande do Sul e São Paulo.

Pereira (2008), analisa o endividamento dos estados brasileiros e Distrito Federal após a renegociação dos passivos estaduais e a implementação da Lei de Responsabilidade Fiscal. O autor utiliza testes de raiz unitária, vetores autorregressivos (VAR) e testes de cointegração em painel, aplicados nas séries de receita corrente, despesa corrente e juros da dívida anual dos estados entre 1986 e 2005, e conclui que o esforço fiscal que se seguiu ultrapassou até mesmo as visões mais otimistas. Entretanto, persiste a preocupação sobre as possíveis consequências de um período de baixo crescimento econômico e/ou maior índice de correção monetária, que poderiam trazer a insustentabilidade da dívida, justamente quando nesses casos torna-se ainda mais difícil o pagamento de juros.

Por fim, Piancastelli & Boueri (2008) analisam a evolução da situação financeira dos estados brasileiros dez anos após a renegociação da dívida com o governo federal. Tendo em vista a relação dívida pública/PIB, os autores verificaram que a maioria dos estados conseguiu ajustar suas finanças públicas, promovendo assim reformas administrativas com responsabilidade fiscal.

---

<sup>2</sup>Os dados se referem ao PIB nacional e às receitas e despesas públicas. Calcularam o déficit público como proporção do PIB nacional (no período de 1947-1999) e consideraram a existência de “efeitos *threshold*” na série de déficit orçamentário brasileiro.

Verifica-se que, até o momento, não há estudos sobre a sustentabilidade dos estados brasileiros baseados na estimação de uma versão não linear para dados em painel da uma função de reação como a de Bohn (2007). O presente estudo pretende contribuir com esse tema ao fornecer evidências empíricas sobre essa problemática por meio da estimação de uma função de reação para dados em painel com efeitos limiaries, em decorrência da possibilidade de que as reações por parte das unidades federativas analisadas sejam diferentes e, que inclui variáveis que refletem a realidade da dinâmica das dívidas dos estados brasileiros.

### 3 Metodologia

#### 3.1 Referencial Teórico

Estudos envolvendo a sustentabilidade da dívida estão diretamente relacionados à restrição orçamentária do governo, que é uma condição de equilíbrio no qual os gastos com bens e serviços e pagamento de juros ou são financiados com a arrecadação de impostos ou via emissão de dívida pública.

$$B_t = (1 + r_t)B_{t-1} + (G_t - T_t) \quad (1)$$

Resolvendo a equação (1) *forward* e assumindo previsão perfeita, tem-se que:

$$B_t = \lim_{n \rightarrow \infty} \rho^n E_t [B_{t+n}] + \sum_{v=0}^{\infty} \rho^v E_t [T_{t+v} - G_{t+v}] \quad (2)$$

com  $\rho^k = \prod_{s=1}^k \left( \frac{1}{1+r_s} \right)$ .

Em (2) considera-se que  $\lim_{n \rightarrow \infty} \rho^n E_t [B_{t+n}] = 0$ , ou seja, que o governo não usará um tipo de “Jogo de Ponzí” para se financiar. Portanto, o atendimento à restrição orçamentária intertemporal (ROI) do governo representa a sustentabilidade da política fiscal do país.

Do ponto de vista empírico, essa questão é usualmente investigada por meio de testes da raiz unitária no processo estatístico que governa as séries apropriadas de dívida ou déficit. O outro procedimento testa a existência de cointegração entre gastos e receita. Contudo, esses métodos baseiam-se na premissa de que as variáveis da Restrição Orçamentária Intertemporal sejam integradas de primeira ordem.

De modo a contornar esse problema, Bohn (2007) propõe um método no qual a Restrição Orçamentária Intertemporal (ROI) continua satisfeita caso as receitas e gastos sejam estacionárias em diferença para qualquer ordem arbitrária, sem pré-requisito de integração. Bohn (op.cit.) parte da denominada identidade orçamentária do governo em qualquer instante no tempo “*t*”, definida por:

$$B_t = (1 + r_t)B_{t-1} + (G_t^0 - T_t) \quad (3)$$

sendo  $B_t$  definido como a dívida pública,  $G_t^0$  o gasto primário,  $R_t$  a receita e  $r_t$  a taxa de juros. A primeira diferença em (3) resulta na seguinte equação:

$$\Delta B_t = B_t - B_{t-1} = G_t^0 - T_t + r_t B_{t-1} \quad (4)$$

a qual define o déficit do governo incluindo juros e o termo  $(G_t^0 - T)$  representa o déficit primário. Essas variáveis podem ser utilizadas em termos nominais, reais ou ainda como proporção do PIB ou da população, desde que adequado o fator de acumulação  $r_t$ , sobre o qual são feitas algumas hipóteses:

1.  $r_t = r > 0$  e  $\rho = 1/(1+r) < 1$
2.  $E_t[r_{t+1}] = r > 0$  e  $\rho = 1/(1+r) < 1$

A equação (3) implica na expressão:

$$B_t = \rho E_t \left[ (T_{t+1} - G_{t+1}^0) + B_{t+1} \right] \quad (5)$$

Pode-se ainda considerar uma terceira hipótese, caso seja qualquer processo estocástico estacionário com média  $\rho$ , tal que. Assim, com propriedades idênticas ao gasto primário (gastos do governo com bens e serviços excluindo pagamento de juros). Define-se nos casos das duas primeiras hipóteses para então reescrever a equação (5), após a substituição da igualdade acima, como:

$$B_t = \rho E_t [(T_{t+1} - G_{t+1}) + B_{t+1}] \quad (6)$$

Com  $\rho < 1$  em ambos os casos. Definindo  $S_{t+1} = (T_{t+1} - G_{t+1})$  e resolvendo *forward*, obtemos:

$$B_t = \lim_{n \rightarrow \infty} \rho^n E_t [B_{t+n}] + \sum_{i=0}^{\infty} \rho^i E_t [S_{t+i}] \quad (7)$$

Sendo  $\lim_{n \rightarrow \infty} \rho^n E_t [B_{t+n}] = 0$  a condição suficiente para sustentabilidade da dívida, e o segundo termo do lado direito da equação (7) representa a ROI do governo, caso a condição de transversalidade supracitada seja válida.

De acordo com Bohn (2007), é suficiente que a série de dívida seja integrada de qualquer ordem finita para que a condição de transversalidade acima seja satisfeita. A ideia é que o fator de desconto  $\rho^n$  dominará  $E_t [B_{t+n}]$  assintoticamente e, deste modo, a hipótese de que  $\rho < 1$  é considerada robusta vis-à-vis a relativa irrelevância do nível da taxa de juros. Definindo  $G_t^I$  como o gasto do governo incluindo as despesas com juros, e  $B_t$  e  $T_t$  como determinados acima, a segunda proposição de Bohn incide em uma crítica formal às análises de sustentabilidade através de técnicas de cointegração:  $G_t^I \sim I(m)$  e  $T_t \sim I(n)$ , com a possibilidade de  $m \neq n$  e que tais variáveis não sejam cointegradas, portanto, além da condição de transversalidade, a ROI do governo continua válida desde que  $B_t \sim I(k)$  com  $k \leq \text{Max}[m; n] + 1$ .

No caso de cointegração entre déficit primário e dívida, o que está sendo investigado é se,

$$(G_t - T_t) + \alpha B_t \sim I(0) \quad (8)$$

com  $\alpha \neq 0$  representando a combinação linear estacionária entre tais variáveis.

Adicionando esta informação à identidade (com  $G_t = G_t^0$ ) orçamentária (3), pode-se reescrevê-la como:

$$B_t = (1 + r_t - \alpha) B_{t-1} + \varepsilon_t \quad (9)$$

Dessa forma, de acordo com Trehan & Walsh (1988), o que está sob investigação é se  $(G_t - T_t) = -\alpha B_{t-1} + \varepsilon_t$ , ou seja, se o mecanismo de correção de erro é interpretado como uma função de reação do governo.

### 3.2 A Função de Reação dos Estados

Uma extensão da proposta de Bohn (2007) para uma estrutura com dados em painel pode ser expressa da seguinte maneira:

$$SDP_{it} = \beta_0 + \beta_1 Div_{it-1} + \beta_2 TRJ_{it} + \beta_3 GDP_{it} + \beta_4 IGP_{it} + \beta_5 \tilde{T}_{it} + \varepsilon_{it} \quad (10)$$

em que as variáveis  $SDP_{i,t}$ ,  $Div_{i,t-1}$  e  $R_{i,t}$  estão expressas como proporção do PIB. A variável  $SDP_{i,t}$  representa o superávit (ou déficit) primário de cada estado  $i$  no período  $t$  e é calculado como receitas menos despesas correntes, é a dívida líquida do setor público de cada estado  $i$  no período  $t - 1$ ,  $TRJ_{i,t}$  é a taxa real de juros,  $GDP_{i,t}$  é a taxa de crescimento do PIB de cada estado  $i$  no período  $t$ ,  $TI$  é a taxa de inflação, medida pelo IGP-DI com base em 2012 e  $R_{i,t}$  é o desvio da receita corrente em relação às suas respectivas médias estaduais.

No processo de estimação, espera-se que  $\beta_3 > 0$ ,  $\beta_4 > 0$  e  $\beta_5 > 0$ . Não há um sinal esperado para  $\beta_2$ , uma vez que o mesmo dependerá do efeito da elevação da  $TJR$  no PIB, nas receitas e nas despesas. Na equação (10), a condição de sustentabilidade é dada por  $\widehat{\beta}_1 > 0$ , indicando que existe uma resposta positiva do governo em termos de geração de superávit primário em reposta ao acúmulo da dívida pública.

Neste caso, Bohn (2007) apresenta três casos para análise:

1.  $\widehat{\beta}_1 > r$ , onde  $r$  é a taxa real de juros, implica estacionariedade da dívida e despesas;
2.  $0 < \widehat{\beta}_1 < r$  implica em um resultado explosivo para a dívida e despesas;
3.  $\widehat{\beta}_1 = r$  implica na estacionariedade, em diferença, da dívida e despesas.

Entretanto, as repostas em termos de esforço fiscal dos estados brasileiros podem ser diferentes. Unidades federativas com maiores níveis de dívidas passadas deveriam gerar maiores superávits primários no presente. Por esse motivo, esse estudo inclui efeitos limiars (*threshold*) de acordo com a metodologia desenvolvida por Hansen (1999), permitindo que os parâmetros do modelo de regressão variem de acordo com os diferentes regimes, capturados pela variável selecionada para fornecer os valores limiars determinados de forma endógena. A inclusão de um efeito limiar na equação (10) pode ser expressa como,

$$SDP_{it} = \beta_0 + \beta_1^1 Div_{it-1} I(g_{it} \leq \gamma_1) + \beta_1^2 Div_{it-1} I(g_{it} \leq \gamma_2) + \beta_2 TRJ_{it} + \beta_3 GDP_{it} + \beta_4 IGP_{it} + \beta_5 \tilde{T}_{it} + \varepsilon_{it} \quad (11)$$

onde  $I(\cdot)$  é uma função indicadora;  $g_{it} = SDP_{it-1}$  representa a variável *threshold*;  $\gamma_1$  e  $\gamma_2$  são parâmetros a ser estimados e representam os valores limiars dessa variável que determinam os diferentes regimes<sup>3</sup>.

O procedimento para estimação e para testar a hipótese nula de linearidade contra a hipótese alternativa de efeitos *threshold* não são usuais. Hansen (1999) apresenta o processo de estimação do modelo que consiste na aplicação

<sup>3</sup>De acordo com os resultados dos testes de hipóteses de linearidade apresentados na próxima seção, há apenas um desses valores, isto é, dois regimes estatisticamente significantes.

de mínimos quadrados condicionados aplicado de forma sequencial para os dados transformados pela diferença da média entre grupos, a qual também se altera para cada valor dos parâmetros  $\gamma$ .

O teste da hipótese de linearidade consiste em verificar  $H_0 : \beta_I^1 = \beta_I^2$ . Entretanto, sobre essa hipótese os parâmetros  $\gamma$  não são identificados, e as estatísticas de teste usualmente aplicadas para testar essa hipótese não possuem distribuições padrões. Para contornar esse problema, o referido autor derivou a distribuição assintótica do teste de razão de verossimilhança para este caso e propôs um procedimento baseado no método de *bootstrap* de modo a gerar valores críticos para a estatística em questão. Dessa forma, caso a hipótese nula  $H_0 : \beta_I^1 = \beta_I^2$  seja rejeitada, é comprovada a existência de efeito limiar e, portanto, o uso de um modelo que inclui esses efeitos é preferível ao modelo linear.

### 3.3 Base de dados

No presente estudo, utilizou-se dados anuais referentes ao estoque da Dívida Líquida do Setor Público de cada estado, superávit (ou déficit) primário estadual, receita corrente e despesa corrente estadual, taxa real de juros, taxa de crescimento dos PIBs estaduais e taxa de inflação de 26 estados brasileiros e Distrito Federal, coletados no período de 2000 a 2010, totalizando 297 observações, disponíveis na Secretaria do Tesouro Nacional. O PIB estadual a preços correntes, a taxa de juros (SELIC) e a taxa de inflação (IGP-DI) foram obtidos junto ao IPEADATA, do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA). A variável receita corrente foi transformada na forma de desvios em relação às suas respectivas médias estaduais.

Com o objetivo de apresentar algumas características dessas séries, a Tabela 1 apresenta algumas estatísticas descritivas dessas variáveis. Observe que a variável SDP apresenta em média superávits primários de 3,70% dos PIBs estaduais, variando entre um déficit de 1,15% do PIB (Paraná, em 2000) e um superávit de 15,85% do PIB (Tocantins, em 2000).

No que se refere à dívida líquida do setor público em proporção ao PIB de cada estado (Div), em média, elas correspondem a 20,83% do PIB dos estados brasileiros, oscilando entre 4,38% do PIB (Distrito Federal, em 2009) e 81,39% do PIB, no estado do Piauí, em 2009.

A Taxa Real de Juros (TRJ) da economia brasileira teve como média 7,10%, variando entre 1,94% em 2008 e 13,38% em 2006. Já a Taxa de Crescimento da Economia (GDP) dos estados brasileiros teve como média 2,38%, oscilando entre um decréscimo da economia de 8,84% no Distrito Federal em 2000<sup>4</sup> e 11,72% (Mato Grosso, em 2008). A média da Taxa de Inflação (TI) foi de 8,66%.

## 4 Resultados

Inicialmente, buscou-se testar a hipótese nula de um modelo linear contra a hipótese alternativa de um modelo com efeito *threshold*. Esse teste foi realizado de forma sequencial para nenhum, um ou dois efeitos *threshold* de acordo com

<sup>4</sup>No ano de 2000, todos os estados brasileiros e o Distrito Federal tiveram decréscimos na sua economia, comparado ao ano de 1999.

**Tabela 1:** Estatística descritiva das séries para os estados brasileiros: 2000-2010

Variáveis	Observações	Média	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo
SDP	297	0,037	0,031	-0,012	0,159
Div	297	0,208	0,138	0,044	0,814
TRJ	297	7,106	3,574	1,945	13,380
GDP	297	2,380	4,940	-8,840	11,720
TI	297	8,660	5,300	1,710	20,540

Fonte: Dados da pesquisa. Elaboração dos autores.

o procedimento desenvolvido por Hansen (1999). O superávit ou déficit primário (SDP) defasado em um período representa a variável *threshold* sobre a variável dívida líquida do setor público (Div) defasada em um período. Apenas o teste para um efeito *threshold* foi significativo com um p-valor simulado de 0,07<sup>5</sup>. Dessa forma, este estudo conclui em favor de utilizar um modelo com um efeito *threshold*, tal qual o apresentado na eq. (11).

O efeito limiar significativo ao nível de 10% é  $\gamma_1 = 0,0118$ . Seguindo essa especificação, o modelo foi estimado por meio do processo descrito na seção anterior e seus principais resultados estão apresentados na Tabela 2, a seguir.

**Tabela 2:** Resultados da Estimação com um Efeito *Threshold* para  $SDP_{it}$ 

Modelo:		
$SDP_{it} = \beta_0 + \beta_1^1 Div_{it-1} I(g_{it} \leq \gamma_1) + \beta_1^2 Div_{it-1} I(g_{it} \leq \gamma_2) + \beta_2 TRJ_{it} + \beta_3 GDP_{it} + \beta_4 IGPI_{it} + \beta_5 \bar{T}_{it} + \varepsilon_{it}$		
Coefficientes por Regressores	Coefficientes Estimados	Desvios Padrões
$\beta_1^1$	-0,0601	0,0109
$\beta_1^2$	-0,0273	0,0099
$\beta_2$	0,0004	0,0002
$\beta_3$	0,0630	0,0181
$\beta_4$	0,0301	0,0217
$\beta_5$	0,2938	0,0769

Fonte: Dados da pesquisa. Elaboração dos autores.

Os resultados da Tabela 2 mostram que, com exceção do coeficiente  $\beta_4$  referente à Taxa de Inflação – TI, todos os coeficientes estimados são estatisticamente significantes. O coeficiente referente à variável taxa de crescimento econômico da economia – GDP ( $\beta_3$ ) apresenta sinal positivo como esperado, implicando em uma correlação positiva entre crescimento econômico e superávits primários.

O parâmetro da variável referente aos desvios das receitas correntes em relação à sua média estadual ( $\beta_5$ ) também tem sinal positivo refletindo a relação entre maiores receitas com aumentos nos superávits. O coeficiente da variável taxa de juros real ( $\beta_2$ ) apresenta sinal positivo, o qual pode refletir a possibilidade de que um aumento na taxa de juros real gere uma retração bem maior no PIB do que no superávit, acarretando em um aumento do superávit

<sup>5</sup>Teste de Razão de Verossimilhança no valor de 16,9518; com 500 replicações do Método *Bootstrap*.

em relação ao PIB, ou seja, da variável dependente. Dessa forma, haveria uma correlação positiva entre SDP e TRJ. Outra explicação parte do período amostral utilizado. O Brasil apresenta taxa de juros real crescente para combater a inflação e, como os superávits dos estados também apresentaram trajetória crescente nesse período o sinal positivo do coeficiente em análise pode refletir esses movimentos na mesma direção.

Em relação ao coeficiente que expressa à reação fiscal, verifica-se que em todos os regimes analisados esse parâmetro, que relaciona a resposta dos governos estaduais ao acúmulo da dívida pública ( $\beta_1$ ), apresentou sinais negativos.

De acordo com Pellegrini (2012), as dívidas dos estados de São Paulo, Rio de Janeiro, Minas Gerais e Rio Grande do Sul representam 77% do total das dívidas líquidas dos estados brasileiros. Assim, buscou-se estimar o modelo anterior sem esses estados na amostra. Os resultados dessa nova estimativa encontram-se na Tabela 3.

O superávit ou déficit primário (SDP) defasado em um período representou novamente a variável *threshold* sobre a variável dívida líquida do setor público (Div) defasada em um período. Apenas o teste para um efeito *threshold* foi significativo com um p-valor simulado de 0.05<sup>6</sup>. Assim, utilizou-se um modelo com um efeito *threshold*, como o apresentado na eq. (11) para quantificar as respostas fiscais dos estados em relação às suas dívidas, agora excluindo os estados de São Paulo (SP), Minas Gerais (MG), Rio de Janeiro (RJ) e Rio Grande do Sul (RS).

O efeito limiar significativo ao nível de 10% é  $\gamma_1 = 0,0118$ . Os principais resultados estão apresentados na Tabela 3, a seguir.

**Tabela 3:** Resultados da Estimação com um Efeito *Threshold* para  $SDP_{it}$ , excluindo os estados de SP, MG, RJ e RS

Modelo:		
$SDP_{it} = \beta_0 + \beta_1^1 Div_{it-1} I(g_{it} \leq \gamma_1) + \beta_1^2 Div_{it-1} I(g_{it} \leq \gamma_2) + \beta_2 TRJ_{it} + \beta_3 GDP_{it} + \beta_4 IGP_{it} + \beta_5 \bar{T}_{it} + \varepsilon_{it}$		
Coefficientes por Regressores	Coefficientes Estimados	Desvios Padrões
$\beta_1^1$	-0,0727	0,0149
$\beta_1^2$	-0,0322	0,0120
$\beta_2$	0,0004	0,0002
$\beta_3$	0,0670	0,0224
$\beta_4$	0,0340	0,0249
$\beta_5$	0,2794	0,0800

Fonte: Dados da pesquisa. Elaboração dos autores.

Os resultados da Tabela 3 apresentaram resultados semelhantes ao modelo anteriormente estimado, utilizando todos os estados da Federação e o Distrito Federal. Com exceção do coeficiente  $\beta_4$  referente à Taxa de Inflação – TI, todos os coeficientes estimados são estatisticamente significantes. O coeficiente referente à variável taxa de crescimento econômico da economia – GDP ( $\beta_3$ ) apresenta sinal positivo como esperado, implicando em uma correlação positiva entre crescimento econômico e superávits primários.

<sup>6</sup>Teste de Razão de Verossimilhança no valor de 19,63; com 500 replicações via *Bootstrap*.

O parâmetro da variável referente aos desvios das receitas correntes em relação à sua média estadual ( $\beta_5$ ) também tem sinal positivo refletindo a relação entre maiores receitas com aumentos nos superávits.

Em relação ao coeficiente que expressa a reação fiscal, verifica-se que em todos os regimes analisados esse parâmetro, que relaciona a resposta dos governos estaduais ao acúmulo da dívida pública ( $\beta_1$ ), também apresentaram sinais negativos, mesmo excluindo os estados com as maiores dívidas líquidas do setor público.

Ou seja, as evidências empíricas encontradas tanto no cenário em que estão todos os estados da Federação quanto na exclusão dos estados com as maiores dívidas públicas (São Paulo, Minas Gerais, Rio de Janeiro e Rio Grande do Sul) apontaram que os superávits primários gerados pelos estados brasileiros não têm sido suficientes para evitar o acúmulo das suas dívidas. Contudo, vale ressaltar que essas evidências empíricas dizem respeito a uma reação fiscal média dos estados. Em outras palavras, os resultados apresentados podem não representar a realidade de cada estado e refletir apenas um comportamento médio dos mesmos.

## 5 Conclusões

No presente artigo buscou-se analisar a sustentabilidade da política fiscal nos estados brasileiros por meio de uma função de resposta fiscal do governo, adaptando a proposta de Bohn (2007) para uma estrutura de dados em painel para os estados brasileiros. Investigou-se então a existência de uma resposta dos governos estaduais em termos de geração de superávit primário ao acúmulo da dívida pública. A escolha desse método de investigação se deve ao fato de ser uma forma complementar e promissora de conduzir a análise da sustentabilidade da política fiscal de um país, ainda não realizada em nível estadual no Brasil.

Os resultados permitem inferir que, de acordo com o modelo com o efeito *threshold* nos superávits primários defasados em um período, não há uma política fiscal ativa em termos de geração de superávit ao aumento da dívida pública dos estados.

Vale ressaltar que os resultados encontrados neste estudo para o conjunto de estados brasileiros diferem dos encontrados em nível nacional por Lima & Simonassi (2005), Simonassi et al. (2014) ou Pereira (2008), e também de estudos já realizados que investigaram as dívidas estaduais, como Mora & Giambiagi (2005), Pereira (2008), Piancastelli & Boueri (2008). Entretanto, evidências empíricas dizem respeito a uma reação fiscal média dos estados que compõem o estado brasileiro, logo, não significam que são necessariamente válidos para todos os estados, mas apenas podem refletir um comportamento médio dos mesmos.

Portanto, a persistência dessa política fiscal inócua implicará na trajetória ascendente da relação dívida/PIB e, por conseguinte, à insolvência dos governos estaduais. Desse modo, mesmo não sendo preocupantes os níveis atuais da variável dívida/PIB nos estados, a continuidade desse comportamento por parte dos governos estaduais pode levar à necessidade de uma renegociação da dívida dos estados semelhante à ocorrida em 1998. Logo, outra questão relevante a ser analisada refere-se à tolerância dos governos estaduais a esse comportamento.

A outra evidência empírica encontrada neste estudo refere-se à importância do crescimento econômico e dos desvios das receitas correntes na geração de superávits primários dos estados brasileiros, fato que corrobora que o crescimento econômico associado às receitas extraordinárias constitui estratégias majoritárias para consecução do equilíbrio financeiro estadual no Brasil.

### **Agradecimentos**

Este estudo teve o apoio financeiro da FUNCAP (Fundação Cearense de Apoio ao Desenvolvimento Científico e Tecnológico) e do CNPq.

## Referências Bibliográficas

- Afonso, A. & Rault, C. (2007), What do we really know about fiscal sustainability in the eu? a panel data diagnostic, Working Paper Series 820, European Central Bank. 56 p.
- Bai, J. & Perron, P. (1998), 'Estimating and testing linear models with multiple structural changes', *Econometrica* **66**(1).
- Blanchard, O. (1990), Suggestions for a new set of fiscal indicators, Working Paper 79, OECD.
- Bohn, H. (1998), 'The behavior of U.S. public debt and deficits', *Quarterly Journal of Economics* **113**(3), 949–963.
- Bohn, H. (2007), 'Are stationarity and cointegration restrictions really necessary for the intertemporal budget constraint?', *Journal of Monetary Economics* **54**, 1837–1847.
- Garcia, M. & Rigobon, F. (2004), A risk management approach to emerging market's sovereign debt sustainability with an application to brazilian data, Working Paper 103336, NBER, Cambridge, MA.
- Giambiagi, F. & Além, A. C. D. (2000), *Finanças Públicas. Teoria e prática no Brasil*, 2 edn, Elsevier, Rio de Janeiro.
- Goldfajn, I. (2002), Há razões para duvidar que a dívida pública no Brasil é sustentável?, Notas Técnicas 25, Banco Central de Brasil.
- Gong, G., Greiner, A. & Semmler, W. (2001), 'Growth Effects of Fiscal Policy and Debt Sustainability in the EU', *Empirica* **28**, 3–19.
- Hakkio, C. S. & Rush, M. (1991), 'Is the budget deficit "too large"?', *Economic Inquiry* **29**(429-445).
- Hamilton, J. & Flavin, M. (1986), 'On the limitations of government borrowing: a framework for empirical testing', *American Economic Review* **76**(4), 808–819.
- Hansen, B. E. (1999), 'Threshold effects in non-dynamic panels: Estimation, testing, and inference', *Journal of Econometrics* **93**, 345–368.
- Lima, L. R. & Simonassi, A. G. (2005), 'Dinâmica não-linear e sustentabilidade da dívida pública brasileira', *Pesquisa e Planejamento Econômico* **35**(2).
- Luporini, V. (1999), 'Sustainability of the brazilian fiscal policy and central bank independence', CEDEPLAR/FACE/UFMG. 26 p.
- Mora, M. & Giambiagi, F. (2005), Federalismo e endividamento subnacional: uma discussão sobre a sustentabilidade da dívida estadual e municipal, Texto para Discussão 1142, IPEA, Rio de Janeiro.
- Moss, T. J. & Chang, H. S. (2003), The other costs of high debt in poor countries: Growth, policy dynamics, and institutions, Issue Paper on Debt Sustainability 3, Center for Global Development, Washington DC. 16 p.

Pellegrini, J. A. (2012), Dívida estadual, Textos para discussão, Núcleo de Estudos e Pesquisa do Senado.

**URL:** <http://www12.senado.gov.br/publicacoes/estudos-legislativos/tipos-de-estudos/textos-para-discussao/td-110-divida-estadual>

Pereira, J. C. M. A. (2008), Sustentabilidade da dívida pública dos estados brasileiros, Master's thesis, Faculdade de Ciências Econômicas – UFMG, Belo Horizonte, MG. 89 p.

Piancastelli, M. & Boueri, R. (2008), Dívida dos estados 10 anos depois, Texto para Discussão 1366, IPEA, Rio de Janeiro. 45 p.

Pinton, O. V. F. & Mendonça, H. F. (2008), Impulso fiscal e sustentabilidade da dívida pública: uma análise da política fiscal brasileira, in 'Finanças Públicas – XIII Prêmio Tesouro Nacional', p. 37.

Rocha, F. F. (1997), 'Long-run limits on the brazilian government debt', *Revista Brasileira de Economia* 4, 447–470.

Rocha, F. F. & Giuberti, A. C. (2008), 'Assimetria cíclica na política fiscal dos estados brasileiros', *Pesquisa e Planejamento Econômico* 38, 253–275.

Sargent, T. & Wallace, N. (1981), Some unpleasant monetarist arithmetic, in M. Preston, ed., 'The rational expectations revolution: readings from the front line', MIT Press, Cambridge.

Simonassi, A. G., Arraes, R. A. E. & Sena, A. M. C. (2014), 'Fiscal reaction under endogenous structural changes in Brazil', *Economia (Brasília)* 15(68-81).

Trehan, B. & Walsh, C. E. (1988), 'Common trends, the government budget constraint and revenue smoothing', *Journal of Economics Dynamics and Control* 17, 423–441.



## AS VARIEDADES NAS IMPORTAÇÕES BRASILEIRAS: UMA MEDIDA DOS GANHOS POR ORIGEM E SETORES

ORLANDO MONTEIRO DA SILVA \*  
JACQUELINE SILVA BATISTA †

### Resumo

O objetivo deste estudo foi mensurar os ganhos do Brasil em decorrência do aumento no número de variedades importadas, no período 1995-2011. Também, foram calculados os ganhos advindos dos principais parceiros comerciais e setores de atividades. A metodologia baseou-se em índices de preços que consideraram e não consideraram os efeitos das variedades dos diferentes produtos no bem-estar dos consumidores. Os resultados mostraram que houve um aumento significativo nas variedades dos bens importados, com um ganho de bem-estar em torno de 0,3% do PIB. Contribuíram especialmente para esse ganho, os setores de máquinas e eletrônicos, fertilizantes, ferro e aço e produtos químicos orgânicos.

**Palavras-chave:** Variedades, importações, ganhos de bem-estar

### Abstract

The goal of this study was to measure the gains in Brazil due to the increase in the number of imported varieties during the period 1995-2011. Also, it was calculated the contribution of major trading partners and industry sectors. The methodology was based on price indices that considered and did not consider the effects of different varieties of products on the welfare of consumers. The results showed a significant increase in varieties of imported goods, with a welfare gain of around 0,3% of GDP. The sectors of machinery and electronics, fertilizers, iron and steel, and organic chemicals contributed most to this gain.

**Keywords:** Varieties, imports, welfare gains

**JEL classification:** E31, C32

**DOI:** <http://dx.doi.org/10.11606/1413-8050/ea137858>

---

\* Universidade Federal de Viçosa. E-mail: [odasilva@ufv.br](mailto:odasilva@ufv.br)

† Universidade Federal de Viçosa. E-mail: [jacquelinesbatista@gmail.com](mailto:jacquelinesbatista@gmail.com)

## 1 Introdução

No Brasil, o processo de liberalização comercial iniciou-se nos fins da década de 1980. Segundo Markwald (2001), entre 1988 e 1993, a estrutura tarifária brasileira tinha sofrido uma mudança radical, com a tarifa média declinando cerca de 40 pontos percentuais. Naquele período, as tarifas médias passaram de 50% para 13,2%, com a tarifa máxima passando de 105% para 40% e a tarifa modal de 40% para 20%.

Dados do IPEA (2011) mostraram que a tarifa legal para as importações do Brasil continuaram caindo, e mudaram de 15,62% em 1992 para 8,64% em 2008, com um pequeno aumento em 2009 (9,74%). Também, desde o início dos anos 90, o Brasil já tinha eliminado grande parte das barreiras não tarifárias, incluindo: (i) a proibição de aquisição externa de cerca de mais de 1.200 produtos; (ii) a obrigatoriedade de programas de importação por empresas; (iii) a exigência de anuência prévia de órgãos da administração federal para a importação de produtos específicos; e (iv) o requisito de financiamento externo para a importação de bens de capital beneficiados com redução para zero nas alíquotas do imposto de importação (Moreira & Correa 1996).

Em 2005, o governo emitiu uma medida provisória, conhecida como Medida Provisória do Bem, que desonerava as importações, desde que vinculadas às exportações (Fiori 2005). A ideia era estimular a modernização tecnológica da indústria nacional que utilizava muitos insumos e bens de capital e compensar os efeitos de medida anterior que determinava a incidência de PIS e COFINS sobre as importações.

Todas essas medidas estimularam o comércio internacional que aumentou significativamente a partir dos anos 1990.

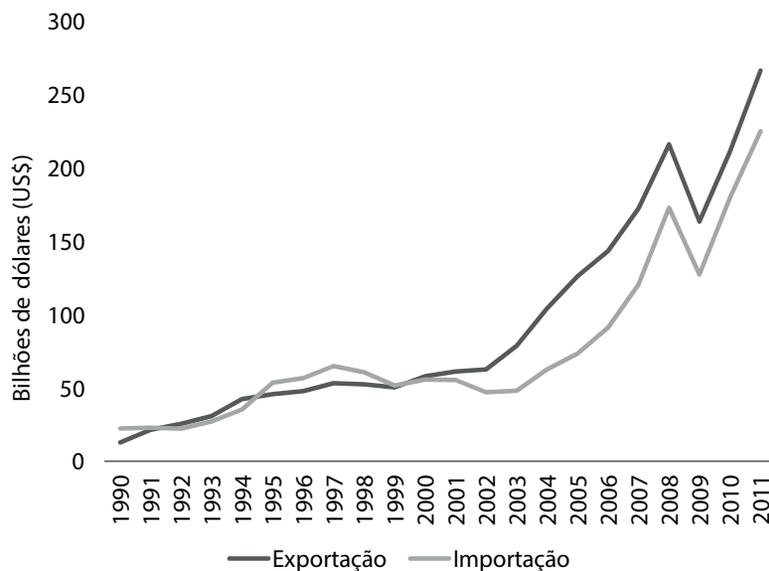
A Figura 1 mostra a evolução das exportações e importações brasileiras no período entre 1990 e 2011. As importações, que eram de 22,4 bilhões de dólares em 1990, passaram para 224 bilhões em 2011. Elas não cresceram somente em termos absolutos, mas também como participação no produto interno bruto (PIB), que passou de 4,9% em 1990 para 9,1% em 2011. O valor máximo de participação no PIB no período foi em 2008 com 10,5%, seguido de uma queda em 2009 para 7,9% em função da crise financeira internacional<sup>1</sup>.

Usualmente, os argumentos pró-liberalização comercial baseiam-se nas teorias das vantagens comparativas que destacam a importância de uma melhor alocação dos recursos, no aumento da eficiência técnica e da produtividade gerados pela maior concorrência com os produtos internacionais. Baseiam-se, também, nos benefícios decorrentes da maior diversidade ou variedade de produtos, já que em regimes de comércio aberto, o acesso a uma gama mais variada, tanto de produtos como de insumos e bens de capital aumenta o bem-estar dos consumidores e eleva a eficiência dos produtores.

Contudo, as dificuldades em modelar os ganhos de comércio com a importação de novas variedades dos produtos já tinham sido constatadas por Dixit & Stiglitz, em 1977. Foram os trabalhos de Krugman (1979, 1980) e Helpman (1981) que, ao utilizar modelos com retornos crescentes e competição imperfeita, introduziram, formalmente, a diferenciação dos produtos ou o “gosto pelas variedades” na teoria do comércio internacional.

---

<sup>1</sup>Os PIBs foram retirados no site do World Bank, e as participações foram calculadas com base nos dados de importações disponíveis no WITS.



Elaborado pelos autores com base nos dados do WITS (COMTRADE)

**Figura 1:** Evolução das importações e exportações do Brasil

Apesar da formalização teórica, uma medida empírica do efeito de não considerar as variedades de um produto nos índices de preço de importação e, conseqüentemente, no bem-estar, surgiu somente com Feenstra (1994). O argumento utilizado foi o de que a importação de diferentes variedades de um produto reduz os preços e que esse viés não é captado pelos índices convencionais, que consideravam um conjunto fixo de bens. O autor construiu, então, um índice de preço “exato” de importação para um único produto, que considerava as novas variedades e aquelas que foram extintas em determinado período.

Broda & Weinstein (2006) basearam-se no índice de preço “exato” de Feenstra e propuseram um índice agregado dos preços da importação de todos os produtos, que permite avaliar o impacto da mudança nas variedades nos preços e no bem-estar de um país. Aqueles autores analisaram os ganhos de comércio com a importação de novas variedades, nos Estados Unidos, entre 1972 e 2001, e mostraram que o viés do índice de preços de importação foi de 28% ao longo do período ou de 1,2% ao ano e que o ganho com o aumento das variedades correspondia a 2,6% do PIB.

Estudos para outros países surgiram com Mohler (2009), Mohler & Seitz (2010), que calcularam os ganhos em bem-estar com as novas variedades para a Suíça, entre 1990 e 2006, e, para os 27 países da União Europeia, entre 1999 e 2008.

Minondo & Requena (2010) estimaram em 1,2% do PIB os ganhos da Espanha com a variedade de produtos importados entre 1988 e 2006, enquanto Cabral & Manteu (2010) encontraram o valor de 0,7% para Portugal entre 1995 e 2007. No caso específico de Portugal, o viés calculado foi particularmente importante nas indústrias metalúrgicas de base e representou 45% do viés total naquele período.

A análise dos efeitos das variedades nos índices de preços das importações

e dos benefícios para os países é recente, e o único estudo conhecido no caso do Brasil é o de Barroso (2010), no qual o autor avaliou os ganhos de bem-estar decorrentes das novas variedades importadas de bens intermediários e de consumo final, no período entre 1989 e 2008. Os resultados encontrados mostraram que o ganho acumulado naquele período foi equivalente a 0,49% do PIB.

Além da mensuração do ganho acumulado em determinado período, este trabalho inova ao apresentar as contribuições para o bem-estar dos consumidores, por setor de atividade econômica, para a economia brasileira, assim como a contribuição dos diferentes parceiros comerciais para esses ganhos. Contribui, portanto, para o melhor entendimento de como as importações de diferentes variedades têm beneficiado o país.

O conhecimento dos benefícios ou não da importação de novas variedades, além de complementar os estudos existentes, ajudaria na compreensão dos efeitos da abertura comercial. Para tanto, além dessa introdução, faz-se na seção 2 desse estudo, uma revisão na literatura sobre o tema e a apresentação da metodologia de cálculo dos índices de preços de importação. Na seção 3 são apresentados e discutidos os resultados obtidos para os ganhos com as importações do Brasil, enquanto a seção 4 conclui o estudo.

## 2 Método e Dados

### 2.1 Metodologia

O modelo teórico utilizado por Feenstra (1994) e Broda & Weinstein (2006) é baseado em um modelo de competição monopolística com função de utilidade com elasticidade de substituição constante (*CES*). Feenstra derivou um índice exato de preços de importação para um único bem, permitindo alterações nas variedades. Broda & Weinstein (2006), então, expandiram a metodologia de daquele autor para o conjunto dos bens importados por determinado país.

A descrição do modelo aqui apresentada baseia-se no trabalho de Cabral & Manteu (2010), que seguiram as proposições de Feenstra (1994) e de Broda & Weinstein (2006).

Broda & Weinstein (2006) descrevem as preferências de um consumidor representativo, por uma função de utilidade em três níveis. No primeiro, as variedades importadas são agregadas em bens importados. No segundo nível, os bens importados são agregados em um bem único e, no terceiro, esse bem importado agregado é combinado com um bem doméstico agregado para gerar utilidade. A subutilidade derivada do consumo de um bem importado  $g$  no tempo  $t$ ,  $M_{gt}$ , é descrita por uma função de utilidade de elasticidade de substituição constante (*CES*) sobre as variedades desse bem.  $\sigma_g$  é a elasticidade de substituição entre as variedades importadas dos diversos países, com uma variedade definida como um bem importado de um país (Armington 1969):

$$M_{gt} = \left( \sum_{c \in C} d_{gct}^{1/\sigma_g} m_{gct}^{(\sigma_g-1)/\sigma_g} \right)^{\sigma_g/\sigma_g-1} \quad (1)$$

em que  $m_{gct}$  é a subutilidade derivada da variedade importada  $c$  do bem no período  $t$ . O parâmetro  $d_{gct} > 0$  corresponde ao gosto ou qualidade pela va-

riedade diferenciada  $c$ , do conjunto de países disponíveis  $C$  e, portanto, de variedades potencialmente disponíveis no período  $t$ .

As funções de custo unitário, derivadas dessa função de utilidade, podem ser utilizadas para obter um índice exato de preços ( $P_g$ ), que, como mostrado por Sato (1976), Vartia (1976), pode ser escrito como uma média geométrica das variações individuais de preços usando pesos de variação logarítmica ótima:

$$P_g = \prod_{c \in I_g} \left( \frac{p_{gct}}{p_{gct-1}} \right)^{\omega_{gct}} \quad (2)$$

em que  $p_{gct}$  é o preço da variedade  $c$  do bem  $g$  no período  $t$ ,  $I_{gt} \subset C$  é o subconjunto de todas as variedades do bem  $g$  consumidas no período  $t$ ,  $I_g = I_{gt} \cap I_{gt-1}$  é o conjunto das variedades comuns consumidas em ambos os períodos  $t$  e  $t-1$ ,  $\omega_{gct}$  são pesos de variação logarítmica ótima calculados utilizando pesos na despesa nos dois períodos<sup>2</sup>.

O índice exato de preços  $P_g$  na equação (2) considera apenas um conjunto fixo de variedades  $I_g$  disponível nos dois períodos. O índice proposto por Feenstra (1994) tinha como objetivo corrigir esse índice de preços convencional  $P_g$  multiplicando-o por um termo adicional que capta a influência das novas variedades criadas do bem  $g$  e daquelas extintas.

O índice de preços de importação ajustado pelas variedades ( $\pi_g$ ) é definido como:

$$\pi_g = P_g \left( \frac{\lambda_{gt}}{\lambda_{gt-1}} \right)^{1/\sigma_g - 1} \quad (3)$$

em que,

$$\lambda_{gt} = \frac{\sum_{c \in I_g} p_{gct} X_{gct}}{\sum_{c \in I_{gt}} p_{gct} X_{gct}} \text{ e } \lambda_{gt-1} = \frac{\sum_{c \in I_g} p_{gct-1} X_{gct-1}}{\sum_{c \in I_{gt-1}} p_{gct-1} X_{gct-1}}$$

com  $\lambda_{gt}$  representando a parcela da despesa efetuada em variedades que estão disponíveis em ambos os períodos em relação ao conjunto total de variedades do período  $t$  e, portanto, diminui quando aparecem novas variedades. Se as novas variedades representam uma parcela substancial da despesa, então  $\lambda_{gt}$  será pequeno e isso fará com que o índice exato  $\pi_g$  seja muito inferior ao índice  $P_g$ . Simetricamente,  $\lambda_{gt-1}$  capta o impacto do desaparecimento de variedades. Essas variedades extintas reduzem o  $\lambda_{gt-1}$  e aumentam o preço exato  $\pi_g$  em relação ao índice de preços convencional  $P_g$ .

É importante ressaltar que a magnitude da razão entre os lambdas da equação (3) depende diretamente dos pesos relativos das variedades novas e daquelas extintas. Essa razão tende a diminuir se variedades novas forem introduzidas no mercado e tende a aumentar se variedades existentes desaparecerem. Também, que o índice exato de preços depende da elasticidade de substituição

---

<sup>2</sup>  $\omega_{gct} = \frac{S_{gct} - S_{gct-1}}{\ln S_{gct} - \ln S_{gct-1}}$ , em que  $S_{gct} = \frac{p_{gct} X_{gct}}{\sum_{c \in I_g} p_{gct} X_{gct}}$ , e  $p$  e  $X$  são os preços e quantidades da variedade  $c$  importada.

entre as variedades do bem  $g$ . Se  $\sigma_g$  é elevado, o termo  $1/(\sigma_g - 1)$  aproxima-se de zero e o viés tende para a unidade.

Na realidade, essa metodologia assume que só dois fatores determinam o modo como às novas variedades importadas afetam o preço de importação de um determinado bem: o grau de semelhança entre as variedades e a magnitude do aumento das variedades. A intuição principal é a de que o aumento do número de variedades de um bem não implica um ganho significativo se as novas variedades são substitutos próximos das que já existem ou se a parte da despesa em novas variedades é reduzida em relação às já existentes. Enquanto as elasticidades fornecem informação sobre o primeiro fator, as razões lambda captam a magnitude da criação líquida de variedades em determinado mercado. Portanto, o viés de alta dos preços de importação, decorrente de ignorar as alterações de variedade, aumenta com elasticidades de substituição mais baixas e razões lambda mais reduzidas.

Broda & Weinstein (2006) utilizaram o índice exato de preços ajustado pelas alterações de variedade para cada bem  $g$  e criaram o índice exato de preços de importação agregado para todos os bens:

$$\prod^M = \prod_{g \in G} \left[ P_g \left( \frac{\lambda_{gt}}{\lambda_{gt-1}} \right) \right]^{\omega_{gt}/(\sigma_g - 1)} = CIPI \prod_{g \in G} \left( \frac{\lambda_{gt}}{\lambda_{gt-1}} \right)^{\omega_{gt}/(\sigma_g - 1)} \quad (4)$$

em que,  $G$  é o conjunto total de bens,  $\omega_{gt}$  são pesos de variação logarítmica ótima para cada bem  $g$  e  $CIPI = \prod_{g \in G} P_g^{\omega_{gt}}$  é o índice de preços de importação convencional.

O viés da alteração nas variedades sobre o índice exato de preços de importação agregado é obtido pela razão entre o índice de preços de importação corrigido ( $\prod^M$ ) e o índice de preços convencional ( $CIPI$ ):

$$\text{Viés} = \prod^M / CIPI = \prod_{g \in G} \left( \frac{\lambda_{gt}}{\lambda_{gt-1}} \right)^{\omega_{gt}/(\sigma_g - 1)} \quad (5)$$

Um valor menor que um para o viés indica que as alterações de variedades ao longo do período reduziram o índice exato de preços de importação.

O índice agregado de preços para a economia é calculado sob a suposição de que, no terceiro nível da função de utilidade, há separabilidade entre o bem doméstico e o bem importado agregado:

$$\prod = \left( \frac{p_t^D}{p_{t-1}^D} \right)^{\omega_t^D} \left( \prod \right)^{\omega_t^M} \quad (6)$$

em que  $p_t^D$  é o preço do bem doméstico agregado no período  $t$ ,  $\omega_t^M$  é calculado como a média logarítmica das razões das importações sobre o Produto Interno Bruto (PIB) nos dois períodos e  $\omega_t^D$  é o ponderador correspondente para o setor doméstico.

Os ganhos com as variedades ( $GV$ ) podem ser expressos como:

$$GV = \frac{\prod^{conv} - \prod^{corr}}{\prod^{corr}} = \left( \frac{1}{\text{Viés}} \right)^{\omega_t^M} - 1 \quad (7)$$

em que,  $\prod^{conv}$  é o índice de preços convencional da economia, sem considerar alterações nas variedades e,  $\prod^{corr}$  é o índice de preços da economia considerando os ganhos com as variedades importadas (equação 6). O ganho de bem-estar decorrente da alteração nas variedades pode ser calculado por meio da ponderação do inverso das razões lambda agregadas pela parcela dos bens importados em relação ao PIB do país. Os ganhos com as variedades (GV) representam, então, o quanto os consumidores estariam dispostos a pagar para ter acesso ao maior conjunto de variedades disponível no final do período.

O procedimento de estimação tem a seguinte sequência: primeiro são obtidas as elasticidades de substituição  $\sigma_g$  entre os diversos bens ao nível 6 do sistema harmonizado (HS6). A seguir são calculadas as razões lambda para cada bem  $g$ . De posse dos valores de  $\omega_g$  e dos correspondentes  $\lambda_g$  pode-se aplicar os pesos de variação logarítmica ótima às variações individuais de preços e agregá-los para se obter a estimativa do aumento das variedades no índice de preço das importações.

A contribuição de cada país para esse índice de preços pode ser aproximada, assumindo-se que as elasticidades de substituição e os pesos de variação ótima permanecem constantes e avaliando em quanto os lambdas vão se alterar quando se adiciona ou se retira as variedades de um país específico das importações. Para cada país  $i$ , o viés é determinado como:

$$\text{Viés}_i = \prod_g \left[ \left( \frac{\lambda_{gt}}{\lambda_{gt-1}} \right)^{(\omega_{gt}/\sigma_g - 1)\omega_{igt}} \right] \quad (8)$$

em que  $\omega_{igt}$  representa o peso de variação logarítmica ótima de um país  $i$  no produto  $g$ . Na realidade, a multiplicação dos “vieses” de cada país, fornece o viés total da importação das diferentes variedades.

O viés dos preços de importação resultante das novas variedades também foi calculado para obter-se a participação dos diferentes capítulos do Sistema Harmonizado (HS2), agregando-se os resultados obtidos para o nível de 6 dígitos do HS. Da mesma forma como fizeram Cabral & Manteu (2010), o viés para cada capítulo  $k$ , foi calculado como:

$$\text{Viés}_k = \prod_{g \in k} \left( \frac{\lambda_{gt}}{\lambda_{gt-1}} \right)^{(\omega_{gt}/\sigma_g - 1)} \quad (9)$$

## 2.2 Os dados e suas fontes

A definição de variedade adotada neste estudo é mesma utilizada nos demais estudos citados, na qual uma variedade é definida como um bem produzido por determinado país. Assim, vinhos tintos produzidos na Argentina e no Chile, por exemplo, são considerados com variedades diferentes do mesmo bem: vinho tinto. Um bem é definido como uma categoria de 6 dígitos do Sistema Harmonizado de classificação de mercadorias (HS-6) e uma variedade é definida como um bem importado de um país específico, usando o argumento de diferenciação de produtos por país de origem de Armington (1969).

O Sistema Harmonizado de classificação de mercadorias foi criado em 1988 e o texto oficial passou por cinco revisões (1992, 1996, 2002, 2007 e 2012). Essas revisões são feitas para que o HS fique compatível com as mudanças tecnológicas vigentes e, também, para criar ou eliminar alguma classificação devido ao aumento ou diminuição do comércio de algum produto.

Este trabalho utiliza a classificação HS atualizada em 1992 devido ao período de estudo (1995 a 2011) e considera uma cesta de bens comuns aqueles dois anos.

Os dados utilizados sobre as importações, em quantidade e valor (em dólares), para todos os bens do nível 6, do sistema harmonizado de classificação de mercadorias (HS), incluem mais de 170 países e quase 5.000 produtos diferentes. As observações são anuais, para o período de 1995 e 2011, que compreende um grande crescimento no comércio exterior do Brasil. Os valores do Produto Interno Bruto também são anuais e expressos em dólares. A fonte para esses dados foi o site World Integrated Trade System (WITS), do Banco Mundial.

As elasticidades de substituição ( $\sigma_g$ ) foram obtidas de Broda et al. (2006), que as calcularam para o nível de 3 dígitos do SITIC Rev.3 para 73 países, incluindo o Brasil.

### 3 Resultados e discussão

#### 3.1 Análise das Variedades Importadas

Em termos de valores, o Brasil importou em 2011 cerca de quatro vezes mais do que em 1995. No entanto, a participação das importações totais no PIB brasileiro aumentou apenas cerca de 30%, com 7,5% em 1995 e 9,1% em 2011<sup>3</sup>. Essas participações são pequenas quando comparadas, por exemplo, com aquelas da OCDE, cujos valores correspondiam aproximadamente a 16% do PIB em 1995 e 25% em 2011<sup>4</sup>.

A Tabela 1 mostra o número de produtos importados em 1995 e em 2011 e a mudança nas variedades dos mesmos. Na coluna dois, percebe-se que o número total de produtos<sup>5</sup> importados teve uma queda de 4.785 para 4.364 (8,8%). No entanto, as variedades totais importadas aumentaram de 51.104 para 70.304, cerca de 40%. Mesmo com a extinção de alguns produtos, o número de variedades aumentou bastante mostrando que há mais países competindo por um mesmo produto no mercado brasileiro, como se observa nas colunas três e quatro. Para os produtos comuns aos anos de 1995 e 2011, a média de países exportadores por produto aumentou de 11,3 para 16,4.

Dos 4.364 produtos importados em 2011, 4.275 formam o grupo comum, pois eles também tinham sido importados em 1995. Também em 2011, 510 produtos deixaram de ser importados e entraram outros 89 novos produtos no mercado brasileiro. Os dados da coluna cinco mostram que 95% (48.521/51.104) das variedades de 1995 continuaram na pauta de importação em 2011, e apenas 0,5% (356/70.304) das variedades de 2011 correspondiam a produtos novos. Apesar de muitas variedades se manterem naqueles anos, mostra-se na coluna seis que, em termos de valores, os produtos em comum nos anos 1995 e 2011 diminuíram sua participação nas importações totais, de 97,6% para 92,7%. Dos bens presentes em 1995, mas não em 2011, as maiores ocorrências foram aquelas dos capítulos 72 (ferro e aço) com 37 produtos, e 03 (peixes e crustáceos, moluscos aquáticos e outros), com 29 produtos extintos.

<sup>3</sup>Cálculo dos autores baseado nos dados em HS6 no WITS.

<sup>4</sup>Com base nos dados no WITS e do portal da OCDE.

<sup>5</sup>Em todo o trabalho, produto ou bem é definido como uma subposição de seis dígitos da nomenclatura HS (HS6).

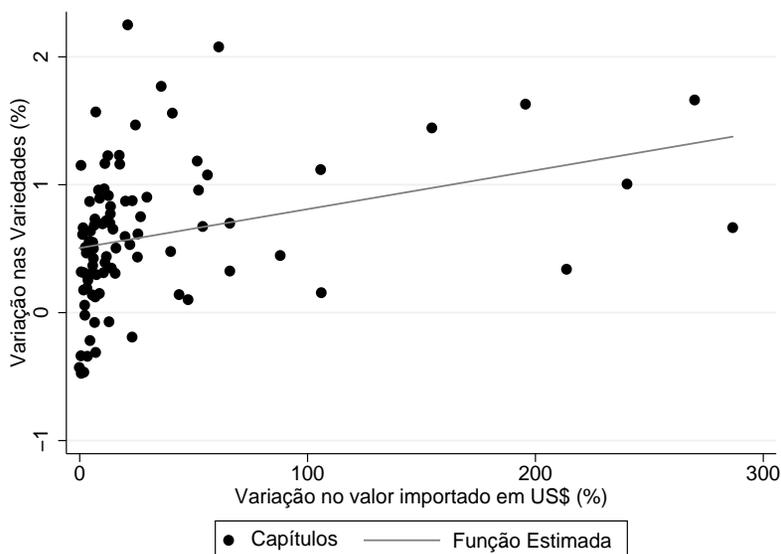
**Tabela 1:** Variedades nas importações do Brasil (1995-2011)

Ano	Total de produtos em HS6 (B)	Mediana de países por produto	Média de países por produto (F)	Total de variedades (P x B)	Participação nas Importações Totais do Brasil
1	2	3	4	5	6
Todos os Produtos	4785	9	10,68	51104	100%
2011	4364	12	16,11	70304	100%
Produtos em Comum	4275	10	11,35	48521	97,6%
2011	4275	13	16,37	69982	92,7%
Produtos não em comum	510	3	5,09	2596	2,4%
2011	89	2	4	356	7,8%

Fonte: Elaborado pelos autores com base nos dados do WITS (COMTRADE).

A Figura 2 mostra para o período da análise o relacionamento entre a variação percentual no valor das importações e a variação percentual de novas variedades importadas, por capítulo (HS-2). Pode-se constatar uma relação positiva entre as duas variáveis, ou seja, um maior volume de importações implica em um maior número de novas variedades importadas, o que reforça o argumento de que os índices de preços que não consideram as variedades serão enviesados e que é importante quantificar esse viés.

A Tabela 2 mostra o ranking dos países fornecedores de acordo com a contribuição de cada um em relação às variedades importadas, nos anos de 1995 e 2011. Nos dois anos, os Estados Unidos apareceram como o país que exportou o maior número de variedades para o Brasil, apesar de que em 2011, cerca de 400 variedades deixaram de ser importadas daquele país. A China que estava em 17º lugar em 1995, mais que dobrou o número de variedades exportadas para o Brasil no período e aparece, em 2011, logo após os EUA. A Índia mais que triplicou o número de variedades exportadas para o Brasil, subindo para a 9ª colocação em 2011. Também, a África do Sul e a Rússia, aumentaram muito o número de variedades exportadas para o Brasil.



Elaborado pelos autores com base nos dados do WITS (COMTRADE)

**Figura 2:** Relação entre as variedades e o valor das importações entre 1995 e 2011

Pode-se constatar que a relação comercial entre os países emergentes, conhecidos como BRICS (Brasil, Rússia, Índia, China e África do Sul), se intensificou no período. Já os parceiros do Brasil no MERCOSUL (Argentina, Uruguai e Paraguai) reduziram em mais de 500 o número das variedades exportadas para o Brasil em 2011, caindo 5, 22 e 25 posições naquele ranking, respectivamente. As variedades oriundas do Chile também diminuíram bastante.

A Tabela 3 mostra os países de origem das importações do Brasil ordenados pelo número de produtos e pelo valor importado. A China se sobressai

passando da 16ª para a 2ª posição em termos de número de bens e da 24ª para a 2ª posição em termos de valor das importações brasileiras. A Índia também se destaca, saindo da 25ª para a 9ª posição em termos de número de bens e da 43ª para a 9ª posição em termos de valor. A Bolívia, alguns países da África, a Europa, assim como Rússia, República Tcheca e Bielorrússia, aumentaram, também, sua relevância nas importações brasileiras. Ao contrário, países europeus como França, Itália, Espanha e Japão apresentaram quedas nas suas posições.

Com base nos dados das Tabelas 2 e 3, nota-se que os EUA ainda são o país de origem da maioria das importações do Brasil. A China, que não tinha nenhum destaque em 1995, ascendeu fortemente no período, sendo o segundo país em importância em 2011. Os dois países são na atualidade os maiores parceiros do Brasil, comercializando grandes quantidades em termos de número de bens, variedades e valores.

**Tabela 2:** Número de variedades por país de origem – 1995 e 2011

Ranking em 2011	Fornecedores	Número de variedades em 2011	Número de variedades em 1995
1	Estados Unidos	3642	4068
2	China	3463	1277
3	Alemanha	3053	3084
4	Itália	2998	2782
5	França	2592	2377
6	Espanha	2498	1733
7	Inglaterra	2232	2102
8	Japão	2206	2061
9	Índia	1965	617
10	Argentina	1952	2515
11	Coréia do Sul	1881	1353
12	Outros Países Asiáticos	1869	1405
13	Suíça	1835	1689
14	Hong Kong, China	1756	1316
15	Holanda	1668	1701
16	Bélgica	1626	1472
17	Canadá	1595	1259
18	México	1543	885
19	Austria	1425	650
20	Suécia	1412	1116

Fonte: Elaborado pelos autores com base nos dados do WITS (COMTRADE).

### 3.2 Os efeitos das mudanças nas variedades

Para a análise dos efeitos das variedades eliminou-se alguns produtos comuns importados dos anos de 1995 e 2011, para os quais não existiam dados disponíveis sobre as quantidades, impedindo o cálculo dos preços (valores) unitários. Ainda assim, restaram 84% do total dos produtos comuns aqueles dois anos.

Entre os produtos eliminados estavam os pertencentes ao capítulo 27 do SH (Combustíveis minerais, óleos minerais e produtos da sua destilação; matérias betuminosas; ceras minerais), da mesma forma que fizeram Cabral &

**Tabela 2:** Número de variedades por país de origem – 1995 e 2011 (continuação)

Ranking em 2011	Fornecedores	Número de variedades em 2011	Número de variedades em 1995
21	Portugal	1329	793
22	Tailândia	1122	338
23	Dinamarca	1078	710
24	Turquia	1040	106
25	Indonésia	975	385
26	República Checa	940	0
27	Finlândia	901	418
28	Polônia	895	110
29	Cingapura	856	451
30	Israel	848	393
31	Malásia	806	263
32	Austrália	797	301
33	Noruega	741	261
34	Chile 728	1100	
35	Hungria	704	158
36	Uruguai	622	1391
37	Vietnã	586	31
38	África do Sul	584	302
39	Colômbia	555	292
40	Irlanda	537	317

Fonte: Elaborado pelos autores com base nos dados do WITS (COMTRADE).

Manteu (2010). Tais produtos têm participação significativa nas importações brasileiras, mas seus valores são frequentemente distorcidos pela elevada volatilidade dos preços do petróleo, afetando os índices calculados.

A Tabela 4 mostra os valores médios estimados para as elasticidades de substituição ( $\sigma$ ), por setores (coluna cinco). Pode-se notar na coluna três que o maior número de bens vem dos setores de “máquinas e eletrônicos” (670) e de “produtos químicos” (600). Na coluna quatro, são apresentados os números médios de variedades por bem, no intervalo de classificação HS-2 da primeira coluna. No caso de “animais vivos e seus produtos” a média de variedades por produto foi de 6,37, enquanto para “máquinas e eletrônicos” foi de 26,04.

Os valores das elasticidades de substituição ( $\sigma_g$ ) são utilizados no denominador do expoente da fórmula de cálculo do viés, como mostrado na equação (5). Assim, menores valores de sigma implicam em um maior efeito das variedades no índice de preço exato. Na coluna cinco, o sigma médio por setor varia de 2,23 para “madeiras, carvão vegetal e suas obras” a 19,10 para “animais vivos e seus produtos”. Valores pequenos de sigma foram encontrados para “metais comuns e suas obras”, “produtos químicos”, “têxteis e suas obras”, “máquinas e eletrônicos”, o que confirma a expectativa das variedades serem mais diferenciadas nos setores industriais, como manufaturados e eletrônicos e, em setores de extração, comparados aos setores agrícolas, de material de transporte e diversos. Os valores da mediana dos sigmas (coluna 6) endossam o argumento sobre os sigmas médios.

Apesar de a agregação dos produtos desse estudo ser diferente daquela utilizada por Barroso (2010), os valores das elasticidades de substituição aqui

**Tabela 3:** Ranking dos países segundo o número e o valor dos bens importados pelo Brasil – 1995 e 2011

Ranking pelo número de bens			Ranking pelo valor das importações		
País	1995	2011	País	1995	2011
Estados Unidos	1	1	Estados Unidos	1	1
China	16	2	China	24	2
Alemanha	2	3	Argentina	2	3
Itália	3	4	Alemanha	3	4
França	5	5	Coréia do Sul	7	5
Espanha	8	6	Nigéria	53	6
Inglaterra	6	7	Japão	5	7
Japão	7	8	Itália	4	8
Índia	25	9	Índia	43	9
Argentina	4	10	França	6	10
Coréia do Sul	14	11	México	15	11
Outros Países Asiáticos	12	12	Chile	8	12
Suíça	10	13	Canadá	9	13
Hong Kong, China	15	14	Outras Nações Asiáticas	19	14
Holanda	9	15	Inglaterra	13	15
Bélgica	11	16	Espanha	16	16
Canadá	17	17	Argélia	49	17
México	21	18	Arábia Saudita	10	18
Áustria	24	19	Rússia	37	19
Suécia	19	20	Bolívia	67	20
Portugal	22	21	Suíça	11	21
Tailândia	32	22	Tailândia	45	22
Dinamarca	23	23	Malásia	28	23
Turquia	48	24	Holanda	17	24
Indonésia	30	25	Suécia	20	25
República Tcheca	71	26	Austrália	27	26
Finlândia	28	27	Indonésia	42	27
Polônia	46	28	Bélgica	18	28
Cingapura	27	29	Uruguai	12	29
Israel	29	30	Bielorrússia	107	30

Fonte: Elaborado pelos autores com base nos dados do WITS (COMTRADE).

utilizadas mantêm certa proporcionalidade com as calculados naquele estudo. Elas mantêm, também, similaridade com as elasticidades de substituição calculadas por Kume & Piani (2011), para 42 setores da matriz de insumo-produto de 2005.

Outra variável importante na análise das variedades é a razão lambda  $\frac{\lambda_{gt}}{\lambda_{gt-1}}$ . O numerador dessa razão quantifica o impacto das novas variedades, ao relacionar as despesas com as variedades comuns aos dois períodos, com o conjunto total de variedades no período  $t$ . Portanto, quando novas variedades são importadas  $\lambda_{gt}$  vai diminuir. O denominador da razão lambda, por outro lado, capta o impacto das variedades que desapareceram no período. Quanto mais variedades existirem em  $t-1$  e desaparecerem no período  $t$ , menor o valor de  $\lambda_{gt-1}$  e, conseqüentemente, a tendência é aumentar a razão lambda, o que significa que desapareceram mais do que surgiram novas variedades do produto. Portanto, menores razões lambdas indicam um aumento de novas variedades.

Os valores de lambda nos anos de 1995 ( $\lambda_{gt-1}$ ) e 2011 ( $\lambda_{gt}$ ) foram calcu-

**Tabela 4:** Média das elasticidades de substituição ( $\sigma$ ) para o nível de agregação HS-2

Código HS-2	Sector	Número de HS-6 bens por sector	Número médio de variedades por bem HS-6	Sigma médio	Mediana do sigma
01 a 05	Animais vivos e seus produtos	57	6,37	19,10	3,73
06 a 15	Produtos vegetais	141	8,91	3,86	2,65
16 a 24	Produtos alimentares	115	12,37	3,67	3,73
25 a 27	Produtos minerais	43	11,30	3,72	4,08
28 a 38	Produtos químicos	600	14,78	3,00	2,61
39 a 40	Plásticos e borrachas	174	25,86	3,56	3,63
41 a 43	Peles e couros	32	22,56	4,40	3,33
44 a 46	Madeiras, carvão vegetal e suas obras	38	13,84	2,23	1,83
47 a 49	Celulose e papel	102	18,44	3,01	3,53
50 a 63	Têxteis e suas obras	522	15,40	3,30	2,57
64 a 67	Calçados, e artefatos	42	16,88	3,43	3,31
68 a 71	Cerâmica, pedras e vidros	107	21,21	3,17	3,01
72 a 83	Metais comuns e suas obras	423	21,76	2,83	2,19
84 a 85	Máquinas e eletrônicos	670	26,04	3,65	3,57
86 a 89	Materia de transporte	82	20,28	12,40	4,35
90 a 92	Instrumentos Óticos e musicais	142	24,42	5,22	3,92
93 a 96	Diversos	117	19,98	4,97	4,8

Fonte: Elaborado pelos autores com base nos dados do WITS (COMTRADE).

lados para cada um dos produtos. Suas medianas, as razões lambda média e mediana, agregados para o nível HS-2, estão mostradas na Tabela 5. Dada a presença de valores extremos de alguns produtos em cada setor, que afetam as médias, optou-se pela interpretação dos valores da mediana. Com exceção da razão lambda para os produtos dos setores de 01 a 05 (animais vivos e seus produtos), para todos os demais setores, os valores da mediana foram menores que a unidade, indicando um aumento no número das variedades importadas. A mediana da razão lambda dos produtos químicos (0,90), por exemplo, indica que o produto químico típico importado teve um crescimento positivo de 10% nas variedades. As variedades tiveram importância relativa menor justamente naqueles setores em que o Brasil tem maior competitividade, tais como, nos produtos alimentares, vegetais, peles e couros e de calçados e artefatos. Os setores com maiores crescimentos nas variedades foram os de cerâmica, pedras e vidros, metais comuns e suas obras, plásticos e borrachas e, produtos minerais.

**Tabela 5:** Valores médios e medianos de lambda ( $\lambda$ ) para os diferentes setores de agregação (HS-2)

Código HS-2	Setor	$\frac{\lambda_{gt}}{\lambda_{gt-1}}$ Médio	Mediana do $\lambda_{gt-1}$	Mediana do $\lambda_{gt}$	Mediana da $\frac{\lambda_{gt}}{\lambda_{gt-1}}$
1	2	3	4	5	6
01 a 05	Animais vivos e seus produtos	1,553	0,887	0,967	1,027
06 a 15	Produtos vegetais	1,106	0,942	0,925	0,992
16 a 24	Produtos alimentares	1,930	0,889	0,868	0,999
25 a 27	Produtos minerais	0,870	0,942	0,628	0,864
28 a 38	Produtos químicos	1,044	0,955	0,807	0,900
39 a 40	Plásticos e borrachas	0,823	0,984	0,818	0,861
41 a 43	Peles e couros	1,456	0,947	0,913	0,984
44 a 46	Madeiras, carvão vegetal e derivados	3,991	0,934	0,728	0,842
47 a 49	Celulose e papel	0,921	0,917	0,790	0,918
50 a 63	Têxteis e suas obras	1,661	0,751	0,666	0,928
64 a 67	Calçados, e artefatos	1,148	0,881	0,855	0,986
68 a 71	Cerâmica, pedras e vidros	0,816	0,957	0,724	0,777
72 a 83	Metais comuns e suas obras	1,684	0,975	0,690	0,794
84 a 85	Máquinas e eletrônicos	0,905	0,986	0,857	0,907
86 a 89	Material de transporte	1,550	0,977	0,841	0,872
90 a 92	Instrumentos Óticos e musicais	0,896	0,986	0,892	0,939
93 a 96	Diversos	0,907	0,926	0,883	0,959

Fonte: Elaborado pelos autores com base nos dados do WITS (COMTRADE).

É importante chamar a atenção para a grande variação que ocorre nas razões lambda entre os diferentes produtos, o que pode ser observado pelas médias dos extremos. No setor “madeiras, carvão vegetal e suas obras” a média do lambda foi relativamente alta (3,991). Isso ocorreu devido a um único produto do capítulo 44 que apresentou um  $\lambda_{gt-1}$  muito pequeno. O setor importa muito pouco e, assim, um único produto com razão lambda elevada puxa para cima a média de todo o setor.

Deve-se atentar, também, para o fato de que o crescimento no número de variedades “per si” não é suficiente para trazer ganhos aos consumidores, que também dependem das elasticidades de substituição e da participação das

variedades no consumo total.

A Tabela 6 mostra o viés calculado para o índice de preços das importações do Brasil, utilizando as elasticidades de substituição e as razões lambda apresentadas anteriormente. O índice corrigido para as variedades apresentou um valor de 0,9536, indicando que, por não considerá-las, o índice de preços calculado estaria 4,64% acima do valor correto. Os valores medianos gerais de  $\sigma$  e  $\lambda$  ressaltam esse ganho com as variedades, já que o  $\sigma$  é pequeno e a razão  $\lambda$  é menor que 1. O cálculo dos ganhos de bem-estar feito de acordo com a equação (7) indicou o valor de 0,311%, no período. Esse resultado sugere que os consumidores estariam dispostos a pagar 0,311% do PIB para terem acesso àquele conjunto maior de variedades disponíveis no final do período analisado. Esse resultado é bastante coerente com o valor de 0,49% encontrado por Barroso (2010). Naquele estudo o período de análise foi um pouco maior e terminou imediatamente antes da crise financeira internacional, que como mostrado anteriormente reduziu o número de produtos e as variedades importadas. Também, como ressaltado anteriormente, a agregação dos produtos foi diferente naquele estudo, dando um peso maior para as elasticidades de substituição menores dos produtos intermediários, o que gerou um efeito maior das variedades nos índices de preço.

**Tabela 6:** Viés do índice de preços de importação e ganhos de variedade do Brasil – 1995-2011

Número de observações	Mediana das razões dos lambdas	Sigma mediano	Índice	Em porcentagem	Ganhos de Bem-estar
3407	0,907	3,01	0,9536	4,63%	0,311%

Fonte: Elaborado pelos autores com base nos dados do WITS (COMTRADE).

### 3.3 O efeito desagregado por grupos de produtos

A Tabela 7 mostra os resultados encontrados para os 15 capítulos com maiores contribuições positivas e com maiores contribuições negativas, de acordo com a equação (9) apresentada na metodologia.

O capítulo 84 (Reatores nucleares, caldeiras, máquinas, aparelhos e instrumentos mecânicos, e suas partes) sozinho representa 23% do viés total do índice de preços para o Brasil, enquanto o capítulo 85 (Máquinas, aparelhos e materiais elétricos, e suas partes; aparelhos de gravação ou de reprodução de som, aparelhos de gravação ou de reprodução de imagens e de som, em televisão, e suas partes) vem a seguir com 17%, seguido do capítulo 31 (Fertilizantes) com 11%.

Os 15 capítulos que mais contribuíram para o viés do índice de preço, em conjunto, somam 94% de participação no mesmo. Grande parte desses capítulos foram justamente aqueles nos quais ocorreram mais importações pelo Brasil, ao longo do período analisado. Ao contrário, os 15 capítulos que contribuíram de maneira negativa para esse viés (-11,3%) contêm, basicamente, produtos alimentícios e de origem agropecuária.

É importante ressaltar que a contribuição positiva refere-se ao viés de alta no índice de preços das importações pela não consideração das novas variedades daquele setor.

**Tabela 7:** Desagregação do viés do índice de preços de importação por capítulo do Sistema Harmonizado – 1995-2011 – Porcentagem do viés total

15 principais contribuições positivas		
Código HS2	Nome	(%)
84	Reatores nucleares, caldeiras, máquinas, aparelhos e instrumentos mecânicos, e suas partes	23,0
85	Máquinas, aparelhos e materiais elétricos, e suas partes; aparelhos de gravação ou de reprodução de some suas partes	17,0
31	Fertilizantes	11,0
72	Ferro e aço	8,0
29	Químicos orgânicos	6,0
39	Plásticos e suas obras	5,9
76	Alumínio e suas obras	4,0
40	Borracha e suas obras	3,6
73	Artigos de ferro ou aço	2,8
38	Produtos químicos diversos	2,8
48	Papel e cartão, pastas de papel	2,3
83	Obras diversas de metais comuns	2,1
87	Veículos automóveis, tratores, ciclos, e outros veículos terrestres, suas partes e acessórios	1,9
90	Instrumentos e aparelhos de óptica, de fotografia, de cinematografia, de medida, de controle ou de precisão; instrumentos e aparelhos médico-cirúrgicos; suas partes e acessórios	1,8
25	Sal, enxofre, terras, pedras, gesso, cal e cimento	1,8
	Total destes 15 produtos	94,0
15 principais contribuições negativas		
11	Produtos da indústria de moagem, malte, amidos, féculas, inulina e glúten de trigo	-2,3
22	Bebidas, líquidos alcoólicos e vinagres	-2
7	Produtos hortícolas, plantas, raízes e tubérculos, comestíveis	-1,4
28	Produtos químicos inorgânicos; compostos inorgânicos ou orgânicos de metais preciosos, de elementos radioativos, de metais das terras raras ou de isótopos	-1,4
52	Algodão	-1,1
10	Cereais	-0,7
49	Livros, jornais, gravuras e outros produtos das indústrias gráficas; textos manuscritos ou datilografados, planos e plantas	-0,7
64	Calçados, polainas e artefatos semelhantes, e suas partes	-0,5
37	Produtos para fotografia e cinematografia	-0,3
4	Leite e laticínios; ovos de aves; mel natural; produtos comestíveis de origem animal, não especificados nem compreendidos em outros Capítulos	-0,3
23	Resíduos e desperdícios das indústrias alimentares; alimentos preparados para animais	-0,2
26	Minérios, escórias e cinzas	-0,1
2	Carnes e miudezas, comestíveis	-0,1
41	Peles, exceto a peleteria (peles com pêlo), e couros	-0,1
8	Frutas; cascas de cítricos e de melões	-0,1
	Total destes 15 produtos	-11,3

Fonte: Elaborado pelos autores com base nos dados do WITS (COMTRADE).

### 3.4 O efeito desagregado por países

Para determinar quais foram os países que mais contribuíram com as novas variedades nas importações do Brasil, utilizou-se o viés calculado para o preço exato, da mesma forma que Mohler & Seitz (2010), de acordo com a equação (8). Os resultados encontrados para os 25 países mais importantes estão apresentados na Tabela 8.

**Tabela 8:** Desagregação do viés do índice de preços de importação resultante de novas variedades, por país de origem – 1995-2011

Ranking	Viés por país	Em porcentagem	País	Participação no viés
1	0,9790	2,10%	Alemanha	45%
2	0,9815	1,85%	Estados Unidos	40%
3	0,9932	0,68%	Argentina	15%
4	0,9943	0,57%	Canadá	12%
5	0,9943	0,57%	Itália	12%
6	0,9945	0,55%	México	12%
7	0,9946	0,54%	Japão	12%
8	0,9962	0,38%	Singapura	8%
9	0,9962	0,38%	Bélgica	8%
10	0,9975	0,25%	Malásia	5%
11	0,9977	0,23%	Coréia do Sul	5%
12	0,9978	0,22%	Espanha	5%
13	0,9982	0,18%	Suécia	4%
14	0,9983	0,17%	Colômbia	4%
15	0,9985	0,15%	Chile	3%
16	0,9988	0,12%	Inglaterra	3%
17	0,9990	0,10%	Suíça	2%
18	0,9990	0,10%	Finlândia	2%
19	0,9990	0,10%	Israel	2%
20	0,9991	0,09%	Turquia	2%
21	0,9991	0,09%	Uruguai	2%
22	0,9993	0,07%	Emirados Árabes	1%
23	0,9995	0,05%	Rússia	1%
24	0,9995	0,05%	Venezuela	1%
25	0,9996	0,04%	China	1%

Fonte: Elaborado pelos autores com base nos dados do WITS (COMTRADE).

A Alemanha e os EUA, sozinhos, representaram 85% do viés total (4,64%) no período. Os países que aparecem na Tabela 8 são os principais fornecedores dos produtos que mais contribuíram para os ganhos com as variedades importadas mostrados na Tabela 7. Apesar de parecer estranho que a China apareça somente na 25ª posição, é importante lembrar que a base para os cálculos foi o conjunto comum de variedades em ambos os períodos e que aquele país tinha uma participação relativamente pequena nas importações brasileiras de 1995.

## 4 Conclusões

A relação entre as variedades dos bens importados e os ganhos de comércio que elas podem proporcionar baseia-se na ideia de que a competição entre novas variedades importadas reduz os preços de importação e beneficia os consumidores dos países importadores. A magnitude do aumento das variedades e o grau de substituição entre elas são dois fatores que influenciam diretamente os ganhos de bem-estar do consumidor.

O cálculo do efeito das variedades no índice de preços de importação para o Brasil, no período de 1995 até 2001, mostrou que a não consideração das variedades causou um viés para cima de 4,64%. Estimou-se, também, que os consumidores brasileiros estariam dispostos a abrir mão de 0,31% do PIB para ter acesso às novas variedades que foram importadas naquele período, ou, de aproximadamente 13 bilhões de reais em 2011.

As variedades importadas aumentaram significativamente, variando de 51.104 em 1995 para 70.304 em 2011. A média de variedades por produto aumentou de 10,68 para 16,11. Os setores que mais contribuíram para esse aumento das variedades foram os de máquinas e eletrônicos, fertilizantes, ferro e aço e produtos químicos orgânicos.

A Alemanha, os EUA e a Argentina se destacaram quando o viés foi determinado por país e mostraram-se como os principais fornecedores ao mercado brasileiro. No geral, os produtos com maior número de variedades foram aqueles dos setores que envolvem mais tecnologia e, por conseguinte, sugerem estudos posteriores sobre o impacto dessas novas variedades no crescimento da produtividade e nas taxas de crescimento da economia brasileira.

### **Agradecimentos**

Os autores agradecem ao apoio financeiro da FAPEMIG e aos pareceristas pelos comentários, isentando-os de quaisquer falhas remanescentes.

## Referências Bibliográficas

Armington, P. S. (1969), 'A theory of demand for products distinguished by place of production', *International Monetary Fund Staff Papers* **16**(1), 159–178.

Barroso, J. B. R. B. (2010), Gains from imported varieties in the Brazilian economy, PhD thesis, Escola de Pós-Graduação em Economia da Fundação Getúlio Vargas (EPGE-FGV).

URL: <http://epge.fgv.br/pt/pesquisa/teses-dissertacoes>

Broda, C., Greenfeld, J. & Weinstein, D. (2006), From groundnuts to globalization: A structural estimate of trade and growth, NBER Working Paper 12512, National Bureau of Economic Research.

Broda, C. & Weinstein, D. (2006), 'Globalization and the gains from variety', *The Quarterly Journal of Economics* **121**(2), 541–585.

Cabral, S. & Manteu, C. (2010), 'Ganhos de importação de novas variedades: O caso de Portugal', *Boletim Econômico*, Verão. p. 87-106.

Dixit, A. K. & Stiglitz, J. E. (1977), 'Monopolistic competition and optimum product diversity', *American Economic Review* **67**(3), 297–308.

Feenstra, R. C. (1994), 'New product varieties and the measurement of international prices', *American Economic Review* **84**(1), 157–177.

Fiori, M. (2005), 'Desoneração das importações é a principal novidade da mp do bem', Agência Brasil.

URL: <http://memoria.etc.com.br/agenciabrasil/noticia/2005-11-26/desoneracao-das-importacoes-e-principal-novidade-da-mp-do-bem-avalia-tributarista>

Helpman, E. (1981), 'International trade in the presence of product differentiation, economies of scale and monopolistic competition: A Chamberlin-Heckscher-Ohlin approach', *Journal of International Economics* **11**(3), 305–340.

IPEA (2011), Ipeadata, Technical report, Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada. Acesso em 2011.

Krugman, P. (1979), 'Increasing returns, monopolistic competition and international trade', *Journal of International Economics* **9**(4), 469–480.

Krugman, P. (1980), 'Scale economies, product differentiation, and the pattern of trade', *American Economic Review* **70**(5), 950–959.

Kume, H. & Piani, G. (2011), Elasticidades de substituição das importações no Brasil, Texto para discussão 1678, IPEA.

Markwald, R. A. (2001), 'O impacto da abertura comercial sobre a indústria brasileira: balanço de uma década', *Revista Brasileira de Comércio Exterior* (68).

Minondo, A. & Requena, F. (2010), Welfare gains from imported varieties in Spain, 1988-2006, Working paper WP-EC 2010-12, IVIE.

Mohler, L. (2009), Globalization and the gains from variety: size and openness of countries and the extensive margin, MPRA Paper 17592, University Library of Munich, Germany.

Mohler, L. & Seitz, M. (2010), The gains from variety in the European Union, Munich Discussion Paper 24. p. 24.

Moreira, M. M. & Correa, P. G. (1996), Abertura comercial e indústria: o que se pode esperar e o que se vem obtendo, Texto para discussão 49, BNDES, Rio de Janeiro.

Sato, K. (1976), 'The ideal log-change index number', *The Review of Economics and Statistics* 58(2), 223–228.

Vartia, Y. (1976), 'Ideal log-change index numbers', *Scandinavian Journal of Statistics* 3(3), 121–126.



## MOBILIDADE INTERGERACIONAL QUALIFICADA: UMA ABORDAGEM DE MENSURAÇÃO UTILIZANDO REGRESSÕES QUANTÍLICAS

ANA CLÁUDIA ANNEGUES \*  
ERIK FIGUEIREDO †

### Resumo

Este artigo analisa a mobilidade intergeracional segundo a igualdade de oportunidades qualificada proposta por Anderson et al. (2009). Realizam-se dois testes empíricos com dados de educação de pais e filhos do Canadá e do Brasil. Estima-se a relação entre a escolaridade dos filhos e dos pais e em seguida a relação entre o erro da regressão e a educação dos pais. Foi utilizado o método de regressões quantílicas para dados discretos de Machado & Santos Silva (2005), como solução do problema de identificação de equações não lineares apontado por Figueiredo et al. (2014). Em ambos os países a mobilidade intergeracional apresenta características não condizentes com a igualdade de oportunidades qualificada, especialmente no Brasil.

**Palavras-chave:** *Background* Familiar; Mobilidade Qualificada; Regressões Quantílicas.

### Abstract

This article analyzes the intergenerational mobility according qualified equal opportunities presented by Anderson et al. (2009). We conduct two empirical tests with parents and children education data in Canada and Brazil. We estimate the relationship between the education of the children and parents and then we analyze the relationship between the error of the regression and the socioeconomic status of the parents. The method of quantile regressions for discrete data of Machado & Santos Silva (2005) was used as a solution to the problem in the identification of nonlinear equations pointed out by Figueiredo et al. (2014). In both countries the intergenerational mobility has no consistent characteristics with equal qualified opportunities, especially in Brazil.

**Keywords:** Family Background; Qualified Mobility; Quantile Regression.

**JEL classification:** C20, D63

**DOI:** <http://dx.doi.org/10.11606/1413-8050/ea138044>

\* Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal do Rio Grande do Sul. E-mail: [annegues.ana@gmail.com](mailto:annegues.ana@gmail.com)

† Departamento de Economia, Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal da Paraíba. Bolsista de produtividade em pesquisa do CNPq, Brasil. E-mail: [eafigueiredo@gmail.com](mailto:eafigueiredo@gmail.com)

## 1 Introdução

*“You do not make the poor richer by making the rich poorer.”*

Winston S. Churchill

Quando se fala em desigualdade de recursos, as análises tradicionais presentes na literatura utilizam como parâmetro de justiça a igualdade de resultados, na qual os indivíduos possuem igual acesso aos benefícios. Como contraponto a essa visão igualitária (Arneson 1989, Dworkin 1981), surge o conceito de igualdade de oportunidades, introduzido a partir de outras discussões filosóficas (Rawls 1971, Roemer 1998). De acordo com esse enfoque, o resultado econômico individual é produto da combinação de fatores de responsabilidade do indivíduo, como seu nível de esforço, e fatores de não responsabilidade, ou seja, as circunstâncias sobre as quais ele não possui controle, de tal forma que apenas a desigualdade originada pelos últimos é considerada socialmente inaceitável. Uma das principais fontes potenciais dessa desigualdade consiste no *background* familiar, isto é, o conjunto de características do ambiente familiar dos indivíduos (ocupação e escolaridade dos pais, por exemplo), que são repassadas e exercem influência na sua capacidade de auferir ganhos econômicos<sup>1</sup>. A importância dessa variável revela, portanto, que a mobilidade intergeracional consiste em um dos pontos chave para entender a dinâmica da desigualdade de oportunidades em diferentes períodos.

O interesse na relação entre o sucesso econômico dos indivíduos e sua origem familiar tem início a partir de abordagens teóricas, tais como o trabalho de Becker & Tomes (1979)<sup>2</sup>. Do ponto de vista empírico, a mobilidade intergeracional é mensurada por meio de diferentes metodologias. Uma das mais utilizadas é a abordagem das matrizes de transição, que consiste em matrizes cujos elementos representam as probabilidades de transição entre diferentes estados; no caso da mobilidade intergeracional, os estados são um número limitado de gerações, o que relaciona as probabilidades de transição com os Processos de Markov. Boa parte dos trabalhos também mensura o grau de mobilidade intergeracional baseando-se em correlações intergeracionais de características de pais e filhos que representem medidas de resultado, como os estudos de Solon (2001), Mulligan (1997); em geral, considera-se a transmissão de características como renda e escolaridade.

Dentre as evidências empíricas internacionais, pode-se citar trabalhos como o de Blanden et al. (2005), com dados da Europa e América do Norte, que atestam a importância do *background* familiar na determinação do status socioeconômico individual. Behrman et al. (2000) mostram que os países da América Latina tendem a apresentar um menor grau de mobilidade intergeracional de educação, em comparação com os países desenvolvidos<sup>3</sup>.

No Brasil, Pastore (1979, 1986) constitui algumas das investigações iniciais sobre mobilidade no contexto brasileiro. Mais tarde, os estudos de Lam (1993), Barros et al. (2001) e Ferreira & Veloso (2003, 2006), que utiliza a abordagem

---

<sup>1</sup>A relação entre mobilidade e desigualdade de oportunidades pode ser encontrada no artigo teórico de Corak (2013).

<sup>2</sup>Outras discussões teóricas estão presentes em Conlisk (1974), Becker (1981), Goldberger (1989)

<sup>3</sup>Mais evidências internacionais podem ser encontradas em Jantti (2006), para os países Nórdicos, Reino Unido e Estados Unidos.

das matrizes de transição, mostram resultados para a mobilidade intergeracional de educação, evidenciando a grande importância do background familiar na determinação dos ganhos individuais. Pero & Szerman (2008) comparam os índices de mobilidade intergeracional do Brasil com os verificados em nações desenvolvidas e mostram que o país exibe um forte padrão de persistência das condições socioeconômicas entre as gerações, relativamente aos demais países analisados.

Dada a identificação de padrões de persistência dos níveis socioeconômicos entre as gerações, os esforços para equalização das oportunidades têm como foco principal a correção das circunstâncias desiguais, o que implicaria na quebra da dependência entre as probabilidades de ascensão do indivíduo e a sua origem familiar. Assim, conforme argumentado por Reville (1995), a queda (elevação) da desigualdade estaria diretamente ligada a um crescimento (redução) na mobilidade. Sob esse ponto de vista, quanto mais próxima à perfeita mobilidade intergeracional está uma sociedade, maior o seu índice de igualdade de oportunidade.

O trabalho de Anderson et al. (2009), entretanto, questiona a desejabilidade de uma política pública cujo objetivo é a total igualdade de oportunidades. No que diz respeito à mobilidade intergeracional, essas políticas agem no sentido de reduzir a dependência dos resultados econômicos dos agentes com relação ao seu *background* familiar. Os autores argumentam que quando não há elevação da renda média dos indivíduos e se estas, por sua vez, estão positivamente correlacionadas com o status socioeconômico dos pais, essas políticas implicam inevitavelmente na eliminação de todas as dependências intergeracionais, sejam elas benéficas ou não. Por benéfica, entende-se a transmissão do *background* familiar positivo, como por exemplo, pais com nível educacional mais elevado gerando filhos com alto grau de escolaridade.

Com a redução da dependência em relação à origem social, o resultado do indivíduo se torna mais sujeito a fatores aleatórios, de modo que a sua permanência em determinado status se torna mais incerta. Por outro lado, uma política de mobilidade *condicionada* ao status dos pais ou *qualificada*, pode ser caracterizada como uma política focada em quebrar apenas as conexões ruins. Essa abordagem é o que Anderson et al. (2009) denominam de igualdade de oportunidades *qualificada* ou *condicionada*. Nas palavras dos autores, esse perfil de mobilidade almeja uma equalização de oportunidades que incorpore em seu objetivo a preocupação de promover a melhoria dos indivíduos com “herança pobre”, sem, no entanto, reduzir as chances de vida daqueles de “herança rica”.

A investigação empírica feita pelos autores se baseia em um procedimento metodológico, o qual consiste em observar o comportamento do resíduo da equação intergeracional, condicionado ao status econômico dos pais. Estima-se um modelo de regressão, no qual uma característica de resultado dos filhos é explicada por essa mesma característica nos pais. Em seguida, procede-se à análise da heterocedasticidade dos resíduos dessa regressão como função da característica dos pais, a fim de verificar se o componente de incerteza do modelo diminui à medida que se eleva a origem socioeconômica. O resíduo da regressão dos resultados econômicos dos filhos em função dos resultados dos pais reflete justamente a aleatoriedade do modelo de determinação dos ganhos econômicos individuais. Se uma política de mobilidade é dita condicionada, a melhoria dos mais pobres não implica em uma piora na situação dos mais ricos, logo a incerteza relacionada a essa aleatoriedade tenderia a

diminuir para os estratos sociais mais altos.

A associação entre mobilidade e incerteza e seus efeitos sobre o bem-estar já vem sendo tratada pela literatura, inclusive com aplicações para o Brasil, como em Figueiredo (2009) e Figueiredo & Ziegelmann (2009). Porém, o arcabouço teórico e empírico da mensuração do impacto da mobilidade considera apenas a desigualdade total de resultados e não a desigualdade de oportunidades nos moldes de Roemer (1998). E essa constitui umas das maiores limitações do conceito de igualdade de oportunidades qualificada apresentada por Anderson et al. (2009), a carência de fundamentação teórica que ofereça suporte a uma investigação mais precisa desse fenômeno. Questões como possíveis funções de bem-estar social associadas à igualdade de oportunidades qualificada e reversibilidade, presentes nas análises de mobilidade e desigualdade não são tratadas pelos autores.

Sendo assim, tendo em mente as limitações teóricas e empíricas da ideia de mobilidade qualificada, o presente estudo se propõe a fornecer uma contribuição a essa nova abordagem, apresentando novas evidências, com base na estratégia empírica utilizada no trabalho de Anderson et al. (2009), porém com algumas modificações. Enquanto os autores estimam um efeito médio, este artigo sugere testar o comportamento da heterocedasticidade do modelo entre os quantis da distribuição de resultados dos filhos, estimando-se o modelo econométrico intergeracional pelo método de regressões quantílicas. O uso dessa metodologia permite uma observação mais ampla da mobilidade intergeracional, uma vez que o formato da distribuição pode afetar a mobilidade em diferentes estratos.

Em cada quantil, o resíduo do modelo intergeracional será regredido contra a variável de resultado dos pais; como os quantis são definidos na variável dependente, nos maiores quantis estarão localizados os indivíduos mais educados e nos menores os menos educados. Para os quantis abaixo da mediana, a heterocedasticidade positivamente relacionada com o status socioeconômico dos pais significa que o resultado dos menos favorecidos depende menos do seu *background* familiar e mais de fatores aleatórios, de modo que diminuem as chances de uma herança ruim persistir entre as gerações. Já para os quantis acima da mediana, uma relação negativa entre resíduos e nível social dos pais, indica que há maior perpetuação de um bom *background* ao longo das gerações.

A utilização da regressão por quantis também fornecerá estimativas mais robustas do coeficiente de mobilidade. Tradicionalmente, as técnicas de estimação da regressão intergeracional se baseiam na aplicação do método de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) a um modelo log-linearizado. Santos Silva & Tenreyro (2006) mostram que esse procedimento conduz a estimativas viesadas da média condicional. Isso ocorre devido a uma das implicações da Desigualdade de Jensen ( $E(\ln y) \neq \ln(E(y))$ ) a qual diz que a função média não é invariante a transformações monotônicas. Esse resultado afeta a identificação do modelo log-linear e conseqüentemente a interpretação dos parâmetros enquanto elasticidades. Desse modo, Figueiredo et al. (2014) propõem que o modelo log-linear seja estimado pelo método de regressões quantílicas, mostrando que a propriedade de equivariância dos quantis soluciona o problema de identificação dos parâmetros.

São utilizados dados de anos de estudo dos indivíduos e dos seus pais do Brasil e do Canadá, a fim de analisar as diferenças de mobilidade existente em ambientes distintos. Além dos anos de estudo, o modelo econométrico inclui

algumas coortes de nascimento como forma de captar as diferenças existentes entre as gerações. Os bancos de dados são a *General Social Survey Cycle 19* (2005) e a Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílio (PNAD) de 1996, onde se encontram sumarizadas as informações sobre escolaridade e ocupação dos pais. Tendo em vista que as variáveis utilizadas são categóricas, utilizou-se um método de regressão quantílica para dados de contagem desenvolvido por Machado & Santos Silva (2005).

O trabalho conta com mais três seções, além desta introdução. A próxima seção será apresentada a estratégia empírica, contendo uma subseção mostrando os aspectos teóricos e empíricos da literatura de mobilidade, o modelo teórico apresentado por Anderson et al. (2009) e os passos da metodologia: a estimação da equação intergeracional por regressões quantílicas e o comportamento da heterocedasticidade. A seção 3 é destinada aos resultados das aplicações empíricas com dados do Brasil e do Canadá. A quarta e última seção contém as considerações finais.

## 2 Procedimentos Metodológicos

Nesta seção serão apresentados os procedimentos metodológicos envolvidos na realização do estudo. Em primeiro lugar, será explanado o modelo teórico de mobilidade intergeracional qualificada desenvolvido por Anderson et al. (2009). Em seguida, mostrar-se-á o problema de identificação presente nos modelos de regressão tradicionais e a estratégia de estimação do modelo intergeracional via regressões quantílicas para correção do problema.

### 2.1 Modelo Teórico de Anderson et al. (2009)

Uma política de mobilidade de renda baseada no critério da pura igualdade de oportunidades visa eliminar a dependência existente entre os status socioeconômicos de pais e filhos. A formalização desse conceito parte de uma estrutura de transição de status, onde um vetor de características dos pais  $x = [1, 2, 3, 4]'$  se converte em um vetor dessa mesma característica dos filhos  $y = [1, 2, 3, 4]'$ , sendo cada elemento denotado por  $x_k$  e  $y_i$ ,  $i, k \in [1, 2, 3, 4]$ , respectivamente. Seja  $P$  o vetor de probabilidades dos pais, cujos elementos  $p_k$  representam a probabilidade de um pai estar localizado no status  $x_k$ . A mesma definição se aplica ao vetor de probabilidades dos filhos  $C$ , no qual os elementos  $c_i$  denotam a probabilidade de um filho estar localizado no status  $y_i$ .

$$P = \begin{bmatrix} p_1 \\ p_2 \\ p_3 \\ p_4 \end{bmatrix} \quad C = \begin{bmatrix} c_1 \\ c_2 \\ c_3 \\ c_4 \end{bmatrix} \quad (1)$$

A matriz  $J$  corresponde à densidade de probabilidade conjunta, onde os elementos  $j_{i,k}$  representam a probabilidade de pais e filhos estarem localizados nos status  $x_i$  e  $y_k$  respectivamente.

$$J = \begin{bmatrix} j_{1,1} & j_{1,2} & j_{1,3} & j_{1,4} \\ j_{2,1} & j_{2,2} & j_{2,3} & j_{2,4} \\ j_{3,1} & j_{3,2} & j_{3,3} & j_{3,4} \\ j_{4,1} & j_{4,2} & j_{4,3} & j_{4,4} \end{bmatrix} \quad (2)$$

onde  $p_k = \sum_{i=1}^4 j_{i,k}$  e  $c_i = \sum_{k=1}^4 j_{i,k}$ . Dado  $P = dg(p)$ , onde  $dg$  consiste em um operador diagonal, tem-se que a matriz de transição de renda convencional pode ser escrita como  $T = JP^{-1}$ . Os elementos  $t_{i,k}$  representam as probabilidades de transição dos indivíduos de um status a outro, dado o seu status de origem (status do pai), ou seja,  $t_{i,k} = Prob(y = y_i | x = x_k) = j_{i,k}/p_k$ . Aplicando algumas substituições, o vetor  $C$  das probabilidades de status para os filhos é gerado por meio da expressão  $C = Tp$ . A independência entre pais e filhos gera uma matriz de probabilidade conjunta que assume a forma  $J^I = Cp'$ . Assim, a matriz de transição  $T$  terá colunas comuns entre si e equivalentes ao vetor  $C$  de probabilidades dos filhos. Intuitivamente, isso implica que as chances de mobilidade dos filhos serão as mesmas para todas as classes de renda dos pais.

Segundo Anderson et al. (2009), caso não haja alterações na estrutura do status socioeconômico dos filhos (o vetor  $C$  é preservado), a quebra da dependência com relação à renda dos pais deixará alguns filhos em melhor situação, em detrimento de filhos pertencentes a outros status. Para visualizar isso, os autores consideram uma população cujo padrão de mobilidade é caracterizado pela total dependência entre o indivíduo e sua origem – uma matriz de probabilidade conjunta  $J$ . Essa dependência se dá de tal forma que  $j_{1,1} = \max\{j_{1,1}, j_{2,1}, j_{3,1}, j_{4,1}\}$  onde  $j_{1,1} \geq j_{2,1} \geq j_{3,1} \geq j_{4,1}$ <sup>4</sup>; ou seja, a probabilidade de o indivíduo permanecer no mesmo status socioeconômico dos pais é maior que sua probabilidade de ascensão a status superiores. Supondo que uma maior mobilidade promova um crescimento nos resultados econômicos das crianças, tem-se que  $j_{1,1} > j_{1,1}^I = c_1 p_1$ . Para o status 1 teremos a seguinte situação:

$$\sum_{i=1}^m j_{i,1}^I \leq \sum_{i=1}^m j_{i,1} \Rightarrow \sum_{i=1}^m (j_{i,1}^m - j_{i,1}) \leq 0 \quad (3)$$

Onde  $m \in [1, 2, 3, 4]$  implicando que um movimento em direção à independência entre pais e filhos leva a uma dominância estocástica de primeira ordem para o grupo socioeconômico 1. Porém, dado que o vetor  $C$  se mantém inalterado, tem-se  $j_{1,q} < j_{1,q}^I = c_1 p_q$ , para  $q \in [2, 3, 4]$  que por sua vez significa

$$\sum_{i=1}^m J_{1,q}^I \geq \sum_{i=1}^m j_{i,q} \Rightarrow \sum_{i=1}^m (J_{1,q}^I - j_{i,q}) \quad (4)$$

As desigualdades acima mostram que, embora a independência seja benéfica para os indivíduos de menor nível socioeconômico, ao diminuir a probabilidade de permanência no seu *status quo*, ela também afeta o bem-estar dos mais ricos, mas de forma negativa, reduzindo também a probabilidade de permanência desses indivíduos em um status socioeconômico superior. Esse fenômeno induz a um aumento da incerteza frente à dinâmica da mobilidade social para os indivíduos no topo da distribuição, uma vez que o *background* familiar mais elevado se torna menos determinante na sua posição socioeconômica. Considerando um modelo de regressão intergeracional, isso se traduz em uma perda do grau de explicação do *background* familiar no resultado econômico individual. Assim, o componente de incerteza sobre a dinâmica

<sup>4</sup>Anderson et al. (2009) pontuam que a renda dos filhos é positivamente correlacionada com a renda dos pais em uma relação monotônica.

da mobilidade, na forma da variância do termo aleatório da relação entre os resultados de pais e filhos, se torna maior.

Diante disso, uma política de promoção da igualdade de oportunidades qualificada se difere da política de igualdade de oportunidades tradicional ao reduzir a dependência dos indivíduos mais pobres com relação a sua origem sem, no entanto, quebrar a conexão benéfica entre os indivíduos de maior status e seu *background* positivo. No modelo de regressão intergeracional essa característica é observada, segundo os autores, no comportamento do termo aleatório, cuja variância se mostra negativamente relacionada ao resultado econômico dos pais, ou seja, a incerteza diminui com a elevação da origem familiar.

Seja um estado inicial, onde o resultado dos pais  $x \in X$  possui densidade de probabilidade  $f(x)$  e uma função distribuição acumulada  $F(x)$ , com  $E(x) = \mu$ ,  $V(x) = \sigma^2$ . O resultado econômico individual, tal como já visto, é uma função do resultado dos pais:

$$y = (1 - \lambda)x + \lambda e \quad (5)$$

onde  $0 \leq \lambda \leq 1$  e  $e$  é distribuído com  $g(e)$ , onde  $g(x) = f(x)$ , para todo  $x$  e  $h(x, e) = f(x)g(e)$ , isto é,  $x$  e  $e$  são i.i.d. Suponha ainda, por conveniência, que  $f(\cdot)$  seja uma normal. A completa imobilidade ocorre com  $\lambda = 0$  enquanto que a igualdade de oportunidades pura (completa mobilidade) implica em  $\lambda = 1$ ,  $E(y) = \mu$  e  $V(y) = (1 + 2\lambda(\lambda - 1))\sigma^2$  para todo  $\lambda$  e

$$f(y|x) \sim N((1 - \lambda)x + \lambda\mu, \lambda^2\sigma^2) \quad (6)$$

para  $\lambda > 0$ , respeitando a restrição de que os resultados dos filhos não são alterados. Ou seja, sob um estado de imobilidade,

$$\frac{\partial E(y|x)}{\partial x} = 1 - \lambda \quad (7)$$

$$\frac{\partial V(y|x)}{\partial x} = 0 \quad (8)$$

Tem-se que a variância dessa relação é homocedástica, qual seja o grupo de origem dos indivíduos.

Considerando agora uma política de igualdade de oportunidades qualificada, onde  $\lambda$  tende a crescer mais para filhos de status socioeconômico mais baixo e menos para os indivíduos de status mais alto,  $\lambda$  se torna linear e decrescente em  $x$ , com  $\lambda'(x) < 0, 0 < \lambda(x) \leq 1$  (assuma  $\lambda''(x) = 0$ ). Assim,

$$f^q(y|x) \sim N((1 - \lambda(x))x + \lambda(x)\mu, \lambda^2(x)\sigma^2) \quad (9)$$

No estado de igualdade de oportunidades qualificada tem-se que

$$\frac{\partial E(y|x)}{\partial x} = 1 - \lambda(x) + \lambda'(x)(\mu - x) \quad (10)$$

$$\frac{\partial^2 E(y|x)}{\partial x \partial x} = -2\lambda'(x) + \lambda''(x)(\mu - x) = -2\lambda'(x) > 0 \quad (11)$$

O valor esperado dos resultados dos filhos condicionado aos resultados dos pais é convexa em  $x$ . Além disso,

$$\frac{\partial V(y|x)}{\partial x} = 2\lambda(x)\lambda'(x)\sigma^2 < 0 \quad (12)$$

sugerindo que a heterocedasticidade da relação de  $y$  e  $x$  diminui para os status socioeconômicos mais altos. A verificação empírica dessas condições possui algumas limitações teóricas e empíricas que serão explanadas na próxima subseção.

### 3 Mobilidade Qualificada: Aspectos Teóricos e Empíricos

O conceito de mobilidade está ligado à ideia de movimentos, seja de indivíduos ou de grupos, entre as posições da distribuição de resultados (renda, educação) em cada ponto no tempo. A mobilidade intrageracional se refere à ocorrência das mudanças de posição dos indivíduos no período dentro de uma geração, enquanto que a mobilidade intergeracional diz respeito à dinâmica da distribuição entre diferentes gerações, o que consiste no foco do presente estudo.

Esses movimentos na distribuição podem ser absolutos – também chamados de movimentos totais –, ou relativos. Os movimentos absolutos ocorrem quando todos os indivíduos apresentam perdas e ganhos, de modo que as posições relativas de cada indivíduo dentro da distribuição não se alteram. Por exemplo, se todos os grupos, independente do seu nível inicial de renda, obtêm um mesmo acréscimo em suas rendas, há um deslocamento da distribuição, porém a localização de cada indivíduo permanece inalterada. Já os movimentos relativos se dão com as mudanças individuais de posições, não necessariamente acompanhadas por alterações na própria distribuição ou no seu nível total.

No contexto de mobilidade intergeracional, o trabalho de Checci & Dardadoni (2002) define as mobilidades absoluta e relativa da seguinte forma: a mobilidade absoluta está ligada à distância entre as distribuições marginais de pais e filhos da sua variável socioeconômica; já os movimentos relativos dizem respeito à ligação existente entre as posições que cada geração ocupa em sua respectiva distribuição de resultados.

A observação dos movimentos relativos é importante, na medida em que a troca de posições relativas está relacionada à sensação de justiça, onde os indivíduos mais habilidosos terão suas habilidades reconhecidas e irão alcançar posições melhores que seus pais na distribuição (Paschoal 2005). Esse processo, no entanto, dependerá de uma série de fatores, principalmente da transferência de características e recursos de pais para filhos. Assim, os estudos empíricos sobre mobilidade intergeracional dedicam-se a investigar até que ponto é possível inferir sobre o sucesso econômico dos filhos a partir das posições que seus pais ocupam em sua respectiva distribuição.

O *background* familiar desempenha um papel importante na determinação do status econômico dos indivíduos. Ele faz parte do rol de variáveis sobre as quais não pesa a responsabilidade dos agentes, sendo, portanto, um fator preponderante no alcance da igualdade de oportunidades.

Uma vez que o conceito de mobilidade está intrinsecamente ligado à desigualdade e, por conseguinte, envolve parâmetros de justiça, surge uma discussão na literatura que procura questionar o quão socialmente desejável seria uma maior mobilidade. Em outras palavras, qual seria o impacto da mobilidade de resultados sobre o bem-estar?

Diferentes abordagens teóricas oferecem respostas a essa pergunta. Gottschalk & Spolaore (2002) e Abatemarco (2004) indicam que esse impacto dependerá de dois efeitos. O primeiro consiste no seu efeito positivo, *ex-post*, decorrente da redução da desigualdade de resultados. Segundo o modelo de Atkinson (1981), uma redução da desigualdade leva a uma elevação dos índices de bem-estar. Desse modo, considerando que a mobilidade reduz a desigualdade de resultados entre os períodos, ela terá um impacto positivo sobre o bem-estar. No contexto da igualdade de oportunidades, a mobilidade intergeracional será benéfica na medida em que ela reduz a desigualdade injusta, isto é, o componente da desigualdade total resultante das diferenças de circunstância (raça, sexo, região de nascimento e etc.). Conforme já foi afirmado anteriormente, tem-se, então, que a perfeita mobilidade intergeracional será o padrão consistente com um ambiente econômico de oportunidades iguais, uma vez que todas as diferenças sociais produzidas pelo *background* familiar serão eliminadas.

Contudo, a literatura ainda sugere um efeito negativo da mobilidade, ex-ante, que ocorre em decorrência da inclusão de mais incerteza na economia. Esse segundo efeito é considerado pelo trabalho de Anderson et al. (2009) para a investigação empírica da igualdade de oportunidades qualificada.

De acordo com os autores, o perfil da política de fomento à mobilidade está diretamente ligado ao objetivo de redistribuição da sociedade, o que origina duas situações distintas: um perfil de mobilidade condicionado ao status atual do indivíduo e outro não condicionado. Quando uma política de mobilidade intergeracional independe do status do indivíduo, há um movimento em direção à igualdade de oportunidades pura, uma vez que a política proporciona a quebra de todas as conexões existentes, sejam elas boas (pais produtivos gerando filhos produtivos) ou ruins (pais pouco produtivos gerando filhos também pouco produtivos).

Em um ambiente de igualdade de oportunidades qualificada, segundo os autores, as conexões entre os status econômicos de pais e filhos não são totalmente eliminadas; as chamadas “boas conexões” precisam ser mantidas, ou seja, a persistência intergeracional só deve ser quebrada para aqueles indivíduos situados na parte mais desfavorecida da distribuição de resultados, como, por exemplo, pais de baixa escolaridade cujos filhos também alcançarão um baixo nível de escolaridade. O padrão de mobilidade consistente com esse panorama é denominado de mobilidade qualificada.

Para verificar empiricamente a mobilidade qualificada, Anderson et al. (2009) sugerem a estimação de um modelo econométrico, no qual a educação dos filhos é uma função da educação dos pais, como as equações intergeracionais normalmente utilizadas pelos trabalhos empíricos da literatura, e desta mesma variável elevada ao quadrado, como forma de captar possíveis relações não lineares. Em seguida, o resíduo é regredido contra a educação dos pais; se o coeficiente deste segundo estimado for negativo, a parte da educação do indivíduo explicada pelo nível de educação dos pais é maior quanto melhor for o *background* familiar.

Entretanto, tanto a abordagem da mobilidade qualificada quanto a sua mensuração sugerida pelos autores apresentam alguns pontos em aberto. O primeiro deles é a ausência de um arcabouço teórico que ofereça suporte a uma investigação empírica mais precisa da mobilidade qualificada. No âmbito da desigualdade de resultados, a mensuração da mobilidade conta com uma estrutura teórica que inclui funções de bem-estar social que englobam

um componente de aversão à desigualdade, de forma a captar a sensibilidade do bem-estar com relação às variantes da distribuição de renda.

Tomando por base o conceito de mobilidade qualificada de Anderson et al. (2009), uma estrutura de análise semelhante à descrita anteriormente aplicada à investigação da mobilidade qualificada necessária, além do componente de aversão à desigualdade, também de um parâmetro de aversão ao risco. Contudo, a aplicação empírica dessa estrutura carece de 1) um resultado teórico semelhante ao encontrado por Abatemarco (2004), considerando algum índice de desigualdade injusta e 2) do cálculo dos componentes de aversão ao risco e à desigualdade injusta, pois embora seja possível atribuir valores discricionários a esses parâmetros, o conhecimento da sua magnitude é necessária para uma medida mais precisa da mobilidade qualificada, bem como do seu impacto sobre o bem-estar. O trabalho dos autores, porém, não fornece respostas a esses questionamentos<sup>4</sup>.

Diante dessas limitações, este estudo propõe analisar o comportamento da heterocedasticidade da regressão intergeracional *across quantiles*<sup>6</sup>. Para tanto, estimamos o seguinte modelo por regressões quantílicas e verificamos a relação entre os resíduos e os anos de estudo dos pais em cada quantil:

$$\ln y_i = \alpha + \beta_1 x_i + \beta_2 x_i^2 + \sum \beta_i C_i + \ln \epsilon_i \quad (13)$$

em que o logaritmo dos anos de estudo dos indivíduos é uma função da educação dos pais, desta variável ao quadrado e de coortes de nascimento. A inclusão do quadrado da educação dos pais procura captar a existência de não linearidade na relação intergeracional, e as coortes representam o efeito de diferentes gerações no sucesso do indivíduo. Assume-se, ainda, que  $E(\epsilon_i) = 0$ . A variância do resíduo da regressão é modelada como sendo uma função linear do nível educacional dos pais:

$$E(\ln \epsilon_i^2) = \gamma + \phi x_i \quad (14)$$

A heterocedasticidade é modelada em termos do log quadrado dos resíduos. Espera-se que  $\phi < 0$ , implicando que a heterocedasticidade do resíduo diminui quanto maior o background familiar. Ou seja, em um padrão de mobilidade qualificada a heterocedasticidade do erro condicional da regressão se torna cada vez mais negativamente relacionada ao resultado dos pais, de modo que a incerteza ligada ao aumento da mobilidade reduz para indivíduos de melhor *background*. Diferente do modelo intergeracional, aqui optamos pela estimação tradicional de mínimos quadrados. A utilização do logaritmo permite que a variável dependente assumira valores negativos.

Dado que os quantis são definidos nos anos de estudo dos filhos, os quantis mais altos representarão os indivíduos mais educados, enquanto que os quantis mais baixos representarão os menos educados. Verifica-se a ocorrência de mobilidade qualificada se o resíduo da regressão for cada vez mais negativamente relacionado com o nível de educação dos pais, em especial nos quantis

<sup>4</sup>O modelo teórico de Anderson et al. (2009) não leva em conta a influência do bem-estar de um grupo no bem-estar dos demais. Esse tipo de abordagem pode ser encontrada em modelos com alocação livre de inveja (*envy free*). O modelo considerado pelo presente artigo, entretanto, não é robusto a este comportamento.

<sup>6</sup>O cálculo da regressão quantílica representa uma aproximação das matrizes de transição, porém sem a necessidade de discretizações *ad hoc*. Para mais detalhes, ver Paschoal (2005).

mais altos, indicando que o grau de persistência intergeracional aumenta entre os mais educados. Caso o coeficiente da regressão venha a ser positivo para os quantis mais baixos, isso implica que os fatores aleatórios definem em maior grau o resultado dos menos educados, o que pode aumentar as chances de ascensão social desses grupos. A abordagem por regressões quantílicas já foi tratada por Trede (1998) e Morillo (2000), para análise da mobilidade intrageracional.

### 3.1 Mensuração da Mobilidade Qualificada

**Identificação:** Conforme mencionado anteriormente, o grau de mobilidade intergeracional é comumente avaliado na literatura empírica por meio de correlações intergeracionais de características de pais e filhos. Seguindo a linha metodológica do trabalho de Solon (1999), utilizamos um modelo econométrico no qual a relação entre os resultados econômicos de pais e filhos é formalizada em um modelo exponencial.

$$y_i = \exp[\beta x_i + \epsilon_i] \quad (15)$$

O parâmetro  $\beta$  fornece um índice de mensuração do grau de mobilidade existente entre as gerações<sup>5</sup>, onde a perfeita mobilidade é verificada quando  $\beta \rightarrow 0$  e a imobilidade quando  $\beta \rightarrow 1$ .

Todavia, tais modelos não são lineares nos parâmetros, o que impossibilita a identificação do coeficiente da relação intergeracional ( $\beta$ ) pelo método de estimação tradicional de Mínimos Quadrados Ordinários. Para linearizar o modelo, tomam-se os logaritmos de ambos os lados da equação, procedendo-se a estimação por MQO. Essa estratégia de identificação, no entanto, tem sido questionada por alguns trabalhos empíricos recentes, com base nas implicações de um resultado estatístico conhecido da literatura: a Desigualdade de Jensen.

A Desigualdade de Jensen diz que o valor esperado do logaritmo de uma variável aleatória difere do logaritmo de seu valor esperado, isto é,  $E(\ln(y)) \neq \ln(E(y))$ . Santos Silva & Tenreiro (2006) mostram que uma das implicações da desigualdade é que na presença de heterocedasticidade o estimador de mínimos quadrados da regressão log-linearizada é altamente viesado e propõem um procedimento de estimação utilizando um estimador de Máxima Verossimilhança Pseudo Poisson (PPML).

A principal hipótese de identificação desse estimador é que o valor esperado do erro aleatório é igual a um,  $E(\epsilon_i|x) = 1$ . Se isso é válido, o estimador MQO não é identificado. Por outro lado, se o modelo log-linear é identificado, essa hipótese não é verificada, ou seja,  $E(\epsilon_i|x) \neq 1$ . Em outras palavras, a identificação do modelo multiplicativo não leva, necessariamente, à identificação do modelo linearizado.

Para caracterizar melhor esse problema, considere o modelo multiplicativo abaixo, sugerido por Santos Silva & Tenreiro (2006)

$$y_i = \exp(x_i\beta)\epsilon_i \quad (16)$$

onde  $\epsilon_i$  é uma variável aleatória não negativa, tal que  $E(\epsilon_i|x) = 1$ . O modelo linear com o logaritmo natural da variável dependente assume a forma

<sup>5</sup>O coeficiente da regressão também pode ser interpretado como o grau de persistência intergeracional.

$$\ln y_i = x_i \beta + \ln \epsilon_i \quad (17)$$

Seja  $\epsilon_i = \exp[(x_i \gamma) \eta_i]$ , onde  $\eta_i \sim i.i.d Normal(\mu, \sigma^2)$ . Assim,  $\epsilon_i$  segue uma distribuição log-normal, onde a sua variância depende de  $x_i$ ,  $\sigma_i^2 = f(x_i)$ . O modelo linear em (17) pode ser reescrito como

$$\ln y_i = x_i \beta + (x_i \gamma) \eta_i \quad (18)$$

Sob a hipótese de identificação  $E(\epsilon_i|x) = 1$  e as propriedades da distribuição log-normal, tem-se que  $E(\ln(\epsilon_i)|x_i)$ . Assim, a média condicional de  $\ln y_i$  será  $E(\ln y_i|x_i) = x_i \left( \beta - \frac{\sigma_{\eta_i}^2}{2} \right) \neq x_i \beta$ . A heterocedasticidade gera inconsistência no modelo log-linear e o modelo multiplicativo se torna identificado.

Figueiredo et al. (2014) apresentam esse mesmo problema, supondo um caso não examinado por Santos Silva & Tenreiro (2006), onde  $E(\eta_i) = 0$ . Nesse caso, o modelo log-linear é identificado, já que  $x_i \beta + x_i \gamma E(\eta_i|x) = x_i \beta \gamma E(\eta_i) = x_i \beta$ . No entanto, em razão das propriedades da distribuição log normal, isso implica que  $E(\epsilon_i|x) \neq 1$ . Desse modo, a identificação do modelo linear implica na não identificação do modelo multiplicativo. A Desigualdade de Jensen dá origem a esse problema, tendo em vista que a função média não é invariante a transformações monotônicas.

Uma alternativa a utilização da média condicional na identificação dos parâmetros da regressão, proposta por Figueiredo et al. (2014), consiste no método de regressão por quantis, justamente por estes serem invariantes a transformações monotônicas. Ou seja, se  $h(\cdot)$  é uma função não decrescente, então para qualquer variável aleatória  $Y$ ,  $Q_\tau(h_\tau(Y)) = h_\tau(Q_\tau(Y))$ , onde  $Q_\tau(\cdot)$  é a  $\tau$ -ésima função quantílica. Os autores mostram como a estimação por quantis resolve o problema de identificação, tanto do modelo multiplicativo quanto do modelo log-linearizado. O modelo multiplicativo é reescrito da seguinte forma:

$$y_i = \exp(x_i \beta) \epsilon_i \quad (19)$$

$$\epsilon_i = \exp[(x_i \gamma) \eta_i] \quad (20)$$

onde  $\eta_i \sim i.i.d F_\tau(\mu, \sigma^2)$

$F_\tau(\cdot)$  é uma função distribuição contínua desconhecida de  $\eta$ , onde  $F_\tau^{-1}(\tau) = Q_\tau(\eta_i)$  representa o  $\tau$ -ésimo quantil de  $\eta_i$ , com  $\tau \in (0, 1)$ . Seja  $Q_\tau(y_i \vee x_i)$  o  $\tau$ -ésimo quantil de  $y_i$  Aplicando (19) aos quantis:

$$Q_\tau(y_i|x_i) = \exp(x_i \beta) Q_\tau(\epsilon_i|x_i) \quad (21)$$

$$= \exp(x_i \beta) \cdot \exp[(x_i \gamma) Q_\tau(\eta_i)] \quad (22)$$

$$= \exp[x_i(\beta + \gamma Q_\tau(\eta_i))] \quad (23)$$

$$= \exp(x_i \beta(\tau)) \quad (24)$$

onde  $\beta(\tau) = \beta + \gamma Q_\tau(\eta_i)$ . Assumindo a mediana condicional de  $\epsilon_i$  como sendo igual a um, isto é,  $Q_{0,5}(\epsilon_i|x_i) = 1$ , então a mediana condicional da variável dependente será  $Q_{0,5}(y_i|x_i) = \exp(x_i \beta(0,5))$ . Isso implica que  $Q_{0,05}(\eta_i) = 0$ , de modo que o modelo exponencial é identificado sob a hipótese da mediana condicional de  $\epsilon_i$ . Dada a propriedade de equivariância dos quantis, a condição

de identificação para o coeficiente  $\beta$  no modelo exponencial garante a identificação do parâmetro no modelo log-linear. Para mostrar isso, considere a versão log-linearizada da primeira equação em (19):

$$\begin{aligned} \ln y_i &= x_i\beta + \ln \epsilon_i \\ &= x_i\beta + (x_i\gamma)\eta_i \end{aligned} \tag{25}$$

Para todo  $\tau \in (0, 1)$ ,  $Q_\tau(\ln(y_i)|x_i) = \ln[Q_\tau(y_i|x_i)] = \ln[\exp(x_i\beta(\tau))] = x_i\beta(\tau)$  onde  $\beta(\tau) = \beta + \gamma Q_\tau(\eta_i)$ . Tem-se, então, que a hipótese de identificação  $Q_{0,5}(\epsilon_i|x_i) = 1$  leva a  $Q_{0,5}(\epsilon_i)$ , e o parâmetro da mediana será  $\beta(0,5) = \beta$ . Nesse caso, o valor da mediana do logaritmo de  $y_i$  será  $Q_{0,5}[\ln(y_i)|x_i] = x_i\beta$  e assim o modelo log-linear também está identificado, tornando possível a estimação dos coeficientes com base em um modelo de regressão linear nos parâmetros. Em suma, o procedimento de identificação apresentado por Figueiredo et al. (2014) abrange um maior número de hipóteses que o estimador PPML de Santos Silva & Tenreiro (2006).

**Regressão quantílica para dados de contagem:** o uso de regressões quantílicas em modelos com variáveis contínuas é algo já estabelecido pela literatura. No contexto das variáveis discretas, o problema que surge com a aplicação da regressão quantílica tradicional é que a função de distribuição da variável discreta não é contínua. Assim, as funções quantílicas também não são contínuas, de modo que não podem ser modeladas como funções contínuas dos regressores. Machado & Santos Silva (2005) sugerem um método de regressão quantílica específico para dados discretos que consegue resolver este problema.

Seja o quantil  $\tau$  definido como:

$$Q_y(\tau) = \min(\eta | P(y \leq \eta) \geq \tau) \tag{26}$$

Os autores sugerem uma nova variável  $z$ , obtida pela adição de uma variável aleatória uniforme à variável discreta:

$$z = y + u, \quad u \sim \text{uniforme } [0, 1) \tag{27}$$

Onde  $y$  e  $u$  são independentes. A densidade de  $z$  será:

$$f(z) = \begin{cases} p_0, & \text{para } 0 \leq z < 1, \\ p_1, & \text{para } 1 \leq z < 2. \\ \vdots & \end{cases}$$

As funções de densidade de  $z$  ainda podem ser escritas como:

$$f(z) = \begin{cases} p_0z, & \text{para } 0 \leq z < 1, \\ p_0 + p_1(z - 1), & \text{para } 1 \leq z < 2. \\ \vdots & \end{cases}$$

Os quantis de  $z$  são contínuos:

$$Q_z(\tau) = \frac{\tau}{p_0}, \quad \text{para } \tau < p_0 \tag{28}$$

Agora os quantis podem ser estimados, sem a necessidade de impor distribuições a priori de forma discricionária. Seja

$$Q_z(\tau|x) = \tau + \exp(x'y_\tau), \quad \tau \in (0, 1) \quad (29)$$

Adiciona-se  $\tau$  no lado direito da equação como forma de impor um limite inferior para  $Q_z(\tau|x)$ . O segundo passo é transformar  $z$  de tal forma que a função quantílica seja linear nos parâmetros:

$$Q_{T(z;\tau)}(\tau|x) = x'y_\tau \quad (30)$$

Onde:

$$T(z;\tau) = \begin{cases} \log(z - \tau), & \text{para } z < \tau, \\ \log(\zeta), & \text{para } z \leq \tau. \text{ e } 0 < \zeta < \tau \end{cases}$$

As estimativas são finalmente obtidas como soluções do problema de minimização:

$$\min \sum_{i=1}^n p_\tau(T(z_i; \tau) - x'_i \gamma_\tau) \quad (31)$$

Onde  $p_\tau(v) = v(\tau - I(v < 0))$

## 4 Aplicações Empíricas para Canadá e Brasil

Esta seção traz os resultados empíricos dos procedimentos descritos acima para dados de escolaridade do Canadá e do Brasil. O objetivo da análise para os dois países consiste em investigar e comparar o padrão de mobilidade intergeracional brasileiro com o verificado em um ambiente socioeconômico distinto. No que diz respeito ao Canadá, em particular, a análise consistiu em produzir um teste empírico semelhante ao realizado por Anderson et al. (2009), modificando o modelo estimado e o método de regressão. Segundo dados do Banco Mundial, em 2012 a população deste país era cerca de 34,75 milhões, bem menor que a população brasileira, que está alcançando a marca dos 200 milhões. Além disso, o Canadá apresenta alguns indicadores sociais mais favoráveis, como um IDH em 0,911 e índices de desigualdade em torno de 35, além de uma expectativa de vida de 81,1 anos<sup>6</sup>.

### 4.1 Base de Dados

Os dados sobre escolaridade dos indivíduos e dos seus pais no Canadá são originados da *General Social Survey Cycle 19* de 2005, fornecida pelo *Statistic Canada*. São cinco categorias de escolaridade, cujos índices variam de 1 a 5, conforme mostrado na tabela 1:

No caso do Brasil, a variável utilizada como medida do resultado individual de pais e filhos são os anos de estudos presentes na Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) do ano de 1996. Esse banco de dados é utilizado por ser o mais recente a conter o suplemento de mobilidade social com informações referentes ao *background* familiar<sup>7</sup>. Foram considerados os

<sup>6</sup>Dados do *United Nations Development Programme* (UNPD)

<sup>7</sup>As únicas PNADs que possuem esse suplemento são as dos anos de 1976, 1988 e 1996.

**Tabela 1:** Níveis de escolaridade – Canadá

Índice/ano	2005
1	Secundário ou primário ou sem instrução
2	Diploma de segundo grau
3	Graduação incompleta
4	Diploma ou certificado de nível técnico
5	Bacharelado ou Mestrado ou Doutorado

Fonte: Anderson et al. (2009)

homens chefes de família, com idade entre 25 e 64 anos. Tal seleção foi realizada no intuito de homogeneizar as duas amostras com indivíduos em idade ativa e com status econômico mais definido.

Além disso, consideram-se *dummies* para os coortes, onde o primeiro corte representa indivíduos com idade entre 25 e 34 anos (variável C1); o segundo com idade entre 35 e 44 anos (variável C2), e assim sucessivamente até o último corte contendo indivíduos de 56 a 64 anos (variável C4). A introdução dessas variáveis tem por objetivo captar possíveis impactos de diferentes gerações nos níveis de educação dos indivíduos, dado que as coortes analisadas possuem algumas particularidades que provavelmente influenciaram o sucesso educacional dos indivíduos.

Tomando por base os dados canadenses, os filhos com idade entre 56 e 64 anos em 2005 nasceram entre as décadas de 1940 e 1950 e cresceram durante o período pós- II Guerra Mundial. Já as pessoas de 35 a 44 anos em 2005, nasceram e cresceram entre os anos de 1960 e 1970, período de alto crescimento populacional no país. Já os indivíduos na última coorte nasceram por volta dos anos 1970 e 1980, período de baixa atividade econômica e inflação crescente.

No Brasil, a coorte de 56 a 64 anos em 1996 nasceu e cresceu entre as décadas de 1930 e 1940, com uma população concentrada em sua maior parte nas áreas rurais, e o início do processo de industrialização do país. A coorte mais jovem, 25 a 34 anos, viviam ainda os resquícios da recessão da economia brasileira e da piora dos indicadores sociais ocorridos nos anos 1980.

Embora haja uma defasagem de quase vinte anos dos dados do Brasil e de dez para os dados do Canadá, e seja necessário ter em mente que hoje esses indivíduos estão inseridos em uma faixa de idade entre 45 e 85 anos, os resultados encontrados não são de todo ultrapassados. Dado o fato de que há um repasse intergeracional de circunstâncias, estas, por sua vez, se tornam imutáveis por um período considerável.

As tabelas 2 e 3 contêm as estatísticas descritivas das variáveis para Canadá e Brasil respectivamente.

Em média, cerca de 49% dos indivíduos possuem pais sem instrução ou com pelo menos algum estágio do ensino básico, enquanto que pouco mais de 15% é filho de pais com ensino superior ou pós-graduação. Ao analisar a escolaridade desses indivíduos, a distribuição entre os níveis educacionais sofre algumas mudanças. Aproximadamente 30% possui nível superior ou pós-graduação. O ensino técnico possui quase a mesma porcentagem de indivíduos, enquanto que a proporção de pais com esse nível de escolaridade é de apenas 7%. Já 15% possuem o nível educacional mais básico.

Note que a média de anos de estudo dos filhos é quase três vezes superior

**Tabela 2:** Estatísticas Descritivas – Canadá 2005

Escolaridade	Média	
	Pais	Filhos
Secundário	49,46%	10,77%
Diploma de segundo grau	23,56%	15,10%
Graduação incompleta	4,41%	13,80%
Diploma ou certificado de ensino técnico	7,17%	32,64%
Bacharelado ou mestrado ou doutorado	15,38%	32,09%

**Tabela 3:** Estatísticas Descritivas – Brasil PNAD (1996)

Variáveis	Média	
Anos de estudo dos filhos	6,0192	
Anos de estudo dos pais	2,6194	
Níveis de escolaridade	Pais(%)	Filhos(%)
Ensino fundamental ou sem instrução	87,46%	70,72%
Ensino médio	9,59%	18,34%
Superior completo	2,83%	10,35%
Pós-graduação	0,10%	0,56%

à média de anos de estudo dos pais. Essa informação fornece um indicativo de que em média as novas gerações conseguiram superar os status socioeconômicos de origem, ou seja, houve aparentemente uma quebra da persistência nos resultados individuais.

## 4.2 Resultados

Os resultados da aplicação do método de regressões quantílicas, bem como a análise da heterocedasticidade do modelo em cada quantil da distribuição de educação dos indivíduos estão reportados nas tabelas 4 e 5, aos dados do Canadá e do Brasil, respectivamente. Foram considerados os quantis 0,15, 0,25, a mediana 0,5, 0,75 e 0,95.

No Canadá, nota-se que o grau de persistência intergeracional apresenta uma tendência crescente entre os quantis, ou seja, a influência da escolaridade dos pais é pequena na parte inferior da distribuição de escolaridade dos filhos e vai aumentando continuamente atingindo o máximo no último quantil. Isso indica que o grau de persistência intergeracional é maior para os indivíduos mais educados. Deste resultado, podemos concluir que a mobilidade intergeracional de educação ocorre com mais facilidade para os indivíduos localizados na parte superior da distribuição, uma vez que o impacto marginal nos quantis acima da mediana de uma alteração marginal na escolaridade dos pais é maior.

Os coeficientes do quadrado da educação dos pais mostram que existe um grau de concavidade na transferência de capital humano entre as duas gerações, exceto na calda inferior da distribuição de escolaridade. Além disso, a relação se torna cada vez mais côncava conforme se elevam os quantis, eviden-

ciando a existência de retornos marginais decrescentes a educação dos pais dentro dos quantis.

A heterocedasticidade do modelo mostrou ter uma relação negativa e significativa com o nível de escolaridade dos pais em todos os quantis, com exceção da mediana, cujo coeficiente foi positivo, e do quantil 0,75, onde o efeito não foi estatisticamente significativo. Tal resultado indica que dentro de cada quantil o componente aleatório do modelo de regressão intergeracional decresce à medida que se eleva o status de origem dos indivíduos. Essa relação vai se tornando cada vez mais negativa de um quantil a outro até a mediana, onde ocorre uma reversão do sinal do coeficiente. Tal resultado indica que nos quantis abaixo da mediana, a heterocedasticidade do modelo perde cada vez mais influência sobre o sucesso dos filhos quando se passa de um quantil a outro; uma vez que os fatores aleatórios afetam em maior grau os indivíduos menos escolarizados dentro da cauda inferior, existe uma maior chance de estes não persistirem em sua condição atual e, assim, ascenderem dentro da distribuição.

Já na mediana da distribuição, a heterocedasticidade do modelo cresce com a educação dos pais dentro do quantil, contrariamente ao resultado previsto para o padrão de mobilidade intergeracional compatível com a igualdade de oportunidades qualificada. Ou seja, para os indivíduos do meio da distribuição, a incerteza é maior quanto maior o nível educacional dos pais.

No quantil 0,95, o coeficiente da heterocedasticidade volta a ser negativo, porém o seu valor em módulo é menor do que o coeficiente verificado na cauda inferior da distribuição. Isso indica que a relação entre a incerteza do modelo e o nível de escolaridade dos pais é mais fortemente negativa no segundo grupo do que no primeiro, de modo que o componente aleatório diminui menos com o aumento marginal da escolaridade dos pais para os indivíduos mais educados na distribuição de escolaridade dos filhos.

**Tabela 4:** Regressão Intergeracional – Canadá

	RQ_15	RQ_25	RQ_50	RQ_75	RQ_95
Intercepto	-0,2847** (0,0103)	-0,1311** (0,0444)	-0,0464 (0,0391)	0,0043 (0,0289)	0,0703*** (0,0193)
Educação do Pai	0,0264*** (0,0022)	0,1248*** (0,0332)	0,1759*** (0,0289)	0,2002*** (0,0237)	0,2558*** (0,0111)
(Educação do Pai) <sup>2</sup>	0,0208*** (0,0001)	-0,0053 (0,0053)	-0,0193*** (0,0046)	-0,0257*** (0,0039)	-0,0378*** (0,0016)
<i>Dummies de Coorte (Ref. C4)</i>					
C1	0,0135*** (0,0084)	0,0113 (0,0284)	-0,0117 (0,0257)	0,0149 (0,0199)	0,0235** (0,0108)
C2	0,0124*** (0,0084)	0,0305 (0,0283)	0,0354** (0,0252)	0,0392** (0,0187)	0,0461*** (0,0107)
C3	-0,0739*** (0,0108)	-0,0179 (0,0301)	0,0131 (0,0267)	0,0287 (0,0192)	0,0469*** (0,0115)
Heterocedasticidade					
Intercepto	-0,3209*** (0,0187)	-2,3497*** (0,0687)	-2,8103*** (0,0675)	-0,4358*** (0,0262)	0,4325*** (0,0187)
Educação do Pai	-0,1499*** (0,0032)	-0,3596*** (0,0256)	0,3092*** (0,0251)	-0,0037 (0,0098)	-0,0446*** (0,0069)

Fonte: Elaboração própria com base nas estimações.

Nota: \*\*\* $p < 0,01$ , \*\* $p < 0,05$  e \* $p < 0,1$

As estimativas para os dados do Brasil mostram que, assim como no Ca-

nadá, o impacto da escolaridade dos pais sobre a escolaridade dos filhos cresce quando se passa de um quantil a outro, ou seja, o grau de persistência dos níveis educacionais entre as gerações é maior na cauda superior da distribuição de escolaridade. Em comparação com o resultado encontrado para a economia canadense, a amplitude dos valores do coeficiente intergeracional é menor no Brasil. Além disso, considerando o quantil 0,15, no Brasil o impacto da escolaridade dos pais foi maior, de modo que aqui a transmissão intergeracional de educação na parte inferior da distribuição é mais forte em comparação com o Canadá. Já quando analisamos os valores dos coeficientes no topo da distribuição, no Canadá a influência da educação dos pais sobre o sucesso dos indivíduos mais educados é maior. Os coeficientes negativos e estatisticamente significantes do quadrado da educação dos pais mostram que existe um grau de concavidade na transmissão intergeracional de educação no Brasil, o qual aumenta entre os quantis.

**Tabela 5:** Regressão Intergeracional – Brasil

	RQ_15	RQ_25	RQ_50	RQ_75	RQ_95
Intercepto	0,1082*** (0,0097)	0,1190*** (0,0096)	0,1294*** (0,0074)	0,1365*** (0,0071)	0,1612*** (0,0073)
Educação do Pai	0,0905*** (0,0022)	0,1107*** (0,0021)	0,1307*** (0,0016)	0,1457*** (0,0015)	0,1920*** (0,0016)
(Educação do Pai) <sup>2</sup>	-0,0024*** (0,0001)	-0,0036*** (0,0001)	-0,0049*** (0,0000)	-0,0057*** (0,0000)	-0,0082*** (0,0000)
<i>Dummies para Coortes (Ref. C3)</i>					
C1	0,0917*** (0,0084)	0,0942*** (0,0066)	0,0963*** (0,0053)	0,0979*** (0,0199)	0,1043*** (0,0051)
C2	0,0740*** (0,0084)	0,0774*** (0,0068)	0,0802*** (0,0054)	0,0820*** (0,0049)	0,8897*** (0,0048)
C4	-0,0885*** (0,0108)	-0,0865*** (0,0097)	-0,0845*** (0,0081)	-0,0830*** (0,0081)	0,0785*** (0,0074)
<i>Heterocedasticidade</i>					
Intercepto	-1,6731*** (0,0187)	-1,9868*** (0,0180)	-1,8515*** (0,0181)	-0,9404*** (0,0132)	0,0997*** (0,0094)
Educação do Pai	-0,1499*** (0,0032)	-0,0958*** (0,0031)	0,0042 (0,0031)	0,0427*** (0,0022)	0,0789*** (0,0016)

Fonte: Elaboração própria com base nas estimações.

Nota: \*\*\*  $p < 0,01$ , \*\*  $p < 0,05$  e \*  $p < 0,1$

Com respeito ao comportamento da heterocedasticidade, as estimativas indicam que nos quantis inferiores a relação entre os resíduos da regressão intergeracional e a escolaridade dos pais é negativa e significativa. Diferentemente do caso canadense, essa relação se torna cada vez menos negativa conforme se avança na distribuição de educação dos filhos e, a partir da mediana, a relação se torna positiva, mostrando que para os indivíduos mais educados o componente de incerteza do modelo se torna crescente com a escolaridade dos pais. Para os filhos localizados na cauda inferior da distribuição cujos pais possuem alguns anos de estudo a mais, o seu sucesso socioeconômico estará menos ligado ao fator aleatório da regressão. Embora haja a redução da incerteza, o aumento da escolaridade dos pais, especificamente para os filhos nos menores quantis da variável “anos de estudo”, isso pode implicar em uma redução das suas chances de ascensão social, e esse grupo tenderá a perpetuar o nível de educação alcançado pela geração anterior.

Grosso modo, todos esses resultados evidenciam que ao estender a análise

para diferentes quantis o padrão de transmissão de educação entre as gerações, tanto no Canadá quanto no Brasil, apresentam características que tendem a distanciar ambas as economias do objetivo de igualdade de oportunidades qualificada, tal qual o postulado por Anderson et al. (2009), contrariando até os resultados encontrados por esses mesmos autores para a economia canadense. No Canadá, porém, essa tendência ocorre de forma muito mais branda em comparação com o mostrado pelas estimativas para o Brasil. O coeficiente da heterocedasticidade se torna mais negativo de um quantil a outro, ainda que ocorra uma leve mudança nessa tendência para os quantis acima da mediana. Enquanto isso, no Brasil o coeficiente se torna cada vez menos negativo, chegando a ser positivo nos quantis superiores da distribuição.

### 4.3 Discussão dos Resultados

Este artigo se limita a verificar se os padrões de mobilidade intergeracional do Brasil correspondem a um ambiente de igualdade de oportunidades qualificada, comparando-o com o padrão existente em países como o Canadá. Investigações acerca das origens desse resultado não foram realizadas empiricamente, sendo, portanto, objeto de estudo para pesquisas futuras. Dito isso, é importante ter em mente que as considerações desta seção consistem apenas em possíveis interpretações sugeridas pelos resultados encontrados, as quais carecem de um rigor metodológico que validem de fato a sua ocorrência. Com respeito especificamente à mobilidade qualificada, as limitações já discutidas, como a ausência de uma literatura teórica e empírica, muito em razão desse conceito ser extremamente recente, restringem ainda mais a discussão dos resultados encontrados.

Segundo Ferreira & Veloso (2003), existem várias teorias econômicas que podem ajudar a entender as diferenças de mobilidade social, como discriminação racial, diferenças entre políticas educacionais, restrições ao crédito, ou até mesmo fatores não observados. Estes e outros fatores podem ajudar a entender os resultados encontrados, em especial as diferenças observadas entre o Canadá e o Brasil.

A existência de não linearidade na regressão intergeracional, comprovada pelas nossas estimativas, podem ser explicadas pela existência de restrições de crédito (Becker & Tomes 1979). Os pais com níveis socioeconômicos mais baixos enfrentam restrições ao financiamento da educação dos seus filhos, de tal forma que seus rendimentos caem abaixo do de outros filhos cujos pais não enfrentam a mesma restrição, gerando algum grau de concavidade do modelo intergeracional. Grawe (2004) argumenta que as restrições de crédito geram maior persistência intergeracional entre as famílias localizadas nos quantis mais altos da distribuição. Isso porque é nessa parcela onde se localizam os indivíduos com maior habilidade, de modo que estes são os que enfrentam as maiores perdas com as restrições. Dado que no Canadá a educação é financiada pelo setor público, são poucas as famílias que se deparam com restrições de crédito ao financiamento da educação dos seus filhos.

No Brasil, assim como no Canadá, a educação é fornecida pelo setor público. Na década de 1990 (uma vez que nossa base de dados é de 1996), o mercado de crédito educativo ainda era incipiente, de modo que seu impacto sobre o alcance educacional ainda não era totalmente perceptível. Nessa época as políticas educacionais no Brasil começaram a sofrer algumas mudanças no

sentido da universalização do ensino, enquanto que no Canadá esse processo já ocorria em estágio bem mais avançado.

Algo que também pode ajudar a compreender as diferenças entre os dois países são questões ligadas ao funcionamento das suas instituições. Na metade da década de 90, o Brasil vinha de um processo de estabilização monetária e de um processo de mudanças políticas e institucionais, iniciadas com a constituição de 1988. Ali são definidas as relações econômicas e em especial o papel do estado, como participante e regulador. Vários estudos procuram mensurar o efeito do ambiente institucional sobre a mobilidade social. Cardoso (2005), analisa essa relação no mercado de trabalho e parte do pressuposto de que a regulação excessiva pode constituir uma barreira à mobilidade salarial. Comparando os dois países em termos de regulação, tanto o mercado de trabalho quanto à economia do Canadá apresentam um grau de liberalização muito superior ao do Brasil, a despeito do processo de liberalização da economia brasileira e de redução da intervenção estatal ocorrido à época da base de dados utilizada no presente estudo.

## 5 Considerações Finais

A transmissão intergeracional do status socioeconômico é identificada como um dos fatores mais determinantes da desigualdade de oportunidades. Uma política de fomento a uma maior mobilidade entre as gerações visa à redução da dependência do resultado econômico dos filhos com relação ao seu *background* familiar. Anderson et al. (2009) mostram que o movimento em direção à independência de resultados tem como consequência a anulação do repasse de uma boa origem socioeconômica. A preservação da transferência de um alto *background* produz o que se chama de uma política de mobilidade qualificada.

Diante disso, o presente trabalho procurou mensurar a mobilidade intergeracional qualificada, utilizando informações sobre escolaridade de pais e filhos, do Canadá e do Brasil. Em primeiro lugar, foram estimados modelos de regressão intergeracional log-lineares, nos quais a educação dos filhos foi modelada como uma função da educação dos pais. Além disso, foi feita uma análise da heterocedasticidade dos resíduos da regressão como função da educação dos pais, na qual a existência de uma relação negativa caracteriza um padrão de mobilidade qualificada, onde a incerteza gerada por um aumento de mobilidade se reduz para as conexões benéficas entre pais e filhos. A identificação do parâmetro de transferência intergeracional e a análise da heterocedasticidade foram feitas em cada quantil, pois assim é possível identificar como o padrão de mobilidade se comporta em diferentes pontos da distribuição. Ademais, o método de regressões quantílicas surge como solução aos problemas de identificação existentes em modelos não lineares.

Em resumo, os resultados mostram que: no Canadá a incerteza do modelo se torna cada vez mais negativamente relacionada com a escolaridade dos pais entre a cauda inferior e a mediana da distribuição de escolaridade dos filhos. No maior quantil, essa relação é menos negativa do que no resto da distribuição, indicando que na cauda superior a transmissão intergeracional de educação tende a se distanciar da igualdade de oportunidades qualificada. Essa distância se mostrou ainda mais forte nos resultados para o Brasil, onde o coeficiente de heterocedasticidade é cada vez menos negativo de um quantil

a outro, chegando a ser positivo nos quantis superiores da distribuição. Em outras palavras, para os mais educados o seu alcance educacional esteve mais sujeito à incerteza do ambiente econômico e menos dependente do nível de educação dos seus pais. A influência de fatores como políticas educacionais, ambientes institucional e econômico nesses resultados, consiste nos próximos passos de investigações empíricas futuras.

**Referências Bibliográficas**

- Abatemarco, A. (2004), Is income mobility socially desirable?, Working paper, University of Napoli.
- Anderson, G., Leo, T. W. & Muelhaupt, R. (2009), Qualified equal opportunity and conditional mobility: Gender equity and educational attainment in Canada, Working papers tecipa-368, University of Toronto, Department of Economics.
- Arneson, R. (1989), 'Equality and equality of opportunity for welfare', *Philosophical Studies* 56(1), 77–93.
- Atkinson, A. (1981), The measurement of income mobility, in A. B. Atkinson, ed., 'Essays in Honor of Jan Pen', Brighton: Wheatsheaf.
- Barros, R. P. et al. (2001), 'Determinantes do desempenho educacional no Brasil', *Pesquisa e Planejamento Econômico* 31(1), 1–42.
- Becker, G. S. (1981), *A Treatise on the Family*, Harvard University Press.
- Becker, G. S. & Tomes, N. (1979), 'An equilibrium theory of the distribution of income and intergenerational mobility', *Journal of Political Economy* 87(6), 1153–89.
- Behrman, J., Birdsall, N. & Skézely, M. (2000), Intergenerational mobility in Latin America: deeper markets and better schools make a difference, in 'New markets, new opportunities? Economic and social mobility in a changing world', Brookings Institution Press and the Carnegie Endowment for International Peace, Washington.
- Blanden, J., Gregg, P. & Machin, S. (2005), 'Intergenerational mobility in Europe and North America', A report supported by the Sutton Trust. Alguma nota que queira.
- Checci, D. & Dardadoni, V. (2002), Mobility comparisons: does using different measures matter?, (working paper, 12.2002), Università degli Studi di Milano, Milano.
- Conlisk, J. (1974), 'Can equalization of opportunity reduce social mobility?', *American Economic Review* 64(1), 80–90.
- Corak, M. (2013), 'Income inequality, equality of opportunity, and intergenerational mobility', *Journal of Economic Perspectives* 27(3), 79–102.
- Dworkin, R. (1981), 'What is equality? part 1: Equality of welfare', *Philosophy and Public Affairs* 10(3), 185–246.
- Ferreira, S. & Veloso, R. (2003), 'Mobilidade intergeracional de educação no Brasil', *Pesquisa e Planejamento Econômico* 33(3), 481–513.
- Ferreira, S. & Veloso, R. (2006), 'Intergenerational mobility of wages in Brazil', *Brazilian Review of Econometrics* 26(2), 181–211.
- Figueiredo, E. (2009), 'O impacto da mobilidade de renda sobre o bem-estar econômico no Brasil', *Economia Aplicada* 13(2), 475–486.

- Figueiredo, E., Lima, L. & Schaur, G. (2014), 'Robust estimation of gravity equations and the WTO impact on trade inequality'.
- Figueiredo, E. & Ziegelmann, F. (2009), 'Algumas simulações de efeitos de mobilidade de renda sobre o nível de bem-estar.', *Revista Brasileira de Economia* **63**(2), 183–194.
- Goldberger, A. (1989), 'Economic and mechanical models of intergenerational transmission', *American Economic Review* **79**(3), 504–513.
- Gottschalk, P. & Spolaore, E. (2002), 'On the evaluation of economic mobility', *Review of Economic Studies* **69**, 191–208.
- Grawe, N. (2004), 'Reconsidering the use of nonlinearities in intergenerational earnings mobility as a test of credit constraints', *Journal of Human Resources* **34**(3), 813–827.
- Jantti, M. e. a. (2006), 'American exceptionalism in a new light: A comparison of intergenerational earnings mobility in the Nordic Countries the United Kingdom and the United States', IZA DP 1938. Alguma nota que queira.
- Machado, J. A. F. & Santos Silva, J. M. C. (2005), 'Quantiles for counts', *Journal of the American Statistical Association* **100**, 1226–37.
- Morillo, D. (2000), Income mobility with nonparametric quantiles: a comparison of the U.S. and Germany.
- Mulligan, C. (1997), 'Parental priorities and economic inequality', Chicago: University of Chicago Press.
- Paschoal, I. P. (2005), Mobilidade intergeracional de educação no Brasil, PhD thesis, Universidade de São Paulo.
- Pastore, J. (1979), *Desigualdade e mobilidade Opportunity Brasil*, 1 edn, Editora da Universidade de São Paulo.
- Pastore, J. (1986), *Desigualdade e mobilidade social no Brasil: dez anos depois*, 1 edn, Editora da Universidade de São Paulo.
- Pero, V. & Szerman, D. (2008), 'Mobilidade intergeracional de renda no Brasil', *Pesquisa e Planejamento Econômico* **38**(1), 2–35.
- Rawls, J. (1971), *A Theory of justice*, 1 edn, Harvard University Press.
- Reville, R. (1995), 'Intertemporal and life cycle variation in measured intergenerational earnings mobility', unpublished.
- Roemer, J. (1998), *Equality of opportunity*, 1 edn, Harvard University Press.
- Santos Silva, J. & Tenreyro, S. (2006), 'The log gravity', *The Review of Economics and Statistics* **88**(1), 641–658.
- Solon, G. (2001), Mobility within and between generations, in A. Atkinson & F. Bourguignon, eds, 'The Causes and Consequences of Increasing Inequality', Vol. volume 1, University of Chicago Press.
- Trede, M. (1998), 'Making mobility visible: a graphical device', *Economics Letters* **59**(79-82).



## ANÁLISIS ECONÓMICO DE LA DIFERENCIA EN LA PROBABILIDAD DE TRABAJO INFANTIL ENTRE AFROCOLOMBIANOS Y NO AFROCOLOMBIANOS

ERNESTO CARDENAS PRIETO \*  
BLADIMIR CARABALÍ HINESTROZA †

### Resumo

Usamos la técnica de descomposición de Yun (2003) con el fin de analizar la diferencia de probabilidad de trabajo infantil entre Afrocolombianos y No Afrocolombianos. Encontramos que dicha diferencia es de 3,2% y que el 91,6% de la misma es explicada por el efecto características mientras que el restante 8,4% lo explica el efecto coeficientes. La característica socioeconómica más importante para explicar dicha diferencia es la condición urbano-rural que explica un 46%. Con respecto al efecto coeficientes proponemos un modelo que incorpora discriminación laboral como una posible explicación de la mayor tasa de trabajo infantil de los niños Afrocolombianos.

**Palabras clave:** Trabajo infantil, discriminación, desarrollo económico.

### Abstract

We use Yun (2003)'s decomposition in order to analyze the difference in probability terms of child labor for two ethnic groups Afro-Colombians and Non Afro-Colombians. We found this difference to be of 3,2%. Also, we found that 91,6% of the difference is explained by the so called characteristics effect and 8,4% by the coefficients effect.

The most important socioeconomic characteristic at explaining the difference is the urban-rural condition, which explains 46%. Regarding the coefficients effect, we propose a model of labor discrimination as a possible explanation for the higher probability of child labor into the Afro-Colombian group.

**Keywords:** Child labor, discrimination, development economics.

**JEL classification:** D13, J71, O12.

**DOI:** <http://dx.doi.org/10.11606/1413-8050/ea139913>

---

\* Profesor Asociado. Departamento de Economía. Pontificia Universidad Javeriana Cali. Colombia. E-mail: ernesto.cardenas@javerianacali.edu.co

† UNICAMP - Universidad Estadual de Campinas. Programa de Post-Graduação em Demografia. Campinas, San Paulo, Brasil. E-mail: bladimir.carabali@nepo.unicamp.br

## 1 Introducción

El problema del trabajo infantil a nivel mundial es sin duda un tema preocupante. De acuerdo con el informe de la Oficina Internacional del Trabajo (2013), casi un 11% del total de la población infantil se encontraba trabajando en el año 2012, es decir, 168 millones de niños entre los 5 y los 17 años de edad. En América Latina y el Caribe, según el mismo informe, el 9% de la población infantil trabaja, es decir, 12.5 millones de niños.

Al analizar esta problemática, la mayoría de los trabajos en economía investigan la participación de diferentes características socioeconómicas sobre las tasas de trabajo infantil y encuentran una relación estrecha entre pobreza y trabajo infantil. Hogares más pobres están asociados con mayores niveles de trabajo infantil (Basu & Van 1998, Ray 2000b).

Sin embargo, la posible relación entre trabajo infantil y afrodesendencia no ha sido explorada ni en la literatura internacional ni en la colombiana, a pesar de que existe evidencia de diferencias en términos de ingresos entre estos grupos poblacionales (Gradín 2007, 2010). En otras palabras, el siguiente tipo de preguntas no ha sido abordado: ¿existe alguna diferencia en la tasa de trabajo infantil entre afrodescendientes y no afrodescendientes? Si existe alguna diferencia ¿qué características socioeconómicas explican dicha diferencia?

El objetivo de este documento es precisamente el de estudiar la diferencia en la probabilidad de trabajo infantil entre dos grupos poblacionales: Afrocolombianos y No Afrocolombianos. En concreto, se realiza una descomposición de la diferencia de la tasa de trabajo infantil entre los dos grupos propuestos para saber si dicha diferencia obedece principalmente a las características socioeconómicas de los grupos o a la estructura económica y social Colombiana. La técnica de descomposición que se utiliza es la técnica de descomposición de Yun (2003), ya que permite calcular los denominados efectos características y coeficientes, asociados precisamente con las contribuciones de las características de los grupos y con factores culturales o estructurales respectivamente. Adicionalmente esta técnica puede ser aplicada cuando la variable dependiente es dicotómica como lo es en nuestro caso.

El trabajo continúa en la sección 2 con una revisión bibliográfica en torno al tema del trabajo infantil. En la sección 3 se presenta en detalle la metodología de descomposición de Yun, mientras que en la sección 4 se describen los datos utilizados en el trabajo. Los resultados del trabajo se analizan en la sección 5 y las conclusiones del trabajo se presentan en la sección 6.

## 2 Revisión Bibliográfica

Siguiendo a Myers (2001) se puede decir que el tema del trabajo infantil ha sido abordado desde cuatro grandes perspectivas. La primera, aborda la problemática del trabajo infantil desde el funcionamiento del mercado laboral; la segunda, desde la perspectiva del capital humano como factor de desarrollo económico; la tercera, desde la perspectiva de la responsabilidad social y, la cuarta, desde el punto de vista de la niñez.

Desde el funcionamiento del mercado laboral, se estudia la posibilidad de que el trabajo infantil desplace al trabajo adulto. Para Marx (1999), características de los niños como el tamaño de su cuerpo, los hacen apropiados para ciertos trabajos específicos, por ejemplo, en el sector agrícola. En ese

mismo sentido Levy (1985) encuentra en Egipto una relación positiva entre el incremento del número de niños en el hogar y la producción agrícola. Recientemente trabajos como los de Swaminathan (1988), Admassie (2003) que abordan el mismo problema encuentran relaciones similares en Etiopía e India, respectivamente.

Desde la segunda perspectiva, la del capital humano, se considera al trabajo infantil como un producto del subdesarrollo, que tiende a desaparecer a medida que los países reducen sus condiciones de pobreza y desigualdad. Ray (2000a), Wahba (2000) analizan la relación entre pobreza y trabajo infantil y encuentran que la pobreza estimula la participación laboral de los niños y reduce la posibilidad de que estudien.

Según Ndjanyou & Djiénouassi (2010), en Camerún, condiciones socioeconómicas, demográficas y de localización geográfica del hogar juegan un papel importante en la determinación del trabajo infantil. En términos del género del jefe del hogar, cuando los hogares presentan una mujer como jefe de hogar se incrementa el riesgo de trabajo infantil. Por el lado socioeconómico la informalidad laboral así como los bajos niveles educativos del jefe de hogar hacen más probable que un niño ingrese al mercado laboral.

Tharmpornphilas (2008) muestra, para Tailandia, que el ingreso del jefe de hogar es el determinante más importante del trabajo infantil. Mayores niveles de ingresos del jefe de hogar disminuyen el riesgo de trabajo infantil. Además, señala la importancia de la localización geográfica, ya que estar en la zona rural (caracterizada por mayores niveles de pobreza) aumenta el riesgo del trabajo infantil.

Zapata et al. (2011) también encuentran, para Bolivia, que salarios y niveles educativos bajos del jefe de hogar aumentan la probabilidad de trabajo infantil. Adicionalmente, que los varones tienen una mayor probabilidad de ingresar al mercado laboral, mientras que las mujeres doblan la probabilidad de trabajar en el hogar con respecto a la de los hombres. Finalmente, señalan que los niños indígenas tienen menor probabilidad de asistir a la escuela con respecto a otros grupos poblacionales de Bolivia. Ray (2001), Ersado (2002) muestran que las características socioeconómicas de los hogares afectan de manera simultánea la decisión entre asistencia escolar y trabajo infantil al interior de los hogares. Un resultado importante en estos trabajos es que un mayor nivel educativo del jefe de hogar disminuye el trabajo infantil e incrementa la educación del niño.

Desde el punto de vista de la responsabilidad social, el trabajo infantil es considerado como el resultado de una combinación de factores, tales como la discriminación cultural, la desigualdad de oportunidades y la concentración de poder. Emerson & Knabb (2006), por ejemplo, encuentran evidencia empírica de que la persistencia intergeneracional del trabajo infantil no se debe atribuir sólo a la pobreza económica sino a las diferencias en términos de oportunidades, en la calidad de la educación, de acceso de los jefes de hogar a trabajos con salarios altos, de acceso a la información y de discriminación. Finalmente, cuando la problemática se analiza, desde los intereses propios de la niñez, los derechos de los niños, su desarrollo y bienestar son los ejes fundamentales del análisis.

O'Donnel et al. (2002), para Vietnam, encuentran que el trabajo infantil en el sector agrícola tiene efectos negativos en la salud de los niños a largo plazo. En ese mismo sentido, Kassouf et al. (2001) señalan que ingresar a trabajar

en Brasil a temprana edad aumenta la probabilidad de reportar problemas de salud en la etapa de la adultez.

### 2.1 Estudios Realizados en Colombia

En Colombia, trabajos como los de Bernal & Cárdenas (2006), Pedraza & Ribero (2005) señalan que los factores que más influyen sobre la probabilidad del trabajo infantil son los asociados con la pobreza, el nivel educativo de los padres, las condiciones demográficas del niño (género y edad principalmente) y la localización geográfica (zona rural).

El estudio de Pedraza & Ribero (2006) concluye que el trabajo infantil tiene un efecto negativo sobre la salud y la educación de los niños. Tovar et al. (2009), para el departamento del Valle del Cauca, muestran que existe un trade-off entre trabajo infantil y asistencia escolar, es decir, los niños que trabajan disminuyen su probabilidad de asistir a la escuela.

Por último, el trabajo de Ávila (2009), observa que efectivamente el trabajo infantil responde a un razonamiento distinto si el trabajo es realizado fuera o dentro del hogar. En el caso de trabajo fuera del hogar, se cumple la hipótesis de que a menor riqueza mayor trabajo infantil; mientras en el caso del trabajo en un negocio familiar, la relación es la opuesta, a mayor riqueza mayor trabajo infantil, puesto que en este caso el trabajo infantil es visto como etapa de formación para los niños.

Es importante destacar que, en general, los estudios sobre trabajo infantil se preocupan por el efecto de las variables demográficas, geográficas y económicas sobre el propio trabajo infantil. Sin embargo, la diferencia del efecto de estas características sobre distintos grupos sociales no ha recibido suficiente atención, y por lo tanto el presente trabajo es un aporte valioso en ese sentido.

En general, todos los estudios anteriores señalan la importancia o el efecto de las variables demográficas, geográficas y económicas sobre el trabajo infantil. Sin embargo, la diferencia del efecto de estas características en diferentes grupos sociales tampoco ha sido estudiada en Colombia.

## 3 Metodología

Diferentes técnicas de descomposición han sido propuestas a partir del trabajo seminal de Oaxaca (1973), Blinder (1973)<sup>1</sup>. En este trabajo utilizamos la técnica descomposición no lineal propuesta por Yun (2003) en atención a la característica dicotómica de nuestra variable dependiente y, además, a que esta técnica nos permite descomponer la diferencia en la probabilidad de trabajo infantil entre Afrocolombianos y no Afrocolombianos en dos efectos, denominados características y coeficientes, que están asociados a las características socioeconómicas de cada uno de los grupos y a la estructura social o cultural relevante (objetivo del presente trabajo). Técnicas de descomposición no lineales como la de Fairlie (2005) se enfocan solamente en la denominada descomposición detallada o de características y no permiten la descomposición entre efecto características y coeficientes.

La técnica de descomposición de Yun está basada en la técnica de descomposición de Blinder y Oaxaca. La idea desarrollada por estos últimos es que

---

<sup>1</sup>Un análisis detallado de los diferentes métodos de descomposición en economía se encuentra en: Fortin et al. (2011).

la diferencia en términos de la variable dependiente entre diferentes grupos puede ser explicada por la diferencia en sus características y por la diferencia en los coeficientes estimados a través de mínimos cuadrados ordinarios para cada una de las características en cada uno de los grupos.

El efecto características tiene que ver con la posibilidad de hacer análisis contrafactual. De hecho, el efecto características corresponde a la medición del desempeño que tendría uno de los grupos objeto de estudio (desempeño en la variable dependiente), si se le otorgaran las características (variables independientes) del otro grupo. Así, el efecto características resulta importante, por ejemplo, a la hora de tomar decisiones de política económica, ya que permite identificar características puntuales sobre las que se deberían enfocar dichas políticas.

Por otra parte, el efecto coeficientes o efecto no explicado está asociado con elementos estructurales de una sociedad, tales como factores culturales o estructuras de poder entre otros, los cuales hacen que diferentes grupos sociales obtengan diferentes resultados. El análisis del efecto coeficientes está asociado entonces con políticas de largo plazo que logren afectar la estructura misma de la sociedad.

Esta descomposición en efecto características y en efecto coeficientes resulta inmediata cuando la forma funcional que relaciona las variables es de tipo lineal. En caso contrario, para funciones no lineales, surge el siguiente interrogante: ¿cuáles son los pesos por los cuales se debe ponderar la contribución de cada característica al efecto características y al efecto coeficientes? Yun (2003) propone una descomposición para el caso de funciones no lineales, basada en la descomposición Oaxaca-Blinder, en la que primero evalúa el valor de la función en los valores promedio de las características y, segundo, a través de una expansión de Taylor de primer orden linealiza los efectos características y coeficientes alrededor de la media de cada uno de los grupos.

Con esta técnica examinamos la contribución de diferentes características socioeconómicas de los hogares a la diferencia en la probabilidad de trabajo infantil entre Afrocolombianos y no Afrocolombianos. Denotamos con  $y_i$  la variable dependiente del  $i$ -ésimo individuo, trabajo infantil, y asumimos que solo puede tomar dos valores así:  $y_i = 1$  si el  $i$ -ésimo niño trabaja y  $y_i = 0$  si el  $i$ -ésimo niño no trabaja. El grupo racial al cual pertenece el niño será denotado con  $j = 0, 1$ . Donde  $j = 0$  denota el grupo de no Afrocolombianos  $j = 1$  el de Afrocolombianos.

Así, bajo un modelo probabilístico no lineal tipo Logit la probabilidad de que un niño en el grupo  $j$  se encuentre trabajando está dada por:

$$p_j^i = \text{prob}(y_i^j = 1) = F\left(X_i^j \tilde{\beta}^j\right) = \frac{\exp\left(x_i^j \tilde{\beta}^j\right)}{1 + \exp\left(x_i^j \tilde{\beta}^j\right)} \quad (1)$$

donde  $F$  simboliza la distribución de probabilidad acumulativa de una función logística,  $X_i^j$  es un vector de características del hogar del niño  $i$  y  $\tilde{\beta}^j$  es el vector asociado de coeficientes estimados.

En el marco del modelo Logit, la proporción de trabajo infantil en el grupo  $j$ , es decir  $y^j$ , es igual a la probabilidad predicha para ese grupo con población  $N^j$ .

Por lo tanto,

$$Y^j = \overline{P^j} = \overline{F(X_i^j \beta^j)} = \frac{1}{N^j} \sum_{i=1}^{N^j} F(X_i^j \beta^j) \quad (2)$$

Este tipo de relaciones no lineales se pueden descomponer así:

$$Y_1 - Y_0 = \left[ \overline{F(X_1 \beta_1)} - \overline{F(X_0 \beta_1)} + \overline{F(X_0 \beta_1)} - \overline{F(X_0 \beta_0)} \right] \quad (3)$$

La descomposición en la ecuación (3) es la suma del efecto características  $\overline{F(X_1 \beta_1)} - \overline{F(X_0 \beta_1)}$  y del efecto coeficientes o diferencia no explicada  $\overline{F(X_0 \beta_1)} - \overline{F(X_0 \beta_0)}$ . El efecto características es la diferencia explicada por las características de cada grupo, mientras que el efecto coeficientes refleja la diferencia debida al rendimiento diferente que pueden tener las mismas características en cada uno de los diferentes grupos.

A partir de esta descomposición conjunta Yun establece la contribución individual de cada variable a la diferencia de la siguiente manera:

$$Y_1 - Y_0 = \sum_{K=1}^K W_{\nabla X}^K \left[ \overline{F(X_1 \beta_1)} - \overline{F(X_0 \beta_1)} \right] + \sum_{K=1}^K W_{\nabla \beta}^K \left[ \overline{F(X_0 \beta_1)} - \overline{F(X_0 \beta_0)} \right] \quad (4)$$

Donde  $W_{\nabla X}^K$  y  $W_{\nabla \beta}^K$  son las contribuciones individuales relativas de la característica k al efecto características y al efecto coeficientes respectivamente así:

$$W_{\nabla X}^K = \frac{(\bar{x}_k^1 - \bar{x}_k^0) \beta_k^1}{(\bar{x}^1 - \bar{x}^0) \beta^1}; W_{\nabla \beta}^K = \frac{(\beta_k^1 - \beta_k^0) \bar{x}_k^0}{(\beta^1 - \beta^0) \bar{x}^0}; \sum_{K=1}^K W_{\nabla X}^K = 1; \sum_{K=1}^K W_{\nabla \beta}^K = 1 \quad (5)$$

Estos pesos fueron obtenidos por Yun utilizando dos estrategias: (i) el valor medio de  $F$ ,  $\overline{F(X_h \beta_h)}$ , se aproxima a la función evaluada en el promedio de la muestra de las variables,  $F(\overline{X_h \beta_h})$ ; y (ii) se utiliza la expansión de Taylor de primer orden para linealizar los efectos asociados las características y a los coeficientes entorno a la media.

Por último, es importante mencionar el problema de identificación presente en la descomposición detallada del efecto coeficientes; el cual se presenta con variables categóricas o dummies, porque las contribuciones de estas variables cambian cuando la variable cambia de grupo de referencia. Este problema requiere el cálculo previo de una regresión normalizada que corrija el problema de identificación (Yun 2005).

#### 4 Datos

Los datos utilizados provienen de la Encuesta de Calidad de Vida (ECV) del 2003, realizada por el Departamento Administrativo Nacional de Estadística de Colombia (DANE) ya que son los únicos datos para los cuales se tiene en forma simultánea información sobre trabajo infantil y la condición racial de las personas. A continuación se describen los datos utilizados y se presentan las principales estadísticas descriptivas obtenidas.

La encuesta es de cobertura nacional y cuenta con un registro de 22.949 hogares seleccionados mediante diseños probabilísticos. Para este trabajo se utilizaron solamente 21.744 hogares de la muestra (94,74%) que corresponden a hogares con niños entre 5-17 años.

Del total de niños un 12,9% se encontraban realizando un trabajo. Del total de niños en la muestra 50,3% son hombres y 49,5% mujeres. Del total de hombres un 11,9% trabajaban, mientras que de las mujeres lo hacían el 12,1%. La situación del trabajo infantil por regiones (departamentos) se resume en la Tabla 1 en los anexos. Se destaca que la región Pacífica concentra el porcentaje más alto de trabajo infantil, 21,0%, seguida de las regiones Central y Oriental con 15,5%. Por otra parte, se observa que San Andrés y Providencia, junto con Bogotá, presentan las tasas más bajas de trabajo infantil, 4,8% y 7,3% respectivamente.

Con respecto a los jefes de hogar encontramos que un 28,9% son mujeres y un 71,1% son hombres con ingresos promedio mensuales de \$235.500 y \$252.593 pesos colombianos, respectivamente (US\$ 82 en el primer caso y US\$ 88 dólares en el segundo, a precios constantes de 2003).

Un análisis por condición étnico-racial permite ver que los hogares Afrocolombianos presentan un mayor porcentaje de pobreza, 70,3%, comparado con un 64,2% de los no Afrocolombianos, y que la región Pacífica, que es la de mayor concentración de población Afrocolombiana, registra la proporción más alta de hogares pobres, 79,6% (ver Tabla A.2. En relación a los niveles educativos se observa que el 17,3% de los jefes de hogares Afrocolombianos no tienen ningún nivel educativo, mientras que en los no Afrocolombianos el mismo porcentaje es tan sólo de 10,4%.

En términos del mercado laboral, la diferencia entre los jefes de hogares Afrocolombianos que tienen trabajo formal y los no Afrocolombianos es de solamente el 1% en contra de los primeros. Finalmente, es importante señalar que el 37,9% de los hogares Afrocolombianos se encontraban en la zona rural mientras sólo un 28,7% de los no Afrocolombianos lo hacían. La descripción de las variables usadas en el trabajo se presenta en la Tabla A.3.

## **5 Resultados**

### **5.1 Efecto Características**

La diferencia entre la probabilidad de que un niño Afrocolombiano se encuentre trabajando, con respecto a un niño no Afrocolombiano, es de 3,2% (Tabla A.4).

El resultado de la descomposición de Yun en efecto características y efecto coeficientes de la diferencia en la tasa de trabajo infantil entre los dos grupos aparece reportado en la Tabla 5 en los anexos del trabajo. Mirando la tabla se observa que el efecto características explica el 91,6% de la diferencia mientras que el efecto coeficientes explica el 8,4% restante. Este resultado se puede interpretar de manera contrafactual así: si le otorgáramos al grupo de los niños Afrocolombianos las características del grupo de niños no Afrocolombianos, la diferencia en la tasa de trabajo infantil pasaría de 3,2% a 0,29% entre los dos grupos.

La descomposición detallada del efecto características, que también se reporta en la Tabla A.5, señala la importancia principal de tres características

para explicar el total de la diferencia: la condición urbano-rural, el nivel educativo del jefe de hogar y el tamaño del hogar.

La condición urbano-rural explica el 46% de la diferencia. Este resultado evidencia la enorme disparidad entre el mundo rural y el urbano en Colombia. Por ejemplo, en las zonas rurales la falta de oportunidades, no solo de educación, sino en general de actividades recreativas y culturales aumentan los incentivos para que los niños tengan que ir a trabajar. Adicionalmente, en las regiones rurales el trabajo infantil puede ser asimilado como algo culturalmente aceptable a diferencia de las zonas urbanas.

La importancia de la característica urbano-rural implica, en términos de política económica que políticas encaminadas a mejorar las condiciones y expectativas de vida en las zonas rurales deberían tener un impacto significativo en la reducción de tasas de trabajo infantil, en general, y en la reducción de la brecha de trabajo infantil entre Afrocolombianos y no Afrocolombianos, en particular.

La segunda característica socioeconómica en importancia es el nivel educativo del jefe de hogar. Esta característica explica el 29,6% de la diferencia. Jefes de hogar con mayor nivel educativo posiblemente prefieren que sus hijos ingresen al sistema educativo y no al mercado laboral.

Por otra parte el tamaño de los hogares explica casi un 10% de la diferencia. Hogares más grandes enfrentan mayores requerimientos económicos para su supervivencia, lo cual los hace eventualmente más vulnerables al trabajo infantil.

Además de la importancia en términos económicos de las tres variables socioeconómicas apenas descritas también puede observarse, en la misma Tabla A.2, que estas variables son estadísticamente significativas.

Las Tablas A.6 y A.7, reportan la descomposición también en efecto características y efecto coeficientes para cada uno de los dos grupos, Afrocolombianos y no Afrocolombianos respectivamente. Los resultados indican la importancia de las mismas 3 características.

## 5.2 Efecto Coeficientes

Como se mencionó anteriormente el efecto coeficientes explica un 8,4% de la diferencia en la tasa de trabajo infantil entre los dos grupos y está asociado con características estructurales de la sociedad. Es decir, existen estructuras al interior de la sociedad que pueden estar afectando, en este caso particular, la tasa de trabajo infantil. Dada la importancia práctica que esto tiene, a pesar de que el efecto no resulta estadísticamente significativo, ofrecemos una posible explicación teórica para la interpretación de este resultado. En concreto, nos ocupamos de una de las posibles estructuras sociales que pueden existir detrás del efecto coeficientes, a saber, la de una posible discriminación laboral en trabajos calificados en contra de la población afrocolombiana. Lo anterior, en atención a evidencia reportada en trabajos previos sobre la posible existencia de dicho fenómeno en Colombia.

De hecho, Tenjo & Herrera (2009) señalan que los Afrocolombianos presentan dificultades de acceso a las ocupaciones mejor pagadas, lo cual podría explicarse por factores de discriminación en el mercado laboral. Portilla (2003) señala que los Afro descendientes situados en la ciudad de Cali, tienen menores probabilidades de encontrarse en empleos formales, pero consideran que dicho efecto obedece a que presenta menor capital humano que la población

blanca-mestiza, es decir la discriminación se podría presentar en el acceso a la educación superior. Por último, el trabajo de Viáfara & Urrea (2006), señala que las diferencias en el logro educativo son significativas entre Afrocolombianos y no Afrocolombianos, en otras palabras, las personas Afrocolombianas tienen menores probabilidades de alcanzar un nivel educativo alto. Adicionalmente encuentran que los Afrocolombianos tienen menos probabilidades de alcanzar un alto estatus socio ocupacional.

Por discriminación laboral entendemos aquella que ocurre cuando algunos grupos sociales reciben trato diferencial, dependiendo de alguna característica, e independiente de sus capacidades para desempeñar sus actividades laborales. Este trato diferencial puede verse reflejado, por ejemplo, en diferencias salariales: el grupo discriminado recibe un menor sueldo a pesar de exhibir las mismas condiciones de capital humano y posición ocupacional<sup>2</sup>. En economía, dos teorías basadas en los fallos de mercados competitivos plantean explicaciones al fenómeno.

### Modelo para Explicar el Efecto Coeficientes

A continuación se presenta un modelo teórico sencillo, con el ánimo de proporcionar una estructura que permita interpretar los resultados obtenidos asociados al efecto coeficientes. Es importante aclarar que no se pretende obtener del modelo una ecuación que posteriormente sea estimable a través de métodos econométricos, sino que el modelo provee un marco para la interpretación de los resultados obtenidos.

En este modelo el jefe de hogar toma las decisiones sobre la asignación del tiempo de sus hijos con el ánimo de maximizar el nivel de utilidad del hogar. En particular, suponemos que solamente existen 2 periodos de tiempo, presente y futuro, que el jefe de hogar debe decidir en el presente, si sus hijos van a estudiar o a trabajar<sup>3</sup>. Suponemos que independientemente de esta decisión, los hijos en el segundo periodo, necesariamente tienen que trabajar. La utilidad del hogar está representada en términos de consumo total y equivale a la suma de los consumos en cada uno de los periodos  $C_1$  (consumo presente) y  $C_2$  (consumo futuro).

---

<sup>2</sup>Para Becker (1971), no puede existir discriminación en mercados competitivos. En los mercados competitivos la interacción entre oferta y demanda garantiza que los trabajadores sean remunerados según su productividad marginal. Trabajadores más competitivos reciben un mayor salario con respecto a aquellos que no lo son. La productividad del trabajador es pues la única característica relevante para determinar los salarios y no implica discriminación alguna. Por lo tanto, la discriminación solo puede ocurrir en mercados no competitivos en los que es posible que exista un gusto por la discriminación. De otra parte, la teoría de la discriminación estadística planteada por Arrow & Kenneth (1972) se basa en la existencia de problemas de información. En concreto, señala que la discriminación en el mercado laboral obedece a un problema de información en el momento de contratar a un trabajador. Es decir, que los empleadores no pueden identificar las variables necesarias que permiten dar cuenta de las potencialidades de los aspirantes al trabajo, por lo tanto, la señal del grupo social al cual pertenece un individuo se convierte en información suficiente para la realización de las valoraciones necesarias. Por otra parte, la discriminación se presenta en la medida que algunos grupos específicos de la sociedad no reciben las mismas dotaciones que el resto de individuos, por ejemplo, la calidad de la educación que es determinante para efecto de la movilidad social u obtención de buenos salarios.

<sup>3</sup>El modelo supone que el trabajo y el estudio son mutuamente excluyentes. A pesar de que los niños pueden trabajar y estudiar al tiempo, principalmente en las zonas rurales, el supuesto captura la idea de que una educación de calidad, que es la que permite posterior acceso al trabajo calificado, generalmente requiere dedicación exclusiva.

Se supone que la utilidad del hogar aumenta con el nivel de consumo total. Los ingresos del hogar en cada periodo de tiempo pueden provenir de dos fuentes, la remuneración al trabajo realizado por el jefe del hogar y la remuneración al trabajo realizado por el hijo del hogar y que denotamos con  $m_j^t$  y  $m_h^t$  respectivamente para  $t = 1, 2$ . Así, por ejemplo, si el jefe del hogar es el único que trabaja en el presente,  $t = 1$ , entonces el total de ingreso disponible para consumo en el hogar será  $m_j^1$  pero si el jefe del hogar decide que su hijo trabaje entonces el ingreso total del hogar será  $m_j^1 + m_h^1$ .

Asumimos por simplicidad que cada hogar tiene solamente un hijo, aunque el modelo podría ser generalizado para el caso de varios hijos, y que los niveles de precios del consumo se mantienen constantes e iguales a 1.

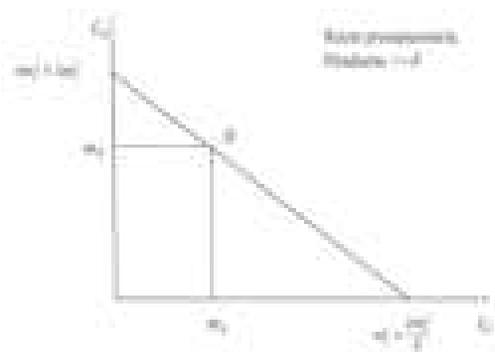
Si el jefe del hogar decide que su hijo trabaje en el presente, aumentando el ingreso y las posibilidades de consumo presente del hogar, entonces incurre en un costo  $\delta$ . Este valor representa el costo de oportunidad que implica trabajar en el presente y no acceder a trabajos con mayor remuneración en el futuro, y que están destinados solamente a personas que decidieron estudiar en el primer periodo. La posible existencia de discriminación en el mercado laboral para personas calificadas basada en la condición étnico-racial de las persona, se modela a través de una función de costos  $\delta(\theta^i)$  con  $i = n, b$ . En particular, asumimos que es una función de la condición étnico-racial de las personas así:  $\delta(\theta^b) \geq \delta(\theta^n)$ , donde  $\theta^b$  y  $\theta^n$  indican si la condición étnico-racial del individuo es afrodescendiente o no, respectivamente. El cumplimiento estricto de la desigualdad anterior implica la existencia de discriminación laboral en contra de la población afrodescendiente, mientras que la igualdad implicaría que no hay discriminación.

Asumimos aquí, que los hogares no tienen acceso al mercado crediticio, y por lo tanto no pueden pedir dinero prestado, así que su consumo depende exclusivamente de los ingresos generados por su trabajo.

Dado lo anterior, podemos derivar la restricción presupuestaria que enfrenta el jefe del hogar de la siguiente manera: si el jefe del hogar decide que su hijo trabaje en  $t = 1$  entonces  $C_1 > m_j^1$ , es decir, el nivel de consumo presente del hogar es mayor a la remuneración obtenida por el jefe del hogar en dicho periodo. De hecho, la diferencia entre consumo e ingresos será igual al salario devengado por el hijo, es decir,  $m_h^1 = (C_1 - m_j^1)$ . Dado que el hijo no va a poder acceder a trabajos calificados en el futuro, esta decisión implica un costo de oportunidad dado por  $\delta(C_1 - m_j^1)$ . Por otra parte, si el jefe de hogar decide que su hijo estudie en  $t = 1$ ; entonces, sus posibilidades de consumo en  $t = 1$  serán  $C_1 < m_j^1$  asumiendo que parte del ingreso  $m_j^1$  debe destinarse a cubrir los costos de educación. Esta decisión, sin embargo, implica un aumento en el consumo en el periodo  $t = 2$  de  $\delta(m_j^1 - C_1)$ , ya que el hijo podría acceder (si no hay discriminación) a trabajos calificados con mayor remuneración. Podemos escribir entonces la restricción presupuestaria como:

$$c_2 = 2m_j^2 + \delta \cdot (m_j^1 - c_1)$$

La restricción presupuestaria se representa en el gráfico 1.



**Figura 1:** Restricción Presupuestaria

#### Estática comparativa

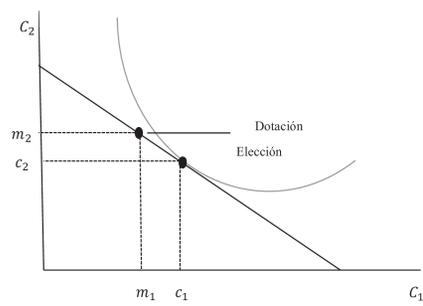
Asumimos que el jefe de hogar tiene unas preferencias por el consumo, que pueden ser representadas a través de una función de utilidad estrictamente cóncava, es decir, que está dispuesto a sustituir consumo presente por consumo futuro. Así, si el jefe de hogar elige un nivel de consumo tal que  $C_1 > m_j^1$ , entonces, dado que el nivel de consumo óptimo excede el ingreso del jefe del hogar, decimos que existen incentivos para que el niño trabaje en el período 1. Si el jefe de hogar elige un nivel de consumo tal que  $C_1 < m_j^1$ , entonces, dado que el nivel de ingreso del jefe del hogar excede el nivel de consumo óptimo, decimos que existen incentivos para que el niño estudie en el período 1; aumentando así las posibilidades de consumo del hogar en el periodo 2. Estas dos posibilidades se representan en los Gráficos 2 y 3 respectivamente.

Nótese que un aumento en la discriminación laboral, es decir un aumento de  $\delta$  hace que el jefe del hogar de un hijo afrodescendiente tenga mayores incentivos para que su hijo trabaje en  $t = 1$  en vez de estudiar. Dado una dotación inicial en la sociedad, los hogares tomarán la decisión más racional. El punto A representa una elección cuando no existe discriminación en el mercado laboral. Es decir, los hogares envían los niños al sistema educativo para aumentar en consumo futuro ( $C_2$ ). El incremento de genera  $\delta$  un cambio en la restricción presupuestaria, como se muestra en el Gráfico 4. Ahora, el punto B; en donde aumenta el consumo presente y disminuye el consumo futuro, resulta ser la elección óptima del jefe del hogar.

De lo anterior, se puede concluir, que bajo discriminación en el mercado laboral, crece el trabajo infantil. Es decir, la discriminación aumenta el costo de oportunidad  $\delta$  de estudiar en el primer período.

## 6 Conclusiones

Encontramos una brecha en la probabilidad de trabajo infantil entre Afrocolombianos y No Afrocolombianos de 3,2%, con una probabilidad más alta de



**Figura 2:** Posibilidad Consumo Uno

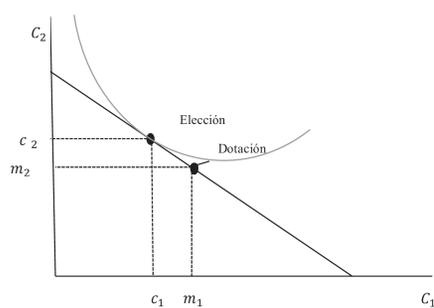
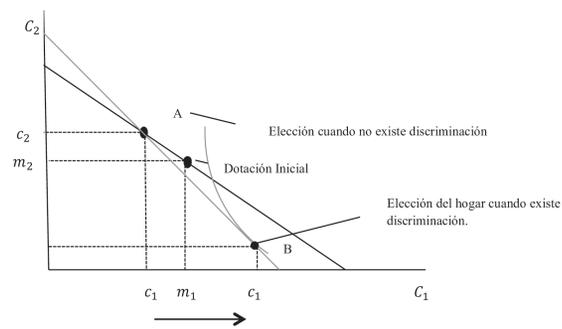


Figura 3: Posibilidad Consumo dos



**Figura 4:** Estática Comparativa

trabajo infantil para el primero de los grupos.

Al descomponer esta brecha en efecto características y efecto coeficientes se observa que el efecto características la define casi en su totalidad al explicar el 91,6% de la misma. Lo anterior quiere decir que si le otorgáramos al grupo de los niños Afrocolombianos las características del grupo de niños no Afrocolombianos la diferencia de la tasa de trabajo infantil pasaría de 3,2% a 0,29%. Dentro de las características socioeconómicas utilizadas en el estudio, la ubicación geográfica del hogar, así como el nivel educativo del jefe de hogar resultan ser las principales características que explican la brecha. Lo hacen en 46% y 29,6% respectivamente.

En cuanto al efecto coeficientes, y en atención a la posible discriminación laboral en contra de la población Afrocolombiana, el modelo teórico presentado muestra cómo dicha posible discriminación podría ser una de las razones por las cuales hogares Afrocolombianos que logran anticipar dicho comportamiento prefieren que sus hijos se inserten rápidamente en el mercado laboral y no vayan a estudiar.

La posible presencia de discriminación que señala el trabajo, puede ser entendida desde el marco de la discriminación estadística, es decir, la existencia de asimetrías en la información en el mercado laboral. Esta discriminación puede generar, por un lado, procesos de autoselección de los afrocolombianos en trabajos de baja remuneración y, por otro lado, que los empleadores supongan que los afrocolombianos no presentan la competencia para ejercer cargos de alta remuneración; lo cual influye en la decisión de los jefes de hogares Afrocolombianos.

En términos de política económica, los resultados del trabajo sugieren la necesidad de políticas encaminadas a la mejora de las condiciones de calidad de vida en las zonas rurales. Mejoras en la calidad y en las expectativas de vida en las zonas rurales del país están asociadas con reducciones en la tasa de trabajo infantil.

Finalmente, es importante recordar que este estudio no pretende analizar la posible relación de causalidad entre raza y trabajo infantil. Aquí nos hemos limitado a una descomposición de la diferencia en tasas de trabajo infantil entre dos grupos, Afrocolombianos y no Afrocolombianos, para estudiar qué características socioeconómicas están más asociadas a dicha diferencia. Investigaciones futuras con énfasis en el efecto causal de raza sobre trabajo infantil requieren de más y mejor información.

## Referências Bibliográficas

- Admassie, A. (2003), 'Child labour and schooling in the context of a subsistence rural economy: Can they be compatible?', *International Journal of Educational Development* 23(2), 167 – 185.
- Arrow & Kenneth, J. (1972), Models of job discrimination, in A. H. Pascal, ed., 'Racial Discrimination in Economic Life', Lexington Books, Massachusetts. D. C. Heath, pp. 83 – 102.
- Basu, K. & Van, P. H. (1998), 'The economics of child labor', *The American Economic Review* 88(3), 412 – 427.
- Becker, G. S. (1971), *The Economics of Discrimination*, 2 edn, The University of Chicago Press, Chicago and London.
- Bernal, R. & Cárdenas, M. (2006), Trabajo infantil en Colombia, Mercado laboral, pobreza y protección social, Fedesarrollo.
- Blinder, A. S. (1973), 'Wage discrimination: Reduced form and structural estimates', *The Journal of Human Resources* 8(4), 436 – 455.
- Emerson, P. M. & Knabb, S. D. (2006), 'Opportunity, inequality and the intergenerational transmission of child labour', *Economica* 73(291), 413 – 434.
- Ersado, L. (2002), Child labor and school decisions in urban and rural areas: Cross country evidence, Food Consumption and Nutrition Division Discussion Paper Brief 145, International Food Policy Research Institute, Washington, D.C.
- Fairlie, R. (2005), 'An extension of the Oaxaca Blinder decomposition technique to logit and probit models', *Journal of Economic and Social Measurement* 30, 305 – 316.
- Fortin, N., Lemieux, T. & Firpo, S. (2011), Decomposition methods in economics, Working Paper 16045, National Bureau of Economic Research.
- Gradín, C. (2007), Why is poverty so high among afro-brazilians? a decomposition analysis of the racial poverty gap, IZA Discussion Papers 2809, Institute for the Study of Labor ( IZA ).
- Gradín, C. (2010), Race and income distribution: Evidence from the US, Brazil and South Africa, Working Papers 179, ECINEQ, Society for the Study of Economic Inequality.
- Kassouf, A. L., Mckee, M. & Mossialos, E. (2001), 'Early entrance to the job market and its effects on adult health: Evidence from Brazil, health policy and planning.', *Health Policy and Planning* 16(1), 21 –28.
- Levy, V. (1985), 'Child labor and fertility behavior in a farming economy: Rural egypt', *Economic Development and Cultural Change* 33(4), 777 – 791.
- Marx, C. (1999), *El capital: Critica de la Economia Politica.*, 4 edn, Fondo de Cultura Economica.
- Myers, W. (2001), Valuing diverser approaches to child labour, in B. White & K. Lieten, eds, 'Child Labour Policy options', Aksant Academic Publishers.

Ndjanyou, L. & Djiénuouassi, S. (2010), 'Characteristics and determinants of child labour in Cameroon', *CSAE Conference: Economic Development in Africa*.

Oaxaca, R. (1973), 'Male-female wage differentials in urban labor markets', *International Economic Review* **14**, 693 – 709.

O'Donnel, O., Rosati, F. & Van Doorslaer, E. (2002), Child labor and health: Evidence and research issues, UCW Working Paper 1, Understanding Children's Work (UCW Programme).

Oficina Internacional del Trabajo (2013), *Medir los progresos en la lucha contra el trabajo infantil: Estimaciones y tendencias mundiales entre 2000 y 2012*, ILO Publications Bureau, Ginebra.

Pedraza, A. & Ribero, R. (2005), 'El trabajo infantil y juvenil en Colombia y algunas de sus consecuencias claves', *Coyuntura Social* (33), 81 – 101.

Pedraza, A. & Ribero, R. (2006), 'El trabajo infantil y juvenil en Colombia y algunas de sus consecuencias claves', *Revista Latinoamericana de Ciencias Sociales, Niñez y Juventud* **4**(1), 1 – 28.

Portilla, D. A. (2003), Mercado laboral y discriminación racial: una aproximación para Cali, Documento CEDE 14, Universidad de los Andes, Bogotá.

Ray, R. (2000a), 'Analysis of child labour in Peru and Pakistan: a comparative study', *Journal of Population Economics* **13**(1), 3 – 19.

Ray, R. (2000b), 'Poverty, household size and child welfare in India', *Economic and Political Weekly* **35**(39), 3511 – 3520.

Ray, R. (2001), 'Simultaneous analysis of child labour and child schooling: Comparative evidence from Nepal and Pakistan', *Economic and Political Weekly* **37**(52), 5215 – 5224.

Swaminathan, M. (1988), 'Economic growth and the persistence of child labor: Evidence from an Indian city', *World Development* **26**(8), 1513 – 1528.

Tenjo, J. & Herrera, P. (2009), Los ensayos sobre discriminación: Discriminación salarial y discriminación en acceso al empleo por origen étnico y por género, Colección Documentos de Economía 1, Universidad Javeriana, Bogotá.

Tharmmapornphilas, R. (2008), The Determinants of Child Labor in Thailand: The Role of Household, Public Policies and Exogenous Events, Disertación, Columbia University.

Tovar, L., Urueña, S. & Castillo, M. (2009), 'Determinante del trabajo infantil y la escolaridad: el caso del valle del Cauca en Colombia', *Revista Latinoamericana de ciencias sociales, niñez y juventud* **7**(2), 707 – 733.

Viáfara, C. A. & Urrea, F. (2006), 'Efectos de la raza y el género en el logro educativo y estatus socioocupacional para tres ciudades colombianas', *Desarrollo y Sociedad* **58**.

Wahba, J. (2000), Do Market Wages Influence Child Labor And Child Schooling? Department of Economics University of Southampton, Paper from the department of economics university of southampton, The World Bank.

Yun, M. (2003), 'Decomposing differences in the first moment', *Economics Letters* 82(2), 275 – 280.

Yun, M. (2005), 'A simple solution to the identification problem in detailed wage decompositions', *Economic Inquiry* 4(766 -772).

Zapata, D., Contreras, D. & Kruger, D. (2011), 'Child labor and schooling in Bolivia: Who's falling behind? the roles of domestic work, gender and ethnicity', *World Development* 39(4), 588 – 599.

Ávila, D. M. L. (2009), Pobreza y trabajo infantil: diferencias entre trabajo dentro y fuera del hogar. evidencia para Colombia, 2001-2003, Documentos de economía, Universidad Javeriana, Bogotá.

Apêndice A Anexos

**Tabela A.1:** Tasa de Trabajo Infantil Según la Región de Origen

Región	Trabaja (%)	No Trabaja (%)
Atlántico	8,9	91,1
Oriental	15,5	84,6
Central	15,6	84,5
Pacífica	21	79
Bogotá	7,3	92,7
Antioquia	14,6	85,4
Valle del Cauca	11,3	88,7
San Andrés y Providencia	4,8	95,2
Orinoquía y Amazonía	13	87

Fuente: ECV 2003. Cálculos Propios.

**Tabela A.2:** Porcentaje de Hogares Pobres Según Región

Región	Pobre (%)	No Pobre (%)
Atlántico	71,1	28,9
Oriental	64,9	35,1
Central	76,2	23,8
Pacífica	79,6	20,4
Bogotá	41,5	58,5
Antioquia	68,1	31,9
Valle del Cauca	53,8	46,2
San Andrés y Providencia	29,8	70,2
Orinoquía y Amazonía	54,6	45,4

Fuente: ECV 2003. Cálculos Propios.

Tabla A.3: Variables Utilizadas

Demográficas	Descripción
Tamaño del Hogar	Número de Personas
Edad del Jefe del Hogar	Años de Edad
Género del Jefe del Hogar	Hombre = 1, Mujer = 0
Edad del Niño	Años de Edad
Condición Étnico Racial	Afrocolombiano = 1, No Afrocolombiano = 0
Socioeconómicas	
Educación del Jefe del Hogar	Años de Educación
Pobreza <sup>(4)</sup>	Hogar pobre = 1, Hogar no pobre = 0
Condición Laboral <sup>(5)</sup>	Jefe de hogar tiene trabajo formal = 1, Jefe de hogar no tiene trabajo formal = 0
Geográficas	
Urbano vs. Rural	Hogar esta en zona urbana = 1, Hogar esta en zona rural = 0
Región	
Atlántica	Atlántica = 1, En otro caso = 0
Oriental	Oriental = 1, En otro caso = 0
Central	Central = 1, En otro caso = 0
Pacífica	Pacífica = 1, En otro caso = 0
Bogotá	Bogotá = 1, En otro caso = 0
Antioquia	Antioquia = 1, En otro caso = 0
Valle del Cauca	Valle del Cauca = 1, En otro caso = 0
San Andrés y Providencia	San Andrés y Providencia = 1, En otro caso = 0
Orinoquia y Amazonía	Orinoquia y Amazonía = 1, En otro caso = 0

Fuente: ECV 2003. Cálculos Propios.

(4) El hogar es definido pobre si los ingresos diarios por persona son inferiores a 2 dólares diarios.

(5) Empleo formal son todos aquellos empleos que son proporcionados por empresas de más de 10 trabajadores.

**Tabela A.4:** Tasa de trabajo Infantil y la Diferencia por Condición Étnico-Racial

Condición Étnico-Racial	Trabajo Infantil (%)
No Afrocolombiano	11,8
Afrocolombiano	15,0
Diferencia	3,2

Fuente: ECV 2003. Cálculos Propios.

**Tabela A.5:** Raza: descomposición Efecto-características y Efecto-coeficientes

	Coef.	$P >  z $	Coef.	$P >  z $
Afrocolombiano	0,149660	0,000	0,149660	0,000
No Afrocolombianos	0,117546	0,000	0,117546	0,000
Diferencia	0,032215	0,000	0,032215	0,000
Efecto-características	0,029497	0,000	0,029497	0,000
Efecto-coeficientes	0,002718	0,869	0,002718	0,869
	Efecto-características		Efecto-coeficientes	
VARIABLES	91,6%		8,4%	
Demográficas	3,1%		-33,5%	
Tamaño del Hogar	0,00317 9,8%	0,000	-0,00003 -0,1%	0,984
Edad del Jefe del Hogar	0,000708 2,2%	0,348	0,001348 4,2%	0,732
Género del Jefe del Hogar	-0,000034 -0,1%	0,857	-0,000114 -0,4%	0,741
Edad del niño	-0,002865 -8,9%	0,203	-0,011986 -37,2%	0,681
Género del niño	0,000002 0,0%	0,931	0,000000 0,0%	0,939
Educación, Actividad y Pobreza	36,7%	-9,8%		
Nivel educativo del Jefe	0,009534 29,6%	0,000	-0,002774 -8,6%	0,683
Pobreza	0,000039 0,1%	0,952	-0,000317 -1,0%	0,692
Condición Laboral	0,002245 7,0%	0,000	-0,000065 -0,2%	0,917
Geográficas	51,8%	51,7%		
Urbano vs Rural	0,014822 46,0%	0,000	0,000167 0,5%	0,693
Valle vs Resto de Regiones	0,001874 5,8%	0,038	0,000565 1,8%	0,699
Constante			0,015920 49,4%	0,685

Fuente: ECV 2003. Cálculos Propios.

**Tabela A.6:** Afrocolombianos: descomposición Efecto-características y Efecto-coeficientes

	Coef.	$P >  z $	Coef.	$P >  z $
Afrocolombiano	0,1496599	0,000	0,1496599	0,000
No Afrocolombianos	0,1175455	0,000	0,1175455	0,000
Diferencia	0,0321144	0,000	0,0321144	0,000
Efecto-características	0,0318682	0,000	0,0318682	0,000
Efecto-coeficientes	0,0002462	0,976	0,0002462	0,976
	Efecto-características		Efecto-coeficientes	
VARIABLES	99,2%		0,8%	
Demográficas	2,5%		-3,2%	
Tamaño del Hogar	0,00334 10,4%	0,000	0,00001 0,0%	0,978
Edad del Jefe del Hogar	0,00067 2,1%	0,351	0,00015 0,5%	0,976
Género del Jefe del Hogar	-0,00006 -0,2%	0,765	-0,00003 -0,1%	0,976
Edad del niño	-0,00314 -9,8%	0,186	-0,00114 -3,5%	0,976
Género del niño	0,00000 0,0%	0,883	-0,00002 -0,1%	0,976
Educación, Actividad y Pobreza	39,6%		0,6%	
Nivel educativo del Jefe	0,00974 30,3%	0,000	0,00031 1,0%	0,976
Pobreza	0,00076 2,4%	0,250	-0,00012 -0,4%	0,976
Condición Laboral	0,00222 6,9%	0,000	0,00001 0,0%	0,977
Geográficas	57,1%		3,4%	
Urbano vs Rural	0,01638 51,0%	0,000	0,00010 0,3%	0,976
Valle vs Resto de Regiones	0,00196 6,1%	0,052	-0,00003 -0,1%	0,976
Constante			0,00101 3,1%	0,976

Fuente: ECV 2003. Cálculos Propios.

**Tabla A.7:** No Afrocolombianos: descomposición Efecto-características y Efecto-coeficientes

	Coef.	$P >  z $	Coef.	$P >  z $
Afrocolombiano	0,14966	0,000	0,14966	0,000
No Afrocolombianos	0,11755	0,000	0,11755	0,000
Diferencia	0,03211	0,000	0,03211	0,000
Efecto-características	0,02010	0,000	0,02010	0,000
Efecto-coeficientes	0,01201	0,145	0,01201	0,145

Variables	Efecto-características		Efecto-coeficientes	
	62,6%		37,4%	
Demográficas	11,1%		-111,6%	
Tamaño del Hogar	0,00438	0,099	0,00040	0,917
	13,6%		1,2%	
Edad del Jefe del Hogar	0,00065	0,367	0,00499	0,463
	2,0%		15,5%	
Género del Jefe del Hogar	0,00024	0,699	-0,00120	0,639
	0,7%		-3,7%	
Edad del niño	-0,00173	0,196	-0,03924	0,059
	-5,4%		-122,2%	
Género del niño	0,00004	0,751	-0,00081	0,628
	0,1%		-2,5%	
Educación, Actividad y Pobreza	8,0%		29,3%	
Nivel educativo del Jefe	0,00264	0,295	0,01242	0,108
	8,2%		38,7%	
Pobreza	-0,00241	0,306	-0,00333	0,272
	-7,5%		-10,4%	
Condición Laboral	0,00235	0,095	0,00031	0,798
	7,3%		1,0%	
Geográficas	43,4%		119,8%	
Urbano vs Rural	0,01475	0,000	0,00431	0,263
	45,9%		13,4%	
Valle vs Resto de Regiones	-0,00080	0,739	-0,00036	0,352
	-2,5%		-1,1%	
Constante			0,03452	0,113
			107,5%	

Fuente: ECV 2003. Cálculos Propios.



## AMENIDADES URBANAS E VALOR DAS RESIDÊNCIAS: UMA ANÁLISE EMPÍRICA PARA A CIDADE DO RECIFE

DEBORAH MARIA DA SILVA SEABRA \*  
RAUL DA MOTA SILVEIRA NETO †  
TATIANE ALMEIDA DE MENEZES ‡

### Resumo

Este trabalho fornece estimativas da influência das amenidades sobre o valor dos imóveis residenciais em Recife, cidade particularmente marcada pela presença de praias e rios. Para tanto, considera-se um modelo de preços hedônicos com correção para diferentes tipos de dependência espacial e utiliza-se um rico banco de dados fornecido pela Prefeitura, que inclui informações sobre imóveis vendidos e amenidades urbanas. As evidências obtidas indicam que “vista ao mar” e “proximidade ao rio” são as amenidades mais valorizadas na cidade, enquanto o valor dos imóveis tende a ser negativamente afetado pela proximidade às ZEIS (Zonas Especiais de Interesse Social), aos metrô e aos locais violentos.

**Palavras-chave:** Preços hedônicos; Amenidades; Econometria espacial.

### Abstract

This study provides estimates of the amenities' influence on the value of residential property in Recife, a city particularly marked by the presence of beaches and rivers. Therefore, a model of hedonic prices with correction for different types of spatial dependence was considered and a rich database provided by the City Hall was used, which includes information about sold properties and urban amenities. The evidence indicates that “ocean view” and proximity to the river are the most valued amenities in the city, while the value of real estate tends to be negatively affected by proximity to ZEIS, subways and violent places.

**Keywords:** Hedonic prices; Amenities; Spatial econometrics.

**JEL classification:** R31, R32

**DOI:** <http://dx.doi.org/10.11606/1413-8050/ea147474>

---

\* Universidade de São Paulo. E-mail: [dseabra@usp.br](mailto:dseabra@usp.br)

† Universidade Federal de Pernambuco. E-mail: [rau.silveira@uol.com.br](mailto:rau.silveira@uol.com.br)

‡ Universidade Federal de Pernambuco. E-mail: [tatianedemenezes@gmail.com](mailto:tatianedemenezes@gmail.com)

## 1 Introdução

É consenso entre os economistas que a imobilidade espacial que caracteriza as residências e edificações em geral impõe condicionantes adicionais para o entendimento da valoração dos mesmos nas economias de mercado. Primeiro, diferentemente dos bens *tradebles*, a oferta de residências e edificações é restrita às condições locais de produção. Isso implica que diferenciais espaciais de valores desses bens ou ativos persistem mesmo sobre condições de livre mercado. Como mostrou Roback (1982, 1988), tal fato, por sua vez, condiciona o valor dos salários reais das localidades e, assim, é fundamental para entender a arbitragem espacial dos trabalhadores e firmas entre localidades alternativas. Em segundo lugar, o caráter de imobilidade também implica que o consumo destes bens ou ativos, ou dos serviços derivados dos mesmos, não pode ser dissociado da influência do ambiente natural ou social em que os mesmos estão localizados. Isso significa que a valoração e os preços dos mesmos, diferentemente daqueles bens em que a dimensão espacial é irrelevante para seu consumo, tendem a refletir não apenas as características intrínsecas destes, mas também as condições do ambiente natural e social de sua localização no espaço (Rosen 1974).

Hoje, embora não haja dúvidas que as especificações de um imóvel, tais como metragem quadrada, número de quartos e área de lazer, alteram seu preço, há um consenso de que fatores exógenos como a sua localização, a qualidade da vizinhança e a facilidade de acesso ao centro, modificam as decisões de moradia dos agentes econômicos (Sheppard 1999). O desafio, porém, persiste quando se procura precificar empiricamente tais amenidades urbanas. Apesar de o mercado se encarregar da determinação dos preços de equilíbrio dos aspectos ambientais que transpassam as fronteiras físicas de um imóvel, a inexistência das conhecidas curvas de oferta e demanda impossibilitam o conhecimento direto de tais valores. A precificação dos imóveis exige, pois, uma estratégia que permita a revelação da influência do ambiente nesse contexto de ausência de informação via mercado.

Nessas circunstâncias, o modelo de preços hedônicos desenvolvido por Court (1939) é particularmente importante na valoração das amenidades. O termo hedônico, cunhado pelo próprio autor, se referia à mensuração da importância relativa dos componentes automotivos, de tal forma que alterações de preços devido a mudanças na especificação do veículo poderiam ser calculadas dividindo o seu valor final pelo referido índice hedônico. Posteriormente expandido e consolidado por Rosen (1974), o modelo é amplamente utilizado para mensurar o quanto o mercado valoriza determinada característica de um bem. No caso imobiliário, essa metodologia é capaz de estimar como e em que dimensão a alteração do espaço urbano impacta no valor das moradias, oferecendo, assim, ferramentas para que possam ser desenhadas políticas públicas que visem o aumento do bem-estar dos indivíduos. Talvez a descoberta mais instigante no trabalho de preços hedônicos durante as últimas décadas tenha sido o crescente interesse e aplicação de técnicas de econometria espacial (Wihelmsson 2002).

De fato, estimações dos valores dos atributos locais a partir de regressões baseadas no modelo de preços hedônicos tem sido largamente levadas a cabo para diversas localidades em diferentes países<sup>1</sup>, inclusive para algumas cida-

---

<sup>1</sup>Dubin & Sung (1990), Can (1992), Benson et al. (1998), Kim et al. (2003), Cohen & Coughlin

des brasileiras (Hermann & Haddad 2005, Dantas et al. 2007, Pontes et al. 2011), com os resultados, em geral, confirmando a importância dos atributos locais para precificação dos imóveis.

Ao menos três dificuldades, porém, persistem nessas investigações empíricas. Primeiro, regularmente, há dificuldades na obtenção de dados para todas as localidades dos mercados urbanos em análise, o que restringe a análise dos resultados a poucas vizinhanças e impede a incorporação adequada dos efeitos de contágio (*spillovers*) entre as vizinhanças. Uma fragilidade adicional deriva da necessidade de escolha das características ambientais a serem precificadas pelo pesquisador, o que, em geral, tende a ser condicionada pela disponibilidade de informação. Finalmente, a quase totalidade dos trabalhos empíricos não apresentam uma análise adequada dos *spillovers* espaciais associados à dependência espacial no preço dos imóveis vizinhos, para o efeito das variáveis ambientais sobre o valor dos imóveis. Como mostraram recentemente Lesage & Pace (2009), quando da presença de dependência espacial na variável dependente (preço do imóvel, por exemplo), a influência das variáveis explicativas sobre o valor dos imóveis pode diferir significativamente do valor dos coeficientes estimados nas regressões.

Ciente dessas dificuldades, o objetivo do presente estudo é estimar o preço implícito das amenidades e desamenidades urbanas da cidade do Recife, Brasil, informação decisiva para uma melhor compreensão do mercado de habitação e da configuração espacial da cidade. Na verdade, a despeito das características bastante diferenciadas de seus bairros, muito pouco se conhece sobre a importância das amenidades da cidade para valoração dos imóveis no caso do Recife. Situada entre as mais importantes capitais do Nordeste e sendo a sexta maior cidade do Brasil, a cidade é particularmente interessante de ser estudada pois, além de sua configuração claramente monocêntrica, ela possui duas fortes características naturais – o Rio Capibaribe e a Praia de Boa Viagem. Além de vizinhanças com características naturais bem diferenciadas, a cidade também apresenta marcadas diferenciações espaciais com respeito às características sociais. Nesse sentido, note-se que Recife é a quinta colocada no ranking de óbito por armas de fogo e está entre as 50 cidades mais violentas do país (Waiselfiz 2013). Como mostraram recentemente Menezes et al. (2012), tal situação quanto à violência apresenta padrões espaciais bastante diferenciados.

Certamente, tais características da cidade motivaram Dantas et al. (2007) em seu pioneiro estudo sobre o valor das amenidades na cidade do Recife. À luz das restrições apontadas acima, contudo, o referido trabalho apresenta algumas limitações. Primeiro, utiliza uma amostra de vendas de imóveis com menos de 250 observações obtidas de um banco público (Caixa Econômica Federal) por serem financiadas pelo mesmo; em segundo lugar, o trabalho considera um número reduzido de variáveis ambientais; por fim, o trabalho deixa de considerar a influência da dependência ou *spillovers* espaciais na interpretação dos resultados encontrados.

No presente trabalho, as dificuldades e limitações acima são substantivamente minimizadas a partir da utilização de uma base de dados obtida junto à Prefeitura da Cidade do Recife (PCR), derivada do Imposto sobre Transações de Bens Imóveis (ITBI), com 9.683 transações imobiliárias residenciais realizadas no ano de 2012, cobrindo cerca de 90% dos bairros da cidade. Além

disso, com a consideração de nove distintas características ambientais especificamente associada à cada observação, por meio de georreferenciamento e cálculo de distâncias, o trabalho procurou incluir um conjunto abrangente de amenidades naturais e sociais presentes na cidade. Ao considerar a dependência espacial e medir os efeitos diretos e indiretos das variáveis, a pesquisa é também pioneira no Brasil na mensuração adequada das influências das amenidades urbanas sobre o valor dos imóveis da cidade do Recife em situação em que a dependência espacial se faz presente por meio da variável dependente.

Este artigo está dividido em mais cinco seções, além dessa introdução. A Seção 2 apresenta uma breve revisão dos estudos disponíveis na literatura internacional e nacional sobre a influência das amenidades sobre os valores dos imóveis. Na Seção 3 é apresentada a metodologia utilizada na pesquisa e, na Seção 4, é apresentada e discutida a base de dados utilizada na pesquisa. A Seção 5 apresenta e discute os resultados da pesquisa. Finalmente, na Seção 6, são apresentadas as conclusões da investigação.

## **2 Valor das amenidades urbanas: as evidências disponíveis**

A precificação de amenidades não é novidade na literatura de Economia Urbana. Roback (1982, 1988), buscando suporte para sua teoria de salários compensatórios e a partir da proposta de preços hedônicos de Rosen (1974), certamente figura como uma das pioneiras a explorar empiricamente a importância das características locais sobre os valores dos imóveis das cidades americanas. Após suas investigações iniciais, um grande número de pesquisadores, em diferentes contextos, buscaram evidências empíricas para a influência de diferentes tipos de características locais sobre os valores das residências.

Dubin & Sung (1990), Can (1992) e Basu & Thibodeau (1998) são alguns dos artigos seminais que buscaram compreender como os indivíduos atribuem valor às características ambientais. Além desses, outros artigos mais recentes vem tratando do mesmo tema. Benson et al. (1998) precificaram os vários tipos de vista existentes em Bellingham, Washington – oceano, lago e montanha. O trabalho de campo realizado pelos autores permitiu a classificação da qualidade das vistas, sendo um diferencial em relação a outros estudos previamente realizados. Como esperado, os valores dos imóveis aumentam em 8% por uma vista pobre para o oceano a até 58% por uma vista completa para o mar, enquanto propriedades à beira de lagos são valorizadas em mais de 125%.

Seguindo essa linha, Luttik (2000) identificou quais fatores ambientais são atrativos à moradia em oito cidades dos Países Baixos. Com dados de mais de três mil transações de venda e um extenso trabalho de identificação local via mapas e visita às residências, o autor construiu um indicador de localidade. Para tanto, regrediu o preço do imóvel sobre suas características intrínsecas ambientais e posteriormente calculou a razão entre o preço estimado e o preço real de venda. Em um segundo estágio, o autor utilizou esses indicadores como variáveis explicativas do valor do imóvel. Os resultados mostram que a maior valorização se deu na presença de água nas redondezas do imóvel, mas que espaços abertos e paisagens agradáveis também exercem efeitos positivos no preço da residência.

No caminho oposto, visando precificar desamenidades, Kim et al. (2003) mediram os benefícios de se morar em áreas menos poluídas em Seul. Por

meio de uma abordagem espacial de preços hedônicos, os autores mostraram que quanto maior a concentração de dióxido de enxofre no ar, menor o preço dos imóveis. Mais tarde, Cohen e Coughlin (2008) utilizaram vários modelos espaciais de preços hedônicos para examinar o impacto do barulho advindo do aeroporto de Atlanta, o segundo maior do mundo em movimentação, no preço das residências. Os resultados mostraram que o valor das residências que são mais afetadas pelo barulho cai em mais de 20% quando comparados àquelas que enfrentam níveis normais de distúrbios sonoros.

Uyar & Brown (2007) também estudam a influência das características locais sobre o valor de certas características das residências e, a partir destas, sobre o valor das residências. Diferentemente dos dois trabalhos citados acima, o trabalho desses dois autores empregam um Modelo Linear Hierárquico para apreender os efeitos das características das localidades em dois níveis com justaposição (características da vizinhança e zonas escolares) sobre o valor dos imóveis, a partir do valor de suas características. Os resultados, obtidos a partir de informações de uma cidade média do Centro-Oeste americano, confirmam a importância das características da afluência da vizinhança e das diferentes qualidades das zonas escolares para o valor das residências.

Em um estudo aplicado ao mercado imobiliário da cidade chinesa de Shenzhen, Xu (2008) procura apreender a importância das características das localidades das residências a partir dos seus efeitos sobre a influência das características intrínsecas ou estruturais dos imóveis, o que é levado a efeito considerando diretamente as coordenadas de localização das residências em interação com tais atributos estruturais. Seus resultados mostram a presença de heterogeneidades espaciais no valor das características intrínsecas das residências, ou seja, que o valor de mercado atribuído a tais características varia de forma significativa de acordo com a localização do imóvel no espaço urbano.

Recentemente, Fuhrer (2012) aplicou dois modelos diferentes de preços hedônicos para o Cantão de Zurich a fim de precificar atributos ambientais. O autor concluiu que a distância e visibilidade para algumas amenidades tais como lago, parques e montanhas são importantes para determinar o valor dos aluguéis. As desamenidades também possuem efeito significativo no valor mensal pago pelos moradores, pois os indivíduos estão dispostos a pagar pela redução no barulho advindo de estradas e trilhos de trem. Mais importante, ele destaca que melhoras em determinadas características ambientais podem aumentar o espaço habitado por pessoa e o espraiamento urbano, elevando assim o tempo gasto com *commuting*<sup>2</sup>.

No Brasil, alguns estudos foram conduzidos aplicando a metodologia de preços hedônicos na valoração de amenidades e desamenidades urbanas. Apesar de tecer análises intraurbanas não relacionadas com a abordagem hedônica, o trabalho de Macedo & Simões (1998) é um dos primeiros trabalhos a tratar de amenidades incorporando a questão espacial. Com dados das unidades espaciais de Belo Horizonte, os autores procuram explicar, dentre outras coisas, qual a importância da vizinhança na determinação das características da moradia e de serviços urbanos de cada unidade de planejamento (UP). A importante contribuição dos autores vem com a utilização de outro critério de vizinhança além da contiguidade geográfica, estabelecendo que apenas regiões cujo acesso estivesse a até 60 minutos umas das outras seriam positivamente ponderadas na estimação dos modelos. Os resultados gerais encontra-

<sup>2</sup>Tempo gasto com o deslocamento da residência para o trabalho.

dos mostram que a matriz de acessibilidade se aplica melhor ao modelo de serviços, enquanto a matriz de contiguidade se aplica melhor ao modelo de habitação.

Hermann & Haddad (2005) realizam testes para dois tipos de configurações da cidade de São Paulo, monocêntrica e duocêntrica, utilizando em um primeiro momento variáveis explicativas puras e depois fatores capazes de condensar os aspectos ambientais, para diminuir o problema de multicolinearidade. Por meio de dados da Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF) coletada pela FIPE para o ano de 1999, os autores concluíram que a proximidade às estações de trem, a presença de áreas verdes e o zoneamento urbano estritamente residencial valorizam o imóvel, enquanto a criminalidade reduz o seu valor. Já Teixeira e Serra (2006) estimaram o quanto o mercado valoriza residir em locais considerados mais seguros na cidade de Curitiba, coletando os valores de locação dos imóveis por meio de um jornal eletrônico. Quatro modelos foram estimados por meio do método de mínimos quadrados ordinários (OLS, em inglês) e os autores concluíram que, em geral, o impacto da taxa de roubos e furtos na desvalorização do imóvel é maior do que a de homicídios. A mesma análise foi feita por Pontes et al. (2011) para a cidade de Belo Horizonte. Utilizando dados do ITBI de 2004, eles concluíram que uma redução nas taxas de homicídio tem um impacto menor que uma redução na mesma magnitude nas taxas de roubos a transeuntes na valoração imobiliária.

Para a cidade do Recife, Dantas et al. (2007) utilizaram dados concedidos pela Caixa Econômica Federal (CEF) para apartamentos vendidos entre os anos de 2000 e 2002, afim de valorar alguns atributos da cidade. A partir de um modelo OLS, eles concluíram que os imóveis se desvalorizam entre 6% e 8% à medida que se distanciam do parque da Jaqueira e da praia, respectivamente. Os autores encontraram ainda evidências de dependência espacial no preço dos imóveis e, após a estimação de um modelo SAR por máxima verossimilhança, perceberam uma redução dos preços implícitos de certas amenidades.

Como já adiantado, a presente pesquisa se diferencia do trabalho de Dantas et al. (2007) em três decisivos aspectos. Primeiro, emprega-se dados do ITBI para o universo de vendas formais imobiliárias ocorridas em Recife em 2012, isto é, mais de nove mil transações, em contraste às menos de 250 observações do trabalho anterior. Segundo, a investigação aqui conduzida abrange um conjunto de amenidades maior e que tradicionalmente são considerados na literatura. Finalmente, além de empregar novas ferramentas de georreferenciamento com respeito a tais amenidades e aos imóveis, a partir do desenvolvimento da econometria espacial, o trabalho emprega novas medidas para mensurar a relevância das variáveis sobre o valor dos imóveis, o que permite a obtenção de medidas mais precisas desse efeitos e influências.

### **3 Estratégia Econométrica**

A metodologia utilizada neste artigo se baseia na modelagem desenvolvida por Rosen (1974), conhecida como regressão hedônica, a partir da qual podem ser estimados os preços implícitos de determinados atributos por meio de características observáveis. Por ser uma função conjunta que determina o equilíbrio de mercado, tal abordagem não é capaz de identificar individualmente as preferências do consumidor nem a tecnologia de produção do pro-

dutor. Assim, para a avaliação de imóveis, podemos considerar que a função hedônica assume a forma  $P = F(H, A, N)$ , em que  $P$ , o valor de mercado da moradia, é função de  $H$ , que designa o conjunto de características estruturais do imóvel, de  $A$ , que representa as amenidades ambientais e de  $N$ , que caracteriza a vizinhança na qual o imóvel está situado.

Há dois problemas tradicionais associados à estimação do modelo de preços hedônicos: a escolha da forma funcional e a heteroscedasticidade do componente estocástico, este último causando distorção na variância dos estimadores e perda de confiabilidade nos testes de hipóteses usuais. Para contornar essas dificuldades, foram empregadas duas estratégias. A primeira delas foi seguir o teste da transformação de Box-Cox<sup>3</sup> e utilizar a especificação *semi-log*, pois, além de permitir que os coeficientes estimados sejam interpretados como variações percentuais aproximadas, ela causa a redução da variância quando comparada com a especificação linear (Follain & Malpezzi 1980). Além disso, segundo Cropper et al. (1998), caso algum atributo importante tenha sido omitido na definição da função hedônica, essa especificação apresenta resultados mais precisos. A segunda técnica foi a utilização do estimador HC0 sugerido por White (1980) para obter resultados robustos à heteroscedasticidade.

Após a estimação por OLS da função de preços hedônicos, é preciso saber se há algum tipo de dependência espacial no objeto de estudo, isto é, se o valor de um imóvel está correlacionado com o de outras propriedades da região. A descon sideração de efeitos espaciais na análise pode levar à perda de eficiência nas estimações e a resultados viesados. A fim de detectar a presença de *clusters* no arranjo espacial de uma dada variável, é preciso calcular o índice de Moran (Moran 1950). Sendo confirmada a presença de efeitos espaciais, é preciso modelar essa dependência.

Lesage (1999) discorre sobre os métodos de modelagem de dependência espacial, conhecidos na literatura como *Spatial Autoregressive Models*. O modelo mais simples, chamado de *Spatial Autoregressive Lag Model* (SAR), insere o termo de defasagem espacial na variável dependente, isto é,  $y = \rho W_1 y + X\beta + \varepsilon$ , em que  $\rho$  é o coeficiente que captura as interações espaciais,  $W_1$  é a matriz de pesos espaciais escolhida e  $X$  é o vetor contendo as variáveis explanatórias da função hedônica. O  $\rho$  tem por objetivo mensurar esses *spillovers* espaciais e sua não significância implica a volta ao modelo OLS. É plausível também admitir que a dependência espacial está presente tanto na variável dependente quanto no termo de erro, isto é, o valor de um imóvel estaria relacionado não só com o valor do imóvel vizinho, mas também com as características do vizinho que não são captadas pelo modelo especificado. A esse modelo dá-se o nome de *Spatial Mixed Regressive Autoregressive Complete* (SAC), cuja forma funcional é dada por  $y = \rho W_1 y + X\beta + \varepsilon$ ,  $\varepsilon = \rho W_2 \varepsilon + \mu$ . Quando a matriz  $W_1$  é igual à matriz  $W_2$ , o modelo recebe o nome de *Spatial Autoregressive Moving Average Model* (SARMA). Por simplicidade, os dois modelos serão denominados de SAC.

A endogeneidade gerada pelo termo defasado espacial faz com que os modelos SAR e SAC não possam ser estimados via OLS, uma vez que seus estimadores seriam viesados. Para contornar esse problema, esses modelos são comumente estimados por máxima verossimilhança (ML), que faz uso de mé-

<sup>3</sup>Apesar do valor de  $\lambda$  que maximiza a verossimilhança do modelo escolhido ser 0,22, utilizou-se sem perda de generalidade  $\lambda=0$ , dadas as dificuldades de interpretação advindas com esse tipo de transformação da variável dependente.

todos iterativos para maximização da função, pois seus parâmetros não possuem forma fechada. Entretanto, devido à não normalidade dos resíduos<sup>4</sup> e ao grande número de observações da base de dados utilizada, esse trabalho aplica as técnicas de variável instrumental e método dos momentos para estimação dos modelos, sugeridas por Kelejian e Prucha (1998; 1999) e denominadas respectivamente de *Spatial Two-Stages Least Squares* (STLS) e *Generalized Spatial Two-Stages Least Squares* (GSTLS). Além da conveniência computacional, em ambos os casos não é necessária a hipótese de normalidade dos resíduos e é possível permitir versões robustas das estimações, ao contrário do estimador de ML. Apesar de não estimar o coeficiente de correlação espacial nos resíduos, as estimativas dos parâmetros são consistentes, não viesadas e assintoticamente normais mesmo na presença de erros autocorrelacionados espacialmente (Tyszler 2006).

Para avaliar a autocorrelação espacial nos modelos definidos acima, é preciso criar uma medida capaz de mensurar o vínculo existente entre duas ou mais observações afim de construir a matriz de pesos espaciais,  $W$ . Como já explicitado previamente, a unidade de estudo nesse trabalho é a mais particionada possível – o imóvel *per se* – de modo que não cabe a aplicação das tradicionais matrizes *queen* e *rook* na sua forma estrita. Devido à falta de fundamentação teórica, optou-se também por não trabalhar com a matriz de  $k$ -vizinhos mais próximos (Anselin 2002). Por conseguinte, nesse estudo foi utilizada a matriz de distância, que considera vizinhos apenas as observações situadas dentro de um raio pré-definido. Seguindo a literatura recente acerca do tema que está propondo raios para ponderação de vizinhos cada vez menores (Campbell et al. 2009, Gerardi et al. 2012), optou-se por trabalhar com a matriz onde considera vizinhas todas as todas as propriedades situadas dentro de um raio de 1,5 km (1 milha) do imóvel. É importante frisar que Recife tem barreiras físicas muito marcantes, como o Rio Capibaribe, o que faz com que bairros geograficamente vizinhos estejam desconectados, criando em alguns casos grandes disparidades socioeconômicas.

Diferente de um modelo clássico de regressão linear no qual os coeficientes são interpretado como derivadas parciais em relação à variável dependente, os estimadores dos modelos SAR e SAC possuem uma interpretação mais elaborada devido a presença dos *spillovers* espaciais. Sendo assim, é preciso desmembrá-los em impactos diretos, indiretos e totais (as derivadas podem ser encontradas em Lesage & Pace (2009). O **impacto direto** é uma medida sintética que captura a média dos efeitos da observação  $i$  sobre ela mesma (derivada parcial de  $y_i$  em relação a  $x_i$ ) e é dada pelo traço da diagonal principal de  $S_r(W)$ , ou seja,  $\overline{M}(r)_{direto} = n^{-1} tr(S_r(W))$ , em que  $S_r(W) = (I_n - \rho W)^{-1} I_n \beta_r$  e  $n$  é o número de observações. Essa medida deve ser interpretada de forma similar aos coeficientes de um modelo OLS, uma vez que representa a resposta média da variável dependente em relação às independentes. Já o impacto total mede o efeito médio de todas as observações  $j$  incorporadas na matriz de vizinhança sobre a observação  $i$ , incluído seu próprio efeito (derivadas parciais de  $y_i$  em relação a  $x_j \forall i, j$ ). É dado por  $\overline{M}(r)_{total} = n^{-1} i'_n S_r(W) i_n$ , em que  $i_n$  é um vetor coluna unitário. Por fim, impacto indireto mensura a influência média das observações vizinhas sobre a observação  $i$  (derivadas parciais de  $y_i$  em relação a  $x_j \forall i \neq j$ ). Matematicamente é dada pela diferença entre os efeitos total e direto, isto é  $\overline{M}(r)_{indireto} = \overline{M}(r)_{total} - \overline{M}(r)_{direto}$ .

<sup>4</sup>Estatística do teste de Jarque-Bera = 21989,8; df = 2; P-valor < 2,2e-16.

Uma crítica recorrente à utilização dos modelos espaciais é a da volatilidade dos resultados em relação à escolha da matriz de ponderação. Entretanto, tal parecer é muitas vezes baseado em interpretações errôneas dos resultados obtidos nas estimações dos modelos SAR e SAC. Modelos diferindo apenas na matriz de peso espacial podem apresentar valores diferentes de  $\rho$  e  $\beta$ , mas, para grandes amostras, eles devem reportar medidas de impacto semelhantes caso não haja má especificação do modelo (LeSage e Pace, 2014). Desse modo, este artigo se preocupa em explorar os efeitos médios totais das variáveis ambientais sobre o valor dos imóveis da cidade, que são reproduzidos na Seção 5.

#### 4 Dados e Análise Descritiva

Um problema comum na definição da função de preços é a escolha das variáveis explicativas que devem compô-la. Sirmans et al. (2005) fazem um extenso apanhado bibliográfico com os principais trabalhos internacionais acerca do tema, listando os atributos que são recorrentes na literatura. Idade, metragem quadrada, tamanho do lote e presença de vaga de garagem são as características físicas do imóvel mais citadas nos trabalhos, assim como vista para o mar, distância ao centro e criminalidade são as mais frequentemente usadas para captar o efeito do meio ambiente e da vizinhança. Assim, para a elaboração desse trabalho foram utilizados três conjuntos de dados: o ITBI, *shapefiles* representativos das amenidades da cidade e a base de Crimes Violentos Letais e Intencionais (CVLI).

A base de dados do ITBI, fornecida pela PCR, contém 9.683 transações imobiliárias residenciais realizadas no ano de 2012 em Recife e abrange cerca de 90%<sup>5</sup> dos bairros da cidade. O ITBI é o imposto sobre a transmissão de bens imóveis ou de direitos reais sobre imóveis, por ato oneroso entre vivos. Trata-se de um tributo atribuído aos municípios pela Constituição da República (art. 156, II) e seu pagamento é condição indispensável para o registro no cartório de um imóvel adquirido. Em Recife, o imposto consiste em uma alíquota de 2% no valor de mercado da propriedade, avaliada pelos auditores da Secretaria de Finanças a pedido do contribuinte com base em critérios técnicos estabelecidos nas normas da ABNT. Não havendo a fiscalização, a referência para o cálculo do imposto é o maior valor entre o declarado pelo contribuinte e o de imóveis com características estruturais semelhantes que tenham sido negociados nos últimos de 3 meses na mesma localização. Durante o registro em cartório são colhidas informações detalhadas sobre características estruturais de cada imóvel.

Ainda pouco utilizados na literatura, o uso desses dados traz algumas vantagens à pesquisa. Por se tratar do universo de transações registradas em cartório, a quantidade e diversidade de informações disponíveis costuma ser bem maior que a conseguida por outras fontes, abrangendo quase toda a cidade. Além disso, os preços contidos nesse conjunto de dados tendem a ser mais próximos dos valores de fato transacionados, uma vez que a subavaliação é economicamente desestimulada devido à cobrança de um imposto sobre o ganho com valorização em caso de venda futura do imóvel, e a sobreavaliação

---

<sup>5</sup>Os bairros que não apresentaram nenhuma ocorrência de venda de imóveis nesse período se localizam em regiões centrais ou periféricas da cidade, onde predominam a atividade comercial e o mercado informal, respectivamente.

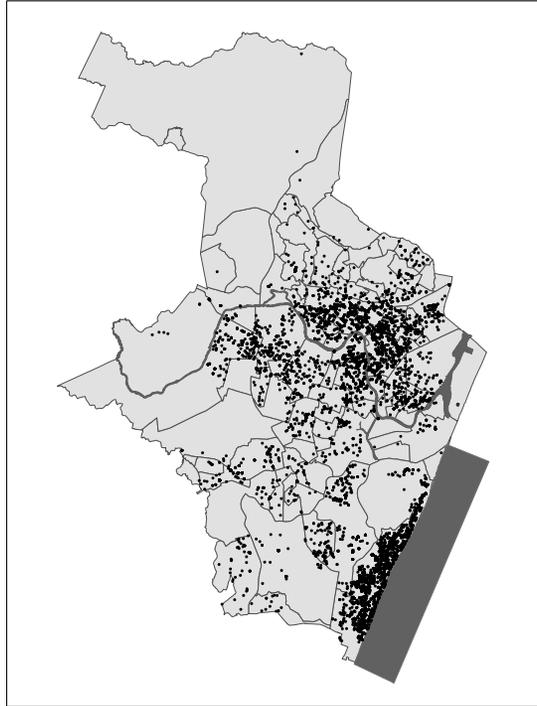
traz prejuízos ao comprador, pois será pago um valor mais alto de Imposto Predial e Territorial Urbano (IPTU). Isso mostra que os valores dos imóveis registrados na base do ITBI são tão bons ou ainda mais próximos do valor de mercado que aqueles do IPTU, já que são mais atuais e sujeitos a maior fiscalização dos agentes envolvidos e são melhores que aqueles de oferta (anúncios no jornal, por exemplo) uma vez que também refletem o lado da demanda. Uma limitação na utilização dessa base de dados é sua abrangência restrita ao mercado formal, que acaba por não representar de maneira adequada a população de mais baixa renda (Aguiar & Simões 2012). De toda forma, a literatura brasileira sobre o tema costuma trabalhar com uma subamostra do mercado formal, a exemplo de Dantas et al. (2007), que utilizaram imóveis financiados pela CEF e Teixeira & Serra (2006), que coletaram dados de imóveis anunciados.

Para elaboração desse trabalho foi fundamental o georreferenciamento de cada um dos imóveis contidos na base de dados, procedimento este que consistiu em localizar no espaço todos esses pontos por meio de sua latitude e longitude. Toda transação de venda da base de dados do ITBI contém o endereço do imóvel e a ele foi atribuído um par de coordenadas geográficas no sistema geodésico GWS84, que posteriormente foi projetado para sistema de projeção utilizado pela Prefeitura da Cidade do Recife. A Figura 1 apresenta a distribuição espacial dos 9.683 imóveis vendidos em Recife no ano de 2012, entre apartamentos e casas, com os primeiros mais concentrados nas proximidades do rio e da praia e os segundos ligeiramente mais bem distribuídos pela cidade. A área destacada em vermelho indica a localização do *central business district* (CBD) da cidade. É possível notar que há uma forte aglomeração das vendas na Zona Sul da cidade, especialmente no bairro de Boa Viagem, que concentra a maior parte das transações, com 2.324 imóveis comercializados. Na Zona Oeste, destaca-se o bairro da Madalena, com 566 imóveis vendidos. Os bairros da Zona Norte que margeiam o Rio Capibaribe representam juntos 20,5% das vendas do período em questão.

Desse modo, foram retirados da base de dados do ITBI, além do valor dos imóveis, as seguintes características estruturais dos mesmos: área construída (*areaconst*), tipo de imóvel (*apt*) – 1 indica que é um apartamento, 0 que é uma casa – andar em que ele se situa (*andar*), quantidade de pavimentos (*pavimentos*) e de unidades (*unidades*) no edifício, padrão de construção (*padrao*) e idade (*idade*).

Para construção das variáveis relativas ao ambiente e à vizinhança foi preciso também localizar no mapa os atributos físicos da cidade. Esse método residiu em delimitar espacialmente a área do Rio Capibaribe, da orla de Brasília Teimosa, Pina e Boa Viagem (aqui denominada genericamente de “Praia de Boa Viagem”), das praças e parques escolhidos e das ZEIS, por meio da manipulação dos *shapefiles* fornecidos pela PCR no *software* ArcGIS 10.2. No caso das estações de metrô e integrações de ônibus da cidade, foi necessário mapeá-las manualmente, pois não foi disponibilizado pelo Governo do Estado o *shapefile* do sistema de transporte público da cidade. Tendo feito isso, foi possível calcular a distância euclidiana de cada imóvel para todas as amenidades urbanas supracitadas e adicioná-las com variáveis explicativas no modelo hedônico.

Assim, para captar o efeito do ambiente na formação de preços dos imóveis foram escolhidos os seguintes atributos: imóvel possui vista para o mar (*vistamar*), imóvel está localizado a beira-rio (*beirario*), distância à praia



**Figura 1:** Distribuição espacial dos imóveis vendidos em 2012

(*dist\_praia*), distância ao Rio Capibaribe (*dist\_rio*) e distância ao parque ou praça mais próximo (*dist\_parq*).

Definiu-se que possuem vista para o mar aqueles imóveis cuja varanda ou janela da sala são contemplados com uma vista desobstruída para o oceano. Analogamente, estão à beira-rio aqueles em que não há qualquer tipo de construção entre o imóvel e o Rio Capibaribe. Enquanto a primeira variável tenta assimilar primordialmente a beleza do cenário, a segunda busca captar as vantagens da plena e definitiva circulação de ar. Essas duas variáveis foram construídas a partir de um extenso trabalho manual. Para vista ao mar, foi necessário fazer um trabalho de campo que constituiu em realizar uma visita a todos os imóveis da base que se encontravam no quarteirão contíguo à praia, incluídas as ruas paralelas e transversais à avenida localizada a beiramar. Tal pesquisa precisou ser feita devido à existência de apartamentos cuja varanda encontra-se virada para outros locais que não o calçadão. Isso acontece quando o prédio possui mais que um apartamento por andar, sendo mais frequente quando existem mais de dois imóveis por pavimento.

Para a variável *beirario* foram selecionadas *a priori*, via *Google Maps*, todas as ruas da cidade que estavam nos arrabaldes do Rio Capibaribe. Depois, no *software* ArcGIS 10.2, foram sobrepostos os *shapefiles* de lotes e logradouros do Recife nas imagens de satélite fornecidas pelo Google (2012) e assim, rua por rua, foram sendo identificados os números dos lotes que estavam nas proximidades do rio e não tinham outras propriedades à sua frente. Por fim, tendo anotado todos os endereços de imóveis que poderiam ser classificados como estando à beira-rio, foi possível identificar na base do ITBI quais deles

havia sido transacionados naquele ano. Devido ao longo e sinuoso percurso que o Rio Capibaribe faz pela cidade, com avanços, recuos e longas trajetórias curvas (ver Figura 4, a seguir), a diferenciação de margens (leste e oeste) na criação da *dummy* para beira-rio se fez pouco relevante, uma vez que, a depender do local, a importância das margens se inverte – por exemplo, Poço da Panela e Madalena, dois bairros nobres bastante conhecidos na cidade, estão situados em margens opostas do rio.

Por fim, os parques considerados tiveram como critério de seleção aspectos que vão além do conforto proporcionado pela arborização e beleza arquitetônica. Prezou-se por selecionar aqueles que são frequentados primordialmente com a finalidade de exercer atividades de lazer, tais como caminhadas, prática de atividades esportivas e recreação infantil. Por essa razão, das praças e parques do Recife foram escolhidos apenas a Praça de Casa Forte, o Parque da Jaqueira e o Parque Dona Lindu.

Caracterizando a vizinhança e a localização, foram incluídas na base de dados variáveis que medem distância ao centro de negócios (*dist\_centro*), distância à ZEIS mais próxima (*dist\_zeis*), distância à estação de metrô ou integração de ônibus mais próxima (*dist\_metro*) e número de homicídios ocorridos dentro de um raio de 1,5 km do imóvel (*crime\_15*). Optou-se ainda por inserir a variável de distância ao centro ao quadrado (*dist\_centro2*) para tentar capturar um efeito cada vez mais comum nos grandes centros urbanos de configuração monocêntrica. Se por um lado a proximidade ao centro implica menor tempo gasto com deslocamento ao trabalho, residir nos subúrbios pode significar uma vizinhança mais silenciosa e segura. Sendo assim, é possível que o distanciamento do centro provoque uma queda no preço das construções que já se encontram um pouco mais afastadas do mesmo, e quando consideradas apenas aquelas edificações instaladas nos arredores do CBD, seja menos dispendiosa a compra de uma casa ou apartamento um pouco mais perto do centro (McDonald & McMillen 2010).

Além dos aspectos históricos, evidências empíricas corroboram com a escolha do Marco Zero (Praça Rio Branco) como epicentro comercial. A Região Político-Administrativa (RPA) 1, onde fica localizado o Marco Zero, figura como a região economicamente mais importante do Recife tanto em função da presença do centro administrativo municipal e estadual, representados respectivamente pela PCR e pelo Palácio do Governo, quanto por causa da concentração de empresas dos setores de saúde, bancário e de tecnologia.

A Tabela 1 apresenta a razão entre o número de residentes e o número de empresas para cada RPA da cidade. As bases são da Empresa Municipal de Informática (EMPREL) para o ano de 2013 e do CENSO 2010, obtidos com a Secretaria de Finanças da Cidade do Recife e com o IBGE, respectivamente. Os dados mostram que a RPA 1 possui a menor quantidade de residentes por empresa instalada na região, seguida da RPA 6, cuja razão é quase cinco vezes maior. Além disso, dados da PCR para o ano de 2009 mostram que a RPA 1 concentra 43,26% da arrecadação do ISS (Imposto Sobre Serviços de Qualquer Natureza) da cidade do Recife, mesmo cobrando uma taxa inferior a das outras cinco regiões (2% em contraste aos 5% das outras RPAs). Em conjunto, as evidências sugerem que a formação de renda é maior na RPA 1 do que nas outras RPAs, o que justifica a classificação da região como centro comercial.

As Zonas Especiais de Interesse Social (ZEIS) são comunidades que ganharam certa notoriedade no contexto urbano e por isso foram reconhecidas pela Prefeitura como tanto. Apesar de toda ZEIS ser composta por uma ou mais

**Tabela 1:** Razão entre o número de empresas e o número de residentes por RPA

	População residente	Número de empresas	Nº de empresas/1000 hab
RPA 1	78,114	25,337	324,35
RPA 2	221,234	6,188	27,97
RPA 3	312,909	13,264	42,38
RPA 4	278,947	11,322	40,58
RPA 5	263,778	9,426	35,73
RPA 6	382,650	24,865	64,98

Fonte: Elaborado pelos autores com base nos dados da EMPREL para 2013 e do CENSO 2010 (PCR/IBGE).

área pobre, nem todas as áreas pobres se beneficiam do respaldo legal de garantia de permanência dos moradores no local, uma vez que é preciso cumprir alguns critérios se classificar como ZEIS, tais como população com renda familiar média igual ou inferior a 3 salários mínimos, carência ou ausência de serviços de infraestrutura básica, densidade não inferior a 30 residências/hectare, entre outros.

O MetroRec possui 39,5 km de extensão e liga os municípios da Região Metropolitana do Recife até a capital. De todo o complexo ferroviário, Recife conta com 18 estações de metrô, sendo 6 na linha Sul e 9 na linha Centro, que se conectam nas estações Joana Bezerra e Estação Central do Recife, esta última sendo o terminal e localizada no centro da cidade. Dessas 17 estações, 7 delas fazem integração com o Sistema Estrutural Integrado (SEI), permitindo ao usuário a troca de linha sem pagar nova tarifa. Afora esses Terminais de Integração que possibilitam a conexão com o metrô/ônibus, mais dois terminais foram considerados, a saber o da Macaxeira e o da Caxangá, exclusivos para ligação entre ônibus, abrangendo assim a totalidade de terminais de integração do SEI na cidade. É importante frisar que toda malha de transporte urbano da cidade é de superfície, inclusive os trilhos do metrô, o que pode trazer um incômodo aos moradores da região devido ao barulho gerado pelo constante fluxo de trens e passageiros.

Finalmente, o banco de dados do CVLI, disponibilizado pela Secretaria de Defesa Social de Pernambuco e já georreferenciado, contém informações a nível individual acerca do número de homicídios ocorrido na cidade do Recife entre julho de 2008 e agosto de 2010 e abarca todo tipo de morte – homicídio, latrocínio, lesões corporais seguidas de mortes – com as mais diversas motivações – passional, reação a assalto, vingança, drogas, bala perdida, entre outras. Durante o período em questão ocorreram 1.657 crimes distribuídos de forma não homogênea por todos os 94 bairros da cidade. Aqui, o procedimento para construção da variável relativa à criminalidade foi um pouco diferente, uma vez que não foi computada a distância ao crime mais próximo, e sim o número de homicídios ocorridos dentro de um raio predeterminado. Utilizando novamente o *software* ArcGis 10.2, criou-se um *buffer* de 1,5km para cada imóvel georreferenciado e em seguida, sobrepondo o *shapefile* oriundo da base de dados do CVLI sobre esses *buffers*, contou-se quantas ocorrências de homicídio pertenciam à interseção entre eles.

Além dos aspectos urbanos que dão respaldo à escolha de algumas das amenidades consideradas na precificação imobiliária, foi elaborado um mapa de quantis para os resíduos de um modelo OLS preliminar (Figura 2), visando

identificar as possíveis características geográficas capazes de influir no valor dos imóveis. Nele, o preço do imóvel foi regredido apenas sobre suas características intrínsecas e os resíduos mostram se o mercado está sub ou super avaliando a propriedade. A motivação por trás disso é perceber se essa diferença entre preço estimado e preço real pode ser associada às características ambientais.

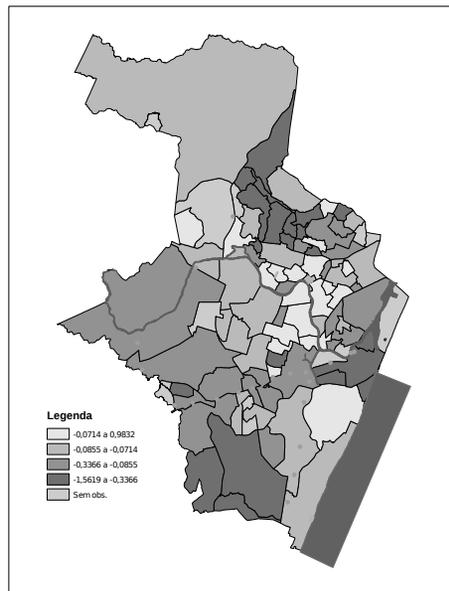
Para facilitar a análise, foram inseridas nessa figura a localização de algumas amenidades: os parques supracitados (em verde), as estações de metrô e/ou integrações de ônibus (em laranja), o Rio Capibaribe e a Praia de Boa Viagem (ambos em azul) e o centro de negócios (em vermelho). As áreas mais claras do mapa representam os bairros com resíduos positivos, ou seja, aqueles locais cujo valor médio das propriedades, dadas as suas características estruturais, ultrapassam o esperado. Nas Figuras 3 e 4 estão apresentados o mapa de quantis para o número de homicídios ocorridos na cidade entre 2008 e 2010 (por bairro) e a distribuição das ZEIS da cidade do Recife.

A partir da comparação das informações apresentadas a partir das Figuras 2, 3 e 4, pode-se perceber que os bairros situados mais próximos ao centro expandido (RPA 1) estão nos quantis mais elevados, havendo dois “clusters” de resíduos positivos: um na zona sul, puxado pelo Pina, e outro na zona noroeste, indo do Parnamirim até a Madalena/Graças. A praia e a criminalidade emolduram o primeiro conglomerado de bairros enquanto no segundo grupo fica clara a presença do rio e de praças, bem como da baixa violência. Essas evidências visuais já dão indícios de que a localização em relação à praia importa, bem como em relação ao Rio Capibaribe.

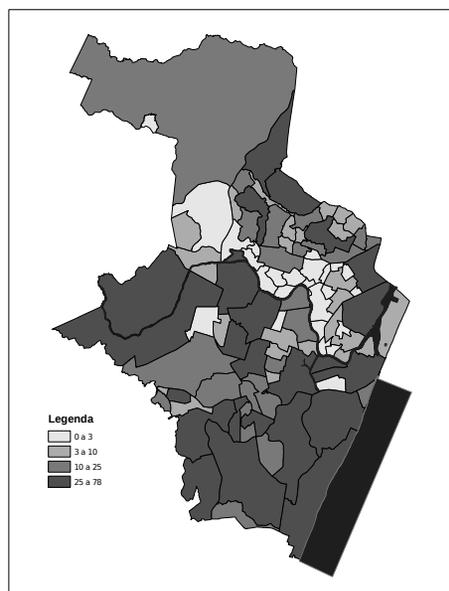
É possível perceber, ainda, que não há estações de metrô ou integrações de ônibus localizadas em bairros com resíduos positivos, sugerindo que esse fator de acessibilidade pode ser considerado uma desamenidade para o recifense ou não apresenta relevância para o mesmo. Além disso, grande parte dos bairros mais violentos se encontram na zona Sul e Oeste da cidade, enquanto os bairros contíguos à margem leste do Rio Capibaribe formam uma espécie de “corredor seguro”, tendo ocorrido em cada um deles no máximo três homicídios durante dois anos. Vale notar ainda que nesse corredor, do bairro do Poço da Panela até as Graças, não há cadastro de nenhuma das várias ZEIS da cidade. Enquanto isso, a região que possui resíduos mais negativos da zona norte se encontra bem distante ao rio e está tomado pela presença de ZEIS, como pode ser observado na Figura 4.

A Tabela 2 apresenta as estatísticas descritivas das variáveis que foram utilizadas no modelo empírico, cada uma com 9.683 observações correspondentes a quantidade total de imóveis residenciais transacionados na cidade em 2012. Foram retiradas da base todas as vendas que não fossem de casas ou apartamentos, tais como salas comerciais, galpões, terrenos, entre outras. As unidades de medida das variáveis estruturais são: área construída (*areaconst*) em metros quadrados; idade (*idade*) em anos e padrão de construção (*padrao*) é uma variável categórica que assume valores 1, 2 e 3, significando baixo, médio e alto padrão. Para as variáveis ambientais, todas as distâncias são do tipo euclidianas e estão apresentadas em quilômetros, enquanto a variável de criminalidade (*crime\_15*) conta o número absoluto de assassinatos ocorridos dentro do raio de 1,5km do imóvel. As três variáveis *dummy* – *apt*, *vistamar* e *beirario* – representam a proporção de imóveis vendidos que são apartamentos, que possuem vista para o mar e estão à beira-rio, respectivamente.

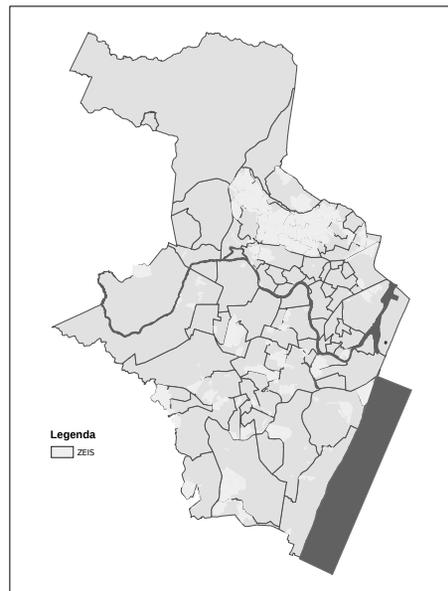
Os imóveis vendidos em 2012 têm, em média, uma área construída de 130



**Figura 2:** Mapa de quantis para os resíduos do modelo OLS



**Figura 3:** Mapa de quantis para o número de homicídios por bairro



**Figura 4:** Localização das Zonas Especiais de Interesse Social

**Tabela 2:** Estatísticas descritivas das variáveis estruturais ambientais.

Variável	Média	Desvio P.	Mínimo	Máximo
<b>Estruturais</b>				
Andar	7,132	7,023	0	39
Areaconst ( $m^2$ )	130,319	80,204	13,4	1333,960
Pavimentos	15,345	10,653	1	51
Unidades	53,282	50,423	1	465
Idade (anos)	14,208	16,458	0	73
Apartamento/casa (apartamento=1)	0,892	0,310	0	1
Padrão (baixo=1, médio=2, alto=3)	2,186	0,755	1	3
<b>Ambientais</b>				
Vistamar (sim=1)	0,051	0,220	0	1
Beirario (sim=1)	0,013	0,117	0	1
Dist_centro (km)	6,087	2,115	0,834	15,190
Dist_praia (km)	4,061	2,822	0,035	16,466
Dist_rio (km)	2,345	1,847	0,010	9,407
Dist_parq (km)	2,494	1,826	0,001	10,653
Dist_metro (km)	2,155	1,305	0,032	8,030
Dist_zeis (km)	0,450	0,286	0	5,604
Crime_15 (homicídios)	61,377	24,835	4	152
Total de observações:	9683			

Fonte: Elaborado pelos autores com base nos *shapefiles* das amenidades, dados do ITBI e do CVLI (PCR/SDS-PE).

$m^2$  e foram erguidos há cerca de 14 anos. Os edifícios da cidade, que abarcam a maior parcela de vendas (apenas 11% dos imóveis residenciais vendidos em 2012 foram casas) possuem em torno de 15 pavimentos e 53 apartamentos no total, que estão localizados, em média, no sétimo andar. Quanto às amenidades, 5% das propriedades vendidas em 2012 têm vista para o mar e apenas 1% está localizada na margem do Rio Capibaribe. Em média, os apartamentos estão a 6 km de distância do CBD, a 4 km da praia, a 2,3 km do Rio Capibaribe, 2,4 km da praça ou parque mais próximo, a 2,15 km da estação de metrô ou ponto de integração de ônibus mais próximo e a 500 metros da ZEIS mais próxima. Finalmente, dentro de um raio de 1,5 km de cada propriedade ocorreram cerca de 61 homicídios.

A Tabela 3 apresenta a matriz de correlação para as variáveis ambientais definidas anteriormente. É possível inferir que há uma forte correlação entre distanciamento do Rio Capibaribe e do CBD, na verdade, uma característica associada ao desenvolvimento urbano e à história da cidade, indicando que quanto mais longes os imóveis vendidos estão do rio, mais longe eles estão do centro comercial. Por outro lado, o afastamento dos imóveis do rio indica uma aproximação da praia, como comprova o coeficiente negativo de correlação entre as variáveis *dist\_rio* e *dist\_praia*. Essa correlação sugere o *tradeoff* enfrentado pelo indivíduo entre morar próximo à praia ou ao rio.

Como esperado, imóveis com vista ao mar estão localizados mais próximos da praia e possuem uma vizinhança mais segura, enquanto as redondezas daqueles mais afastados da praia são mais violentas. O sinal negativo do coeficiente de correlação entre distância ao metrô e distância ao rio/distância ao parque evidencia que os imóveis negociados mais próximos de uma estação de metrô/integração de ônibus estão necessariamente mais longes dessas duas amenidades. É interessante notar, ainda, que essa relação se mantém quando trata-se de distância ao centro, dando evidências de que os pontos de integração de meios de transporte público estão afastados do CBD e mais pertos da praia, como revela o valor positivo da correlação entre distância da praia e distância do metrô.

A presença das ZEIS, que estão espalhadas por toda a cidade, guarda uma relação ambígua com a distância às amenidades citadinas. Se, por um lado, essa ligação se dá de maneira negativa com o distanciamento de parques e da praia, ela ocorre de forma oposta com afastamento do rio, isto é, os imóveis transacionados mais próximos a uma zona especial de interesse social estão, em média, mais próximos ao Rio Capibaribe.

## 5 Influência da amenidades no valor das residências na cidade do Recife: resultados

A Tabela 4 reporta o resultado das estimações para o modelo OLS e para os modelos SAR e SAC, todos robustos à heteroscedasticidade e com o logaritmo do valor da propriedade como variável dependente. A estatística do I de Moran<sup>6</sup> sugere que a matriz de peso captura bem a relação espacial do modelo de preços hedônicos. Assim, os modelos de SAR e SAC foram estimados via STSLS e GSTSLS, respectivamente. Vale lembrar que o foco desse artigo é a interpretação das medidas de impacto, reportadas na Tabela 5, como sugerido por Lesage & Pace (2009).

<sup>6</sup>Estatística do teste: 0,05322; p-valor < 2,2e-16.

**Tabela 3:** Matriz de correlação para as variáveis ambientais.

	<i>Dist_centro</i>	<i>Dist_praia</i>	<i>Dist_rio</i>	<i>Dist_parq</i>	<i>Dist_metro</i>	<i>Dist_zeis</i>	<i>Crime_15</i>	<i>Vistamar</i>	<i>Beirario</i>
<i>Dist_centro</i>	1								
<i>Dist_praia</i>	0,134	1							
<i>Dist_rio</i>	0,671	-0,536	1						
<i>Dist_parq</i>	0,179	-0,001	0,215	1					
<i>Dist_metro</i>	-0,464	0,356	-0,519	-0,457	1				
<i>Dist_zeis</i>	-0,018	-0,242	0,182	-0,268	0,008	1			
<i>Crime_15</i>	-0,023	0,319	-0,129	0,102	0,090	-0,370	1		
<i>Vistamar</i>	0,007	-0,32	0,204	0,066	-0,024	0,192	-0,245	1	
<i>Beirario</i>	-0,131	0,011	-0,144	-0,032	0,007	-0,031	-0,013	-0,027	1

Fonte: Elaborado pelos autores com base nos *shapefiles* das amenidades, dados do ITBI e do CVLI (PCR/SDS-PE).

**Tabela 4:** Resultados das estimações dos modelos.

Variável	OLS	SAR	SAC
Intercepto	11,621** (0,0740)	7,407* (0,8700)	9,484** (1,0990)
Andar	0,007** (0,0006)	0,008** (0,0006)	0,008** (0,0006)
Areaconst	0,004** (0,0002)	0,004** (0,0001)	0,004** (0,0002)
Pavimentos	0,016** (0,0010)	0,015** (0,0009)	0,017** (0,0009)
Unidades	-0,002** (0,0002)	-0,002** (0,0001)	-0,002** (0,0002)
Idade	-0,003** (0,0005)	-0,003** (0,0005)	-0,003** (0,0005)
Apto	-0,258** (0,0230)	-0,283** (0,0220)	-0,294** (0,0220)
Padrao	0,170** (0,0110)	0,154** (0,0120)	0,154** (0,0110)
Vistamar	0,131** (0,025)	0,136** (0,028)	0,125** (0,026)
Beirario	-0,072 (0,044)	-0,012 (0,043)	-0,011 (0,042)
Dist_centro	0,178** (0,022)	0,095** (0,017)	0,079** (0,017)
Dist_centro2	-0,011** (0,002)	-0,006** (0,001)	-0,004** (0,001)
Dist_praia	-0,075** (0,006)	-0,030** (0,011)	-0,048** (0,011)
Dist_rio	-0,101** (0,009)	-0,052** (0,013)	-0,066** (0,013)
Dist_parq	-0,021** (0,003)	0,0004 (0,003)	-0,012* (0,005)
Dist_metro	0,039** (0,007)	0,012 (0,013)	0,027* (0,013)
Dist_zeis	0,044* (0,022)	0,105** (0,03)	0,078** (0,02)
Crime_15	-0,002** (0,0002)	-0,001** (0,0002)	-0,001** (0,0003)
Rho	-	0,337** (0,072)	0,182* (0,088)
Lambda			0,583

Fonte: Elaborado pelos autores.

Variável dependente é o logaritmo do valor do imóvel.

Desvio-padrão entre parênteses.

\*\* Significante a 1%; \* Significante a 5%.

Em relação aos modelos espaciais, o parâmetro  $\rho$ , que representa a mudança no valor de um dado imóvel como resultado da variação unitária no preço dos imóveis vizinhos, se mostra significativo tanto no modelo SAR quanto no SAC, corroborando com o resultado obtido no teste de Moran. Também esperado, o coeficiente de defasagem espacial do  $Wy$  apresenta menor valor no modelo SAC quando comparado ao modelo SAR, uma vez que nesse primeiro também é inserida a dependência espacial em componentes não observados. Ambos os modelos produzem estimativas semelhantes para as características dos imóveis ao passo que, no tocante às variáveis de vizinhança, esses coeficientes apresentam maior volatilidade, com valores mais elevados (em módulo) para grande parte das amenidades e desamenidades no segundo modelo.

Os resultados gerais são os mesmos do modelo OLS, com o distanciamento de estações de metrô, das ZEIS e do centro afetando positivamente o preço da habitação e o afastamento em relação à praia e ao rio influenciando negativamente o valor de imóveis. Tanto no modelo SAR quanto no SAC a variável *beirario* não se mostra estatisticamente significativa. Apesar de positivo no modelo SAR, o coeficiente de distância à praça/parque também não se mostra significativo, assim como a distância ao metrô, não tendo, por conseguinte, impactos relevantes.

Seguindo Lesage & Pace (2009), optou-se por utilizar apenas a especificação SAC para reportar as medidas de impacto apresentadas na Seção 3, pois ela não apresentará estimativas viesadas caso o processo gerador de dados verdadeiro seja um modelo SAR, o contrário não sendo verdadeiro. A significância dos efeitos totais é importante para que um efeito nulo (direto ou indireto) não invalide um efeito significativo (direto ou indireto). Uma vez que o valor das propriedades está loglinearizado e as variáveis explicativas são todas apresentadas em nível, os efeitos médios podem ser interpretados como semi-elasticidades. A Tabela 5 apresentada a seguir exibe os resultados.

Em relação às características estruturais, todas as variáveis são fortemente significantes para explicar o preço dos imóveis. Em particular, elas revelam que há um aumento 1% no valor do apartamento para cada andar mais alto em que ele se encontra, bem como um acréscimo de 2,1% para cada pavimento a mais que o edifício possui. A preferência por residir em andares mais elevados dos edifícios pode estar ligada, entre outras coisas, ao clima. O alto grau de verticalização de alguns bairros da cidade pode impedir a livre circulação de ar, o que acaba elevando a sensação térmica dentro das residências. Quanto mais alto estiver o imóvel, maior a chance de não ter outros imóveis impedindo a circulação de ar, além dos benefícios ligados à vista. No segundo caso, é possível que edifícios com mais pavimentos sejam mais valorizados devido a questões espaciais. Considerando que o espaço físico é limitado e que os indivíduos desejam morar perto de determinadas amenidades, é natural que haja um processo de verticalização de tal região. Assim, na ausência de regulação, são construídos prédios cada vez mais altos nos ambientes mais desejados pela população, visando atender a alta demanda.

Por outro lado, um grande número de unidades em um mesmo prédio está associado a menores preços, com a queda de 0,2% para cada apartamento a mais no edifício. A qualidade do acabamento e a área construída também estão positivamente correlacionadas com o preço final da residência, de tal forma que cada metro quadrado construído se reflete no acréscimo de 0,5% do valor de mercado do imóvel. Imóveis mais antigos são menos valorizados, tendo uma redução de 0,4% preço de venda para cada ano. Esse baixo valor

**Tabela 5:** Medidas de impacto para o modelo SAC

Variável	Direto	Indireto	Total
<i>Andar</i>	0,008**	0,002	0,010**
<i>Areaconst</i>	0,004**	0,001	0,005**
<i>Pavimentos</i>	0,017**	0,004	0,021**
<i>Unidades</i>	-0,002**	0,0004	-0,002**
<i>Idade</i>	-0,003**	-0,001	-0,004**
<i>Apto</i>	-0,294**	-0,066	-0,360**
<i>Padrao</i>	0,154**	0,034	0,188**
<i>Vistamar</i>	0,125**	0,028	0,153**
<i>Beirario</i>	-0,011	-0,003	-0,014
<i>Dist_centro</i>	0,079**	0,018	0,097**
<i>Dist_centro2</i>	-0,004**	-0,001	-0,005**
<i>Dist_praia</i>	-0,048**	-0,011*	-0,059**
<i>Dist_rio</i>	-0,066**	-0,015*	-0,081**
<i>Dist_parq</i>	-0,012*	-0,003	-0,015**
<i>Dist_metro</i>	0,027*	0,006	0,033*
<i>Dist_zeis</i>	0,078**	0,017	0,095**
<i>Crime_15</i>	-0,001**	-0,0003	-0,002**

Fonte: Elaborado pelos autores.

\*\* Significante a 1%; \* Significante a 5%.

pode ser explicado pela carência de espaço físico para edificação de novos empreendimentos, o que acaba por diminuir a velocidade de desvalorização do imóvel perante às novas construções.

Os apartamentos da amostra são em média 30,2% mais baratos que as casas, o que poderia ser resultado de dinâmicas de mercado disjuntas, isto é, uma consequência das preferências dos indivíduos por casas devido aos benefícios associados a esse tipo de construção ou um reflexo da transição no mercado imobiliário, no qual as casas estão sendo vendidas a construtoras para a edificação de prédios e por isso são mais valorizadas. Contudo, uma breve análise descritiva dos dados revela que 78% das casas vendidas em 2012 são classificadas como de baixo padrão, dentre as quais 80% foram construídas entre 1939 e 1985. Por sua vez, o valor de transação das mesmas chega, em alguns casos, a mais de 3 milhões de reais. Ademais, não são raros os casos em que há a compra de casas em lotes vizinhos, corroborando com a hipótese de especulação imobiliária.

Para as variáveis ambientais, desfrutar de vista para o mar parece mesmo um privilégio. Usufruir diretamente dessa amenidade está relacionado com um valor 13,3% maior, enquanto os efeitos totais chegam a mais de 16%, sendo maiores que o encontrado no modelo OLS. Por outro lado, estar localizado à beira-rio não influencia no preço de mercado das propriedades, como mostra a não significância dos efeitos diretos, indiretos e totais. Há duas explicações plausíveis para esse fato. A primeira é que o rio atravessa áreas muito distintas da cidade, indo do centro popular até as regiões mais nobres da urbe, de modo que usufruir dos benefícios de residir na margem do rio pode ser válido apenas em algumas partes do seu curso. Por exemplo, apenas um trecho limitado das margens do Rio Capibaribe conta com pontos de instalações de lazer públicos, como pista de *cooper*, e os imóveis possuem varandas nascentes. A segunda remonta às fortes cheias do Rio Capibaribe na década de 1970 que

devastaram alguns bairros nobres como Madalena e Casa Forte, tendo criado no imaginário popular um sentimento misto em relação à beira-rio.

Ao contrário do que o senso comum nos levaria a crer, a valorização imobiliária nas proximidades do Rio Capibaribe é maior que nos arredores da praia. Tratando-se de efeitos diretos, se afastar 1 km da praia está associado à queda de 4,6% no valor de mercado da residência, enquanto para o rio esse efeito é de 6,3%. Para os efeitos totais esses valores sobem para 5,7% e 7,7% respectivamente, uma desvalorização quase 40% maior à medida em que os imóveis vendidos vão ficando mais distantes do rio em relação ao afastamento da praia. Uma provável justificativa para esse panorama é o processo de urbanização da cidade. Enquanto o início do povoamento das proximidades do Rio Capibaribe data do século XVI, com a instalação de grandes engenhos de açúcar, a ocupação dos bairros costeiros pela elite ocorreu a partir de meados dos anos 1920, com a construção da ponte do Pina e a inauguração da Avenida Beira Mar (Souza, 2009).

A importância dessas duas amenidades para o recifense se reflete ainda na significância dos efeitos indiretos, uma vez que não só os imóveis localizados nas adjacências da Praia de Boa Viagem e do Rio Capibaribe que se beneficiam desses dois atributos naturais, mas também aquelas propriedades que são vizinhas dessas propriedades. A valorização por se situar nos arrabaldes de um imóvel que está próximo à praia ou ao rio chega 1% e 1,5%, respectivamente. Comparado ao modelo OLS, os valores aqui encontrados para os efeitos totais são em média 20% menores, comprovando a importância de se considerar os vizinhos na precificação das amenidades.

A distância até o centro apresenta um comportamento não linear, com uma valorização direta de 8,2% à medida em que se afasta 1 km do centro para as propriedades localizadas dentro de uma curta distância do CBD e uma queda de 0,4% no preço para aquelas mais distantes do Marco Zero. O efeito total de 10,1% é quase 50% inferior ao estimado pelo modelo OLS para a variável *dist\_centro*.

Os menores efeitos diretos e totais são em relação ao distanciamento de parques e praças. Apesar dos elevados preços dos imóveis localizados nos arredores do Parque da Jaqueira, da Praça de Casa Forte ou do Parque Dona Lindu, parece que tal valorização é menor que a esperada quando se compara com as outras amenidades. O distanciamento de 1 km da praça mais próxima reflete uma queda de apenas 1,2% no valor de mercado da edificação, *coeteris paribus*. Os efeitos totais são bastante semelhantes, apontando uma desvalorização de 1,5%, significativamente menor do que o estimado no modelo OLS.

As ZEIS aparentam ser fonte de forte desvalorização imobiliária. A aproximação em 1 km a uma dessas comunidades está associada a uma queda de quase 10% no preço do imóvel, já consideradas as interações espaciais. As estações de metrô e pontos de integração de ônibus de fato são percebidas como desamenidades pela população, pois o aumento do preço das propriedades é, em média, de 3,3% a cada quilômetro de afastamento desses atributos. Isso ocorre provavelmente devido ao fato de que, em Recife, estações de metrô estão localizados nos bairros da periferia da cidade e, dentre os bairros mais valorizados, apenas Boa Viagem conta com estações de metrô. Além disso, como explicado, a malha metroviária é toda de superfície, o que pode trazer um incômodo aos moradores da região devido ao barulho gerado pelo constante fluxo de trens e passageiros. Por fim, cada crime violento letal intencional ocorrido dentro de um raio de 1,5km do imóvel está diretamente relacionado

com uma desvalorização de 0,1% no valor de mercado da residência, sendo os efeitos totais duas vezes maiores.

Para garantir a robustez dos resultados encontrados, foi feita uma análise *a posteriori* dos dados. O objetivo foi verificar se a conclusão de que os indivíduos estão pagando mais para morar perto do rio comparado a morar perto da praia não seria consequência de uma grande diferença no número de vendas nas proximidades de cada amenidade. Por exemplo, se houvesse um maior número de vendas em Boa Viagem (e possivelmente maior variabilidade no valor dos imóveis) em relação aos bairros adjacentes ao Rio Capibaribe, então a venda de um casarão colonial em Casa Forte poderia estar puxando o coeficiente de *dist\_rio* para cima. A distância estabelecida como área de influência para cada amenidade – Praia de Boa Viagem e Rio Capibaribe – foi de 1,6 km. Contando os imóveis vendidos que se encontram dentro da desse raio, encontra-se uma quantidade semelhante: em 2012 foram vendidos 2.791 imóveis nas proximidades da orla e 2.603 nos arrabaldes do rio. Esse é um forte indício de que os imóveis são, de fato, mais valorizados nas proximidades do Rio do que da praia (coeficiente de *dist\_rio* é maior que *dist\_praia*). Vale ainda notar que a presença de parques nas áreas de influência não alteram o resultado, uma vez que esse efeito é controlado pelo coeficiente de *dist\_parq*. Além disso, as variáveis dicotômicas de vista para o mar e de beira-rio anulam as amenidades associadas a estas condições.

## 6 Conclusões

O presente trabalho procurou aprofundar os estudos sobre precificação de amenidades residenciais nas cidades brasileiras a partir do caso específico da Cidade do Recife, que, entre as capitais brasileiras, apresenta como característica distintiva a forte presença do mar e de rios (conhecida como a “Veneza Brasileira”), geralmente consideradas duas amenidades naturais em cidades de clima tropical. Nesse sentido, há três características distintivas da pesquisa. Primeiro, diferentemente dos trabalhos disponíveis para a referida cidade, utilizou-se uma base de dados com mais de 9 mil vendas de residências, englobando cerca de 90% dos bairros da cidade. Em segundo lugar, procurou-se utilizar um grande conjunto de amenidades naturais e sociais existente na cidade, e, a partir do georreferenciamento, cada uma dessas características pode ser construída de modo a permitir diferenciações entre as unidades residenciais. Por fim, o trabalho também é pioneiro entre as análises feitas para as cidades brasileiras com respeito às estimativas adequadas dos efeitos das variáveis sobre o valor dos imóveis na presença de dependência espacial (estimativas de efeitos diretos e indiretos).

Todas as amenidades incluídas no trabalho se mostraram importantes no processo de formação de preços dos imóveis residenciais. Especificamente, por um lado, os valores dos imóveis da referida cidade tendem a apresentar apreciações se os mesmos apresentam vista para o mar, estão próximos do mar, do rio e dos parques da cidade. Entre essas amenidades, a distância ao mar e a distância ao rio apresentam, além disso, efeitos indiretos positivos, indicando elevação dos valores dos imóveis em função de situação mais favoráveis (com respeito a essas amenidades) de imóveis vizinhos. Por outro lado, tais valores são afetados negativamente com a proximidade das ZEIS, das estações de metrô e dos locais de ocorrência de crimes.

Duas evidências em particular merecem destaque. A primeira diz respeito aos diferentes níveis de influência das proximidades ao mar e ao rio, sem dúvidas as duas principais amenidades naturais da cidade (o Rio Capibaribe e a Praia de Boa Viagem). O distanciamento em relação a cada um desses atributos naturais implica queda no valor de mercado do imóvel, sendo, contudo, tal desvalorização quase 40% superior com o afastamento do rio quando se compara com o afastamento da praia. Esse resultado parece consistente com o tipo de ocupação da capital pernambucana, que, dadas as dificuldades de transporte, privilegiou primordialmente a proximidade ao Rio Capibaribe. Por outro lado, também cabe destacar que os imóveis premiados com vista para o mar são em média 17% mais caros que aqueles que não o são, sendo esta a amenidade de maior impacto sobre os valores dos imóveis. A segunda evidência refere-se a importância das amenidades sociais. Nesse sentido, note-se que a distância dos imóveis ao Centro segue a tendência urbana de cidades monocêntricas e apresenta um efeito não linear sobre o valor dos imóveis, isto é, propriedades localizadas no entorno do CBD se beneficiam com o afastamento do mesmo, enquanto propriedades mais longe do Centro tem seu valor diminuído com o aumento dessa distância.

Dado o elevado adensamento urbano que caracteriza a cidade do Recife, a revelação da valoração do recifense quanto às amenidades ambientais obtida neste trabalho parece tanto confirmar a importância dos espaços naturais das cidades, quanto as desamenidades sociais associadas à criminalidade e à pobreza para o bem-estar de seus residentes. Observe-se que as evidências reveladas, além disso, são consistentes com o processo recente de adensamento e forte verticalização das edificações experimentados pela Cidade do Recife na década mais recente, período de relativo maior disponibilidade do financiamento habitacional: de acordo com as informações dos Censos Demográficos de 2000 e 2010, os bairros mais próximos à praia (Boa Viagem, por exemplo) e ao Rio Capibaribe (a exemplo da Madalena e do Rosarinho) estão entre que apresentam maiores expansões de suas densidades demográficas. Nessa perspectiva, por meio de construções mais verticais, as incorporadoras estariam reagindo de forma efetiva à manifestação das preferências locacionais dos habitantes da cidade. No cenário mais atual, de maior restrição de crédito habitacional, principalmente aquele destinado a imóveis de mais alto valor, em geral com vizinhanças dotadas de conjunto de amenidades mais favoráveis, é possível que as incorporadoras apresentem comportamento mais defensivo, diminuindo o ritmo de oferta de novas residências nestas localidades mais valorizadas.

Por fim, percebe-se que as preferências aqui reveladas com respeito às características das localidades da Cidade do Recife, em conjunto com mudanças demográficas que afetam a necessidade de espaço urbano para residência (diminuição do tamanho das famílias, por exemplo), parecem indicar claramente a direção da dinâmica populacional em cenários de maior disponibilidade de crédito habitacional, o que representa informação valiosa para o planejamento urbano da cidade.

## Referências Bibliográficas

- Aguiar, M. M. & Simões, R. (2012), A influência da localização no preço dos imóveis: uma aplicação do modelo hierárquico para o mercado de Belo Horizonte (2004-2010), in 'Anais do XV Seminário sobre a Economia Mineira'.
- Anselin, L. (2002), 'Under the hood: issues in the specification and interpretation of spatial regression models', *Agricultural Economics* 27, 247-267.
- Basu, S. & Thibodeau, T. (1998), 'Analysis of spatial autocorrelation in house prices', *Journal of Real Estate Finance and Economics* 17(1), 61-85.
- Benson, E. D., Hanson, J. L., Schwartz Jr, A. L. & Smersh, G. T. (1998), 'Pricing residential amenities: the value of a view', *Journal of Real Estate Finance and Economics* 16(1), 55-73.
- Campbell, J. Y., Giglio, S. & Pathak, P. (2009), Forced sales and house prices, Working paper 14866, NBER.
- Can, A. (1992), 'Specification and estimation of hedonic housing price models', *Regional Science and Urban Economics* 22(3), 453-474.
- Cohen, J. P. & Coughlin, C. C. (2008), 'Spatial hedonic models of airport noise, proximity, and housing prices', *Journal of Regional Science* 48(5), 859-878.
- Court, A. T. (1939), 'Hedonic price indexes with automotive examples: the dynamics of automobile demand', New York, General Motors.
- Cropper, M., Leland, B. & McConnell, K. E. (1998), 'On the choice of functional form for hedonic price functions', *The Review of Economics and Statistics* 70(4), 668-675.
- Dantas, R. A., Magalhães, A. & Vergolino, J. R. O. (2007), 'Avaliação de imóveis: a importância dos vizinhos no caso do Recife', *Economia Aplicada* 11(2), 231-251.
- Dubin, R. A. & Sung, C. H. (1990), 'Specification of hedonic regressions: Non-nested tests of measures of neighborhood quality', *Journal of Urban Economics* 27(1), 97-110.
- Follain, J. R. & Malpezzi, S. (1980), *Dissecting housing value and rent: estimates of hedonic indexes for thirty-nine large SMSAs*, vol 249, ed 17 edn, The Urban Institute, Washington, DC.
- Fuhrer, R. (2012), 'A hedonic rental price model for the canton zurich', Dissertação do Institut für Verkehrsplanung und Transportsysteme (IVT).
- Gerardi, K., Rosenblatt, E., Willen, P. & Yao, V. (2012), Foreclosure externalities: some new evidence, Working Paper 11, Federal Reserve Bank of Atlanta.
- Hermann, B. M. & Haddad, E. A. (2005), 'Mercado imobiliário e amenidades urbanas: a view through the window', *Estudos Econômicos* 35(2), 237-269.
- Kim, C. W., Phipps, T. T. & Anselin, L. (2003), 'Measuring the benefits of air quality improvement: a spatial hedonic approach', *Journal of Environmental Economics and Management* 45(1), 24-39.

- Lesage, J. P. (1999), *The theory and practice of spatial econometrics*, vol 28 edn, University of Toledo, Toledo, Ohio.
- Lesage, J. P. & Pace, R. K. (2009), *Introduction to spatial econometrics*, 1 edition edn, Chapman and Hall/CRC.
- Luttik, J. (2000), 'The value of trees, water and open space as reflected by house prices in the netherlands', *Landscape and Urban Planning* **48**(3-4), 161-167.
- Macedo, P. B. R. & Simões, R. (1998), 'Amenidades urbanas e correlação espacial: uma análise intra-urbana para BH/MG', *Revista Brasileira de Economia* **52**(4), 525-541.
- McDonald, J. F. & McMillen, D. P. (2010), *Urban economics and real estate: theory and policy*, 2 edition edn, Wiley.
- Menezes, T. A., Silveira-Neto, R., Monteiro, C. & Ratton, J. L. (2012), 'Spatial correlation between homicide rates and inequality: evidence from urban neighborhoods', *Economics Letters* **120**(1), 97-99.
- Moran, P. (1950), 'Notes on continuous stochastic phenomena', *Biometrika* **37**, 17-23.
- Pontes, E., Paixão, L. A. & Abramo, P. (2011), 'O mercado imobiliário como revelador das preferências pelos atributos espaciais: uma análise do impacto da criminalidade urbana no preço de apartamentos em BH', *Revista de Economia Contemporânea* **15**(1), 171-197.
- Roback, J. (1982), 'Wages, rents, and the quality of life', *The Journal of Political Economy* **90**(6), 1257-1278.
- Roback, J. (1988), 'Wages, rents, and amenities: differences among workers and regions', *Economic Inquiry* **26**(1), 23-41.
- Rosen, S. (1974), 'Hedonic prices and implicit markets: product differentiation in pure competition', *Journal of Political Economy* **82**(1), 34-55.
- Sheppard, S. (1999), 'Hedonic analysis of housing markets', *Handbook of Regional and Urban Economics* **3**(41), 1595-1635.
- Sirmans, S. G., A., M. D. & Zietz, E. N. (2005), 'The composition of hedonic pricing models', *Journal of Real Estate Literature* **13**(14), 1-44.
- Teixeira, E. & Serra, M. (2006), 'O impacto da criminalidade no valor de locação de imóveis: o caso de Curitiba', *Economia e Sociedade* **15**(1), 175-207.
- Tyszler, M. (2006), 'Econometria espacial: discutindo medidas para a matriz de ponderação espacial', Dissertação da Escola de Administração de Empresas de São Paulo, FGV-SP.
- Uyar, B. & Brown, K. H. (2007), 'Neighborhood affluence, school-achievement scores, and housing prices: cross-classified hierarchies and HLM', *Journal of Housing Research* **16**(2), 97-116.
- Waiselfiz, J. J. (2013), 'Mapa da violência', CEBELA e FLACSO.

Wihelmsson, M. (2002), 'Spatial models in real estate economics', *Housing, Theory and Society* **19**(2), 92–101.

Xu, T. (2008), 'Heterogeneity in housing attribute prices: a study of the interaction behavior between property specifics, location coordinates and buyers' characteristics', *International Journal of Housing Markets and Analysis* **1**(2), 166–181.



## Informações aos autores

### Objetivo e escopo

A ECONOMIA APLICADA é uma publicação trimestral do Departamento de Economia da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto da Universidade de São Paulo, com uma linha editorial voltada exclusivamente para artigos científicos em economia aplicada. Tem por foco a publicação de trabalhos de análise econômica aplicada a problemas específicos, tanto de interesse do setor público como privado, e que contenham, particularmente, estudos quantitativos, cujos resultados possam aproximar a teoria da realidade. A interação entre trabalho empírico e teoria, análise e política econômica é, portanto, um importante diferencial da revista. A revista ECONOMIA APLICADA coloca-se como um espaço aberto para toda a comunidade acadêmica, nacional e internacional.

### Política editorial

Os artigos submetidos são avaliados inicialmente pelos Editores quanto a sua adequação à linha editorial da Revista. Uma vez aceita a submissão, o artigo é encaminhado para avaliação por pareceristas designados pelos Editores, no sistema double-blind.

### Apresentação de Artigos

Os artigos submetidos para avaliação devem obedecer às seguintes normas:

1. Apresentar ineditismos no país e no exterior
2. Na primeira página devem constar o título do artigo, nome dos autores com endereço para contato e afiliação institucional, resumo com até 100 palavras em português e inglês, palavras chave, em português e inglês e classificação JEL.
3. Na versão para “avaliação”, basta um arquivo no formato pdf com todas as equações, tabelas e figuras no corpo do texto, e referências no final.
4. Caso o artigo venha a ser aceito para publicação, a equipe da revista contatará os editores para as atividades de editoração. Nessa ocasião serão requeridos os seguintes arquivos:
  - Arquivo fonte no formato  $\text{\LaTeX}$ .
  - Arquivo de referências bibliográficas no padrão  $\text{\BibTeX}$ .
  - Arquivo com as figuras em formato TIFF ou EPS.
  - Planilha eletrônica com todas as tabelas.

## Responsabilidade e Direitos Autorais

Os autores que submeterem ou tiverem o artigo aceito para publicação na Revista ECONOMIA APLICADA declaram:

- Ter participado da concepção do artigo para tornarem públicas suas responsabilidades pelos seus conteúdos, que não omitiram quaisquer ligações ou acordos de financiamento entre autores e companhias que possam ter interesse na publicação deste artigo.
- Que o manuscrito é inédito e que o artigo, em parte ou na íntegra, ou qualquer outro artigo com conteúdo substancialmente similar, de sua autoria, não foi enviado à outra revista e não o será enquanto sua publicação estiver sendo considerada pela revista ECONOMIA APLICADA, que seja no formato impresso ou no eletrônico, exceto o descrito em anexo.
- Que a revista ECONOMIA APLICADA passa a ter os direitos autorais para a veiculação dos artigos, tanto em formato impresso como eletrônico a eles referentes, os quais se tornarão propriedade exclusiva da ECONOMIA APLICADA. É permitida a reprodução total ou parcial dos artigos desta revista, desde que seja explicitamente citada a fonte completa.

ISSN 1413-8050



The Brazilian Journal of Applied Economics is a quarterly publication of the Departments of Economics of the FEA-RP of the University of São Paulo. The published papers are sole responsibility of the author(s). As the author(s) send a manuscript for submission to the Journal they tacitly agree that, if accepted for publication, the copyright of the material will be transferred to the ECONOMIA APLICADA (BRAZILIAN JOURNAL OF APPLIED ECONOMICS). The Journal may then publish the material in paper and electronic formats that will be exclusive property of the ECONOMIA APLICADA (BRAZILIAN JOURNAL OF APPLIED ECONOMICS). The publication of the whole papers or parts of it is permitted as long as the source is explicitly mentioned. The Brazilian Journal of Applied Economics is published with the financial support of the CNPq - Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico. This journal is indexed by Journal of Economic Literature, electronic on line and CD-ROM, and Revistas USP.

Secretary, Sales and Delivery: Juliana de Freitas Vitória      Cover: Christof Gunkel  
Linguistic revision (Portuguese and English): Iulo Feliciano Afonso (Solution Translations Eireli — Epp)  
Diagramming: Bruna Carolina Garcia & Matheus Alves Albino

### **Mailing Address**

Revista Economia Aplicada, Departamento de Economia, FEA-PR/USP  
Avenida do Bandeirantes, 3900, Ribeirão Preto, SP.  
CEP 14040-905  
Telefone: (0xx16) 3602-3910, fax: (0xx16) 3633-4488  
email:revecap@usp.br  
site: <http://www.usp.br/revecap>

### **Subscriptions for Delivery Outside Brazil**

Individuals    \$ 90.00  
Institutions   \$110.00

\* Air mail included

† Individual issues can also be purchased at the above address.

## Editor

Reynaldo Fernandes

## Associate Editors

Luiz Guilherme Scorzafave	Sergio Naruhiko Sakurai
Angelo Costa Gurgel	Eliezer Martins Diniz
Rodrigo De Losso	Irineu E. de Carvalho Filho
Cláudio Ribeiro de Lucinda	Walter Belluzzo Junior

## Editorial Board

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