



ECONOMIA APLICADA

BRAZILIAN JOURNAL OF APPLIED ECONOMICS

Vol. 20 – nº 2

Abril – Junho 2016

ARTIGOS

Impactos do programa Bolsa Família na renda e na oferta de trabalho das famílias pobres: Uma abordagem usando o efeito quantílico de tratamento

Daniella Medeiros Cavalcanti, Edward Martins Costa, Jorge Luiz Mariano da Silva, Raquel Menezes Bezerra Sampaio

Um novo olhar sobre um Antigo Debate: A tese de Prebisch-Singer é, ainda, válida?

Julio Castro Alves de Lima e Silva, Luiz Carlos Delorme Prado, Julia Ferreira Torracca

Custo das flutuações econômicas após o Plano Real

Fernando Antônio de Barros Júnior, Valdemar Rodrigues de Pinho Neto

Estudo sobre o canal de crédito bancário no Brasil: Abordagem por meio do matching das funções impulso resposta

Jocildo Fernandes Bezerra, Ricardo Chaves Lima, Igor Ézio Maciel Silva

Análise de quebras estruturais na série do preço do boi gordo no Estado de São Paulo

Cláudio Shikida, Guilherme Leite Paiva, Ari Francisco Araújo Jr.

The Dynamics of the Brazilian Current Account with Rule of Thumb Consumers

Lucio Hellery Holanda Oliveira, Carlos Enrique Carrasco-Gutierrez

Research enhancing the quality of teaching: Econometric evidence from Brazil

Eduardo de Carvalho Andrade, Bruno de Paula Rocha

ECONOMIA FEA-RP/USP



ECONOMIA APLICADA

Vol. 20 – nº 2 Abril – Junho 2016

PAPERS

Impacts of Bolsa Familia Programme on income and working offer of the poor families: an approach using the treatment of quantile effect

Daniella Medeiros Cavalcanti, Edward Martins Costa, Jorge Luiz Mariano da Silva, Raquel Menezes Bezerra Sampaio

A new perspective on an Old Debate: is Prebisch-Singer's thesis still valid?

Julio Castro Alves de Lima e Silva, Luiz Carlos Delorme Prado, Julia Ferreira Torracca

Cost of economic fluctuations after the Plano Real

Fernando Antônio de Barros Júnior, Valdemar Rodrigues de Pinho Neto

A study on bank credit channel in Brazil: The approach of impulse response functions matching

Jocildo Fernandes Bezerra, Ricardo Chaves Lima, Igor Ézio Maciel Silva

Structural breaks in the cattle price series in the State of São Paulo, Brazil

Cláudio Shikida, Guilherme Leite Paiva, Ari Francisco Araújo Jr.

The Dynamics of the Brazilian Current Account with Rule of Thumb Consumers

Lucio Hellery Holanda Oliveira, Carlos Enrique Carrasco-Gutierrez

Research enhancing the quality of teaching: Econometric evidence from Brazil

Eduardo de Carvalho Andrade, Bruno de Paula Rocha

ISSN 1413-8050



APOIO:



Ministério
da Educação

Ministério da
Ciência e Tecnologia



ECONOMIA APLICADA

Vol. 20 – nº 2

Abril – Junho 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

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



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

Secretaria e Divulgação: 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 2

Abril – Junho 2016

ARTIGOS

- 173 **Impactos do programa Bolsa Família na renda e na oferta de trabalho das famílias pobres: Uma abordagem usando o efeito quantílico de tratamento**
Daniella Medeiros Cavalcanti , Edward Martins Costa , Jorge Luiz Mariano da Silva , Raquel Menezes Bezerra Sampaio
- 203 **Um novo olhar sobre um Antigo Debate: A tese de Prebisch-Singer é, ainda, válida?**
Julio Castro Alves de Lima e Silva , Luiz Carlos Delorme Prado , Julia Ferreira Torracca
- 227 **Custo das flutuações econômicas após o Plano Real**
Fernando Antônio de Barros Júnior , Valdemar Rodrigues de Pinho Neto
- 245 **Estudo sobre o canal de crédito bancário no Brasil: Abordagem por meio do matching das funções impulso resposta**
Jocildo Fernandes Bezerra , Ricardo Chaves Lima , Igor Ézio Maciel Silva
- 265 **Análise de quebras estruturais na série do preço do boi gordo no Estado de São Paulo**
Cláudio Shikida , Guilherme Leite Paiva , Ari Francisco Araújo Jr.
- 287 **The Dynamics of the Brazilian Current Account with Rule of Thumb Consumers**
Lucio Hellery Holanda Oliveira , Carlos Enrique Carrasco-Gutierrez
- 311 **Research enhancing the quality of teaching: Econometric evidence from Brazil**
Eduardo de Carvalho Andrade , Bruno de Paula Rocha

IMPACTOS DO PROGRAMA BOLSA FAMÍLIA NA RENDA E NA OFERTA DE TRABALHO DAS FAMÍLIAS POBRES: UMA ABORDAGEM USANDO O EFEITO QUANTÍLICO DE TRATAMENTO

DANIELLA MEDEIROS CAVALCANTI *

EDWARD MARTINS COSTA †

JORGE LUIZ MARIANO DA SILVA ‡

RAQUEL MENEZES BEZERRA SAMPAIO §

Resumo

O impacto do Programa Bolsa Família (PBF) ao longo das distribuições da renda e da jornada de trabalho das famílias pobres brasileiras foi verificado utilizando os microdados do Censo Amostral do IBGE de 2010 e o estimador do Efeito Quantílico do Tratamento (EQT) de Firpo (2007). O grupo de tratamento e o grupo de controle foram ambos compostos por famílias elegíveis ao programa, porém entram no grupo de tratamento apenas as famílias que efetivamente receberam o benefício. As famílias que participam do PBF, quando comparadas às famílias não beneficiadas: a) podem ter jornada de trabalho maior, menor ou semelhante, dependendo do quantil analisado; e, b) têm menor renda oriunda do trabalho para todos os quantis da distribuição.

Palavras-chave: Efeitos quantílicos de tratamento; Programas de Transferência Condicional de Renda; Programa Bolsa Família.

Abstract

The impact of Bolsa Família Program (BFP) along with the distribution of work income and workday of Brazilian poor families was evaluated using microdata from the 2010 Sample Census of IBGE and the Quantile Treatment Effect estimator proposed by Firpo (2007). Both treatment and control groups were based on families eligible to the Program, but only families that actually received the benefits were included in the treatment group. Families registered as PBF beneficiaries, when compared to non beneficiary families: a) may work more, less or the same, depending on the quantile of the distribution; and, b) receive less for the work done at all quantiles of the distribution.

Keywords: Quantile treatment effects; Conditional cash transfer programs; Bolsa Família Program.

JEL classification: J22, J68, C54

DOI: <http://dx.doi.org/10.11606/1413-8050/ea130092>

* Universidade Federal de Pernambuco. E-mail: dayukarini@gmail.com.

† Universidade Federal do Ceará. E-mail: edwardcosta@ufc.br.

‡ Universidade Federal do Rio Grande do Norte. E-mail: jdal@ufrnet.br.

§ Universidade Federal do Rio Grande do Norte. E-mail: raquelmbssampaio@gmail.com.

1 Introdução

A pobreza e suas consequências em termos de liberdades individuais fazem parte das principais preocupações de quase todas as nações do mundo. Acabar com a fome e a miséria é a primeira das oito metas do milênio estabelecidas pela Organização das Nações Unidas (ONU) em 2000, com o apoio de 191 nações.

Os dados sobre a pobreza no Brasil nos últimos anos têm demonstrado que, no período 2003 a 2012, os níveis de pobreza e de pobreza extrema diminuíram sensivelmente. Segundo informações do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA), entre as décadas de 1980 a 2010, a taxa de pobreza no Brasil passou de 41,29% para 16,48%, enquanto a taxa de pobreza extrema foi reduzida de 16,40% para 5,70%. Acredita-se que isso se deva, em parte, às políticas públicas de transferência de renda aplicadas, no país, na última década.

Com efeito, no início da década de 1990, governos latino-americanos começaram, mesmo que timidamente, a implementar políticas públicas de combate à pobreza. Um dos primeiros e maiores programas de transferência de renda que surgiu foi o Oportunidades (antigo Progresá) do México. Além de atrelar a transferência de renda à frequência escolar, esse programa adicionou a saúde como mais um elemento condicionante ao repasse monetário. Sabendo da importância de monitorar seus resultados, os formuladores do Oportunidades implementaram uma avaliação *ex-ante* do programa, o que possibilitou um melhor acompanhamento de seus impactos para verificar se está alcançando seu objetivo final: minorar a pobreza de forma multidimensional ao melhorar a renda, a saúde e a educação das famílias mais necessitadas (Fiszbein et al. 2009). Inspirados nesse programa, vários países da América Latina criaram seus Programas de Transferência Condicional de Renda, como, por exemplo, o *Bono de Desarrollo Humano*, do Equador, o *Familias en Acción*, da Colômbia, e o *Chile Solidario*, do Chile, dentre outros.

Seguindo essa linha de programas focalizados, o Programa Bolsa Família (PBF) foi criado, em 2003, no Brasil (Brasil 2012). Na realidade, o PBF resultou da união de diversas políticas públicas, tais como o Bolsa-Escola, o Vale-Gás e a Bolsa-Alimentação, mas seu alcance foi consideravelmente ampliado ao longo dos últimos anos. O principal objetivo do programa é minorar de imediato a pobreza por meio da transferência condicional de renda para um grupo de famílias elegíveis¹. Atualmente, o Programa Bolsa Família atinge mais de 11 milhões de famílias e custa aproximadamente 0,4% do PIB do país (Chioda et al. 2015).

Mas, como saber se o PBF tem atingido seus objetivos? Além de prestar contas à sociedade sobre o retorno obtido com os recursos públicos investidos no programa, as avaliações de impacto de uma política são fundamentais para detectar se há necessidade de redesenhar a política pública ou, até mesmo, para justificar a expansão do programa. No entanto, apesar de ter sido influenciado pelo Programa Oportunidades, o PBF não implementou uma avaliação de impacto *ex-ante* ao programa, tampouco criou um comitê de monitoramento. Por conseguinte, torna-se importante acompanhar, monitorar e avaliar o PBF, ainda que seja *in interim*.

¹As condicionalidades e critérios de elegibilidade do PBF são descritos em detalhes na próxima seção

De fato, os impactos do PBF nas mais variadas dimensões socioeconômicas têm sido objeto de diversos estudos na última década. Por exemplo, Glewwe & Kassouf (2012) observaram que o PBF aumentou a matrícula das crianças, diminuiu a taxa de abandono e aumentou a taxa de aprovação escolar. Menezes-Filho et al. (2014) encontraram evidências de que, em cidades onde o PBF aumentou a dispersão da distribuição das notas dos alunos, houve entrada de mais escolas particulares.

Rasella et al. (2013) mostraram que o PBF teve um impacto positivo na saúde infantil, pois diminuiu a mortalidade infantil e a admissão hospitalar para crianças com menos de 5 anos. Além disso, segundo Chioda et al. (2015), a ampliação do PBF em São Paulo foi responsável por explicar parte da queda da criminalidade nessa cidade. Em termos do impacto do programa na fertilidade, ? não observou resultados significativos na fecundidade das beneficiárias, enquanto Berbel (2011) estimou um aumento nos casos de gravidez juvenil. Já Simões & Soares (2012) documentaram que a taxa de fecundidade das beneficiárias do PBF foi significativamente menor do que as taxas das mulheres elegíveis e não beneficiárias, sobretudo nas faixas de renda mais baixas.

Uma das principais críticas ao PBF é seu suposto impacto negativo no mercado de trabalho. A ideia é que, ao ingressar no programa, as famílias beneficiadas podem diminuir as horas trabalhadas, se considerarem que a perda salarial por não trabalhar é compensada pelo repasse monetário do programa (Tavares 2010). Esse fenômeno foi intitulado de efeito-renda. Assim, mesmo com o intuito de diminuir a pobreza e a desigualdade de renda, o programa pode, teoricamente, provocar efeitos adversos no mercado de trabalho. A relativa importância desse efeito no comportamento das famílias é, então, uma questão a ser analisada empiricamente.

A maior parte dos artigos que analisaram o impacto do PBF no mercado de trabalho concentrou-se nos efeitos do programa na decisão de participar ou não da força de trabalho ou no número de horas trabalhadas² (Ferro & Nicollela 2007, Foguel & Barros 2010, Tavares 2010, Soares et al. 2007, Cedepplar 2007). A lição geral dessa literatura é que os impactos do PBF variam de acordo com a população alvo da análise. O efeito na taxa de participação foi positivo para alguns grupos demográficos e nulo para outros. Já os resultados para o número de horas trabalhadas apresentaram maior discrepância, pois foram encontrados tanto impactos positivos, quanto negativos. Ressalta-se que esses artigos observaram apenas o efeito na média da distribuição. A próxima seção apresenta uma descrição mais detalhada desses estudos.

O principal objetivo do presente trabalho é analisar o efeito do Programa Bolsa Família (PBF) sobre o mercado de trabalho (horas trabalhadas e renda do trabalho) das famílias pobres do Brasil com um enfoque no impacto ao longo de toda a distribuição da população alvo. Para tanto, utiliza-se a metodologia de Firpo (2007) para estimação do efeito quantílico de tratamento (EQT). Tal análise propicia um melhor entendimento do comportamento dos beneficiários, além de ser mais adequada nas estimações de dados assimétricos, como é o caso, conforme apontado por Hoffmann (2009), da distribuição da renda dos brasileiros.

Os dados utilizados foram extraídos dos microdados do Censo Demográ-

² Uma exceção é Lichand (2010), que analisou os efeitos do Programa Bolsa Família no empreendedorismo. O autor observou que o PBF estimulou a criação de novos negócios no meio urbano, principalmente como fonte de renda secundária para as famílias.

fico Amostral do ano de 2010 elaborado pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Dada a heterogeneidade regional brasileira, estimaram-se os EQTs para o Brasil como um todo e, separadamente, para o Brasil urbano e o Brasil rural.

Este estudo contribui para o debate sobre os efeitos do PBF no mercado de trabalho ao apresentar resultados para diferentes quantis das distribuições do número de horas trabalhadas e da renda do trabalho dos domicílios. Por um lado, observou-se uma redução no tempo/hora dos chefes de domicílios beneficiários do Programa Bolsa Família em alguns quantis, mas não para a mediana da distribuição. Por outro lado, identificou-se um estímulo ao trabalho para chefes de família que trabalham em média 10h. Ademais, o impacto do PBF na renda do trabalho foi negativo para todos os quantis da distribuição, mesmo para a mediana, onde não ocorreu redução na jornada de trabalho.

Duas explicações são consistentes com as evidências apresentadas: (1) os beneficiários subdeclaram a renda e o número de horas trabalhadas mais do que os elegíveis e não beneficiários; (2) o programa realmente desestimula o trabalho, seja porque os beneficiários optam por mais lazer ou porque eles temem perder o benefício caso trabalhem mais ou assumam funções mais bem remuneradas.

Além desta introdução, o presente estudo dispõe de mais sete seções: a próxima seção apresenta com mais detalhes o Programa Bolsa Família, a seção seguinte revisa a literatura de avaliação dos impactos teóricos e empíricos do PBF no mercado de trabalho. A metodologia é apresentada na Seção 4, enquanto a Seção 5 detalha a construção da base de dados e suas estatísticas descritivas. A Seção 6 faz uma análise dos resultados. E, na última seção, são feitas as considerações finais deste estudo.

2 O Programa Bolsa Família: criação, objetivos e condicionalidades

O Bolsa Família é um programa de transferência de renda com condicionalidades, sendo uma fusão de outros programas como o Bolsa Alimentação, Programa Bolsa Escola Federal, Vale-Gás, dentre outros. Criado em 20 de outubro de 2003 pela Medida Provisória nº 132, foi legitimado pela Lei nº 10.836, de 09 de Janeiro de 2004, e pelo Decreto nº 5.209, de 17 de setembro de 2004, e tem como objetivo principal combater a pobreza no Brasil. Para tanto, atua em duas frentes:

1. interpretando a pobreza como insuficiência monetária, busca-se seu alívio em curto prazo via transferência direta de renda;
2. admitindo o caráter multidimensional da pobreza, o governo impõe algumas condicionalidades às famílias beneficiadas, ligadas tanto à saúde quanto à educação, visando esta última desfazer o ciclo intergeracional da pobreza por meio de estímulos ao aumento do capital humano.

Para dividir as famílias pobres das não pobres, o Governo Federal criou uma linha de pobreza *ad hoc*³ de até R\$140,00 per capita, de modo que o valor do benefício depende do número de filhos e de sua respectiva faixa-etária.

³Existe uma vasta literatura que discute como a linha de pobreza deve ser definida. Uma definição geral para pobreza é de difícil consenso, pois existem, em geral, três parâmetros distintos

Dessa forma, em 2012, famílias que possuem filhos de até 15 anos recebem R\$32,00 – Benefício Variável (BV) –, com um teto máximo de 5 filhos nessa faixa de idade por domicílio; enquanto as mães de adolescentes entre 16 e 17 anos recebem R\$38,00 – Benefício Variável Vinculado ao Jovem (BVJ) –, com um limite de até dois BVJs por família. Vale salientar que também foi criada uma linha de pobreza extrema, com domicílios recebendo até R\$70,00 per capita e, para essas famílias, há um benefício básico de R\$70,00 que não exige condicionalidades. No entanto, esses valores vêm sofrendo modificações desde sua criação. A Tabela 1 sumariza a evolução dos critérios de elegibilidade de participação por parte das famílias e dos benefícios a elas repassados.

Tabela 1: Critério de elegibilidade e valor dos benefícios de 2004 a 2012

Ano	Critério de elegibilidade*		Qnt. máxima por tipo de benefício			
	Pobres	Extr. Pobres	Básico	Var.	BV	BVJ
2004	100	50	1	3	-	-
2005	100	50	1	3	-	-
2006	120	60	1	-	3	2
2007	120	60	1	-	3	2
2008	137	69	1	-	3	2
2009	140	70	1	-	3	2
2010	140	70	1	-	3	2
2011	140	70	1	-	3	2
2012	140	70	1	-	5	2

Ano	Valor máximo		Valor do benefício*			
	repassado	por família*	Básico	Var.	BV	BVJ
2004		95	50	15	-	-
2005		95	50	15	-	-
2006		131	50	-	15	18
2007		172	58	-	18	30
2008		182	62	-	20	30
2009		200	68	-	22	33
2010		200	68	-	22	33
2011		200	68	-	22	33
2012		306	70	-	32	38

Fonte: Elaboração própria com base nas informações de Brasil (2011).

^a Nota: *Em Reais (R\$) a valores correntes. Var. e BV correspondem aos benefícios variáveis, sendo que Var. é a nomenclatura usada até 2005 e BV de 2006 em diante. BVJ corresponde ao Benefício Variável Vinculado ao Jovem, em vigor desde 2006.

Dessa forma, em 2012, os valores do benefício variaram de R\$32,00 a R\$306,00, que foi o maior montante repassado para as famílias em condições de extrema pobreza (referente ao benefício básico, somado a 5 BV e 2 BVJ), e, para famílias pobres, o valor máximo repassado foi R\$236,00 (5 BVs e 2 BVJs). Esses valores são repassados da União para a Caixa Econômica Federal, onde as famílias podem sacá-los pelo Cartão Social Bolsa Família. Vale salien-

para medi-la: a cesta de consumo, o nível de bem-estar e a renda (que, em geral, tende a ser arbitrária). Assim, classificou-se como uma linha *ad hoc* porque sua escolha foi de forma arbitrária, sendo aproximadamente metade do salário mínimo (s.m.) de 2003/2004 para a linha de pobreza e aproximadamente $\frac{1}{4}$ do s.m. de 2003/2004 para a linha de extrema pobreza.

tar que para ter continuidade no recebimento desse benefício, é obrigação da família atender às condicionalidades exigidas pelo Governo Federal.

As condicionalidades impostas às famílias pelo Governo Federal abrangem os direitos básicos como a educação, a saúde e a assistência social Brasil (2012), sendo premissas imprescindíveis que devem ser seguidas para a continuidade de recebimento do benefício. Com relação à educação, é obrigação das famílias manter seus filhos na escola, com frequência mínima mensal de 85% para filhos até 15 anos e de 75% para jovens entre 16 e 17 anos. No tocante à saúde, devem acompanhar o calendário de vacinação de crianças menores de 7 anos, bem como fazer o pré-natal de mulheres entre 14 e 44 anos. Na assistência social, crianças e adolescentes de no máximo 15 anos que foram retiradas ou estavam em risco de trabalho infantil devem participar do Programa de Erradicação do Trabalho Infantil (PETI) e obter frequência mínima de 85% na escola. Observando essas obrigatoriedades, alguns autores defendem que as contrapartidas são mais importantes do que a própria transferência monetária, uma vez que incentiva o aumento do capital humano e conduz a maior segurança alimentar (Soares & Sátyro 2009).

Acompanhar o cumprimento das condicionalidades é tarefa delegada ao Ministério do Desenvolvimento Social (MDS), juntamente com o Ministério da Educação (MEC) e o Ministério da Saúde (MS), por meio de uma gestão descentralizada, delegando a fiscalização também a cada município. Caso as famílias descumpram o que lhes foi imposto, serão submetidas a algumas penalidades de forma gradativa que vão desde advertências até o cancelamento do benefício.

Alguns autores criticam essa atuação do governo, pois interpretam o PBF como uma proteção social. Dessa forma, atribuir contrapartidas penaliza as famílias mais vulneráveis, pois são essas que encontram mais dificuldades em cumprir o que foi exigido (Soares & Sátyro 2009).

Vale salientar que o descumprimento das condicionalidades não necessariamente acarreta em penalidades, pois se faz necessário investigar os motivos que levaram à violação dessa obrigatoriedade por parte das famílias, já que algumas delas podem morar longe da escola, cabendo ao Estado garantir condições necessárias para o acesso, bem como a outras eventualidades que minam as famílias em cumprir seus deveres com o programa (Traldi et al. 2012).

3 Revisão da literatura

Quando um formulador de políticas públicas reconhece um problema e implanta uma política, seu objetivo é tentar sanar ou minorar possíveis efeitos negativos para os atores diretamente envolvidos em tal problemática. No entanto, o próprio desenho da política deve tentar antever possíveis impactos negativos, sejam eles diretos ou indiretos. No Programa Bolsa Família, criado com o intuito de reduzir a pobreza no Brasil, uma das soluções propostas é a transferência de renda. Uma das críticas feitas a essa política é que a doação monetária, mesmo contemplando contrapartidas, cria um incentivo negativo no sentido de diminuir a oferta de trabalho dos beneficiados pelo programa: é o chamado “efeito-preguiça”.

Numa perspectiva microeconômica, Tavares (2010) afirmou que o efeito-preguiça, caso realmente ocorra, é resultante da interação entre o efeito-renda e o efeito substituição, cada um atuando em direção oposta. O efeito-renda

acontece quando os beneficiários interpretam que a perda monetária da diminuição do salário decorrente da redução da oferta de trabalho é recompensada pela transferência de renda do PBF. Ou seja, o efeito-renda é o principal responsável pelo efeito-preguiça.

Foguel & Barros (2010) também destacaram esse efeito negativo, uma vez que num modelo de oferta individual de trabalho, o recebimento da transferência de renda cria um efeito-renda puro. Considerando que os adultos alocam suas horas entre trabalho e lazer, a menor necessidade de efetuar esforço para adquirir bens de consumo promoveria um efeito substituição das horas de trabalho por horas de lazer, e assim, o efeito total do PBF sobre a oferta de trabalho individual seria negativo.

Uma das condicionalidades para se ter direito ao benefício do PBF é manter os filhos na escola. Isso, segundo Tavares (2010), provoca o chamado efeito-substituição, que atua em duas frentes:

1. Supondo que a renda domiciliar total é composta pelo trabalho de todos os componentes familiares, incluindo crianças e jovens, então o efeito-substituição ocorre quando o responsável pelo PBF se vê na obrigação de trabalhar mais para manter o mesmo nível de renda, já que seus filhos deixaram de trabalhar para estudar. Ou seja, o PBF incentiva o trabalho, criando uma espécie de “efeito-esforço”.
2. A outra forma de atuação do efeito-substituição incide numa possível maior alocação das horas trabalhadas dos pais (principalmente da mãe), que passam a ter maior disponibilidade de tempo na medida em que os seus filhos estão na escola.

O equilíbrio acontece quando o efeito substituição anula o efeito renda, de forma que não há incentivo nem desincentivos aos beneficiados em ofertarem trabalho. Fora do equilíbrio, quando o efeito-renda sobrepuja o efeito-substituição, prevalece o efeito-preguiça; do contrário prevalece o efeito-esforço.

Outro fator importante levantado por Teixeira (2008) deve-se ao chamado efeito-choque, que corresponde ao efeito direto da transferência na renda familiar. A ideia é simples: uma família pode trabalhar menos porque recebe transferência, mas o impacto na renda sempre será positivo. A principal diferença desse efeito para os dois anteriores deve-se à mudança na variável de referência: enquanto que o impacto apontado por Tavares (2010) é no salário (tornando o efeito na renda implícito), o apontado por Teixeira (2008) é na renda (salário como efeito implícito).

Souza (2013) concordou com Tavares (2010) ao afirmar que os programas de transferência condicionais de renda geram diferentes efeitos sobre a oferta de trabalho dos adultos em famílias beneficiárias. Se por um lado, a transferência de renda gera um efeito negativo sobre a oferta de trabalho, por outro lado, a condicionalidade de frequência escolar dos filhos à escola pode fazer com que os adultos substituam as tarefas dos filhos em casa ou no mercado de trabalho.

Seguindo essa mesma linha de argumentação, Pedrozo Júnior (2010) destacou que não é possível afirmar que os membros da família ofertarão mais ou menos horas no mercado de trabalho sem considerar a possibilidade de que os adultos sejam substitutos na produção doméstica. Ele ressalta que, se é a mãe o membro da família com maior participação na restrição orçamentária,

a necessidade de cuidados com os filhos e com as atividades domésticas pode induzir a uma redução de horas trabalhadas pelo pai ou por outro membro adulto na família com menor participação na restrição orçamentária familiar. É necessário lembrar que cada membro da família possui preferências distintas quanto à decisão entre consumo e horas de lazer e essa decisão ocorre num processo de interação dentro do domicílio.

Entretanto, considerando que a maioria das famílias que recebem os benefícios tem filhos que devem frequentar a escola, num modelo de oferta de trabalho da família, o estoque de horas de trabalho diminuiria com a condicionalidade exigida pelo programa. Portanto, para recompor a perda do valor de bens adquiridos com a redução do tempo de trabalho dos filhos, a oferta de trabalho dos outros membros da família deveria aumentar.

Nesse sentido, o efeito total do programa seria ambíguo, pois o efeito renda do programa levaria a redução na oferta de trabalho, enquanto a redução das horas de trabalho ofertada pela criança seria compensada pelo aumento de horas ofertadas pelos demais membros da família (efeito-esforço). Então, resta determinar, empiricamente, qual efeito é predominante entre as famílias brasileiras beneficiárias do programa.

A seguir, são detalhados os estudos empíricos que investigaram essa questão tanto para horas trabalhadas, quanto para a taxa de participação. Em geral, há bastante variação tanto na população de interesse dos estudos, quanto nas metodologias utilizadas.

Ferro & Nicollela (2007), a partir de dados da PNAD de 2003, analisaram a problemática considerando as diferenças entre chefes familiares do sexo masculino e feminino, além de fazer uma separação entre zonas rurais e urbanas. Para tal, foram utilizados os métodos de estimação Probit e o procedimento de Heckman. A pesquisa concentrou-se em famílias que recebiam rendimentos per capita menores ou iguais a meio salário mínimo em setembro de 2003 e que, além disso, possuíam crianças entre 6 e 15 anos de idade. Os autores concluíram que a probabilidade de participar ou não do mercado de trabalho não se altera somente pelo fato da família se inserir num programa de transferência de renda condicionada. O que se modifica é o tempo dedicado ao trabalho: mães⁴ e pais residentes no meio rural e urbano reduzem as horas trabalhadas quando são beneficiados por uma renda extra, e assim podem “pagar mais tempo de lazer”.

Foguel & Barros (2010) estudaram, no período de 2001 a 2005, o impacto do programa nas horas trabalhadas e na taxa de participação dos beneficiários do PBF por meio de cinco métodos econométricos diferentes (OLS, Painel Efeitos Aleatórios, Painel Efeitos Fixos, Primeira Diferença e GMM). Como a PNAD é um esquema de amostragem que não permite verificar se um indivíduo está contido na amostra em todos os anos analisados, os autores utilizaram um painel com 806 municípios que foram seguidos ao longo dos cinco anos de estudo. A análise foi realizada primeiramente para a taxa de participação das mulheres, e posteriormente, para as horas trabalhadas para cada gênero. Os autores concluíram que o programa não influenciou na taxa de participação das mulheres, mas provocou redução em suas horas trabalhadas, ainda que esse efeito tenha sido pequeno. Quanto aos homens, a taxa de participação aumentou ao passo que as horas trabalhadas diminuíram. O efeito

⁴A mãe urbana é a única que apresenta um efeito oposto.

final de todas essas interações foi o não efeito, ou seja, não houve incentivos nem efeito-preguiça.

A pesquisa realizada pelo Cedeplar (2007) utilizou a metodologia Propensity Score Matching, por meio de um desenho amostral com três grupos distintos, em novembro de 2005. O primeiro grupo era composto pelas famílias beneficiadas pelo PBF. O segundo grupo, denominado “controle tipo 1”, foi formado pelas famílias aptas a receber o programa, mas que ainda não eram beneficiárias. Já o terceiro grupo, o chamado “controle tipo 2”, foi formado por famílias que não tinham sido cadastradas no Cadastro Único, mas que atendiam aos requisitos para tal. Os grupos representam 30%, 60% e 10% da amostra, respectivamente. O estudo elaborou análises do efeito do PBF na oferta de trabalho de homes e mulheres e na renda do trabalho, entre outros. Os resultados obtidos não confirmaram a hipótese de que o recebimento de transferências monetárias provoca desincentivos ao trabalho. Ao contrário, a pesquisa encontrou aumento na oferta de trabalho dos tratados em comparação aos grupos de controle, sendo esse efeito ampliado quando o beneficiário é uma mulher extremamente pobre.

Tavares (2010), utilizando dados da PNAD de 2004, investigou o efeito do PBF sobre o comportamento no mercado de trabalho das mães beneficiárias do programa por meio do método Propensity Score Matching. Focou-se apenas nas mães que são chefes ou cônjuges de família e com diferença de idade em relação aos filhos entre 12 e 50 anos. Estas foram classificadas em grupos similares ao da pesquisa do Cedeplar (2007): (1) mães que receberam o PBF; (2) mães cadastradas, mas que não receberam o benefício; (3) mães elegíveis, mas que não se inscreveram no Cadastro Único; e, (4) mães não beneficiárias com renda per capita inferior ou igual a R\$ 260,00. A estimação gerou resultados semelhantes aos obtidos pelo Cedeplar (2007), ou seja, além de rejeitar o efeito-preguiça, mostrou evidências de que as mães beneficiárias possuíram maior jornada de trabalho e maior participação no mercado.

Nunes & Mariano (2015) procuraram analisar os efeitos do programa Bolsa Família sobre a decisão de participação e alocação de horas de trabalho das famílias pobres, residentes na região rural do Nordeste. Os autores utilizaram os dados da PNAD, do ano de 2006, e os modelos de correção de viés de seleção de Heckman e o *doublehurdle* de Cargg. Entre outros resultados, os autores constataram que as chances de os jovens estarem ocupados, em atividades no setor rural, diminuía se as suas famílias estivessem participando do Bolsa Família. Perceberam ainda que o programa também reduzia as chances de participação dos pais em atividades fora da agricultura. Entretanto, eles argumentaram que o programa reduzia marginalmente a oferta de trabalho, e que sua intensidade dependeria do valor da transferência e do acesso a outras fontes de renda.

Com o exposto, observa-se que não há um consenso sobre os efeitos do programa no mercado de trabalho, pois os resultados dependem, fundamentalmente, da população alvo do estudo. Na Seção 6, buscou-se apresentar resultados para as diversas populações de enfoque da literatura descrita acima, o que possibilita a comparação entre as evidências deste trabalho e a de trabalhos anteriores.

4 Metodologia

A fim de avaliar os impactos do PBF no mercado de trabalho, este trabalho utilizou o modelo de Firpo (2007) para estimação do efeito quantílico de tratamento (EQT), com base em dados dos domicílios do Censo 2010.

A avaliação de impactos de programas seria trivial se fosse possível observar ao mesmo tempo um domicílio i participando e não participando do programa. Seja $Y_i(j)$ o resultado de interesse para o domicílio i , em que $j = 1$ se ele participa do programa e $j = 0$ se ele não participa do programa. Nesse caso, para obter o impacto do programa no domicílio i bastaria tirar a diferença entre resultados nestes dois estados: $Y_i(1) - Y_i(0)$.

No entanto, é impossível um domicílio participar e não participar do programa ao mesmo tempo, sendo observado o resultado para o domicílio i em apenas um dos dois estados. Seja D_i uma variável *dummy* que indica se o domicílio participa do programa ($D_i = 1$) ou não ($D_i = 0$). Então, observa-se apenas o resultado: $Y_i = Y_i(1) \cdot D_i + Y_i(0) \cdot (1 - D_i)$.

Portanto, para calcular o impacto do programa num grupo de domicílios – o chamado de grupo de tratamento – é preciso criar um grupo de domicílios tão parecido quanto possível do grupo de tratamento, diferindo-os apenas pelo fato de não participarem do programa – o chamado grupo de controle.

Neste estudo, define-se o grupo de tratamento como sendo composto pelas famílias **elegíveis e beneficiadas** pelo programa, ou seja, aquelas que possuem todas as características de elegibilidade para poder participar do programa e foram selecionadas. Já o grupo de controle é formado pelas famílias **elegíveis e não beneficiadas** pelo programa, ou seja, aquelas famílias que possuem todas as características de elegibilidade para poder participar do programa e, no entanto, não foram selecionadas pelo programa. Com efeito, segundo os dados do Censo de 2010, existe um grande número de famílias elegíveis a receber o benefício (vide as estatísticas descritivas, na Tabela 2), mas que não o recebem. Isso acontece porque não existem recursos disponíveis para todos os elegíveis em cada município, sendo que o número de bolsas por município obedece a um sistema de cotas baseado em estimativas do número de pobres de cada município.

Além disso, conforme discutido anteriormente, a maior parte dos estudos que avaliaram o PBF analisaram o impacto do programa na média. De fato, segundo Frölich & Melly (2008), 95% de toda econometria aplicada estimam os efeitos na média. As desvantagens do foco em efeitos na média dependem principalmente da própria estrutura dos dados, sendo os efeitos pouco informativos quando a distribuição é assimétrica. Por exemplo, a renda média das famílias no Brasil não reflete a concentração e a cauda pesada de sua distribuição, já que maioria da população possui rendimento abaixo da média e apenas uma pequena parcela mais abastada recebe muito acima da média (Hoffmann 2001).

Modelagens quantílicas são capazes de captar essas características da distribuição, pois estimam efeitos ao longo de diversos quantis da distribuição. Dessa forma, o efeito quantílico do tratamento (EQT) e o efeito de tratamento quantílico nos tratados (EQTT) são abordagens alternativas para aprofundar estudos de avaliação de impacto de políticas públicas, além de apresentar resultados mais robustos a possíveis *outliers*.

Para cada quantil fixo $\tau \in (0,1)$, o efeito quantílico de tratamento, Δ_τ , é definido como sendo a distância horizontal entre as funções de distribuição

acumuladas do grupo de tratamento e do grupo de controle (Firpo 2007):

$$\Delta_{\tau} = q_{1,\tau} - q_{0,\tau}; q_{j,\tau} \equiv \inf_q \Pr[Y(j) \leq q] \geq \tau \quad (1)$$

O efeito quantílico de tratamento nos tratados, $\Delta_{\tau|T=1}$, é definido de forma similar, sendo que a distância é obtida para distribuições condicionais ao tratamento:

$$\Delta_{\tau|T=1} = q_{1,\tau|T=1} - q_{0,\tau|T=1}; q_{j,\tau} \equiv \inf_q \Pr[Y(j) \leq q | T = 1] \geq \tau \quad (2)$$

No entanto, não é possível comparar diretamente os resultados dos domicílios que recebem o benefício e os que não recebem o benefício, pois os domicílios podem possuir características bastante diferentes. Por exemplo, pode ser que as famílias beneficiárias do programa tenham chefes de famílias com menor escolaridade do que as famílias não beneficiárias. Firpo (2007) apresenta condições de identificação que levam a estimadores eficientes dos EQT e do EQTT. São elas:

- Hipótese 1: Dado $X, (Y(0), Y(1))$ são conjuntamente independentes de T ;
- Hipótese 2: Para alguma constante $c > 0, c < p(x) < 1 - c$;
- Hipótese 3: Para $j = 0$ ou $1, Y(j)$ é uma variável aleatória contínua com suporte em $\mathbb{R}$, para os quais as seguintes condições se aplicam:
 - Existem conjuntos não vazios Υ_0 e Υ_1 , de forma que: $\Upsilon_j = \{\tau \in (0, 1); \Pr[Y(j) \leq q_{j,\tau} - c] < \Pr[Y(j) \leq q_{j,\tau} + c], \forall c \in \mathbb{R}, c > 0\}$
 - Existem conjuntos não vazios $\Upsilon_{0|T=1}$ e $\Upsilon_{1|T=1}$, de forma que: $\Upsilon_{j|T=1} = \{\tau \in (0, 1); \Pr[Y(j) \leq q_{j,\tau|T=1} - c] < \Pr[Y(j) \leq q_{j,\tau|T=1} + c], \forall c \in \mathbb{R}, c > 0\}$

As Hipótese 1 e 2, propostas por Rosenbaum & Rubin (1983), são conjuntamente denominadas de ignorabilidade forte. A Hipótese 1 assume que o resultado Y do tratamento j é independente do estado do tratamento D condicionado a um conjunto de covariadas X . A Hipótese 2 garante a existência de um suporte comum entre o escore de propensão de tratados e não tratados. Já a hipótese 3 assume que ao menos alguns quantis são bem definidos e únicos.

Portanto, a validade dessa estratégia de identificação depende da natureza do programa estudado. A Hipótese da ignorabilidade forte geralmente é a mais controversa em estudos aplicados. Segundo essa hipótese, desde que, dadas as características observáveis dos domicílios, um domicílio pertença ou não ao PBF por fatores aleatórios, essa metodologia leva a uma estimação consistente dos impactos do programa.

Acredita-se que, no caso do PBF, essa hipótese seja razoável, pela forma como são escolhidos os beneficiários no programa. Com efeito, como não há recursos suficientes para todos os elegíveis, o cadastro das famílias é feito de forma descentralizada em cada município. De posse apenas do cadastro das famílias, conhecido como CadÚnico, cabe ao Ministério do Desenvolvimento determinar quais famílias recebem o benefício imediatamente e quais ficam aguardando na lista de espera⁵. Então, no momento de inclusão ou não de

⁵ De acordo com Soares & Sátyro (2009), a base de dados das famílias que fizeram o cadastro é enviada a Caixa Econômica Federal (CEF), onde é consolidada. A partir de então, cabe ao MDS determinar a elegibilidade da família.

uma determinada família no programa, dispõem-se apenas das informações da família contidas no cadastro, de forma que a participação ou não condicional a estas características é aleatória.

A fim de controlar pelas características do domicílio observadas pelo Ministério do Desenvolvimento, selecionaram-se variáveis que estavam presentes tanto no CadÚnico quanto no Censo. Das cerca de 30 variáveis presentes no CadÚnico, foi possível estabelecer uma correspondência com dados do Censo para 28 variáveis, o que representa uma cobertura de mais de 90% do CadÚnico. A descrição das variáveis do PSM é apresentada na próxima seção, juntamente com suas estatísticas descritivas.

O método de estimação de Firpo (2007) é composto por duas etapas. Na primeira, estima-se o escore de propensão (a probabilidade de se pertencer ao grupo de tratamento), $Pr[D = 1 | X = x]$ ou $p(x)$, por meio de algum método não paramétrico, como por exemplo modelos logit ou probit locais. Na segunda etapa, o escore de propensão é utilizado para a construção de pesos a ser utilizados em uma versão modificada do estimador de regressão quantílica de Koenker & Bassett Jr (1978).

Seja $\widehat{\Delta}_\tau$ o estimador do ETQ no quantil τ , de tal forma que $\widehat{\Delta}_\tau \equiv \widehat{q}_{1,\tau} - \widehat{q}_{0,\tau}$. Para estimar o EQT, basta obter estimadores para os quantis da distribuição dos tratados e não tratados. Esses estimadores são encontrados por meio dos seguintes problemas de minimização:

$$\widehat{q}_{j,\tau} \equiv \arg \min_q \sum_{i=1}^N \widehat{\omega}_{j,\tau} \cdot \rho_\tau(Y_i - q), \text{ para } j = 0, 1 \quad (3)$$

em que $\rho_\tau(\cdot)$ é a função *check*, conforme proposto em Koenker & Bassett Jr (1978). A diferença entre esse estimador e o estimador seminal de Koenker & Bassett Jr (1978) está nos $\widehat{\omega}_{j,\tau}$, que são pesos para ponderar as funções de controle nos dois diferentes grupos (tratados e não tratados). Esses pesos são definidos por:

$$\widehat{\omega}_{1,i} = \frac{D_i}{N \cdot \widehat{p}(X_i)} \text{ e } \widehat{\omega}_{0,i} = \frac{1 - D_i}{N \cdot (1 - \widehat{p}(X_i))}, \quad (4)$$

de tal forma que para obter os quantis dos tratados são utilizados dados apenas do grupo de tratados com peso inversamente proporcional à propensão de ser tratado de cada domicílio. Assim, domicílios com baixa propensão a receber o Bolsa Família, dadas as suas características observáveis, têm um peso maior na estimação dos quantis da distribuição dos tratados. A estimação dos quantis da distribuição dos não tratados segue um raciocínio análogo.

De forma semelhante, obtém-se um estimador para o EQTT no quantil τ , fazendo a diferença entre quantis das distribuições com e sem tratamento apenas para os indivíduos que foram tratados, isto é: $\widehat{\Delta}_{\tau|T=1} \equiv \widehat{q}_{1,\tau|T=1} - \widehat{q}_{0,\tau|T=1}$. Em que $\widehat{q}_{1,\tau|T=1}$ e $\widehat{q}_{0,\tau|T=1}$ são estimados por meio de programas de minimização semelhantes aos apresentados na equação 3, sendo apenas os pesos modificados de forma a incluir apenas o grupo dos domicílios tratados:

$$\widehat{q}_{j,\tau|T=1} \equiv \arg \min_q \sum_{i=1}^N \widehat{\omega}_{j,\tau|T=1} \cdot \rho_\tau(Y_i - q) \quad (5)$$

com

$$\widehat{\omega}_{1,i|T=1} = \frac{D_i}{\sum_{l=1}^N D_l} \text{ e } \widehat{\omega}_{0,i} = \frac{\widehat{p}(X_i)}{(1 - \widehat{p}(X_i))} * \frac{1 - D_i}{\sum_{l=1}^N D_l}, \quad (6)$$

Em resumo, o EQT (EQTT) proposto por Firpo (2007) consiste em um estimador quantílico exógeno e não condicional que calcula o diferencial entre tratados e não tratados ⁶ para cada quantil da distribuição (da distribuição condicional ao tratamento) obtido por meio de pesos baseados em estimadores de propensão obtidos em um primeiro passo.

A seção a seguir apresenta os dados utilizados na estimação dos efeitos quantílicos de tratamento, bem como suas estatísticas descritivas. Após esta discussão sobre as características da base de dados, apresentam-se os resultados da estimação dos efeitos quantílicos de tratamento para diversos quantis. São realizadas estimações separadas para duas variáveis dependentes distintas: a oferta de mão de obra do chefe dos domicílios e a renda oriunda de todos os trabalhos do domicílio.

Além disso, para respeitar as características heterogêneas do Brasil, foi estimado o EQT para o Brasil como um todo e para amostras que contém separadamente os domicílios da zona rural e da zona urbana. Para a captação, a tabulação dos dados e as estimações foram utilizados os *softwares* Stata e R.

Para mensurar o EQT de Firpo (2007), foi utilizado o comando *ivqte* criado por Frölich & Melly (2008), com estimação do escore de propensão por meio de um modelo logit global. No entanto, como o comando *ivqte* permite apenas o cálculo do EQT, o EQTT foi estimado com base no pacote *qte* do *Software* R. Para verificar a robustez dos resultados, também se estimou o EQT por meio do pacote do R e os resultados obtidos foram os mesmos.

A seguir apresentam-se o banco de dados utilizado, as variáveis selecionadas e suas estatísticas descritivas.

5 Dados e estatísticas descritivas

Os dados utilizados neste estudo são provenientes dos microdados do Censo Demográfico Amostral de 2010, sendo originalmente a unidade de análise as pessoas, totalizando 20.545.751 observações. Agregando essas pessoas em domicílios⁷, a amostra resultante foi de 6.130.376 observações, o que corresponde, ao expandir a amostra pelo peso do domicílio, a uma população de 57.444.033 unidades domiciliares. No entanto, quando se selecionam apenas os domicílios pobres elegíveis⁸, a amostra final foi de 1.014.544 observações, resultando em uma amostra expandida de 8.225.263. Destes, 44,88% recebem repasse monetário do PBF a nível nacional.

A distribuição das observações com relação ao local de residência é apresentada da Tabela 2. A maior parte dos beneficiados pelo PBF reside na zona urbana (2.057.056 domicílios, contra 1.634.652 domicílios na zona rural). No entanto, esses 1.634.652 domicílios representam quase 60% do total dos domicílios pobres lotados no rural, enquanto que os 2.057.056 domicílios representam 37% dos domicílios pobres urbanos. Quando cada região é analisada

⁶ Não tratados como contrafactual dos tratados

⁷ Pensionistas (aqueles que residem em uma pensão), empregado(a) doméstico(a) e o(s) parente(s) desse(s) empregados não foram considerados como componente da unidade domiciliar.

⁸ O valor de corte é R\$140,00, e refere-se à renda domiciliar per capita total.

isoladamente, observa-se que a maioria dos beneficiados do PBF reside no Nordeste brasileiro, representando 60,16% da amostra de 531.461 observações. Para os domicílios da região Norte, o percentual foi de 43,20% dos 122.410 domicílios, ao passo que esse percentual no Sul do Brasil foi de 31,60% dos 82.192 domicílios nessa região. Com percentuais menos expressivos, o Sudeste e Centro-Oeste possuem menos de 30% da população que recebe o benefício.

Tabela 2: Distribuição das observações na amostra por local de residência.

Local	Observações	Amostra expandida	Beneficiários pelo PBF (%)
Brasil (p)	20.545.751	190.717.359	5,49
Brasil (d)	6.130.376	57.444.033	15,73
Censurando a amostra para renda familiar de até R\$140,00 per capita mensais.			
Local	Observações	Amostra expandida	Beneficiários pelo PBF (%)
Brasil (d)	1.014.544	8.225.263	44,88
Brasil rural (d)	430.227	2.742.705	59,60
Brasil urbano (d)	584.317	5.482.559	37,52
Norte (d)	122.410	1.018.561	43,20
Nordeste (d)	531.461	4.020.751	60,16
Sul (d)	82.192	564.515	31,60
Sudeste (d)	227.596	2.218.404	24,42
Centro-Oeste (d)	50.885	403.032	27,93

Fonte: Elaboração da autora com base nos microdados do Censo amostral, 2010.

Nota: (p) = pessoas como unidade de observação; (d) = domicílios como unidade de observação.

Conforme discutido na Seção 4, uma comparação direta do rendimento do trabalho e do número de horas trabalhadas para os beneficiários e não beneficiários do PBF apenas levaria a estimativas corretas do efeito de tratamento se esses grupos fossem homogêneos. Para verificar se essa hipótese é razoável, devem-se comparar as características observáveis desses dois grupos. Para tanto, a estimação do escore de propensão baseou-se em variáveis que estão simultaneamente presentes no CadÚnico e nos microdados do Censo de 2010. São elas: **características pessoais do chefe do domicílio** (idade e *dummies* para homem, branco, casado, se trabalha, se tem carteira de trabalho assinada e *dummies* de escolaridade), **composição domiciliar** (nº de pessoas, nº de filhos por faixa etária, nº de filhos homens e nº de filhos brancos), **características do domicílio** (*dummies* para domicílio urbano, próprios, se o domicílio é casa ou apartamento, domicílios de alvenaria, com acesso à rede de água tratada, eletricidade, saneamento e coleta de lixo) e **outras características dos componentes domiciliares** (*dummies* para existência de pessoas com deficiência auditiva, visual, física ou mental). A identificação do EQT e do EQTT depende de a seleção dos beneficiários do programa ser baseada somente nas características dos domicílios citadas acima. Se houver características não observáveis que influenciem na seleção ao programa e nos resultados do mercado de trabalho, haverá viés na estimação dos impactos. No entanto, como quase todas as variáveis do CadÚnico fazem parte das variáveis incluídas no modelo, acredita-se que a hipótese da ignorabilidade forte seja válida para essa aplicação.

A Tabela 3 apresenta as estatísticas descritivas das características observáveis dos domicílios para os beneficiários e não beneficiários do PBF. Observa-

se que domicílios que possuem benefícios do PBF recebem quase 25 reais per capita a mais em comparação aos que não são beneficiados. Por outro lado, possuem renda do trabalho inferior, pois recebem aproximadamente 36 reais per capita a menos. Tal discrepância de rendimento pode ter origem na baixa escolaridade dos chefes familiares beneficiados, já que a maioria é analfabeta ou possui até o ensino primário completo (81%), enquanto que 50% dos chefes domiciliares elegíveis e não beneficiados ou possuem primário ou possuem o ensino ginásial completo. Outras variáveis, tais como gênero, cor, idade e matrimônio mostraram-se semelhantes entre esses dois grupos.

A seguir, são apresentados os resultados relativos às estimações dos efeitos de tratamento quantílicos nas horas trabalhadas e na renda do trabalho.

6 Dados

Para avaliar o impacto do PBF, estima-se o Efeito Quantílico de Tratamento e o Efeito Quantílico de Tratamento nos Tratados baseado nos estimadores de Firpo (2007). Comparam-se domicílios pobres, elegíveis e beneficiados pelo PBF com domicílios pobres, elegíveis e não beneficiados.

A opção por analisar os resultados para domicílios com até R\$140,00 per capita deve-se ao grupo de controle, pois a partir de tal corte monetário pode-se garantir que tais domicílios são elegíveis (mas não beneficiados) pelo programa⁹.

Apresentam-se, então, os resultados e a interpretação das estimações do EQT e do EQTT para as horas trabalhadas e para a renda do trabalho utilizando a amostra com corte de até R\$140,00 per capita.

6.1 Impacto do Programa Bolsa Família nas horas trabalhadas do chefe familiar

A Tabela 4 mostra três diferentes especificações do EQT para a jornada de trabalho média do domicílio. Na primeira especificação, o efeito do PBF é controlado por características do chefe e pela composição domiciliar. Percebem-se efeitos pontuais negativos, com 1% de significância estatística, ao longo da distribuição das horas médias trabalhadas do domicílio – mais especificamente nos quantis 0,25, 0,45, 0,50, 0,75, 0,85, 0,95, e 0,99. Esse efeito é maior, em termos relativos, entre os domicílios que trabalham em média 33h semanais (quantil 0,45), pois aqueles que recebem benefício monetário do Bolsa Família chegam a trabalhar 5 horas a menos em relação aos domicílios que não são beneficiados pelo programa, o que representa um impacto negativo percentual de 14%.

Além disso, há um efeito esforço naqueles que possuem jornada laboral de 15h semanais e esse efeito se mantém ao incluir outras variáveis do CadÚnico na especificação. Nota-se, ainda, que salvos nos quantis supracitados, não existe impacto do PBF na oferta de trabalho. Assim, observando uma jornada usual de trabalho de 40h semanais, verifica-se que o PBF não possui impacto no mercado de trabalho, o que está de acordo com os achados de Foguel & Barros (2010) e contrário aos resultados encontrados por Ferro & Nicollela (2007),

⁹Foram estimados EQTs para cortes de renda per capita mais elevados, tais como R\$180,00; R\$200,00; R\$260,00; e R\$320,00, que representam, respectivamente, 50%, 60%, 70% e 80% do total dos beneficiados pelo PBF. No entanto, ao elevar o corte de renda, o EQT apresentou ínfimas modificações em sua magnitude, mas não no sentido econômico dos resultados.

Tabela 3: Estatística Descritiva. Brasil, 2010.

Variável	Recebem PBF			Não recebem PBF		
	N	$\bar{x}$	D.p.	N	$\bar{x}$	D.p.
Características Pessoais						
Idade	522.983	40	11,2	491.561	42	15,0
Gênero	522.983	62%	0,48	491.561	64%	0,48
Cor/Raça	522.983	26%	0,44	491.561	38%	0,48
Casado	522.983	44%	0,50	491.561	38%	0,49
Escolaridade						
Alfabetizado	522.983	66%	0,47	491.561	78%	0,41
Primário	522.983	47%	0,50	491.561	36%	0,48
Ginásio	522.983	18%	0,38	491.561	20%	0,40
2o Grau	522.983	8%	0,26	491.561	15%	0,36
Superior	522.983	0,2%	0,05	491.561	2%	0,15
Pós-graduação	522.983	0,02%	0,01	491.561	0%	0,06
Possui trabalho	522.983	57%	0,50	491.561	38%	0,48
Horas trabalhadas	160.643	33	17	79.043	35	17,5
Carteira Trabalho	522.983	5%	0,23	491.561	6%	0,24
Renda	522.983	69,5	40,2	491.561	45	53,2
Renda do trabalho	363.437	50,91	39,59	190.681	87	40,0
Composição domiciliar						
No pessoas	522.983	5	2,07	232.348	4	1,92
No filhos	522.983	3	1,72	491.561	1	1,50
No filhos_ 0 a 5 anos	522.983	57%	0,82	491.561	39%	0,71
No filhos_ 6 a 10 anos	522.983	70%	0,86	491.561	29%	0,61
No filhos_ 11 a 15 anos	522.983	72%	0,90	491.561	29%	0,62
No filhos_ 16 a 17 anos	522.983	21%	0,46	491.561	10%	0,32
No filhos_ 18 ou + anos	522.983	45%	0,90	491.561	37%	0,83
No filhos_ cor/raça	522.983	37%	0,42	491.561	30%	0,46
Outras Variáveis do Cadastro Único						
Característica do domicílio						
Área	522.983	50%	0,50	491.561	66%	0,47
Condição	522.983	78%	0,42	491.561	72%	0,48
Tipo	522.983	99%	0,08	491.561	99%	0,12
Material	522.983	78%	0,41	491.561	80%	0,40
Água	522.983	56%	0,50	491.561	65%	0,48
Eletricidade	522.983	86%	0,35	491.561	85%	0,35
Saneamento	522.983	24%	0,43	491.561	44%	0,50
Lixo	522.983	50%	0,50	491.561	67%	0,47
Aluguel	42.777	130	251	67.377	252	305
Outras Características						
Deficiência Visual	522.983	6%	0,24	491.561	6%	0,23
Deficiência Auditiva	522.983	1,23%	0,11	491.561	2%	0,12
Deficiência Mental	522.983	0,98%	0,10	491.561	1%	0,12
Deficiência Física	522.983	3%	0,16	491.561	3%	0,18
Outros Programas	522.983	99%	0,03	491.561	99%	0,02
Agricultor	522.983	36%	0,48	491.561	21%	0,40

Fonte: Estimação dos autores

Nota: Valores monetários em reais de 2010. N = Número de observações; $\bar{x}$ = valor médio;

D.p. = desvio padrão

Cedeplar (2007), Tavares (2010) e Nunes & Mariano (2015). Esses impactos permanecem inalterados mesmo após a inclusão de outras características dos domicílios que estão presentes no CadÚnico (especificação 2). Os resultados dessa segunda especificação podem ser visualizados nas colunas 1 e 3 da Tabela 4.

Na terceira especificação (colunas 4, 5 e 6 da Tabela 4), excluem-se aqueles que não recebem renda do trabalho. Os resultados permanecem praticamente os mesmos, com a diferença que agora há impacto positivo do PBF entre famílias que trabalham pouco (até 15h semanais), em que os beneficiários chegam a trabalhar 1h a mais do que os não beneficiários. Nos demais quantis, verifica-se um possível efeito negativo do Bolsa Família nas horas trabalhadas. As exceções são encontradas nos quantis 0,15, 0,35 e 0,65, que correspondem àquelas famílias que trabalham 20h, 30h e 40h semanais, respectivamente. Isso equivale a jornadas de trabalhos com expedientes bem definidos, com jornada diária de 4h, 6h e 8h, geralmente encontradas em contratos formais de trabalhos. Para aqueles que possuem expedientes improváveis de se verificar em carteira de trabalho assinada, tal como aqueles que trabalham 33h, 42h, 53h ou 73h semanais, os beneficiários do Programa Bolsa Família chegam a ofertar de 5% a 15% menos trabalho.

Na quarta e última especificação (colunas 4, 7 e 8), estima-se o efeito apenas para a população tratada, isto é, o efeito quantílico do tratamento sobre os tratados (EQTT). Os resultados confirmam os achados no EQT, ou seja, existem efeitos negativos pontuais do PBF na jornada de trabalho de domicílios beneficiados por esse programa. Além disso, o não efeito também é encontrado nos quantis equivalente aos que trabalham 20h, 30h e 40h semanais. Com relação ao possível efeito preguiça, este é no máximo de 15% no EQT, ao passo que esse percentual cai para 12% no EQTT.

Quando se analisam separadamente os domicílios chefiados por homens (ver Tabela 5, colunas 1 a 3) e mulheres (ver Tabela 5, colunas 4 a 6), percebe-se que o Bolsa Família afeta distintamente, mas de forma sutil, esses dois grupos, uma vez que o coeficiente desse impacto é mais elevado nos maiores quantis entre os homens. Em outras palavras, quando uma chefe domiciliar recebe benefícios do PBF, ela tende a trabalhar menos em relação àquelas que não recebem, dependendo do quanto trabalha. Já chefes do sexo masculino beneficiados pelo programa tendem a trabalhar menos do que os não beneficiados principalmente quando sua jornada de trabalho é maior, isto é, acima de 48h semanais. Pode-se afirmar que, em linhas gerais, esses resultados estão de acordo com os trabalhos de Foguel & Barros (2010) e Ferro & Nicollela (2007). Com relação aos impactos positivos, os chefes domiciliares homens e mulheres comportam-se de forma semelhante, concentrando esse efeito apenas para aqueles que trabalham menos de 16h semanais.

Analisando as horas trabalhadas apenas do chefe e do cônjuge em separado (Tabela 5, colunas 7 a 16), percebe-se uma pequena diferença entre esses dois grupos: o impacto negativo do PBF entre cônjuges pertencentes a domicílios beneficiados e não beneficiados pelo PBF é maior em menores jornadas de trabalho, enquanto que esse impacto negativo entre chefes domiciliares com e sem o PBF é maior em maiores jornadas de trabalho. Ou seja, para aqueles que trabalham pouco (2h a 3h semanais), possivelmente o PBF impacta mais os cônjuges do que os chefes domiciliares. Por outro lado, para aqueles que trabalham muito (80h a 85h semanais), o PBF impacta negativamente mais os chefes domiciliares do que seus respectivos cônjuges. Isso pode estar refle-

Tabela 4: Efeito do Bolsa Família na jornada de trabalho. Brasil, 2010.

QUANTIL	H (1)	EQT (2)	EQT (3)	H (4)	Só horas estritamente positivas			
					EQT (5)	% (6)	EQTT (7)	% (8)
0,01	4h	0 (0,112)	0 (0,120)	5h	1*** (0,126)	22%	0 (0,040)	–
0,05	8h	0 (0,113)	0 (0,118)	8h	1*** (0,128)	6%	0,5* (0,320)	3%
0,10	15h	1*** (0,284)	1*** (0,301)	15h	1*** (0,305)	7%	–1 (0,680)	–
0,15	20h	0 (0,113)	0 (0,117)	20h	0 (0,133)	–	0 (0,350)	–
0,25	25h	–1*** (0,147)	–1*** (0,155)	25h	–2*** (0,199)	–8%	–3*** (0,001)	–10%
0,35	30h	0 (0,070)	0 (0,069)	30h	0 (0,078)	–	0 (0,001)	–
0,45	33h	–5*** (0,120)	–5*** (0,128)	33h	–5*** (0,128)	–15%	–4*** (0,160)	–12%
0,5	35h	–3*** (0,210)	–2*** (0,221)	35h	–4*** (0,244)	–10%	–2*** (0,410)	–6%
0,65	40h	0 (0,034)	0 (0,035)	40h	0 (0,040)	–	0 (0,001)	–
0,75	42h	–2*** (0,134)	–2*** (0,142)	42h	–2*** (0,153)	–5%	–2*** (0,320)	–5%
0,85	46h	–3*** (0,114)	–3*** (0,118)	48h	–3*** (0,128)	–6%	–3*** (0,001)	–6%
0,95	56h	–5*** (0,166)	–5*** (0,171)	58h	–5*** (0,200)	–9%	–5*** (0,001)	–9%
0,99	73h	–8*** (0,581)	–8*** (0,652)	75h	–8*** (0,633)	–10%	–8*** (1,520)	–10%
N	1.014.544	168.480	168.480	921.860	127.741		127.741	
Controles:								
Carac. Pessoais e Familiar		Sim	Sim	Sim	Sim	–	Sim	Sim
Outras CadÚnico		Não	Sim	Sim	Sim	–	Sim	Sim

Fonte: Estimativa dos autores

Nota: Essa tabela reporta o efeito quantílico do tratamento (EQT) e o efeito quantílico do tratamento sobre os tratados (EQTT) de Firpo, (2007) do Programa Bolsa Família (PBF) nas horas médias semanais trabalhadas do domicílio. As colunas (1) e (6) mostram a hora média de trabalho por quantil de beneficiários e não beneficiários pelo PBF. A coluna (2) reporta as estimativas do EQT controladas por características pessoais e pela composição familiar, enquanto a coluna (3) acrescenta controles adicionais de outras variáveis existentes no Cadastro Único. A coluna (5) restringe a amostra para horas de trabalhos positivas e diferentes de zero, enquanto que a coluna (7) reporta os resultados do EQTT. As colunas (6) e (8) evidenciam o EQT e o EQTT em termos percentuais, respectivamente. Erro padrão entre parênteses. ‘***’ significativo a 1%; ‘**’ significativo a 5%; ‘*’ significativo a 10%.

tindo o impacto do PBF nas preferências do casal quanto à alocação de horas de trabalho versus horas dedicadas ao lar.

O chefe domiciliar, segundo o IBGE (2008), é a pessoa responsável pelo domicílio, sendo geralmente aquele que possui a maior renda do domicílio. Como espera-se que mais horas de trabalho signifiquem melhores salários, então esse impacto do PBF mais elevado em maiores jornadas de trabalho pode refletir um desincentivo ao trabalho, já que possivelmente o domicílio está perto do ponto de corte para a elegibilidade no programa em questão. Já esse maior impacto do PBF em menores jornadas de trabalho do cônjuge pode significar que o repasse monetário compense os possíveis baixos rendimentos adquiridos nessa jornada de trabalho, fazendo com que o cônjuge prefira alocar esse tempo nos afazeres domiciliares.

É importante notar que no restante dessa distribuição os dois grupos se comportam de forma semelhante. Além disso, o efeito positivo do PBF nas horas trabalhadas desaparece ao especificar as horas trabalhadas apenas para os

chefes domiciliares e para os cônjuges. Salienta-se, mais uma vez, a persistência do não impacto do PBF para aqueles que trabalham 20h, 30h, 40h e 60h semanais. Por fim, vale frisar que esses resultados são confirmados mesmo restringindo o efeito apenas para os tratados (EQTT).

Esses impactos pontuais, mas bem definidos, também são verificados ao analisar separadamente o Brasil entre as zonas rurais e urbanas, tal como mostra a Tabela 6. A maior diferença está no rural brasileiro, pois esses efeitos negativos estão presentes em mais quantis e com um impacto percentual maior em comparação à zona urbana. Em outras palavras, beneficiários do PBF residentes na zona rural tendem a trabalhar menos quando comparados a pessoas não beneficiadas pelo programa nessa mesma localidade. Além disso, quando comparadas essas duas zonas, percebe-se que o impacto negativo nas horas trabalhadas é mais forte no rural, onde beneficiados ofertam até 33% menos trabalho, ao passo que esse percentual para a zona urbana é de, no máximo, 27%. Isso pode ser um reflexo dos diferentes níveis de dinamismo econômico entre essas duas zonas, conferindo ao rural impactos maiores na jornada de trabalho. Mais uma vez, os achados deste artigo estão de acordo com Ferro & Nicollela (2007), Foguel & Barros (2010) e Nunes & Mariano (2015).

Acredita-se que essa diferença de resultados em relação aos trabalhos de Cedeplar (2007), de Tavares (2010) e outros deve-se tanto à metodologia adotada – que verifica o efeito em todos os quantis da distribuição – quanto ao banco de dados utilizado, dada a maior representatividade do Censo em comparação à PNAD.

Segundo IBGE (2008), de forma simplificada, a PNAD adota uma metodologia de seleção complexa de amostragem pela estratificação dos setores censitários, que dependem diretamente de sua representatividade. Assim, quanto menos representativo for o município, menor é a sua probabilidade de ser incluído na PNAD. A questão levantada por Souza (2013) é que, dado o desenho amostral da PNAD, pesquisas de avaliação de políticas públicas que utilizam essa base de dados tendem a subestimar o efeito dos programas sociais, o que inclui o PBF. Isso acontece pelo desencontro entre o plano amostral da PNAD com a forma organizacional e operacional do Bolsa Família, que possui uma gestão descentralizada por cotas municipais, na qual muitos dos pequenos municípios fazem parte do programa, podendo gerar, assim, um viés de representatividade.

Dessa forma, é possível que parte das diferenças de resultados encontradas se deva a um menor viés de representatividade no presente estudo, uma vez que a base de dados utilizada foi o Censo Amostral.

6.2 Impacto do Programa Bolsa Família na renda per capita do trabalho do chefe familiar

A Tabela 7 mostra os resultados de quatro diferentes especificações do EQT e EQTT na renda per capita de famílias residentes no Brasil. Essas especificações são as mesmas encontradas nas Tabelas 4 e 5, em que o impacto é controlado por características do chefe e pela composição domiciliar e por outras características presentes no CadÚnico. A análise também é feita para as seguintes subamostras: apenas dos domicílios chefiados por homens; apenas dos domicílios chefiados por mulheres; e apenas o que tem renda do trabalho positiva.

Tabela 5: Efeito do Bolsa Família na jornada de trabalho do chefe e do cônjuge domiciliar, segundo gênero. Brasil, 2010.

QUANTIL	Chefes Homens			Chefes Mulheres			Chefe do domicílio (homens e mulheres)					Cônjuge do Chefe do domicílio				
	H (1)	EQT (2)	% (3)	H (4)	EQT (5)	% (6)	H (7)	EQT (8)	% (9)	EQTT (10)	% (11)	H (12)	EQT (13)	% (14)	EQTT (15)	% (16)
0,01	5h	1*** (0,121)	10%	4h	1*** (0,264)	13%	3h	0 (0,088)	—	0 (0,420)	—	2h	-1*** (0,320)	-50%	-1*** (0,420)	-50%
0,05	8h	1*** (0,158)	13%	8h	0 (0,273)	—	8h	0 (0,080)	—	-1*** (0,320)	-13%	5h	0 (0,117)	—	0 (0,001)	—
0,10	16h	2*** (0,342)	9%	14h	3*** (0,708)	18%	12h	0 (0,111)	—	0 (0,090)	—	10h	1 (1,230)	—	0 (1,140)	—
0,15	20h	0 (0,156)	—	20h	0 (0,326)	—	15h	-1*** (0,243)	-7%	0 (0,130)	—	20h	0 (0,140)	—	0 (1,320)	—
0,25	25h	-3*** (0,240)	-10%	25h	-1*** (0,367)	-4%	20h	0 (0,073)	—	0 (0,090)	—	22h	-5*** (0,320)	-23%	-5*** (0,270)	-23%
0,35	30h	0 (0,087)	—	30h	0 (0,223)	—	25h	-5*** (0,144)	-20%	-5*** (0,139)	-20%	33h	-4*** (0,080)	-12%	-5*** (0,518)	-15%
0,45	33h	-5*** (0,146)	-14%	32h	-5*** (0,328)	-16%	35h	-8*** (0,147)	-23%	-8*** (1,400)	-23%	40h	0 (0,169)	—	0 (0,700)	—
0,50	35h	-4*** (0,263)	-10%	35h	-4*** (0,412)	-10%	40h	0 (0,035)	—	0 (0,034)	—	40h	0 (0,150)	—	0 (1,324)	—
0,65	40h	0 (0,046)	—	40h	0 (0,119)	—	40h	0 (0,029)	—	0 (0,028)	—	40h	0 (0,051)	—	0 (1,225)	—
0,75	42h	-2*** (0,153)	-5%	42h	-2*** (0,142)	-5%	45h	-4*** (0,121)	-9%	-4*** (0,120)	-9%	42h	-4*** (0,041)	-10%	-4*** (1,260)	-10%
0,85	48h	-3*** (0,150)	-6%	46h	-3*** (0,330)	-7%	48h	0 (0,079)	—	0 (0,173)	—	45h	-2*** (0,204)	-4%	-2*** (0,050)	-4%
0,95	58h	-5** (0,233)	-9%	56h	-4*** (0,551)	-7%	60h	0 (0,108)	—	0 (0,110)	—	50h	0 (0,256)	—	0 (1,230)	—
0,99	75h	-8*** (0,677)	-11%	77h	-3 (2,492)	—	85h	-3*** (0,417)	-5%	-3* (1,990)	-5%	80h	0 (0,717)	—	0 (1,340)	—
N	570.408	99.659		351.452	28.082		921.860	461.434		461.434		921.860	406.753		406.753	

Fonte: Estimativa dos autores.

Nota: Essa tabela reporta o EQT e o EQTT de Firpo (2007) do Programa Bolsa Família (PBF) nas horas trabalhadas dos chefes domiciliares homens, mulheres e dos cônjuges. Consideram-se apenas rendimentos positivos e diferentes de zero. Todas as estimativas são controladas por características pessoais, pela composição familiar, e por controles adicionais de outras variáveis existentes no Cadastro Único. As colunas de (1) a (3) são referentes para chefes do domicílio do sexo masculino. As colunas de (4) a (6) são para chefes do sexo feminino. As colunas de (7) a (11) são referentes às horas semanais trabalhadas dos chefes domiciliares. As colunas de (12) a (16) são referentes às horas semanais trabalhadas dos cônjuges. As colunas (1), (4), (7) e (12) mostram a hora média de trabalho por quantil de beneficiários e não beneficiários pelo PBF. As colunas (10) e (15) reportam as estimativas do EQTT, enquanto que as colunas (2), (5), (8), e (13) reportam as estimativas do EQT. As colunas (3), (6), (9), (11), (14) e (16) evidenciam o EQT e o EQTT em termos percentuais. Erro padrão entre parênteses. **** significativo a 1%; *** significativo a 5%; ** significativo a 10%.

Tabela 6: Efeito do Bolsa Família na jornada de trabalho. Brasil rural e urbano, 2010.

QUANTIL	URBANO			RURAL		
	H (1)	EQT (2)	% (3)	H (4)	EQT (5)	% (6)
0,01	2h	0 (0,150)	—	2h	0 (0,135)	—
0,05	8h	-1*** (0,134)	-13%	6h	0 (0,116)	—
0,10	10h	0 (0,177)	—	9h	-1*** (0,136)	-11%
0,25	22h	-5*** (0,334)	-23%	20h	0 (0,105)	—
0,35	30h	-8*** (0,192)	-27%	24h	-8*** (0,260)	-33%
0,45	40h	0 (0,064)	—	30h	-5*** (0,415)	-17%
0,50	40h	0 (0,060)	—	36h	-8*** (0,187)	-22%
0,65	40h	0 (0,054)	—	40h	0 (0,047)	—
0,75	45h	-1*** (0,148)	-2%	40h	0 (0,043)	—
0,85	49h	-2*** (0,109)	-4%	48h	-3*** (0,231)	-6%
0,95	60h	0 (0,203)	—	60h	-4*** (0,278)	-7%
0,99	84h	0 (0,539)	—	77h	-8*** (0,705)	-10%
N	564.907	87.605	87.605	356.953	103.648	103.648

Fonte: Estimativa dos autores

Nota: Essa tabela reporta o efeito quantílico do tratamento (EQT) do Programa Bolsa Família (PBF) nas horas trabalhadas. Consideram-se apenas rendimentos positivos e diferentes de zero. Colunas de (1) a (3) apresentam resultados para o Brasil urbano. Colunas de (4) a (6) referem-se a resultados para o Brasil rural. As colunas (1) e (4) mostram o valor da hora trabalhada média por quantil de beneficiários e não beneficiários pelo PBF. As colunas (2) e (5) reportam as estimativas do EQT controladas pelas características pessoais, composição familiar e outras variáveis existentes no Cadastro Único. As colunas (3) e (6) evidenciam o EQT em termos percentuais. Erro padrão entre parênteses. **** significativo a 1%; *** significativo a 5%; ** significativo a 10%.

Quando analisada a primeira especificação (coluna 2), constata-se que há um impacto negativo do PBF em quase toda distribuição da renda do trabalho, com exceção apenas dos primeiros quantis, que correspondem aos domicílios que não possuem qualquer tipo de renda, exceto a do PBF.

Ao comparar o resultado entre chefes familiares homens e mulheres (Tabela 7, colunas 3 e 4, respectivamente), percebe-se que, mais uma vez, na mediana da distribuição, os resultados encontrados estão de acordo com os resultados de Foguel & Barros (2010). No entanto, eles vão de encontro aos obtidos por Cedeplar (2007), Tavares (2010), Soares et al. (2007), dentre outros, haja vista que mulheres beneficiadas pelo PBF recebem R\$33,30 a menos do que mulheres não beneficiadas pelo programa, ao passo que esse diferencial para os homens é de R\$28,80.

Por outro lado, ao fazer uma análise ao longo de toda a distribuição, observa-se que o Bolsa Família afeta distintamente os homens e as mulheres chefes de domicílio: para aqueles que recebem menos de R\$85,7 per capita (quantil 0,65), o impacto negativo entre chefes domiciliares do sexo masculino é maior do que esse mesmo impacto para chefes domiciliares do sexo feminino. Já para

aqueles que recebem acima de R\$100,00 per capita (quantil 0,75), percebe-se que o impacto negativo é maior entre as mulheres do que entre os homens.

Ao considerar apenas aqueles que possuem rendimentos do trabalho positivos e diferentes de zero (Tabela 7, colunas 5 a 8), nota-se que o impacto negativo do programa ocorre em todos os quantis, sem exceções. Os efeitos maiores estão em torno da mediana da distribuição, em que os beneficiários pelo PBF chegam a receber quase 40% a menos em comparação àqueles que não recebem benefícios do programa. Apesar de algumas diferenças, os resultados reportados no EQTT confirmam os achados no EQT. Além disso, tais impactos negativos foram maiores para as famílias que residem na zona urbana (ver Tabela 8), com beneficiários do PBF recebendo até 44% a menos em comparação aos não beneficiados pelo programa. Esse percentual na zona rural é de, no máximo, 36%, o que corresponde a um diferencial de renda de R\$14,30 per capita.

No entanto, tais impactos negativos podem estar relacionados a outros fatores além do PBF, tais com as horas trabalhadas. Então, testou-se a robustez dos resultados quanto à inclusão das horas trabalhadas como variável explicativa na estimação do escore de propensão. O impacto do PBF continua negativo em todos os quantis mesmo após controlar esse efeito pelas horas trabalhadas. No entanto, após esse controle, tal impacto passa a ser um pouco menor, ainda que significativo, com beneficiários chegando a receber 30% a menos em comparação aos não beneficiários. Em seguida, ainda mantendo as horas trabalhadas como variável de controle, dividiu-se a amostra em quatro grupos, segundo os quartis de jornada laboral. Novamente, os resultados continuam semelhantes mesmo após a separação da amostra.

Em linhas gerais, o impacto do PBF é negativo em todos os quantis da renda do trabalho e esse resultado é observado tanto no Brasil como um todo, quanto nas zonas rural e urbana¹⁰. Em outras palavras, famílias contempladas pelo programa sempre recebem menos no labore do que famílias não contempladas no programa. Beneficiários chegam a receber 27,5 reais per capita a menos do que não beneficiários, o que corresponde a um alto valor, pois são famílias pobres e extremamente pobres. Em termos de renda total da família, considerando a família média beneficiada pelo programa, composta de três filhos, um chefe familiar e um cônjuge, tal valor corresponde a uma diferença de R\$137,50 ou 46% de uma cesta básica completa em 2010.

6.3 Discussão dos resultados

Apesar do impacto do PBF na renda do trabalho e nas horas trabalhadas serem robustos a todas as especificações e testes realizados, deve-se ter cautela em sua interpretação. Levantam-se três conjecturas que podem explicar esses resultados:

Conjectura 1 (Subdeclaração). *Beneficiários podem alegar trabalhar menos e/ou possuir uma renda menor do que realmente têm por receio de se desvincular do PBF.*

Se isso for verdade, então os impactos encontrados são apenas um reflexo dessa subdeclaração. Por outro lado, para se extrair esses resultados, foram

¹⁰Esse resultado também está presente em todas as regiões brasileiras. As tabelas com estimativas por região e para os testes de robustez com a jornada de trabalho estão disponíveis por meio de contato por email.

Tabela 7: Efeito Quantílico do PBF na renda do trabalho per capita. Brasil, 2010

QUANTIL	Homens			Mulheres			Rendas estritamente positivas	
	\$	EQT	EQT	EQT	\$	EQT	EQTT	%
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
0,01	R\$0,00	0,00 (0,104)	0,00 (0,138)	0,00 (0,226)	R\$7,50	-1,66*** (0,151)	-1,66*** (0,540)	-22%
0,05	R\$0,00	0,00 (0,099)	0,00 (0,131)	0,00 (0,215)	R\$16,70	-5,00*** (0,187)	-5,00*** (0,250)	-30%
0,10	R\$0,00	-15,0*** (0,307)	-15,4*** (0,379)	-12,0*** (0,588)	R\$25,00	-6,67*** (0,193)	-8,18*** (0,260)	-27%
0,15	R\$0,00	-26,7*** (0,261)	-27,4*** (0,319)	-25,0*** (0,467)	R\$33,30	-10,0*** (0,231)	-9,16*** (0,790)	-30%
0,25	R\$25,00	-33,3*** (0,235)	-37,5*** (0,352)	-22,7*** (0,507)	R\$50,00	-17,1*** (0,286)	-13,3*** (1,170)	-34%
0,35	R\$42,50	-30,4*** (0,240)	-30,4*** (0,316)	-26,7*** (0,494)	R\$60,00	-22,7*** (0,210)	-16,7*** (0,480)	-38%
0,45	R\$60,00	-29,2*** (0,260)	-29,3*** (0,312)	-25,0*** (0,446)	R\$72,90	-21,2*** (0,197)	-22,5*** (1,170)	-29%
0,50	R\$66,70	-30,7*** (0,248)	-28,8*** (0,373)	-33,3*** (0,403)	R\$78,80	-27,0*** (0,370)	-20,8*** (0,330)	-34%
0,65	R\$85,70	-27,0*** (0,137)	-27,0*** (0,178)	-25,0*** (0,254)	R\$100,00	-17,0*** (0,113)	-22,0*** (0,001)	-17%
0,75	R\$100,00	-32,5*** (0,206)	-30,0*** (0,306)	-31,7*** (0,410)	R\$102,00	-20,0*** (0,167)	-26,1*** (0,510)	-20%
0,85	R\$113,00	-27,5*** (0,059)	-25,5*** (0,069)	-27,5*** (0,119)	R\$120,00	-25,5*** (0,056)	-27,5*** (0,001)	-21%
0,95	R\$128,00	-17,1*** (0,163)	-16,7*** (0,201)	-20,8*** (0,256)	R\$128,00	-13,3*** (0,171)	-19,1*** (0,090)	-10%
0,99	R\$138,00	-12,5*** (0,024)	-12,5*** (0,030)	-12,5*** (0,064)	R\$139,00	-12,5*** (0,079)	-12,5*** (0,001)	-9%
N	1.014.544	554.115	374.208	179.91	921.86	461.434	461.434	
Controles:								
Carac. Pessoais e Familiar		Sim	Sim	Sim	-	Sim		Sim
Outras CadÚnico		Sim	Sim	Sim	-	Sim		Sim

Fonte: Estimativa dos autores.

Nota: Essa tabela reporta o efeito quantílico do tratamento (EQT) e o efeito quantílico do tratamento sobre os tratados (EQTT) do Programa Bolsa Família (PBF) na renda do trabalho per capita do domicílio. Valores monetários estão expressos em reais de 2010. As colunas (1) e (5) mostram o valor monetário médio por quantil da renda per capita do trabalho de beneficiários e não beneficiários pelo PBF. A coluna (2) reporta as estimativas do EQT controladas por características pessoais, pela composição familiar e por outros controles existentes no Cadastro Único. As colunas (3) e (4) estimam o EQT separando a amostra para chefes familiares homens e mulheres, respectivamente. A coluna (6) refere-se à amostra para rendimentos positivos e diferentes de zero. A coluna (7) mostra os resultados do EQTT após todos os controles acima mencionados. A coluna (8) evidencia o EQT e o EQTT em termos percentuais. Erro padrão entre parênteses. *** significativo a 1%; ** significativo a 5%; * significativo a 10%.

Tabela 8: Efeito do Bolsa Família na renda do trabalho. Brasil rural e urbano, 2010.

QUANTIL	URBANO			RURAL		
	\$ (1)	EQT (2)	% (3)	\$ (4)	EQT (5)	% (6)
0,01	R\$8,33	-2,50*** (0,223)	-30%	R\$6,67	-1,50*** (0,231)	-23%
0,05	R\$20,00	-8,00*** (0,260)	-40%	R\$14,30	-3,34*** (0,247)	-23%
0,10	R\$30,00	-11,7*** (0,269)	-39%	R\$20,00	-5,00*** (0,293)	-25%
0,15	R\$37,50	-16,7*** (0,236)	-44%	R\$27,50	-8,33*** (0,308)	-30%
0,25	R\$50,00	-15,0*** (0,243)	-30%	R\$40,00	-14,3*** (0,295)	-36%
0,35	R\$66,70	-20,0*** (0,306)	-30%	R\$50,00	-12,5*** (0,332)	-25%
0,45	R\$80,00	-28,0*** (0,214)	-35%	R\$63,80	-18,3*** (0,426)	-29%
0,50	R\$85,00	-25,0*** (0,164)	-29%	R\$67,00	-18,8*** (0,376)	-28%
0,65	R\$100,00	-24,6*** (0,358)	-25%	R\$85,00	-21,7*** (0,219)	-25%
0,75	R\$104,00	-25,0*** (0,083)	-24%	R\$100,00	-22,2*** (0,629)	-22%
0,85	R\$125,00	-25,5*** (0,059)	-20%	R\$106,00	-27,5*** (0,107)	-26%
0,95	R\$129,00	-11,3*** (0,255)	-9%	R\$128,00	-20,8*** (0,262)	-16%
0,99	R\$140,00	-12,5*** (0,028)	-9%	R\$135,00	-12,5*** (0,043)	-9%
N	564.91	268.348	268.35	356.95	193.086	193.09

Fonte: Estimativa dos autores

Nota: Essa tabela reporta o efeito quantílico do tratamento (EQT) do Programa Bolsa Família (PBF) na renda do trabalho per capita do domicílio. Valores monetários estão expressos em reais de 2010. Consideram-se apenas rendimentos positivos e diferentes de zero. Colunas de (1) a (3) apresentam resultados para o Brasil urbano. Colunas de (4) a (6) referem-se a resultados para o Brasil rural. As colunas (1) e (4) mostram o valor monetário médio por quantil da renda per capita do trabalho de beneficiários e não beneficiários pelo PBF. As colunas (2) e (5) reportam as estimativas do EQT controladas pelas características pessoais, composição familiar e outras variáveis existentes no Cadastro Único. As colunas (3) e (6) evidenciam o EQT em termos percentuais. Erro padrão entre parênteses. '***' significativo a 1%; '**' significativo a 5%; '*' significativo a 10%.

comparadas as famílias beneficiadas com famílias elegíveis, isto é, aquelas que têm todos os requisitos necessários para receber os benefícios monetários do Programa Bolsa Família e ainda assim não foram contempladas. Dessa forma, é de se esperar também que essas famílias subdeclarem seus rendimentos, pois assim teriam mais chances de entrar no programa. No caso específico da jornada de trabalho semanal, se essa hipótese for válida, então a subdeclaração deveria estar presente ao longo de toda distribuição, sendo possivelmente maior entre aqueles que trabalham mais. Isso possivelmente faria com que o EQT e o EQTT fossem negativos em todos os quantis, em especial acima do terceiro quantil – o que não foi verificado nas estimativas apresentadas anteriormente. Além disso, é válido ressaltar a preocupação do IBGE em explicar aos entrevistados que as informações prestadas são anônimas, de forma a minorar possíveis sub e sobre declarações nas respostas ao censo demográfico. Em outras palavras, é difícil justificar os resultados apenas com essa hipótese.

Conjectura 2 (Fuga de contratos formais). *Beneficiários fogem de trabalhos formais, pois estes são documentados e, dessa forma, são mais difíceis de sustentar uma subdeclaração no preenchimento do cadastro do PBF.*

Isso justificaria a não existência de efeitos do PBF para aqueles que trabalham 20h e 40h semanais.

Conjectura 3 (Desincentivo ao trabalho). *Beneficiários trabalham menos porque o repasse monetário do PBF pode compensar os ganhos laborais, afetando negativamente as horas e a renda do trabalho.*

Isso é justificável caso o valor recebido pelo programa ultrapasse os possíveis ganhos do labore. Se isso é verdade, é de se esperar um impacto mais negativo em quantis perto de R\$70,00 per capita (linha de extrema pobreza) e de R\$140,00 per capita (linha de pobreza). De acordo com a Tabela 4, é possível verificar isso em quantis próximos a R\$70,00 per capita, em que beneficiários chegam a receber R\$27,00 (34%) a menos do que não beneficiários.

Esse possível desincentivo na oferta de horas trabalhadas pode ter contribuído para que as famílias beneficiadas auferissem renda oriunda do labore inferior àqueles que não recebem o repasse monetário do PBF. Se esse for o caso, então recomenda-se que sejam feitas modificações no desenho político do programa, com o intuito de criar medidas mitigadoras aos efeitos negativos.

Por fim, é interessante observar que o impacto negativo nas horas trabalhadas restringiu-se a poucos quantis, enquanto que a renda do trabalho é menor para beneficiários do PBF em toda distribuição. Sendo assim, não se pode atribuir essa menor renda diretamente à redução no tempo de trabalho. Assim, pode-se concluir que uma possível explicação não está nas variáveis de controle incluídas no EQT, isto é, não se deve a diferenciais de gênero, raça, escolaridade, idade, região de moradia, dentre outras variáveis especificadas no modelo. Isso aponta que, além do efeito negativo do programa, é possível que existam outros fatores que influenciam o mercado de trabalho entre famílias que tem ou não renda do PBF. Nesse sentido, levanta-se mais uma explicação possível, qual seja:

Conjectura 4 (Beneficiários aceitam trabalhos menos remunerados). *A ideia é que os beneficiários do PBF poderiam aceitar trabalhos menos remunerados para garantir sua continuidade no programa. Isso não significa necessariamente que aqueles que são beneficiados pelo programa trabalhem menos, mas sim que estão lotados em postos de trabalho que pagam menos, e fazem isso conscientemente.*

Um possível aprimoramento ao programa pode ser a implementação de um mecanismo que incentive a oferta de trabalho. Mais especificamente, sugere-se a criação de uma faixa de transição gradual para os critérios de elegibilidade, nos moldes das encontradas no imposto de renda. Essas faixas diminuiriam a preocupação dos beneficiários em perder o benefício caso sua renda per capita fique um pouco acima do nível de elegibilidade. Dessa forma, não haveria incentivos em ofertar menos trabalhos, tampouco de fugir de contratos formais.

Assim, não se pode negar que parte desse efeito se deva a dados subdeclarados, bem como há indícios de que o PBF tem um impacto negativo no mercado de trabalho brasileiro. De acordo com as hipóteses levantadas, tal efeito

deve-se tanto ao próprio desincentivo ao trabalho (“efeito-preguiça”), quanto a possíveis fugas de contratos formais e piores postos de trabalhos. Dessa forma, percebe-se a necessidade de um maior aprofundamento em pesquisas futuras no intuito de investigar as possíveis causas desse impacto negativo consistente na renda do trabalho em detrimento aos impactos pontualmente definidos nas horas trabalhadas.

7 Considerações finais

Este estudo analisou o impacto direto do Bolsa Família na renda e nas horas de trabalho, propondo uma metodologia e um banco de dados que não foram utilizados em trabalhos anteriores. A análise não se restringiu à média da distribuição, analisando os efeitos do programa ao longo de toda a faixa de distribuição das horas e renda do trabalho. Destacam-se, ainda, as diferenças no banco de dados usados por este e outros trabalhos: enquanto a maior parte dos outros trabalhos utilizaram os microdados da PNAD, este artigo fez uso dos microdados do Censo Demográfico Amostral, fato que possivelmente diminuiu o viés de representatividade.

Os principais resultados encontrados sinalizam a existência de efeitos negativos pontualmente bem definidos nas horas trabalhadas de domicílios beneficiados pelo programa. Esses impactos foram ligeiramente diferentes entre os gêneros dos chefes domiciliares, em que homens beneficiados pelo PBF com elevada jornada de trabalho tendem a ofertar menos trabalho, enquanto mulheres tiveram comportamento semelhante apenas quando tinham jornadas curtas de trabalho. Além disso, as evidências apresentadas indicam menor renda do trabalho para todos que recebem PBF em comparação a domicílios elegíveis e não contemplados pelo programa.

Quanto às diferenças dentro do Brasil, a zona rural foi a zona com os maiores efeitos negativos na renda e nas horas trabalhadas. Parte desse impacto pode estar relacionada ao diferente dinamismo econômico dessas regiões.

Uma explicação para esses impactos é a possível subdeclaração de dados por parte dos beneficiários do programa. No entanto, é de se esperar que essa subdeclaração esteja presente em toda distribuição – fato que não foi verificado na oferta de trabalho. Dessa forma, o argumento de subdeclaração parece não ser capaz de explicar, por si só, os resultados obtidos para as horas trabalhadas, pois os não efeitos encontrados são extremamente pontuais e bem definidos. Acredita-se, ainda, em uma possível fuga de contratos formais, o que justificaria o não impacto do PBF na jornada de trabalho entre aqueles que ofertam 20h e 40h semanais de labore. Além disso, pode ser que beneficiários do PBF sejam lotados em trabalhos menos remunerados, e com isso verifica-se impacto negativo na renda do trabalho. Por fim, não se pode negar que uma parcela desse impacto pode ser atrelada a desincentivos ao trabalho, denominado pela literatura como “efeito-preguiça”.

Apontar problemas em políticas públicas não as invalidam nem diminuem sua importância econômica e social. Um dos objetivos da detecção de possíveis falhas é a busca de soluções plausíveis para refinar cada vez mais os programas governamentais. No caso do PBF, recomenda-se a criação de faixas de transição gradual, no intuito de atenuar o receio dos beneficiários em perder o benefício, caso sua renda fique um pouco acima do nível de elegibilidade.

Com isso, não haveria incentivos em ofertar menos trabalhos, tampouco de fugir de contratos formais.

Por outro lado, vale salientar que esse efeito negativo na renda do trabalho pode estar sendo influenciado por fatores não associados diretamente ao Programa, ou seja, por características específicas do mercado de trabalho. Dessa forma, recomenda-se, em trabalhos futuros, uma análise do tipo de ocupação dos beneficiários do PBF, com a finalidade de apontar motivos que expliquem o elevado hiato entre rendas oriundas do trabalho.

Referências Bibliográficas

- Berbel, C. S. (2011), Interações econômicas entre capital humano e fecundidade, PhD thesis, Fundação Getúlio Vargas.
- Brasil (2012), *Ministério do Desenvolvimento social e Combate à Fome*, Programa Bolsa Família, Brasília.
- Cedeplar (2007), *Avaliação de Impacto do Programa Bolsa Família*, Sumário Executivo da UFMG, Minas Gerais.
- Chioda, L. M., João, M. P. & Soares, R. R. (2015), 'Spillovers from conditional cash transfer programs: Bolsa família and crime in urban brazil', *Economics of Education Review*.
- Ferro, A. R. & Nicollela, A. C. (2007), 'The impact of conditional cash transfers programs on household working decision in brazil', *Population Association of America 2007 Annual Meeting*.
- Firpo, S. (2007), 'Efficient semiparametric estimation of quantile treatment effects', *Econometrica* **75**(1), 259–276.
- Fiszbein, A., Schady, N. R. & Ferreira, F. H. G. (2009), *Conditional cash transfers: reducing present and future poverty*, World Bank Publications.
- Foguel, M. N. & Barros, R. P. (2010), 'The effects of conditional cash transfer programmes on adult labour supply: an empirical analysis using a time-series-cross-section sample of brazilian municipalities', *Estudos Econômicos (São Paulo)* **40**(2), 259–293.
- Frölich, M. & Melly, B. (2008), 'Unconditional quantile treatment effects under endogeneity'.
- Glewwe, P. & Kassouf, A. L. (2012), 'The impact of the bolsa escola/familia conditional cash transfer program on enrollment, dropout rates and grade promotion in brazil', *Journal of Development Economics* **97**(2), 505–517.
- Hoffmann, R. (2001), 'Distribuição de renda e crescimento econômico', *Estudos avançados* **15**(41), 67–76.
- Hoffmann, R. (2009), 'Desigualdade da distribuição da renda no brasil: a contribuição de aposentadorias e pensões e de outras parcelas do rendimento domiciliar per capita', *Economia e Sociedade* **18**(1), 213–231.
- IBGE (2008), *Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios*, Diretoria de Pesquisas, Coordenação de Trabalho e Rendimento.
- Koenker, R. & Bassett Jr, G. (1978), 'Regression quantiles', *Econometrica: journal of the Econometric Society* **46**, 33–50.
- Lichand, G. (2010), 'Decomposing the effects of ccts on entrepreneurship', *World Bank Policy Research Working Paper Series* **41**.
- Menezes-Filho, N., Moita, R. & Andrade, E. C. (2014), 'Running away from the poor: Bolsa-familia and entry in school markets', *REAP Working-paper* **71**, 1–41.

- Nunes, J. A. & Mariano, J. L. (2015), 'Efeitos dos programas de transferência de renda sobre a oferta de trabalho não agrícola na área rural da região nordeste', *Revista de Economia e Sociologia Rural* **53**(1), 71–90.
- Pedrozo Júnior, E. (2010), Efeitos de elegibilidade e condicionalidade do Programa Bolsa Família sobre a alocação de tempo dos membros do domicílio, PhD thesis, Fundação Getúlio Vargas, São Paulo.
- Rasella, D., Aquino, R., Santos, C. A. T., Paes-Sousa, R. & Barreto, M. L. (2013), 'Effect of a conditional cash transfer programme on childhood mortality: a nationwide analysis of brazilian municipalities', *The lancet* **382**(9886), 57–64.
- Rosenbaum, P. R. & Rubin, D. B. (1983), 'The central role of the propensity score in observational studies for causal effects', *Biometrika* **70**(1), 41–55.
- Simões, P. & Soares, R. B. (2012), 'Efeitos do programa bolsa família na fecundidade das beneficiárias', *Revista Brasileira de Economia* **66**(4), 445–468.
- Soares, F. V., Ribas, R. P. & Osório, R. G. (2007), Avaliando o impacto do programa bolsa família: uma comparação com programas de transferência condicionada de renda de outros países, Technical report, International Policy Centre for Inclusive Growth.
- Soares, S. & Sátyro, N. (2009), 'O programa bolsa família: desenho institucional, impactos e possibilidades futuras'.
- Souza, P. H. G. F. (2013), 'Uma metodologia para explicar diferenças entre dados administrativos e pesquisas amostrais, com aplicação para o bolsa família e o benefício de prestação continuada na pnad', *Rev. bras. estud. popul* **30**(1), 299–315.
- Tavares, P. A. (2010), 'Efeito do programa bolsa família sobre a oferta de trabalho das mães', *Economia e sociedade* **19**(3), 613–635.
- Teixeira, C. G. (2008), 'Análise do impacto do programa bolsa família na oferta de trabalho dos homens e mulheres', *Prêmios de Gestão e Estudo do MDS* **27**.
- Traldi, D. R. C., Almeida, L. M. M. & Ferrante, V. L. S. B. (2012), 'Repercussões do programa bolsa família no município de araraquara, sp: um olhar sobre a segurança alimentar e nutricional dos beneficiários', *Interações* **13**(1), 23–37.

UM NOVO OLHAR SOBRE UM ANTIGO DEBATE: A TESE DE PREBISCH-SINGER É, AINDA, VÁLIDA?

JULIO CASTRO ALVES DE LIMA E SILVA *
LUIZ CARLOS DELORME PRADO †
JULIA FERREIRA TORRACCA ‡

Resumo

O presente artigo tem por objetivo discutir se a tese de Prebisch-Singer, adaptada aos dados e às características do comércio internacional atuais, pode ser, ainda, considerada válida. Para isso, faremos uma discussão das proposições originais para, posteriormente, testar a tendência de evolução dos termos de troca entre as *commodities* e diferentes categorias de produtos industriais para o período 1977 a 2011. O trabalho conclui que, apesar do crescimento recente dos preços das *commodities*, os preços dos produtos manufaturados de alta e média tecnologia também cresceram fazendo com que a tendência de longo prazo de deterioração dos termos de troca permanecesse.

Palavras-chave: Globalização – Desenvolvimento Econômico; Estudos Empíricos de Comércio; Política Comercial.

Abstract

This article aims to discuss if the Prebisch-Singer Thesis, applied to contemporary international trade features, is still valid. Therefore, the paper presented the original hypothesis and tested the trend of terms of trade between the commodities and different types of manufactured products for the period 1977 to 2011. The study concludes that, despite the recent rise in commodities price, prices of manufactured goods of medium and high technology also grew, remaining the long-term trend deterioration of the terms of trade.

Keywords: Globalization – Economic Development; Empirical Studies of Trade; Trade Policy.

JEL classification: F63, F14, O24

DOI: <http://dx.doi.org/10.11606/1413-8050/ea133870>

* Doutorando do Instituto de Economia da UFRJ. E-mail: julio.castro.alves.lima@gmail.com

† Professor do Instituto de Economia da UFRJ. E-mail: lcdprado@gmail.com

‡ Doutoranda do Instituto de Economia da UFRJ. E-mail: jtorracca@gmail.com

1 Introdução

No início da década de 1950, Raúl Prebisch e Hans Singer apresentaram independentemente, uma hipótese que contrariava os principais modelos de comércio internacional aceitos à época. Para esses autores as evidências empíricas sobre o comércio entre os países desenvolvidos e em desenvolvimento indicavam, dentre outros aspectos, que havia uma tendência à deterioração dos termos de troca para os produtos exportados por esses últimos - ou seja, os preços dos produtos primários tendiam a cair com referência aos preços dos produtos manufaturados ¹. Essa deterioração dos termos de troca não seria, segundo essa interpretação, um fenômeno cíclico, mas uma tendência de longo prazo.

Essa hipótese podia ser formulada de duas formas distintas: (1) - a baixa elasticidade-renda da demanda por produtos primários, comparada com a alta elasticidade-renda dos produtos manufaturados, afetava a determinação dos preços relativos desses dois produtos no mercado internacional²; (2) - a baixa elasticidade-renda dos produtos exportados pelos países em desenvolvimento e, reciprocamente, a alta elasticidade-renda dos produtos exportados pelos países desenvolvidos, gerava pressão sobre os custos de produção desses países, afetando o comportamento do custo dos fatores, ou seja, mantendo os salários dos países em desenvolvimento relativamente baixos, com referência aos dos países desenvolvidos.

Se verdadeiras tais hipóteses, os ganhos de comércio derivados das relações econômicas entre os países centrais (desenvolvidos) e periféricos (em desenvolvimento) seriam apropriados, desproporcionalmente, pelos primeiros - quer por meio de aumento do bem-estar de seus consumidores, ou seja, pela queda dos preços relativos, ou por ganhos para os seus trabalhadores, ou seja, por aumento dos salários no centro, quando havia introdução de progresso técnico, enquanto, na periferia, os trabalhadores não seriam capazes de incorporar aos seus salários os ganhos de produtividade advindos do progresso técnico ³.

Tal resultado é o oposto do previsto por economistas clássicos, como Ricardo, Malthus, Torrens ou Mill, que consideravam que a agricultura, assim como a extração mineral, estavam sujeitas a rendimentos decrescentes - portanto, o resultado mais provável nos preços relativos entre os dois setores seria de redução dos preços dos produtos industriais, com relação aos produtos primários ⁴. Esse resultado contrariava, também, as proposições do modelo

¹Esses estudos são Singer (1950) e Prebisch (1950).

²Impunha também um teto à capacidade de crescimento econômico no longo prazo dos países em desenvolvimento.

³Observe que tal modelo é o oposto no concebido para o caso de Doença Holandesa, que implica rápido aumento das exportações (ou do preço) dos produtos primários exportados, levando a uma mudança dos custos relativos domésticos que não são compatíveis com a produção industrial. Na prática, no contexto de deterioração dos termos de troca, o resultado mais provável é restrição cambial, e não o fluxo positivo de divisas, que levaria à valorização da moeda doméstica. Não é, no entanto, o objetivo deste artigo discutir esse problema. Ver, sobre Doença Holandesa, o trabalho clássico de Neary (1982). Ver, também, Corden (1984). No Brasil, ver o trabalho de Pereira (2008), Pereira (2009), que tem estudado detalhadamente este assunto.

⁴Para uma discussão sobre teorias que sustentam que tendência nas relações de troca tendem a beneficiar produtos primários e as que têm entendimento contrário ver Scandizzo & Diakosawas (1987), cap.1. No modelo ricardiano de vantagens comparativas demonstra-se a existência de ganhos de comércio, mas não há uma teoria de como esses ganhos são distribuídos entre os países. Observe que para os economistas clássicos a equalização dos salários seria produzida pela

Herckscher-Ohlin-Samuelson que foi a visão ortodoxa predominante sobre comércio internacional no pós-guerra, sendo que suas quatro proposições (ou resultados) fundamentais são consideradas o núcleo da Teoria de Comércio Internacional ⁵. Segundo um dos mais importantes resultados desse modelo, formalizado por Samuelson em um celebrado artigo de 1949, atendidas certas premissas, em um mercado composto por dois países e dois produtos, o livre comércio levaria à equalização da remuneração dos fatores de produção ⁶. Na hipótese sustentada por Prebisch e Singer, ao contrário do teorema de equalização do preço dos fatores, proposto por Samuelson, os ganhos de comércio eram distribuídos de forma desigual, o que implicava, entre outros efeitos, a não equalização da remuneração do trabalho no centro e na periferia.

A tese de Prebisch-Singer teve grande impacto na formulação de políticas públicas para países em desenvolvimento. Esse resultado foi um dos principais argumentos para a defesa da Política de Substituição de Importações. Além disso, antes do desenvolvimento dos modelos da chamada Nova Teoria de Comércio Internacional, na década de 1980, que apresentava razões teóricas para a defesa de políticas comerciais estratégicas, essa tese era a única justificativa defensável para a relutância de vários países em desenvolvimento de aceitar a liberalização comercial de produtos manufaturados propostos pelas rodadas de negociação comercial do GATT. Portanto, a tese de Prebisch-Singer justificava uma política de promoção da indústria nos países em desenvolvimento e, ainda, a rejeição de que seria possível sustentar um crescimento de longo prazo baseado exclusivamente na especialização da exportação de produtos primários.

A implicação política dessa tese gerou, desde o início, grande resistência na sua aceitação por parte da comunidade acadêmica dos países desenvolvidos ⁷. No clima da Guerra fria, motivou, inclusive, uma tentativa frustrada dos EUA de fechar a CEPAL ⁸.

No entanto, as evidências estatísticas para sustentar a tese Prebisch-Singer dependiam da existência de uma base de dados confiável para sua determinação. Originalmente, tanto o estudo de Prebisch, como o de Singer, tinha como fonte um estudo das Nações Unidas intitulado *Relative Prices of Exports and Imports of Underdevelopment Countries*, publicado em 1949 ⁹. Mais recentemente, particularmente desde 1980, quando Spraos publicou no *Eco-*

migração internacional e não é determinada endogenamente como no modelo Herckscher-Ohlin-Samuelson. Para uma abordagem contemporânea do modelo ricardiano de comércio internacional ver Jones & Neary (1984). Ver também Prado (2013), para uma discussão sobre as principais questões de comércio e desenvolvimento.

⁵Essas proposições são: (i) o teorema da Equalização do preço dos fatores; (ii) o teorema de Stolper-Samuelson; (iii) o teorema de Rybczynski e (iv) o teorema de Heckscher-Ohlin. Para uma apresentação detalhada, ver Jones & Neary (1984, p. 14-21).

⁶Ver Samuelson (1948) e Samuelson (1949). Ver, também, Jones & Neary (1984); Kemp (1980); Prado (2013).

⁷Ver Toye & Toye (2003).

⁸Na reunião da CEPAL realizada no México em 1951, uma proposta da delegação norte-americana de seu fechamento foi sustada por poucos votos. Esse órgão só não foi extinto devido à aguerrida defesa de Prebisch de seu trabalho e ao apoio do Presidente do Brasil, Getúlio Vargas. Esse fato é, também, relatado por Furtado (1985, p. 111-116). Ele é também mencionado em Toye & Toye (2003, p. 463) e Magariños (1991, p. 138-141). Há, ainda, um registro documental em "Progress Report Made by the Executive Secretary to the Fourth Session," UN document no. EC/CN. 12/220, 29 May 1951.

⁹Ver Dietz (2009, p. 171-172). Para uma discussão sobre as bases de dados do estudo das Nações Unidas ver Toye & Toye (2003). Ver, ainda, sobre esses dados Scandizzo & Diakosawas (1987)

nomie Journal um artigo sobre as questões estatísticas do debate, têm surgido vários trabalhos, que beneficiaram-se do avanço da econometria e, ainda, da disponibilidade de novas bases de dados, para rever a questão. Neste novo século, o impacto do crescimento da China e de outros países asiáticos sobre o preço das *commodities* e a queda relativa da indústria na economia de países de renda média da América Latina e, em especial, a perda do dinamismo da indústria no Brasil, têm aumentado o interesse sobre o tema.

Nesse contexto, este artigo tem por objetivo discutir se a tese de Prebisch-Singer, adaptada aos dados e às características do comércio atuais, pode ser, ainda, considerada válida. Para isso, faremos uma discussão das proposições originais para, posteriormente, testar o comportamento dos termos de troca entre as *commodities* e diferentes tipos de produtos industriais, para um período de tempo similar ao do estudo original, mas tendo como ponto inicial o ano de 1976 e como ponto final o ano de 2011.

2 Um olhar retrospectivo sobre a Tese Prebisch-Singer

A tese de Prebisch-Singer na sua forma original sustentava que os termos de troca entre produtos primários e produtos manufaturados tinham uma tendência secular para queda e, além disso, havia razões teóricas que indicavam que essa tendência continuaria no futuro ¹⁰. Portanto, essa tese tem uma dimensão empírica e uma dimensão teórica, o que fez com que esse debate fosse importante para a literatura de desenvolvimento econômico, mas também como um campo fértil para aplicação de técnicas econométricas em séries temporais - em particular, há uma vasta bibliografia discutindo se as séries analisadas eram estacionárias ou não ¹¹.

Entretanto, o que tornou essa tese importante (e o debate que ela levantou) é sua implicação para as políticas de desenvolvimento. Os resultados teóricos e empíricos da hipótese de Prebisch-Singer questionavam a possibilidade de que uma expansão do comércio internacional seria condição necessária e suficiente para promover o desenvolvimento econômico da periferia. Seus autores, economistas bem formados, não negavam a existência de ganhos de comércio. O crescimento da economia mundial e a expansão do comércio internacional geravam inegavelmente ganhos produzidos pela introdução de progresso técnico e pelo aumento da escala e especialização, nos termos conhecidos na literatura clássica. O que Prebisch e Singer argumentavam é que esses ganhos não eram distribuídos de forma equânime e, portanto, não produziam os efeitos de equalização da remuneração dos fatores de produção, propostos nos resultados do modelo HOS – Heckscher-Ohlin-Samuelson. Por essa razão, a tese foi originalmente questionada por economistas renomados durante o período que Hirschman chamou de *High Development theory*, tais como Jacob Viner, Gottfried Habeler e Gerald Meier ¹².

Como mostrou convincentemente Spraos, durante os primeiros 30 anos de sua existência, a extensa literatura teórica e empírica que analisou exaustivamente a validade das proposições da Tese Prebisch-Singer tendeu a considerá-la válida (pelo menos para o período até a Segunda Guerra Mundial) ou, pelo

¹⁰Ver, além dos trabalhos originais de Singer (1950) e Prebisch (1950), já citados, a excelente introdução de Chen (1999), sobre esse debate.

¹¹Para uma discussão recente sobre essa literatura ver Ghosharay (2011).

¹²Ver, Toye & Toye (2003, p. 916-917). Para uma visão do período de *High-Theory of Economic Development*.

menos, não foi capaz de prová-la falsa ¹³. Além disso, como apontaram Spasford e Singer (1998), na década de 1990, tanto o Banco Mundial como o FMI, que durante quatro décadas ignoraram as propostas de Prebisch e Singer, pareciam aceitar a validade, pelo menos sob o ponto de vista estatístico, da proposição dos autores ¹⁴.

Mas, a discussão original evoluiu por duas razões. Em primeiro lugar, a industrialização de países em desenvolvimento não pareceu resolver o problema de deterioração dos termos de troca. Em segundo lugar, porque a discussão para o período posterior a 1980 trouxe novas discussões sobre a interpretação das séries estatísticas, sua adequação para considerar a validade da Tese Prebisch-Singer e o melhor método estatístico para tratar as informações, principalmente, depois do aumento do preço das *commodities*, na esteira a ascensão da China, a partir da primeira década do século XXI.

Mas, para redefinir os termos da tese para aplicá-la ao debate contemporâneo é necessário, preliminarmente, resgatar o problema original que deu origem a formulação da Tese Prebisch-Singer. Os autores não estavam, na origem, preocupados apenas com a tendência estatística de deterioração dos termos de troca entre *commodities* e produtos industriais. O que era importante era a questão dos efeitos sobre a renda do comércio internacional. Ou seja, um país periférico poderia, hipoteticamente, ter queda dos preços relativos dos produtos que exportava, mas ter ganhos, em termos de receita, devido ao crescimento acelerado das exportações, que superasse os efeitos negativos da queda do preço dos produtos exportados. Esta é, por exemplo, a situação descrita por Kravis, em seu artigo sobre os efeitos positivos das exportações de grãos dos EUA, no século XIX, apesar da queda de preço, provocada pelo baixo custo e alta produtividade da agricultura do meio-oeste dos EUA ¹⁵. Mas, pela tese Prebisch-Singer, com a baixa elasticidade-renda e a baixa elasticidade-preço das *commodities* exportadas, a queda dos termos de troca seria acompanhada por uma crescente dificuldade de expandir a receita das exportações, na mesma proporção da expansão da demanda por importações, na medida em que a renda do país periférico aumentava. Isto é, os diferentes níveis de dinamismo do comércio externo, fariam com que a expansão da renda dos países em desenvolvimento fosse restringida pela incapacidade de importação. Além disso, os autores pensavam que seria improvável que o aumento da exportação de *commodities* (com preços relativos em baixa) fosse capaz de atender as necessidades crescentes de importação desses países, a não ser em períodos curtos com ciclos de preço favoráveis - mesmo assim sujeito ao risco, no curto prazo, de doença holandesa ¹⁶.

O tema do debate não era, portanto, apenas a questão empírica (ou teórica) da relação dos preços das *commodities* e dos produtos industriais. Quando a relação entre os termos de troca passa a ser considerada em suas implicações sobre a renda, o resultado é, ainda, mais contundente - a premissa de conver-

¹³Ver Spraos (1980), considerado uma obra de referência sobre o tema. Para uma resenha mais recente dessa literatura ver Ocampo & Parra (2003).

¹⁴Chen (1999) apontam, inclusive uma publicação do FMI de 1994 (*IMF Survey, october 31 st*), que explicitamente afirma que há uma tendência de queda para os preços das *commodities* pela maior parte dos últimos 95 anos e que essa queda é "muito persistente para ser considerada cíclica e para os fins de formulação de políticas públicas deve ser considerado permanente". (nossa tradução), Chen (1999, p. 845).

¹⁵Ver Kravis (1970) .

¹⁶Ver Singer (1999, p. 915).

gência global dos níveis de renda, prevista nos modelos neoclássicos de crescimento não mais se aplicavam ¹⁷. Afinal, muito antes de Prebisch e Singer, em meados do século XIX, o estatístico alemão, Ernst Engel publicou dois famosos artigos que estabeleciam a relação entre o consumo de alimento e a renda das famílias. O resultado desses trabalhos, baseado no estudo realizado pelo autor do orçamento de 132 famílias belgas, pode ser resumido na seguinte proposição: "*quanto mais pobre uma família, maior a percentagem da renda que deve ser dedicada ao consumo de alimento*" ¹⁸. Essa assertiva, ficou conhecida como Lei de Engels. Um corolário dessa Lei é que, na medida em que a produtividade cresce, os recursos disponíveis devem ser transferidos da agricultura para a indústria e serviços, para ajustar o equilíbrio entre consumo de produtos agrícolas e de outros bens e serviços ¹⁹. Países pobres mantêm grande parte de sua força de trabalho na agricultura, mas na medida em que a produtividade cresce, outros setores da economia tenderão, necessariamente, a crescer. Esse resultado conhecido é consistente com a interpretação de Prebisch-Singer de que a elasticidade-renda por produtos primários era necessariamente inferior a elasticidade-renda dos produtos manufaturados.

O debate moveu-se, portanto, da deterioração dos termos de troca entre produtos para a deterioração dos termos de troca entre países. A questão passa a ser: se os países em desenvolvimento migrarem da exportação de produtos primários para exportação de produtos manufaturados de baixa tecnologia haveria, ainda, deterioração dos termos de troca? Essa questão traz novo debate. Afinal, se a produtividade das exportações nos países em desenvolvimento crescer - seja em *commodities* ou em produtos manufaturados - é possível que haja crescimento do bem-estar e da renda dos fatores, mesmo em face da deterioração dos termos de troca. Entretanto, para que haja convergência internacional da renda seria necessário que o progresso técnico fosse mais rápido nos países mais pobres do que nas indústrias de exportação dos países mais ricos. Mas pela tese Prebisch-Singer, tal resultado seria necessário, mas não suficiente - porque os países ricos são capazes de reter uma parcela maior dos ganhos do progresso técnico dos países mais pobres, o que resulta em preços menores para os produtos exportados por eles ²⁰.

A relação entre conteúdo tecnológico dos bens exportados e os termos de troca, discutida acima, foi tratada por Singer, em 1999, quase meio século após seu trabalho seminal sobre a deterioração dos termos de troca das exportações de *commodities* ²¹. Mais do que priorizar a relação de preços de *commodities* e manufaturados como *proxy* para os termos de troca entre países em desenvolvimento e desenvolvidos, Singer defendia que a deterioração também poderia ser observada para todos os produtos padronizados que não fossem alvo de recentes inovações, como no caso de bens com mais alta tecnologia ²². Isso se daria porque os produtos primários e padronizados, estavam submetidos

¹⁷Singer (1999, p. 914).

¹⁸Ver Hildebrand (2011, p. 289). Esse interessante artigo é, também, uma importante fonte para a discussão formal da Lei de Engel.

¹⁹Kindleberger (1997), *First Lecture*, analisa esse corolário em detalhes.

²⁰Ver, Singer (1999, p. 912-913).

²¹Ver Singer (1950) e Singer (1999).

²²Singer já havia mostrado a influência de Schumpeter na tese original de Prebisch-Singer. A inovação posta em prática nos países desenvolvidos criaria novas tecnologias poupadoras de insumos que, por sua vez, diminuiriam a demanda por produtos primários. Assim, a criatividade aconteceria nos países industrializados, enquanto a destruição seria vista nos setores primários exportadores dos países em desenvolvimento.

às pressões decorrentes de mercados competitivos, com baixo poder de mercado, o que os obrigava a transferir seus ganhos de produtividade para os consumidores por meio dos preços. Já os produtores de manufaturados, com maior conteúdo tecnológico, por estarem na fronteira tecnológica, operavam em condições de exercer poder de mercado, ou seja, conseguiam reter parte dos seus ganhos de produtividade devido aos altos *mark-ups* oriundos de suas posições oligopolistas. Para Singer, além de industrializar, era fundamental se apropriar da renda extraordinária gerada pelos frutos do desenvolvimento tecnológico.

Esses argumentos de Singer são de grande relevância para o debate contemporâneo, principalmente no que diz respeito à evolução do perfil de especialização comercial das economias. A partir dessas proposições podemos avançar para avaliar a atualidade da tese de Prebisch-Singer, no formato proposto por Singer, em 1999, para uma série temporal que englobe os últimos 35 anos – no nosso caso, o período 1976-2011.

Para isso, usamos a classificação de Lall para o conteúdo tecnológico dos bens comercializados²³. Ou seja, dividimos os bens nas seguintes categorias: Produtos Primários (PP); Produtos Manufaturados baseados em recursos naturais (RB); Produtos manufaturados de baixa intensidade tecnológica (LT); Produtos Manufaturados de Média Intensidade Tecnológica (MT) e Produtos Manufaturados de Alta Intensidade Tecnológica (HT).

Uma primeira aproximação é apresentada na tabela 1, abaixo, que analisa o conteúdo tecnológico das exportações dos países de economia avançada (renda per capita acima de US\$12.615,00), comparando-os com os países em desenvolvimento e com o mundo. De acordo com os dados, a pauta exportadora das economias avançadas pouco se modificou, estas continuam em bens com o maior conteúdo tecnológico - a mudança mais perceptível foi um pequeno aumento de produtos HT em detrimento daqueles pertencentes ao grupo LT. Para os países em desenvolvimento, a única tendência mais visível foi a substituição das exportações de bens baseados em recursos naturais para os de baixa tecnologia. Por outro lado, pela média mundial – no intervalo 2006-2011 – 43,5% das exportações mundiais eram relativas aos produtos de alta e média tecnologia.

O gráfico 1 a seguir mostra a trajetória de crescimento dos preços das principais *commodities* comercializadas no mercado mundial. Também contém uma série que mostra a evolução do crescimento das exportações mundiais em valor, com base nos dados do COMTRADE, e os períodos de crise econômica internacional, sombreados no gráfico. Pode-se observar que o comércio internacional teve uma forte desaceleração após a segunda crise do Petróleo em 1979 e, ainda, depois da crise *subprime*, a partir de 2008. No entanto, o preço das *commodities* teve um comportamento diferente nas duas crises. Na primeira, a desaceleração do comércio mundial levou imediatamente à queda dos preços das *commodities* - com exceção do Petróleo, que foi a causa imediata da crise. Na segunda, os preços das *commodities* tiveram uma queda, mas recuperaram-se rapidamente - o que deve ser explicado pelo fato de que a crise de 2008 afetou pouco a economia chinesa. Ou seja, no caso recente, o crescimento das importações de matérias-primas pela China explica grande parte do aumento do preço desses produtos, assim como, a desaceleração recente da demanda chinesa teve efeito contrário nos preços das *commodities* Roacle

²³Ver Lall (2000).

Tabela 1: Efeito do Bolsa Família na jornada de trabalho. Brasil, 2010.

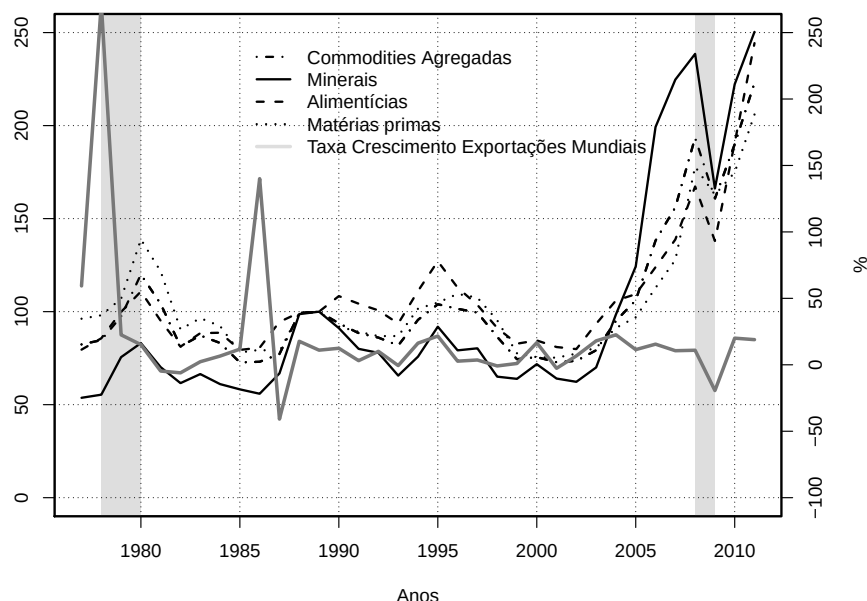
QUANTIL	H (1)	EQT (2)	EQT (3)	H (4)	Só horas estritamente positivas			
					EQT (5)	% (6)	EQTT (7)	% (8)
0,01	4h	0 (0,112)	0 (0,120)	5h	1*** (0,126)	22%	0 (0,040)	–
0,05	8h	0 (0,113)	0 (0,118)	8h	1*** (0,128)	6%	0,5* (0,320)	3%
0,10	15h	1*** (0,284)	1*** (0,301)	15h	1*** (0,305)	7%	–1 (0,680)	–
0,15	20h	0 (0,113)	0 (0,117)	20h	0 (0,133)	–	0 (0,350)	–
0,25	25h	–1*** (0,147)	–1*** (0,155)	25h	–2*** (0,199)	–8%	–3*** (0,001)	–10%
0,35	30h	0 (0,070)	0 (0,069)	30h	0 (0,078)	–	0 (0,001)	–
0,45	33h	–5*** (0,120)	–5*** (0,128)	33h	–5*** (0,128)	–15%	–4*** (0,160)	–12%
0,5	35h	–3*** (0,210)	–2*** (0,221)	35h	–4*** (0,244)	–10%	–2*** (0,410)	–6%
0,65	40h	0 (0,034)	0 (0,035)	40h	0 (0,040)	–	0 (0,001)	–
0,75	42h	–2*** (0,134)	–2*** (0,142)	42h	–2*** (0,153)	–5%	–2*** (0,320)	–5%
0,85	46h	–3*** (0,114)	–3*** (0,118)	48h	–3*** (0,128)	–6%	–3*** (0,001)	–6%
0,95	56h	–5*** (0,166)	–5*** (0,171)	58h	–5*** (0,200)	–9%	–5*** (0,001)	–9%
0,99	73h	–8*** (0,581)	–8*** (0,652)	75h	–8*** (0,633)	–10%	–8*** (1,520)	–10%
N	1.014.544	168.480	168.480	921.860	127.741		127.741	
Controles:								
Carac. Pessoais e Familiar		Sim	Sim	Sim	Sim	–	Sim	Sim
Outras CadÚnico		Não	Sim	Sim	Sim	–	Sim	Sim

Fonte: Estimativa dos autores

Nota: Essa tabela reporta o efeito quantílico do tratamento (EQT) e o efeito quantílico do tratamento sobre os tratados (EQTT) de Firpo, (2007) do Programa Bolsa Família (PBF) nas horas médias semanais trabalhadas do domicílio. As colunas (1) e (6) mostram a hora média de trabalho por quantil de beneficiários e não beneficiários pelo PBF. A coluna (2) reporta as estimativas do EQT controladas por características pessoais e pela composição familiar, enquanto a coluna (3) acrescenta controles adicionais de outras variáveis existentes no Cadastro Único. A coluna (5) restringe a amostra para horas de trabalhos positivas e diferentes de zero, enquanto que a coluna (7) reporta os resultados do EQTT. As colunas (6) e (8) evidenciam o EQT e o EQTT em termos percentuais, respectivamente. Erro padrão entre parênteses. ‘***’ significativo a 1%; ‘**’ significativo a 5%; ‘*’ significativo a 10%.

(2002). Além disso, observe que a partir de 2014, um período não abrangido neste estudo, verificou-se a maior queda de preço do petróleo dos últimos 30 anos - esse é um fenômeno recente cujas implicações precisam, ainda, ser estudadas ²⁴. A partir de 2000, quando os preços imprimiram um ritmo de crescimento mais pronunciado, as causas dessa elevação recente ainda são bastante discutidas. Prates (2007, p. 1) sugere que fatores como a desvalorização do dólar, bolha especulativa estimulada pela baixa de juros e o crescimento econômico da China podem ter sido relevantes. Erten & Ocampo (2013, p. 1) creditam o próprio crescimento mundial como causa, enquanto Baffes & Haniotis (2010, p. 5-14) consideram que esse aumento deve-se ao excesso de liquidez e à especulação financeira.

²⁴Ver World Bank (2015). O estudo do Banco Mundial indica que no ano de 2015 haverá um raro fenômeno, a queda simultânea do preço das nove mais importantes *commodities*. Embora, o preço do petróleo teve a mais dramática queda em 2014, a terceira maior desde a Segunda Guerra Mundial, outras *commodities* como metais e minerais e matérias-primas agrícolas deverão, também, ter quedas expressivas neste ano.



Fonte: Elaborado pelos autores com base nos dados da UNCTAD.

Figura 1: Evolução do Índice de preços para as principais *commodities* (base: 1989 = 100) - 1974 a 2011

Independentemente de quais tenha, sido as razões econômico-estruturais para a referida subida de preços, tal movimento certamente guarda algum tipo de impacto para os países que têm sua pauta exportadora especializada em *commodities*. A julgar pela ênfase dada pela literatura do tema na última década, principalmente aqueles que observaram mais especificamente o comportamento dos preços das *commodities*, os países em desenvolvimento (produtores de bens primários) seriam os principais beneficiados por esse fenômeno recente.

Esses fatos levantam a questão da validade da tese de Prebisch-Singer, quanto associada aos termos de troca. Para isso, vamos analisar essa tese incorporando os dados recentes. Contudo, mais do que verificar o comportamento dos preços das *commodities*, vamos relacioná-los aos preços de produtos com outras características, especialmente aquelas relativas ao conteúdo tecnológico. A seção a seguir apresentará uma metodologia que tem como objetivo a construção de índices de preços tendo como base a tipologia utilizada na análise do perfil de especialização das economias.

3 Metodologia e análise dos preços internacionais

Como salientado na seção anterior, foi uma simplificação da versão original da tese de Prebisch-Singer a análise dos termos de troca exclusivamente a partir da relação entre *commodities*, ou seja, produtos de origem primária padronizados e os bens manufaturados. O objetivo principal era a análise sobre o comportamento dos termos de troca de países desenvolvidos e em desenvolvimento. Apesar disso, para aquela época, essa simplificação era uma apro-

ximação razoável da realidade. Hoje, embora alguns países antes primário-exportadores tenham se industrializado, isso não significou a suspensão da heterogeneidade estrutural, principal característica para o subdesenvolvimento para a escola da CEPAL. Observando essa “nova” característica do subdesenvolvimento, Singer mais recentemente incorporou a ideia mais geral do diferencial de conteúdo tecnológico como fator preponderante para balizar o comportamento dos termos de troca ²⁵.

Com o intuito de incorporar esse outro aspecto do subdesenvolvimento destacado anteriormente por Singer, seria necessário obter um índice de preços internacionais para bens manufaturados, com a maior abrangência possível em termos de países e janela temporal, e separados por conteúdo tecnológico. Devido a essas restrições, não foi encontrada nenhuma série com essas características nas instituições internacionais visitadas ²⁶. Por isso, propõe-se aqui a construção de um índice de preços internacionais que, atendendo a essas especificidades, seja capaz de identificar o comportamento dos preços dentro das principais categorias desenvolvidas por Lall (2000) ²⁷.

A taxonomia de produtos manufaturados separados por conteúdo tecnológico de Lall (2000) contém cinco categorias. A primeira é relativa aos produtos primários (PP) que não passaram por qualquer tipo de beneficiamento industrial. A segunda faz referência aos bens manufaturados baseados em recursos naturais (RB). Em geral, eles tendem a ser produtos mais simples e trabalho-intensivo, ainda que alguns segmentos usem tecnologias intensivas em capital e escala. O terceiro grupo é aquele associado aos bens com baixa tecnologia (LT). A maior parte dos produtos que integram essa categoria são pouco diferenciados e competem no mercado internacional via preços. As tecnologias estão primeiramente incorporadas no bem de capital e costumam ser estáveis e bem difundidas. O quarto são os produtos de média tecnologia (MT) atrelados ao uso de tecnologias mais complexas com níveis moderados de técnicas intensivas em pesquisa e desenvolvimento. Eles compreendem a maior parte das habilidades e tecnologias intensivas em escala, presentes nos bens de capital e produtos intermediários. Por fim, a último grupo da classificação sugerida é aquele que congrega os produtos industriais intensivos em alta tecnologia (HT). Eles estão relacionados a altos investimentos em pesquisa e desenvolvimento em virtude das rápidas mudanças tecnológicas. Requerem infraestruturas mais sofisticadas, técnicas mais especializadas e forte interação entre as empresas e as instituições de pesquisa.

A correspondência entre os produtos exportados e as categorias acima descritas é realizada por meio de um tradutor disponibilizado pela Eurostat (*European Commission Statistics*). As informações coletadas foram extraídas do COMTRADE (*United Nations Commodity Trade Statistics Database*) e se constituem basicamente as informações de valor e quantidade dos produtos exportados, classificados segundo a SITC Revisão nº 2 (*Standart International Trade Classification Revision 2*) a cinco dígitos. Em virtude de problemas de harmonização entre classificações novas e as anteriores a 76, principalmente para produtos manufaturados, o período para análise se iniciará em 1977 indo até 2011 ²⁸. Cada categoria considerada (HT, MT, LT, RB e PP) será tratada como

²⁵Ver Singer (1999).

²⁶Foram visitados os sites da OCDE, UNCTAD, CEPPII (Centro de Estudo e Informações Prospectivas Internacionais) e Banco Mundial.

²⁷Ver Lall (2000, p. 8-9).

²⁸2011 é o último ano em que os preços das *commodities* manteve-se elevado. Nesse sentido

"cestas" de produtos exportados pelo mundo como um todo, ou seja, com valores e quantidade informadas por todos os países, agregadamente. A metodologia para o índice de preços foi uma versão adaptada da desenvolvida por Guimarães et al. (1997, p. 9-10), na qual recomenda-se a utilização do índice de Fisher encadeado tal e qual descrito a seguir:

$$IPF = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n p_{t=1,i} x_{t=0,i} / \sum_{i=1}^n p_{t=0,i} x_{t=0,i}}{\sum_{i=1}^n p_{t=1,i} x_{t=1,i} / \sum_{i=1}^n p_{t=0,i} x_{t=1,i}}} \quad (1)$$

A variável p_i expressa o preço e x_i a quantidade de cada setor i em um total de n setores da cesta. O encadeamento é quando é permitida a variação da cesta de bens entre dois períodos. Ele dará como resultado índices transitivos²⁹, aumentando sua cobertura e reduzindo o viés de comparações sequenciais. Além disso, por permitir a entrada e saída de setores em cada período, evita a ocorrência de erros de digitação e de medidas oriundos do banco primário (COMTRADE).

Devido a problemas de informação de valores e quantidades dos produtos transacionados internacionalmente por parte de alguns países, tivemos de adotar um critério preliminar de seleção de dados. Optou-se por retirar da base extraída do COMTRADE todos os setores que não atingissem um patamar mínimo de participação (em valor) nas exportações internacionais totais, dentro de cada categoria da taxonomia de Lall. Como os dados são bastante concentrados (poucos setores concentram grande parte do valor das transações), foi selecionado o primeiro quartil dos setores com maior valor de exportação, dentro de cada categoria e para cada ano. Essa amostra dentro de cada categoria (HT, MT, LT, RB e PP), o que chamamos de cesta de setores, foi responsável por aproximadamente 80% do valor das exportações totais, variando apenas em termos de quantidade declarada. Esse critério preliminar de seleção dos setores dentro de cada "cesta" foi feito para todos os anos. Uma vez que fosse determinado o setor selecionado para um ano qualquer da amostra, ele teria suas informações coletadas ao longo de todo o período analisado, mesmo que sua participação em valor venha a diminuir ao longo dos anos. Portanto, nossa amostra final abará todos os setores que em algum ano obtiveram grande participação em valor dentro de uma determinada cesta³⁰. Utilizando esse filtro, pretende-se evitar manter setores com declaração de informações incompletas, faltando quantidades ou unidade de medida, tornando a amostra mais eficiente, por meio de um equilíbrio entre qualidade e relevância dos dados³¹.

a extensão dessa série para anos posteriores não alteraria as conclusões das análises realizadas neste artigo.

²⁹Significa que a variação entre $t-1$ e $t+1$ é determinada pelo produto das variações entre $t-1$ e t e entre t e $t+1$.

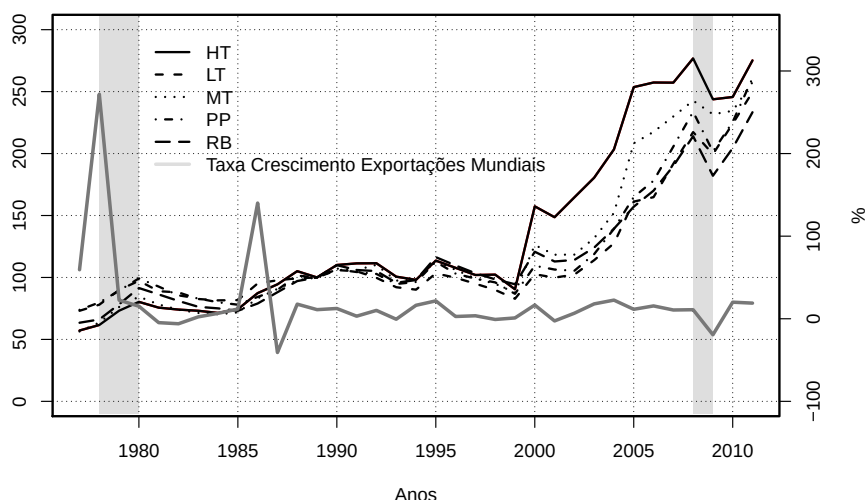
³⁰Na verdade, os produtos selecionados não variaram muito durante o período estudado. Esse procedimento torna o encadeamento do índice desnecessário, pois todos os anos disporão dos mesmos setores.

³¹De acordo com os dados extraídos, os valores dos totais por categorias se concentram em alguns poucos setores e, via de regra, nesses setores as informações são fornecidas com maior cuidado que em setores com produto de baixo valor.

Uma vez considerada essa primeira seleção, a crítica dos dados ocorrerá da seguinte forma:

1. A primeira etapa consiste na identificação e eliminação de produtos com valor ou quantidade igual a zero em qualquer um dos anos (a pré-seleção anterior dos dados já é uma maneira de garantir essa exigência);
2. A segunda é mais complexa. Exige o cálculo da razão de preços $\frac{p_{t+1}}{p_t}$ ou seja, buscar retirar do cálculo do índice um setor que tenha uma variação de preços muito alta de um ano para outro. Esse procedimento busca eliminar erros de digitação e de medida, ou retirar casos de modificações significativas na qualidade dos produtos exportados. Serão retirados da amostra 5% dos produtos nas caudas da distribuição da razão de preços;
3. O terceiro passo é a validação da base remanescente. Aqui é analisado quanto da amostra inicial perdemos na adoção dos critérios anteriores, para cada cesta/ano. É aceitável uma porcentagem de exclusão inferior a 10% dentro de cada cesta.

Uma vez executado o processo descrito anteriormente, serão apresentadas as séries para as categorias criadas. A figura 2 a seguir apresenta a evolução dos índices de preços segundo as categorias consideradas. Embora seja comum nesse debate o destaque do aumento dos preços das *commodities* isoladamente a partir de 2000, todos os grupos demonstraram um aumento de preço considerável em maior ou menor proporção. Os produtos de MT, e principalmente os HT, apresentaram um escalada de preços ainda maior que as *commodities* nesse período, sendo HT com maior crescimento (74,83%).

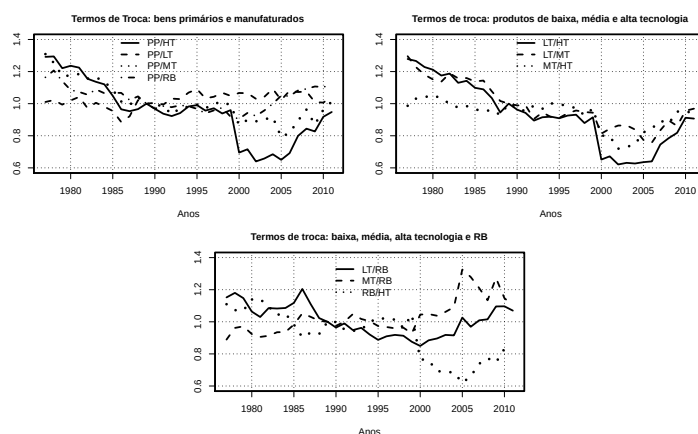


Fonte: Elaborado pelos autores com base nos dados do COMTRADE - ONU.

Figura 2: Evolução do Índice de preços para as categorias HT, MT, LT, RB e PP (base: 1989 = 100) – 1977 a 2011

O primeiro gráfico da figura 3 mostra os termos de troca das *commodities* em relação aos produtos manufaturados. É interessante notar que há uma de-

terioração dos termos de troca das *commodities* dentro do período em relação a quase todos os produtos manufaturados, menos os LT, o qual parece estável. Para HT e MT, o marco de 2000 significou de fato uma queda nos termos de troca das *commodities*, ainda que a partir de 2005 ocorra uma recuperação. No segundo gráfico da figura 3, são apontados os termos de troca entre produtos manufaturados. Os LT apresentam uma deterioração dos termos de troca em todo o período analisado, quando comparado ao HT e MT. Os termos de troca dos produtos de MT parecem também cair constantemente em relação aos HT. No terceiro gráfico da figura 3, observamos a relação entre RB e os demais. Para RB, parece que o ano de 2000 realmente representou um marco em seus termos de troca, com uma suave valorização, mesmo com exceção dos termos de troca em relação ao HT, que a partir de 2000 obteve grande queda.



Fonte: Elaborado pelos autores com base nos dados do COMTRADE - ONU.

Figura 3: Termos de troca entre produtos, por conteúdo tecnológico (base: 1989 = 100) – 1977 a 2011

4 Consistência dos Dados

Na seção anterior, foi desenvolvida a metodologia para criação de um índice de preços de bens separados por conteúdo tecnológico, segundo a taxonomia de Lall (2000). Porém, deve-se, sempre que possível, comparar essas séries com outras no intento de constatar sua robustez, sua consistência. Para cumprir esse propósito, nesta seção, as séries serão contrastadas com índices similares concebidos por institutos internacionais, de forma a certificar se o comportamento de ambos é convergente.

Relembrando a seção anterior, o grande motivador da construção daquelas séries foi justamente a dificuldade de obtenção de índices públicos com periodicidade longa em nível mundial e seguindo uma taxonomia por nível de tecnologia. Qualquer comparação com outro índice já existente será evidentemente uma aproximação de má qualidade. Caso houvesse dados próximos ao intuito deste trabalho, certamente teria sido mais conveniente tê-los adotado antes de desenvolvermos. Em vista disso, o índice utilizado para comparação é o de valor unitário para manufaturados (MUV) criado pelo Banco Mundial³².

³²Mais detalhes sobre o índice, pesquisar em <http://go.worldbank.org/SZXEDLF60>.

Esse índice é composto por uma medida em dólar dos preços que os países de média e baixa renda pagam para importar produtos manufaturados exportados pelas 15 maiores economias mundiais (G15), com dados oriundos do COMTRADE. Em cada país, os índices de valor unitário local são convertidos para dólar pela taxa de câmbio do mercado e posteriormente são combinados por meio de pesos. Estes, por sua vez, são determinados pela fatia de cada país nas exportações do G15 em 2005 ³³.

Um dos inconvenientes dessa comparação é que o MUV é um índice agregado, enquanto o índice aqui calculado é desagregado por tecnologia. Para a comparação, será necessário construir um único índice para manufaturados e, para aglutinar as diversas categorias (HT, MT, LT e RB) em uma, foi utilizado um ponderador baseado na participação em valor de cada tipo de bem manufaturado no comércio mundial ³⁴ no ano de 2005.

Por outro lado, a escolha da série para comparação com as *commodities* é menos problemática, pois, por se tratar de bens homogêneos, existem séries longas de instituições internacionais disponibilizadas ao público. Para a verificação frente ao índice de preços para os bens primários (PP) calculados anteriormente, foi adotado o índice com periodicidade anual para *commodities*, proveniente da Conferência das Nações Unidas sobre Comércio e Desenvolvimento (UNCTAD, (*Statistical Information System*)). Esse índice foi construído por meio dos preços de livre mercado dos bens primários que os compõem, com pesos alterados pela última vez em 2000 para se ajustar melhor ao padrão de comércio internacional atual ³⁵.

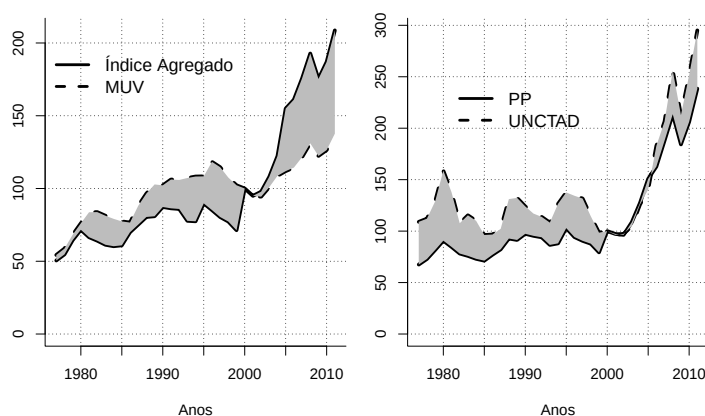


Figura 4: Análise de consistência dos dados: comparação entre os índices de preços (base: 2000=100)

³³Os países e preços relativos são: Brasil (2,95%), Canadá (0,93%), China (11,79%), França (5,87%), Alemanha (13,29%), Índia (1,77%), Itália (6,07%), Japão (16,70%), México (0,93%), África do Sul (0,75%), Coreia do Sul (10,95%), Espanha (2,30%), Tailândia (2,51%), Reino Unido (3,50%), Estados Unidos (19,68%).

³⁴Alta tecnologia (HT), 18,66%; Média tecnologia (MT), 30,58%; Baixa tecnologia (LT), 30,98%; e intensivo em recursos naturais (RB), 19,76%. Fonte: COMTRADE.

³⁵Índice composto por: trigo, milho, arroz, açúcar, carne, banana, pimenta, farelo de soja, peixe, coco, chá, soja, óleo de soja, óleo de girassol, óleo de amendoim, copra, óleo de coco, óleo da palmeira e óleo de algodão; fósforo, manganês, ferro, alumínio, cobre, níquel, chumbo, zinco, estanho, tungstênio, ouro e prata; tabaco, algodão, lã, juta, sisal, linhaça, couro, madeiras não coníferas, toras tropicais, borracha, madeira compensada e madeira serrada; petróleo bruto.

A figura 4 mostra a evolução das séries de bens manufaturados e primários, destacando a magnitude da diferença das séries na área sombreada. As séries para bens manufaturados apresentam certo desencontro em alguns momentos, mas ainda assim mostram consistência. A principal discordância ocorre justamente depois de 2000, quando há um aumento pronunciado dos preços dos manufaturados no índice agregado. É importante destacar a natureza da procedência dos dados. Enquanto o COMTRADE abarca todos os países, e estes reportam valores e a quantidade de produtos exportado, o MUV escolhe apenas valores e quantidade de produtos exportados pelas maiores economias e os preços pagos na importação por países de renda média ou baixa (em desenvolvimento) ³⁶ Observa-se que a comparação entre as duas séries deve ser feita com cautela, uma vez que as duas usam metodologias distintas.

Maior convergência é vista entre as séries de *commodities*. Os termos de troca, calculados pela metodologia aqui empregada, parecem menos sensível à volatilidade dos preços, mas ainda assim observa-se uma semelhança no comportamento de ambas as séries.

Aparentemente, com exceção de alguns pontos de descolamento, tanto as séries para bens primários quanto as séries para bens manufaturados guardam alguma relação com o comportamento observado para outros indicadores de referência.

5 Análise da tendência das séries de termos de troca

5.1 Métodos de estimação da tendência das séries de termos de troca

Prebisch e Singer utilizaram basicamente a inspeção visual de gráficos para determinar o que ficou conhecido hoje como tendência "secular" de deterioração dos termos de troca. Para os atuais padrões de conhecimento estatístico e recursos computacionais, a verificação visual não é suficiente para analisar a natureza e a tendência das séries temporais, para se alcançar o objetivo de testar o que se considera a tese de Prebisch-Singer. Para essa análise é necessário refinar o método.

Um dos pontos principais considerados hoje para avaliar a tese de Prebisch e Singer é a questão empírica da tendência "secular" de queda dos termos de troca. Essa tendência é comumente entendida como contínua no tempo. Contudo, contrariamente a essa visão, a tese de Prebisch-Singer não afirma a existência de uma tendência incessante de longo prazo e sim uma tendência negativa média de longo prazo dos termos de troca, o que possibilita aumento e queda, em momentos alternados. Aliás, tanto Singer, como Prebisch reconheciam que durante o período afetado por condições de Guerra e recuperação na Europa, ou seja, entre 1938 e 1948, o preço das *commodities* primárias elevou-se com referência às manufaturas - mas esse era um fato excepcional, e não uma tendência de longo prazo.

Portanto, sob esse mal entendido, residem equívocos em termos de modelagem estatística da queda dos termos de troca, nos quais, na grande maioria dos casos, foram aplicados critérios mais rigorosos do que a proposto pela hipótese de Prebisch-Singer. No modo de estimação usualmente empregado na

³⁶Poder-se-ia especular que o MUV admite pouco peso aos setores com pouco conteúdo tecnológico, principalmente por serem exportados principalmente por países em desenvolvimento, com pouco peso no MUV. Por outro lado, no índice agregado estes possuem seu peso real, como indicado pelo comércio internacional, agregadamente.

literatura, é necessário que todas as quebras estruturais sejam desconsideradas (modeladas) para que o coeficiente reflita fielmente uma tendência contínua dos termos de troca. Caso contrário, esse coeficiente possivelmente indicará uma tendência "secular" enganosa, fruto de quebras abruptas. Este trabalho entende que não encontrar essa tendência negativa (e estatisticamente significativa) é condição necessária, mas não suficiente, para refutar a tese de Prebisch-Singer - no entanto, encontrá-la significa corroborá-la. Uma queda em médio e longo prazo na tendência, desconsiderando quedas oriundas de quebras estruturais, já é um fator que reforça essa tendência de deterioração. Porém, quando esta não acontece, ainda poderia se questionar qual a relevância de se desconsiderar as quebras estruturais em termos da própria tese, um argumento *a posteriori* e essencialmente *ad hoc*.

Outro tópico que permeia essa literatura é a questão de determinar se uma série, neste caso os termos de troca, é estacionária ou não, e que tipo de comportamento induz a isso (estocástico ou determinístico). Esse tipo de comportamento pode estar relacionado à existência de raiz unitária, e definir sua presença ou não é tão fundamental para o próprio cálculo da tendência, quanto para entender a natureza de sua deterioração³⁷. Para determinar se há raiz unitária, é necessário aplicar um teste adequado. O problema é que no caso de presença de raiz unitária, as estatísticas *standard* t e F dentro dos modelos não mais serão corretas para as inferências, o que conduz à incerteza na própria raiz do teste. Quando as séries possuem quebras estruturais e os testes não estão habilitados em tê-las em conta, os resultados podem ser gravemente afetados. Há, portanto, um amplo debate acerca dos testes a serem utilizados, suas limitações e especificidades.

O teste elementar para testar essa hipótese da raiz unitária é o *augmented* Dickey & Fuller (1979) (ADF). Outro teste que posteriormente passou a ser bastante utilizado para detecção de raiz unitária é o teste de Phillips & Perron (1988) (PP). Suas principais vantagens em relação ao ADF é fazer menos hipóteses sobre a natureza dos erros da regressão anterior, configurando assim um teste mais robusto. Os testes ADF e PP em certas condições são assintoticamente compatíveis, mas podem se diferenciar substancialmente para amostras finitas. Perron apontou um erro no teste ADF: a falta de sensibilidade em detectar quebras estruturais relevantes³⁸. Perron, ao refazer o teste de raiz unitária, o construiu de forma a aceitar a possibilidade de quebra estrutural para pontos pré-estabelecidos (aparentes), pontos selecionados através de gráficos. Essa forma de proceder na escolha desses pontos foi chamada de exógena. Posteriormente, Zivot & Andrews (1992) criticaram o teste PP, pois a inspeção visual de quebras estruturais pode ser muito ineficiente no sentido de se considerar uma quebra estrutural quando verdadeiramente ela não existe. Com o desenvolvimento de testes estatísticos formais de detecção de instabilidade dos parâmetros, Zivot & Andrews (1992) (ZA) desenvolveram um novo teste de raiz unitária baseado no teste original ADF, com a adaptação de Perron. Esse novo teste busca possíveis pontos de quebras estruturais não deduzidos *a priori* (endógenos), mas com indicação exógena do tipo de

³⁷ Para a tese de Prebisch-Singer, importa no que se refere o cálculo do coeficiente. A natureza do comportamento da série é de suma importância em outros contextos, mas não neste.

³⁸ Esta dificuldade pode conduzir o teste a afirmar existir raiz unitária, quando porventura possamos estar em presença de fortes choques (quebras estruturais) dentro de uma série aproximadamente constante (estacionária). Este efeito ficou conhecido como "efeito Perron".

quebra (o próprio teste sugere o ponto de quebra estrutural, contudo fica a critério do investigador se deseja no teste pontos inovacionais ou aditivos).

Dada a evolução dos testes de raiz unitária, nos aproximamos daquilo que hoje se utiliza. Lee & Strazicich (2003) afirmam que o teste ZA, ao não admitir na hipótese nula que uma série simultaneamente possua quebra estrutural e raiz unitária, leva a situação em que a rejeição da hipótese nula da existência da raiz unitária pode não necessariamente ocorrer pela ausência de raiz unitária, mas em vez disso significa rejeição da hipótese de raiz unitária sem quebras estruturais. Para contornar esse obstáculo, Lee & Strazicich (2003) conceberam um teste (LS) em que sua hipótese nula admite também presença de quebras estruturais, sugeridas de forma endógena.

Kwiatkowski et al. (1992), diferentemente dos outros testes de raiz unitária que mantêm a série como não estacionária sob hipótese nula, os de tendência estacionária estabelecem justamente o oposto, mantendo a série estacionária sob a hipótese nula. O teste mais comum é conhecido como KPSS.

Para modelar adequadamente as séries de termos de troca deve-se avaliar a presença de quebras estruturais (QE). Para estimá-las, considera-se a proposta de quebras estruturais permanentes (inovacional) indicada pelo teste LS, sendo suscetível a escolha de uma ou duas quebras estruturais em cada série, estimadas de forma endógena.

Apesar dos avanços teóricos nos testes, ainda não há consenso sobre a eficácia na orientação de que tipo de modelo utilizar para estimar a tendência. Dentro dessa incerteza, vamos preservar os resultados estimando todas as séries de ambos os modos apresentados a seguir, mas iremos, futuramente, respeitar a consistência dos testes de raiz unitária, analisando-os em conjunto para orientar qual modelo (mesmo com todas as limitações) seria o mais adequado para estimação da tendência.

1. Nesta primeira, o modelo é formado por um termo que é função (linear) determinística do tempo (*trend*) e outro por um processo estacionário estocástico (fracamente dependente) com média zero, modelado por um ARMA (caso haja autocorrelação). Esse processo é chamado *trend-stationary* (TS). Assim, nesse modelo, nem efeitos correntes nem passados irão influenciar o futuro indefinidamente no longo prazo, conduzindo a uma incerteza controlada. Para estimarmos o modelo TS ³⁹, utilizaremos a equação:

$$\ln(Y_t) = \beta_0 + \beta_1 X_{1,t} + \sum_{i=1}^2 [\beta_{2i} X_{i+1,t} + \beta_{2i+1} X_{1,t} X_{i+1,t}] + \epsilon_t, \quad (2)$$

em que Y_t e o termo de troca, $X_{1,t}$ e o tempo corrente (ou o termo de tendência), $X_{i,t}$ é uma *dummy* para os anos posteriores à quebra estrutural inovacional ($X_{i,t} = 1$ se $t \geq QE$, caso contrário $X_{i,t} = 0$). O ano de início QE varia dependendo da série e é indicado pelo teste LS, e ϵ_t é um ruído branco ⁴⁰ (ou ARMA, dependendo se há autocorrelação), todos no

³⁹"Uma série que seja estacionária sobre a tendência temporal, como também fracamente dependente, é, com frequência, chamada de processo de tendência estacionária." (Wooldridge 2006, p. 344)

⁴⁰O termo aplica-se a uma sequência de erros (ou choques) aleatórios, sempre que esta tiver média e variância constantes e sem autocorrelação. Por conveniência, utiliza-se a média como

tempo t . O índice i representa o número de quebras estruturais admitidas no modelo (varia de acordo com a série). Nesse caso, o coeficiente de interesse é β_1 , também chamado de componente determinístico, o qual se espera de acordo com a teoria de P-S que seja negativo. Mantendo os outros fatores (variáveis explicativas) fixos, a cada ano t , o valor de Y_t varia, em média, β_1 ⁴¹ (em porcentagem).

2. A segunda forma tem um modelo formado por um termo que é função do tempo (também linear), somado a um termo que é a acumulação de mudanças estacionárias passadas. Como essa acumulação não é estacionária, uma previsão de longo prazo torna-se impossível, pois é totalmente dependente dos eventos históricos (altamente persistente), com incertezas não controláveis. Esse processo se chama *difference-stationary* (DS). A ideia da série DS é, por meio de diferenciações, torná-la de não estacionária em estacionária. O que se faz é transformar séries altamente persistentes em fracamente persistentes. A análise a ser desenvolvida para a modelagem por DS tem a forma a seguir:

$$\Delta \ln(Y_t) = \beta_0 + \sum_{i=1}^2 [\beta_{2i-1} X_{i,t} + \beta_{2i} \Delta X_{i,t}] + \epsilon_t, \quad (3)$$

em que Y_t é novamente os termos de troca, $X_{i,t}$ é uma *dummy* para os anos posteriores à quebra estrutural ($X_{i,t} = 1$ se $t \geq QE$, caso contrário $X_{i,t} = 0$) - novamente, o ano de início varia a depender da série e é indicada por um teste de raiz unitária, $\Delta X_{i,t}$ é a variável de nível ($\Delta X_{i,t} = 1$ se $t = QE$, caso contrário $\Delta X_{i,t} = 0$) e ϵ_t é um ruído branco (ou ARMA, novamente a depender da presença de autocorrelação). O índice i representa o número de quebras estruturais admitidas no modelo (varia de acordo com a série), e t o tempo em anos. A taxa de crescimento dos termos de troca do período $(t-1)$ ao t pode ser feita pela aproximação, $\Delta \ln(Y_t) = \frac{(Y_t - Y_{t-1})}{Y_{t-1}}$. No contexto do DS, nosso interesse é β_0 , o qual esperamos novamente, de acordo com a tese de Prebisch-Singer, ser negativo. Mantendo os outros fatores fixos, a cada ano t , β_0 é aproximadamente a taxa média de crescimento percentual no período t .

Primeiramente, serão estimadas as equações (2) e (3) por mínimos quadrados ordinários (OLS). Caso ao fim das estimações for confirmada pelos testes de Godfrey (1978) (BG) e o de Durbin & Watson (1950) (DW) a autocorrelação dos resíduos (valores p menores que 0,1), isso sugere opção por métodos alternativos de modelagem. Nesse caso, é abandonado o OLS clássico, no qual um requisito a ser atendido é que o resíduo ϵ_t seja um ruído branco, e flexibiliza-se essa hipótese permitindo que ϵ_t seja fracamente dependente (tipicamente respondendo a modelos ARMA), sendo passível de estimação.

De fato, existem vários métodos disponíveis para contornar o problema da autocorrelação, e seria necessário apenas um deles para a estimação, porém, sendo zero, porém, seria possível especificar uma série ruído branco com média diferente de zero.

⁴¹“As estimativas de interesse principal,[...], podem ser interpretadas como provenientes de uma regressão sem tendência temporal, mas em primeiro removemos a tendência da variável dependente e todas as variáveis independentes. A mesma conclusão permanece com qualquer número de variáveis independentes e mesmo se a tendência for quadrática ou de algum outro grau polinomial.” (Wooldridge 2006, p.333).

para obter consistência de resultados será feito por três formas distintas: a estimação por mínimos quadrados não lineares (NLS), por mínimos quadrados generalizados factíveis de Cochrane-Orcutt (FGLS) e mínimos quadrados calculados pelo método de Newey-West (NW-OLS).

5.2 Estimação da tendência das séries de termos de troca

As quebras estruturais foram estimadas endogenamente pelo teste LS para cada série de termos de troca, porém, ao se implementar os modelos (TS ou DS), algumas não se mostraram significativas e foram retiradas. O gráfico 4 mostra as séries e suas quebras estruturais estatisticamente significativas.

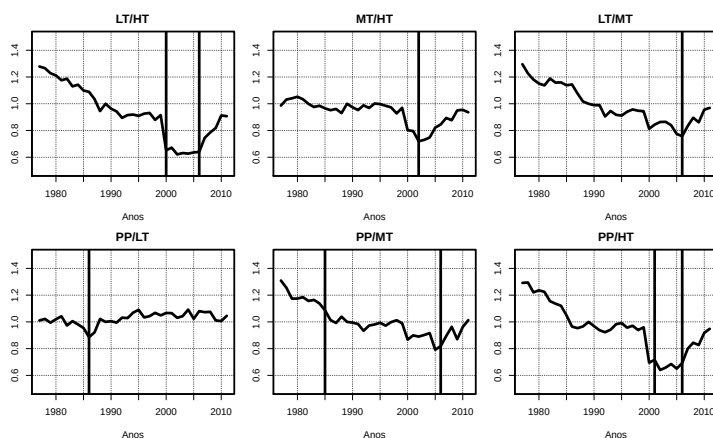


Figura 5: Termos de Troca e suas quebras estruturais – 1977 a 2011

Na tabela 2 a seguir, são listados as especificações e resultados do modelo. Nela constam os testes de raiz unitária, sendo eles, ADF, PP, KPSS, ZA e LS, acompanhados dos valores p, as quebras estruturais estimadas pelo teste LS para cada série e modelo, os valores p dos testes de autocorrelação (BG e DW) e as tendências - termos determinísticos e estocásticos - dos modelos TS e DS, respectivamente. Segundo os testes de raiz unitária da tabela, todas as séries com (exceção da PP/LT) indicaram evidências de não estacionariedade (valor p maiores que 0,1), sendo compatível assim com a busca de uma tendência estocástica prevista pelo modelo DS.

Pela equação DS, somente as séries LT/HT e MT/HT obtiveram problemas de autocorrelação (valores p menores que 0,1 mostrados pelo teste DW), sendo necessário ir além do OLS, estimando com FGLS, NLS e NW-OLS.

Para todas as séries, exceto para as séries MT/HT e PP/LT (coeficiente não significativo para DS), as tendências encontradas são estatisticamente significativas e negativas.

O exercício econométrico realizado mostrou que em quase todas as séries de termos de troca das *commodities* com relação aos manufaturados (desagregado por nível tecnológico) há uma tendência à deterioração dos termos de troca, mesmo considerando o período mais recente de aumento dos preços de produtos primários. Para os produtos citados abaixo, a deterioração foi da ordem de (em média anual, *ceteris paribus*):

Tabela 2: Especificações e resultados para estimação para o modelos TS e DS

		LT/HT	MT/HT	LT/MT	PP/HT	PP/MT	PP/LT
Teste de Raiz Unitária (pvalor)	ADF ⁵	>0,1	>0,1	>0,1	>0,1	>0,1	>0,1
	PP	0,91	0,56	0,86	0,87	0,61	0,10
	KPSS	<0,01	<0,05	<0,01	0,01	<0,01	<0,05
	ZA ⁶	>0,1	>0,1	>0,1	0,05	>0,1	>0,1
	LS ⁷	>0,1	>0,1	>0,1	>0,1	0,05	0,01
Modelo TS							
Anos de Quebra estrutural ⁸		2000; 2006	2002	2006	2000; 2006	1985; 2006	1986
Testes de Autocorrelação (pvalor)	DW	0,01	0	0	0	0,04	0,01
	BG	0,09	0,01	0,05	0,02	0,39	0,08
Termo Determinístico	OLS ¹	-0,0179***	-0,0057**	-0,0156***	-0,0167***	-0,0166***	0,0017**
	FGLS ²	-0,0168***	-0,0088***	-0,0152***	-0,0152***	-0,0111	0,0017**
	NLS ³	-0,0168***	-0,0088**	-0,0152***	-0,0152***	-0,0111	0
Modelo DS							
Anos de Quebra estrutural ⁸		2000; 2006	2002	2006	2000; 2006	1985; 2006	1986
Testes de Autocorrelação (pvalor)	DW	0,96	0,91	0,88	0,90	0,86	-
	BG	0,01	0,08	0,14	0,15	0,17	-
Termo Estocástico	OLS ⁴	-0,0151***	-0,0089	-0,0183**	-0,0245*	-0,0179*	-
	FGLS ²	-0,0164***	-0,0106				
	NLS ³	-	-				

¹ Estimado com Newey-West.² Estimados considerando AR (1).³ Resultados omitidos pela não validação do método para a série.⁴ Newey-West apenas para as séries LT/HT e MT/HT, as demais OLS simples.⁵ Teste com trend e drift, e número máximo de lags escolhido pelo método AIC.⁶ Teste com trend e drift, e lag de 10 períodos.⁷ Modelo com 2 quebras (inovacionais) no drift, com lag máximo igual a 2 (método BIC).⁸ Anos encontrados pelo teste LS.

obs: ***, ** e * se referem, respectivamente, ao coeficiente ser estatisticamente significativo a 1%, 5% e 10%.

- 2,45% em relação aos bens de alta tecnologia (PP/HT, $\beta_1 = -0,0245$).
- 1,79% em relação aos bens de média tecnologia (PP/MT, $\beta_1 = -0,0179$).

A exceção à deterioração é a série PP/LT, em que nenhum coeficiente foi estatisticamente significativo. Esse resultado já poderia ser previsto, pois mesmo os testes de raiz unitária apontavam na direção da estacionariedade. Assim, o comportamento dos preços dos produtos de baixa tecnologia é equivalente ao dos produtos primários nesse período, não havendo tendência de longo prazo nem de crescimento, nem de queda.

Os resultados apresentados mostram que não há tendência estatisticamente significativa entre os termos de troca de produtos de média e alta tecnologia (MT/HT). Por sua vez, os produtos manufaturados de menor tecnologia apresentam deterioração anual em relação aos de maior tecnologia, da ordem de (em média, *ceteris paribus*):

- 1,51% de baixa tecnologia em relação a alta (LT/HT, $\beta_1 = -0,0151$).
- 1,83% de baixa tecnologia em relação a média (LT/MT, $\beta_1 = -0,0183$).

6 Conclusão

Este artigo promoveu um exame das tendências dos termos de troca dos produtos primários em relação aos diversos produtos industriais. Embora após 2000 as *commodities* tenham sido alvo de grande valorização, outros produtos também obtiveram aumento de preços, em particular os bens de alta e média tecnologia, pensados agregadamente e em nível global. Tal fato levou a uma queda pronunciada dos termos de troca das *commodities* em relação aos bens manufaturados de alta e média tecnologia. Somente há indícios de recuperação relativa desses preços após 2005, quando há de fato uma melhora nos termos de troca.

Portanto, mesmo considerando-se os aumentos de preço das *commodities* que ocorreram no início deste século, em função do crescimento acelerado da China e, em menor grau, da Índia, não é possível refutar os argumentos apresentados pela tese de Prebisch-Singer no imediato pós-guerra. Além disso, se usarmos a extensão dessa tese proposta por Singer (1999), na qual considera-se os termos de troca entre produtos manufaturados de alta e baixa tecnologia, os dados corroboram a hipótese de que a deterioração dos termos de troca é válida, também, para o comércio com diversos conteúdos tecnológicos.

Em vista dos resultados acima, pode-se afirmar com grande segurança que, apesar do aumento de preços das *commodities* no início deste século, é altamente arriscado aumentar a dependência da exportação de produtos primários para uma estratégia de aceleração do crescimento econômico e de promoção do desenvolvimento no longo prazo. Os resultados históricos e estatísticos deste estudo mostram que países como o Brasil dependerão, ainda, da sua capacidade de aumentar o conteúdo tecnológico de suas exportações para evitar que a sustentabilidade do seu crescimento econômico seja interrompido por problemas de balança de pagamentos derivados das inconsistências entre a elasticidade-renda dos produtos que exporta e que importa – e seus efeitos sobre a renda do comércio internacional e sobre a produtividade dos fatores de produção.

Referências Bibliográficas

- Baffes, J. & Haniotis, T. (2010), 'Placing the 2006/08 commodity price boom into perspective', *Policy Research Working Paper* (5371).
- Chen, D. S. . J. (1999), 'The prebisch-singer thesis: A thesis for the new millennium?', *Journal of International Development* **11**, 843–849.
- Corden, W. M. (1984), 'Boom sector and dutch disease economics: Survey and consolidation', *Oxford Economic Papers* **36**, 362.
- Dickey, D. & Fuller, W. (1979), 'Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root', *Journal of the American Statistical Association* **74**, 427–31.
- Dietz, J. M. C. . J. L. (2009), *The Process of Economic Development*, Routledge, London & New York.
- Durbin, J. & Watson, G. S. (1950), 'Testing for serial correlation in least squares regression', *Biometrika* **37**, 409–428.
- Erten, B. & Ocampo, J. (2013), 'Super cycles of commodity prices since the mid-nineteenth century', *World Development* **44**, 14–30.
- Furtado, C. (1985), *A Fantasia Organizada*, Editora Paz e Terra, Rio de Janeiro.
- Ghosharay, A. (2011), 'A reexamination into trends in primary commodity prices', *Journal of Developing Economics* **95**(2), 242–251.
- Godfrey, L. G. (1978), 'Testing against general autoregressive and moving average error models when the regressors include lagged dependent variables', *Econometrica* **46**, 1293–1302.
- Guimarães, A. E., Pinheiro, A. C., Falcão, C., Pourchet, H. & Markwald, R. A. (1997), 'Índices de preço e quantum das exportações brasileiras.', *Texto para discussão* **121**.
- Hildebrand, M. C. . W. (2011), 'Engel's law reconsidered', *Journal of Mathematical Economics* **47**(3), 289–299.
- Jones, R. W. & Neary, J. P. (1984), *Handbook of International Economics*, Elsevier Science, chapter The Positive Theory of International Trade.
- Kemp, W. C. . M. E. . M. (1980), 'The theorems of international trade with joint production', *Journal of International Economics* **10**, 337–394.
- Kindleberger, C. P. (1997), *Economic Laws and Economic History*, Cambridge University Press, chapter First Lecture: Engel's Law.
- Kravis, I. B. (1970), 'Trade as a handmaiden of growth: Similarities between the nineteenth and twentieth', *The Economic Journal* **80**(320), 850–872.
- Kwiatkowski, D., Phillips, P. C. B., Schmidt, P. & Shin, Y. (1992), 'Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root', *Journal of Econometrics* **54**, 159–178.

- Lall, S. (2000), 'The technological structure and performance of developing country manufactured exports, 1985-98', *Oxford development studies* 28(3), 337-369.
- Lee, J. & Strazicich, M. C. (2003), 'Minimum lagrange multiplier unit root test with two structural breaks', *Review of Economics and Statistics* 85(4), 1082-1089.
- Magariños, M. (1991), *Diálogos con Raúl Prebisch*, Banco Nacional de Comercio Exterior/Fondo de Cultura Económica, Mexico.
- Neary, W. M. C. . P. J. (1982), 'Booming sector and deindustrialization in a small open economy', *Economic Journal* 92, 825-48.
- Ocampo, J. A. & Parra, M. (2003), 'The terms of trade for commodities in the twentieth century', *CEPAL Review* 79, 7-35.
- Pereira, L. C. B. (2008), 'Dutch disease and its neutralization: a ricardian approach', *Revista Brasileira de Economia Política* 28(1), 47-71.
- Pereira, L. C. B. (2009), *Globalização e Competição*, Elsevier-Campus, Rio de Janeiro.
- Phillips, P. C. B. & Perron, P. (1988), 'Testing for unit roots in time series regression', *Biometrika* 75, 335-346.
- Prado, L. C. D. (2013), 'Comércio internacional, convergência econômica e políticas de desenvolvimento: Reflexões sobre um antigo debate', *XVIII Encontro Nacional de Economia Política* .
- Prates, D. G. (2007), 'A alta recente dos preços das commodities', *Revista de Economia Política* 27(3), 323-344.
- Prebisch, R. (1950), 'The economic development of latin america and its principal problems', *United Nation* .
- Roacle, S. K. (2002), China's impact on world commodities markets, IMF Working Paper WP/12/115, IMF.
URL: www.imf.org/external/pubs/ft/wp/2012/wp12115.pdf
- Samuelson, P. (1948), 'International trade and the equalisation of factor prices', *Economic Journal* 58, 163-84.
- Samuelson, P. A. (1949), 'International factor-price equalisation once again', *The economic journal* pp. 181-197.
- Scandizzo, P. L. & Diakosawas, D. (1987), 'Instability in the terms of trade of primary commodities, 1900-1982', *FAO Economic and Social Development* (64).
- Singer, H. (1950), 'The distribution of gains between investing and borrowing countries', *American Economic Review* 40, 473-85.
- Singer, H. (1999), 'Beyond terms of trade-convergence and divergence', *Journal of International Development* 11(6), 911-916.

Spraos, J. (1980), 'The statistical debate on the net barter terms of trade between primary commodities and manufactures', *The Economic Journal* **90**(357), 107–128.

Toye, J. F. J. & Toye, R. (2003), 'The origins and interpretation of prebisch-singer thesis', *History of Political Economy* **35**(3), 437–467.

Wooldridge, J. M. (2006), *Introdução à econometria: uma abordagem moderna*, Pioneira Thomson Learning.

World Bank (2015), *Commodities market outlook*, Quarterly world bank report, World Bank.

URL: Disponível em: http://www.worldbank.org/content/dam/Worldbank-/GEP/GEPcommodities/GEP2015a_commodity_Jan2015.pdf

Zivot, A. & Andrews, D. (1992), 'Further evidence on the great crash, the oil-price shock, and the unit root hypothesis', *Journal of Business & Economic Studies* **10**(3), 251–270.

CUSTO DAS FLUTUAÇÕES ECONÔMICAS APÓS O PLANO REAL

FERNANDO ANTÔNIO DE BARROS JÚNIOR ^{*}
VALDEMAR RODRIGUES DE PINHO NETO [†]

Resumo

Neste artigo, calculamos o custo das flutuações econômicas no Brasil. Utilizamos dados trimestrais do consumo real entre o início do Plano Real e o terceiro trimestre de 2013 e computamos o custo das flutuações permitindo diferentes formas paramétricas para o processo estocástico da série. Estimamos que o custo das flutuações econômicas no Brasil é aproximadamente 6,48% do consumo *per capita* utilizando a melhor das especificações para o processo estocástico do consumo.

Palavras-chave: Flutuações Econômicas; Bem-estar; Série-temporal.

Abstract

In this paper, we calculated the cost of economic fluctuations in Brazil. Using quarterly data from real *per capita* consumption between the beginning of Plano Real and the third quarter of 2013, we computed the cost of economic fluctuations enabling different parametric forms for the stochastic process of the consumption series. We estimated a cost of economic fluctuations in Brazil in approximately 6,48% of the *per capita* consumption using the most suitable specification for consumption stochastic process.

Keywords: Economic Fluctuations; Welfare; Time-series.

JEL classification: E21, E32

DOI: <http://dx.doi.org/10.11606/1413-8050/ea135252>

^{*} EPGE - FGV/RJ. Praia de Botafogo, 190 - Botafogo, Rio de Janeiro - RJ, 22250-040. E-mail: fernando.junior@fgvmail.br

[†] EPGE - FGV/RJ. Praia de Botafogo, 190 - Botafogo, Rio de Janeiro - RJ, 22250-040. E-mail: valdemar.neto@fgvmail.br

1 Introdução

Estudar o efeito das flutuações econômicas sobre o bem-estar das pessoas na economia é um tema de grande importância tanto teórica quanto aplicada, além de ser objeto de muitas pesquisas em economia. Lucas (1987) retrata bem a relevância desse tema ao questionar sobre qual seria o impacto, em termos de bem-estar, caso as flutuações econômicas fossem eliminadas. Se considerarmos a economia brasileira, onde grande parte dos indivíduos não dispõe de acesso ao mercado de crédito, e este, por sua vez, não funciona perfeitamente, este tema tornam-se ainda mais relevante.¹

Utilizando dados americanos, Lucas (1987) estima que a sociedade americana estaria disposta a sacrificar apenas 0,05% do consumo para eliminar as flutuações econômicas, ou seja, um custo individual de apenas US\$ 12 ao ano. No entanto, relaxando algumas das hipóteses assumidas por Lucas, outros estudos encontraram estimativas superiores do custo dos ciclos econômicos para os EUA.² Nesse sentido, Imrohoroglu (1989), Krusell & Smith (1999) e Krebs (2003, 2007), por exemplo, relaxam a hipótese do agente representativo, Araújo & Issler (2004) consideraram diferentes formas para as preferências individuais e, por fim, Reis (2009) relaxa a hipótese de consumo não serialmente correlacionado e, em particular, seus resultados indicam um custo das flutuações nos EUA entre 0,5% e 5% do consumo *per capita*.

Para o Brasil, Issler & Rocha (2000), seguindo uma metodologia consolidada em Issler et al. (2008), calculam o custo das flutuações para diferentes valores de aversão relativa ao risco e taxa de desconto intertemporal. Segundo os autores, o custo do ciclo econômico está entre 3,17% e 4,29%, considerando uma aversão relativa ao risco igual a 5 e variando a taxa de desconto.

Adotamos a abordagem metodológica desenvolvida por Reis (2009) para calcular o custo gerado pelas flutuações econômicas no Brasil. O autor apresenta diferentes estratégias para modelar o processo estocástico do consumo e sugere formas de computar o custo dos ciclos econômicos a partir desses diferentes processos. Optamos por utilizar essa metodologia pela tratabilidade simples dada ao tema do custo das flutuações, ou seja, pela facilidade em transformar algumas estatísticas do processo estocástico do consumo no termo de custo do ciclo econômico. Além disso, essa metodologia ainda não havia sido aplicada para o Brasil. Após explorar distintas formas autorregressivas para a série de consumo *per capita*, encontramos que o custo das flutuações econômicas no Brasil é de 6,48% do consumo, o que se traduz em um valor de R\$ 198,83, considerando o consumo real *per capita* do terceiro trimestre de 2013.

Nosso resultado difere daquele que Issler & Rocha (2000) encontram não apenas por calibrarmos a aversão relativa ao risco e taxa de desconto intertemporal de forma diferente, mas também por razões metodológicas. Issler e Rocha decompõem o consumo em termos permanente e transitório, enquanto nosso estudo, seguindo a metodologia de Reis (2009), explora a persistência

¹Para uma melhor análise do mercado de crédito brasileiro e sua comparação com outros países veja Sant'anna et al. (2009).

²Lucas (1987) assume três hipóteses: (i) existência de um consumidor representativo normativo; (ii) a função de bem-estar social é separável no tempo e isoelástica e (iii) o logaritmo do consumo real per capita é serialmente não correlacionado e normalmente distribuído em torno de uma tendência determinística.

na série consumo. Desse modo, mesmo calibrando ambos os modelos com os mesmos parâmetros, resultados diferentes podem surgir.

O restante do artigo é dividido nas seguintes seções. A seção 2 descreve o arcabouço teórico para o cálculo do custo das flutuações considerando duas possibilidades: (log) consumo *per capita* estacionário e não estacionário. A terceira seção trata dos procedimentos empíricos realizados, bem como os detalhamentos da base de dados e da calibração dos parâmetros do modelo. Os resultados são apresentados na seção 4 e a seção 3 conclui o artigo. O Apêndice detalha alguns procedimentos computacionais adotados para gerar os resultados, contém adicionais testes de raiz unitária, as estimações dos modelos ARMA's e testes de diagnósticos.

2 O custo da flutuação econômica

Nesta seção, reproduzimos alguns dos resultados de Reis (2009). Especificamente, mostramos como identificar o custo das flutuações na economia em termos de consumo e apresentamos expressões algébricas que utilizamos para calcular esse custo a partir de processos estocásticos distintos que podem ser utilizados para modelar a série de consumo da economia.

Quando deparado com a escolha entre uma série de consumo arriscado $\{C_t\}$ e outra série “semelhante” $\{\bar{C}_t\}$ expurgada de volatilidade, deve escolher a última se considerarmos a hipótese de que ele é avesso ao risco. Lucas (1987) vai além desse fato e quantifica a preferência social por estabilidade. Ele sugere uma medida de custo do ciclo econômico, a qual chamaremos aqui de *custo das flutuações econômicas*, como a fração do consumo que a sociedade está disposta a pagar para eliminar as flutuações nessa série. Mais especificamente, o custo das flutuações econômicas pode ser calculado como o fator λ que resolve a seguinte equação:

$$E \left[\sum_{t=0}^{\infty} e^{-\beta t} u((1 + \lambda)C_t) \right] = \sum_{t=0}^{\infty} e^{-\beta t} u(\bar{C}_t), \quad (1)$$

em que E é o operador de esperança, β é a taxa de desconto intertemporal subjetiva e

$$u(C) = \begin{cases} \frac{C^{1-\gamma}}{1-\gamma} & \text{se } \gamma \neq 1, \\ \log(C) & \text{se } \gamma = 1. \end{cases}$$

sendo γ o parâmetro de aversão relativa ao risco.

2.1 O modelo autorregressivo

Uma escolha natural para o consumo contrafactual é o seu valor esperado, uma vez que modelamos a série de consumo como um processo estocástico. Dessa forma, eliminar as flutuações no consumo é o mesmo que eliminar a variabilidade do consumo mantendo a média inalterada. Sendo a taxa média de crescimento do consumo g , denotamos o consumo contrafactual por $\bar{C}_t = E_t[C_t] = C_0 e^{gt}$.

Sob a hipótese de log-normalidade do consumo, também usada por Lucas, o custo das flutuações é dado por:

$$\ln(1 + \lambda) = \begin{cases} 0.5(1 - e^{-\rho}) \sum_{t=0}^{\infty} e^{-\rho t} \text{Var}(c_t) & \text{se } \gamma = 1, \\ \frac{\ln \left[(1 - e^{-\rho}) \sum_{t=0}^{\infty} e^{-\rho t} e^{0.5\gamma(\gamma-1)\text{Var}(c_t)} \right]}{\gamma - 1} & \text{se } \gamma \neq 1, \end{cases} \quad (2)$$

em que $c_t = \ln(C_t)$ e $\rho = \beta + (\gamma - 1)g$ é a taxa de desconto efetiva para a ponderação de custos futuros. A equação (2) indica que o custo das flutuações depende da variância do erro de previsão e de alguns parâmetros da função de utilidade.

Podemos determinar essa variância por meio de um modelo simples para o log do consumo, $\hat{c}_t$, dado por

$$\hat{c}_t = \eta \hat{c}_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3)$$

em que ε_t tem distribuição normal com média zero e variância σ^2 . Esta representação para o consumo engloba dois importantes casos. Lucas (1987) assumiu que $\eta = 0$, assim consideramos esse caso como o *processo de consumo de Lucas*.³ Hall (1978) mostrou que expectativas racionais predizem que $\hat{c}_t$ segue um passeio aleatório, o que corresponde a $\eta = 1$ em (3), o que chamaremos de *processo de consumo de Hall*.

Para um AR(1), $|\eta| \leq 1$, que podemos simplificar (2) de modo que, mesmo para $\gamma = 1$:

$$\ln(1 + \lambda) \cong \frac{0.5\gamma\sigma^2}{e^{\rho} - \eta^2}. \quad (4)$$

2.2 O modelo não estacionário

Os dados de consumo geralmente mostram que há uma alta persistência nessa série, mas a primeira diferença da série é estacionária. O teorema de Wold estabelece que toda série estacionária tem uma representação de média móvel (MA). Então, podemos escrever um modelo estatístico geral para consumo como:

$$\Delta c_t = \kappa + A(L)u_t, \quad (5)$$

em que $\Delta c_t = (1 - L)c_t$, κ é uma constante, $A(L) = \sum_{i=0}^{\infty} a_i L^i$ e L é o operador de defasagem. Então, se o consumo segue um processo desse tipo é possível mostrar que o custo das flutuações é dado por:

$$\ln(1 + \lambda) = \begin{cases} 0.5\sigma^2(1 - e^{-\rho}) \sum_{t=1}^{\infty} e^{-\rho t} \sum_{j=0}^{t-1} \sum_{i=0}^j a_i^2 & \text{se } \gamma = 1, \\ \frac{\ln \left[(1 - e^{-\rho}) \left(1 + \sum_{t=0}^{\infty} e^{-\rho t} e^{0.5\sigma^2\gamma(\gamma-1) \sum_{j=0}^{t-1} \sum_{i=0}^j a_i^2 \right) \right]}{\gamma - 1} & \text{se } \gamma \neq 1. \end{cases} \quad (6)$$

Dada a impossibilidade de estimar infinitos parâmetros a_i com um número finito de observações, podemos estimar um modelo ARMA:

³Vale lembrar que Lucas assumiu que a série de consumo apresentava uma tendência determinística.

$$B(L)\Delta c_t = \theta + C(L)\varepsilon_t, \quad (7)$$

em que $B(L)$ e $C(L)$ são polinômios de defasagem. Esse arcabouço econométrico é capaz de gerar uma boa aproximação da dinâmica da maioria das séries macroeconômicas. Então, dadas as estimações dos modelos ARMA, podemos recuperar os parâmetros a_i usando a relação $A(L) = B(L)^{-1}C(L)$.

2.3 Calibração da taxa de desconto efetiva e da aversão relativa ao risco

Ramsey (1928) mostrou que, sem incerteza, $\gamma g = r - \beta$, então, dada nossa definição de ρ , temos que $\rho = r - g$, o que nos permite relacionar a taxa de desconto intertemporal com duas variáveis observáveis. Calculamos a taxa de juros real trimestral, r , a partir da taxa SELIC mensal deflacionada pelo IPCA. Assim, a taxa de retorno apresentou uma média de 2,6% ao trimestre após a implantação do Plano Real, enquanto a média do crescimento do consumo total *per capita* foi de 1,18% por trimestre.⁴ Por essa razão, utilizaremos o valor de 2% para ρ nos resultados dispostos na seção 4, mas também apresentaremos os resultados utilizando os valores 1% e 3%.

Consultamos diversos trabalhos para calibrar o parâmetro de aversão relativa ao risco. Catalão & Yoshino (2006) estimam a aversão relativa ao risco pós-plano Real em 2,11. Araújo (2005) utiliza a série de consumo das famílias entre 1975 e 1999 e encontra estimativas para o parâmetros γ da utilidade CRRA entre 1,59 e 3,05. Araújo & Issler (2004) estimam a aversão relativa ao risco em 2,25, utilizando dados de consumo total no período posterior ao plano Real. Issler & Piqueira (2000) estimam o parâmetro γ com diferentes especificações e apresentam uma média para a aversão relativa ao risco de 4,89. Com base nessa literatura, consideraremos os valores 3 para a aversão relativa ao risco do consumidor representativo e, adicionalmente, também mostraremos os resultados para γ igual a 1 e 5.

Em suma, calibramos o par (ρ, γ) em (2%, 3), mas também apresentamos os resultados para algumas outras combinação de parâmetros.

3 Procedimentos empíricos

O período amostral deste estudo abrange desde o terceiro trimestre de 1994, quando houve a implantação do Plano Real no Brasil, até o terceiro trimestre de 2013. A escolha desse período deveu-se primeiramente ao fato de que o Plano Real, ao estabilizar o nível geral de preços, torna a análise baseada em variáveis reais da economia (no caso, o consumo) mais coerente e, além disso, a trajetória da variável de interesse é menos suscetível de apresentar quebras estruturais. Já o período final a ser utilizado na amostra foi escolhido com base na última informação disponível para a variável utilizada.

Para atender ao objetivo proposto neste artigo, utilizamos dados de consumo total, com frequência trimestral e deflacionados pelo Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo - IPCA. Tanto o consumo quanto o índice de preços são periodicamente calculados pelo Instituto Brasileiro de Geografia e

⁴O crescimento médio trimestral do consumo das famílias *per capita* foi e 1%.

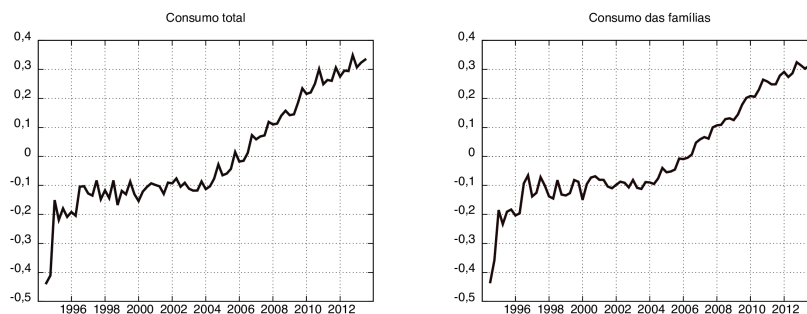


Figura 1: Evolução do consumo real *per capita* em escala logarítmica - 1994.T3 - 2013.T3

Estatística-IBGE e foram obtidos no Ipeadata. Antes da aplicação do procedimento metodológico, a série de consumo trimestral foi dividida pela população do respectivo trimestre, deixando-a em termos *per capita*. Vale destacar que a série de população (por trimestre) foi obtida por meio de uma interpolação cúbica, utilizando-se dados anuais. Para avaliar a robustez dos resultados, também utilizamos a série de consumo das famílias *per capita*.⁵ Como disposto na figura 1, podemos observar que ambas as séries de consumo *per capita* no Brasil apresentam uma trajetória crescente desde a implantação do Plano Real. Além disso, as séries passam a ser menos voláteis nos períodos mais recentes.

As séries de consumo foram inicialmente transformadas para a escala logarítmica e posteriormente dessazonalizadas. A escolha da modelagem mais apropriada para cada série é feita com base na identificação de sua ordem de integração. Para tanto, usamos cinco testes de estacionariedade amplamente utilizados na literatura de séries temporais, são eles: Dickey-Fuller (DF), Phillips-Perron (PP), Elliot, Rothemberg e Stock (ERS), NG-Perron e KPSS. A variedade de testes tem o intuito de garantir a robustez de nossos resultados.

O primeiro teste, Dickey-Fuller, tem a desvantagem de assumir hipóteses que, em muitos contextos, são bastante restritivas e podem gerar alguns problemas, tais como o baixo poder e tamanho do teste. Justamente para minimizar/corrigir tais problemas, serão utilizados conjuntamente os testes PP, ERS e NG-Perron, que relaxam algumas das hipóteses que são assumidas pelo DF⁶. Todos os testes mencionados anteriormente assumem, como hipótese nula, que a série possui raiz unitária, por essa razão também usamos o

⁵Por utilizarmos um modelo de agente representativo, acreditamos que a série de consumo total (que engloba o consumo das famílias e consumo do governo) atende melhor nossa especificação, pois há o consumo de bens públicos na economia. No entanto, para os leitores mais céticos com a inclusão do consumo do governo, também apresentamos todos os resultados do artigo utilizando apenas o consumo das famílias.

⁶Para realizar o teste DF é necessário especificar as ordens p e q do processo ARMA($p,1,q$), no entanto o ideal seria um teste que fosse independente de tal especificação. O teste PP faz uma correção não paramétrica do teste de DF, sendo consistente mesmo quando houver uma ordem superior de autocorrelação na variável defasada ou autocorrelação nos erros. Desse modo, no teste PP não precisa mais que se coloquem defasagens até deixar o resíduo com características de ruído branco. Elliot, Rothemberg e Stock dizem que o poder do teste pode aumentar se os termos determinísticos forem expurgados da regressão do teste antes da estimação. Com base nisso, os autores propõem um teste baseado na razão de verossimilhança, comparando-se a variância amos-

KPSS (cuja hipótese nula é de que a série é estacionária), tornando-o um teste de estacionariedade complementar aos demais neste trabalho.

Como o processo de consumo de Lucas e de Hall são concorrentes, os testes de raiz unitária nos auxiliam a escolher o modelo mais adequado ao processo estocástico do consumo. Com base nos testes de raiz unitária, e a posterior identificação da ordem de integração do (log) consumo real familiar *per capita*, aplicamos a abordagem metodológica mais apropriada, no caso, a estimação de um ARMA(p,q) para a primeira diferença do consumo com diferentes quantidades de *lags*, tanto para a parte AR quanto para a parte MA. O número (ótimo) de defasagens foi escolhido com base em três critérios de informação: Akaike (AIC), Schwarz (BIC) e Hannan-Quinn (HQ). Os três critérios indicaram a mesma quantidade (ótima) de defasagens, limitando-se ao conjunto de modelos ARMAs tais que p e q sejam no máximo iguais a sete. Ainda, com base na estimação do melhor modelo ARMA(p,q), foram realizadas as checagens de diagnósticos dos resíduos, que apresentaram características semelhantes a de um ruído branco⁷. Após a estimação do modelo paramétrico que melhor ajusta a série, seguimos com a metodologia proposta por Reis (2009) para a obtenção do custo das flutuações econômicas.

4 Resultados

Nesta seção, apresentamos nossa estimativa do custo das flutuações econômicas para o Brasil pós Plano Real. A depender do modelo escolhido acerca do processo gerador dos dados de consumo chegamos a conclusões distintas. Nas tabelas abaixo, apresentamos o custo para cada par (γ, ρ) na sua forma de porcentagem e, imediatamente abaixo deste, entre parêntesis, apresentamos o valor em reais tomando como referência o consumo real das famílias *per capita* do terceiro trimestre de 2013.

A tabela 1 apresenta as estimativas para o custo das flutuações, considerando o processo de consumo de Lucas, de Hall e o processo estimado a partir de um AR(1). Tomando como referência o processo de consumo de Lucas,⁸ estimamos que os agentes econômicos no Brasil estariam dispostos a abrir mão de uma quantia entre 1,6% e 8,5% de seu consumo trimestral para não enfrentar choques no consumo. Por outro lado, considerando o processo de consumo de Hall, o custo das flutuações seria maior, entre 3,3% e 64% do consumo.⁹ Considerando um caso intermediário, calculamos o custo das flutuações por meio da estimação, via OLS, do coeficiente de um processo autorregressivo de primeira ordem para o consumo. Nesse caso, obtemos um custo entre 0,7% e 4,6%. No entanto, esse último resultado pode estar subestimando o custo verdadeiro das flutuações econômicas, principalmente se o coeficiente

tral dos resíduos da equação de teste com a de longo prazo. Além do baixo poder envolvendo o teste DF, há ainda o problema do tamanho dos testes, que pode ocorrer quando a raiz do processo de médias móveis é alta (e negativa). Nesse caso, Ng e Perron propõem modificações nos testes DF e PP com o objetivo de, mantendo o poder, melhorar o tamanho do teste. Para mais detalhes a respeito dos testes, o leitor pode consultar Bueno (2008).

⁷Os resultados dos testes de diagnósticos estão no apêndice 5.

⁸Somente para esse caso, escolhemos ρ muito próximo de zero e não computamos o custo para outros valores do desconto intertemporal. Desse modo, os nossos números são exatamente o cálculo de Lucas (1987) aplicado ao dados brasileiros.

⁹Essa diferença no custo das flutuações ocorre porque o processo de consumo de Lucas se comporta como um ruído branco em torno de uma tendência, logo é “mais previsível” do que o processo de consumo de Hall que se comporta como um passeio aleatório.

Tabela 1: Custo das flutuações - Modelos de Consumo

Processo de consumo Lucas						
	$\gamma = 1$	$\gamma = 3$	$\gamma = 5$	$\gamma = 1$	$\gamma = 3$	$\gamma = 5$
	Consumo total			Consumo das famílias		
	1,64 (R\$50,37)	5,01 (R\$153,62)	8,49 (R\$260,28)	1,48 (R\$34,00)	4,49 (R\$103,53)	7,60 (R\$175,12)
Processo de consumo estimado como um AR(1)						
	Consumo total			Consumo das famílias		
$\rho = 0,03$	0,77 (R\$23,52)	2,32 (R\$71,10)	3,89 (R\$119,42)	0,60 (R\$13,79)	1,81 (R\$41,61)	3,03 (R\$69,76)
$\rho = 0,02$	0,84 (R\$25,62)	2,53 (R\$77,52)	4,25 (R\$130,28)	0,66 (R\$15,21)	1,99 (R\$45,92)	3,35 (R\$77,05)
$\rho = 0,01$	0,92 (R\$28,12)	2,78 (R\$85,12)	4,67 (R\$143,18)	0,74 (R\$16,94)	2,22 (R\$51,18)	3,73 (R\$85,93)
Processo de consumo de Hall						
	Consumo total			Consumo das famílias		
$\rho = 0,03$	3,32 (R\$101,81)	10,29 (R\$315,67)	17,74 (R\$543,97)	2,26 (R\$52,00)	6,93 (R\$159,56)	11,81 (R\$272,03)
$\rho = 0,02$	5,05 (R\$154,76)	15,92 (R\$488,12)	27,92 (R\$855,97)	3,42 (R\$78,85)	10,63 (R\$244,73)	18,33 (R\$422,16)
$\rho = 0,01$	10,40 (R\$319,01)	34,57 (R\$1060,06)	64,03 (R\$1963,32)	7,00 (R\$161,22)	22,50 (R\$518,32)	40,25 (R\$927,15)

Fonte: elaboração própria. Valores em porcentagem e valores monetários (entre parêntesis) referentes ao terceiro trimestre de 2013

autorregressivo do consumo estiver muito próximo da unidade, pois, como é amplamente conhecido na literatura, o estimador de OLS tende a subestimar o coeficiente de um AR(1) quando o processo estocástico não é estacionário. Ainda na tabela 1, podemos observar que há uma pequena redução do custo das flutuações quando consideramos o consumo das famílias.

De posse da série de consumo, é possível testar qual o modelo que melhor se ajusta a série. Desse modo, é necessário uma breve apresentação dos resultados obtidos nos testes de raiz unitária. A tabela 2 apresenta os resultados dos principais testes, considerando a série em nível e em primeira diferença. Nos testes para a variável em nível, incluímos intercepto e tendência determinística e para a primeira diferença consideramos apenas o intercepto.

Os resultados indicam que para os testes DF, PP, ERS e Ng-Perron, a hipótese nula de raiz unitária não é rejeitada, ao mesmo tempo em que o teste KPSS indica a rejeição da hipótese nula de estacionariedade. Portanto, encontramos evidências suficientes sobre a não estacionariedade da série.¹⁰ Em seguida aplicamos os mesmos testes sobre a primeira diferença da mesma. Nesse caso, os testes DF, PP e ERS rejeitam a hipótese nula de que a série possui raiz unitária. Já o teste KPSS não rejeita a hipótese de que a série seja estacionária. Concluímos com base nos testes, em nível e em primeira diferença, que a série de consumo é integrada de ordem um, $I(1)$ ¹¹. Assim, nas próximas estimações consideramos que a primeira diferença do consumo segue um processo

¹⁰No apêndice 5, replicamos os mesmos testes utilizando o consumo das famílias *per capita*. Em resumo, encontramos evidências suficientes para tratar o consumo das famílias como uma série $I(1)$.

¹¹O teste Ng-Perron foi o único que não rejeitou a hipótese nula de raiz unitária para a série em primeira diferença. No entanto, optamos por concluir pela estacionariedade da série, dado que os demais testes (DF, PP, ERF e KPSS) indicaram que a série é estacionária.

Tabela 2: Teste de raiz unitária - consumo total

Consumo <i>per capita</i> em nível			
Teste	Estatística do teste	valor crítico 1%	Decisão
Hipótese Nula: Raiz unitária			
Dickey-Fuller	-1,06	-4,09	não rejeita
Phillips-Perron	-3,68	-4,08	não rejeita
Elliott-Rothenberg-Stock	85,58	4,24	não rejeita
Ng-Perron			
MZ_t	-0,85	-3,42	não rejeita
MSB	0,58	0,14	não rejeita
MP_t	63,08	4,03	não rejeita
Hipótese Nula: Processo estacionário			
KPSS	0,23	0,21	rejeita
Consumo <i>per capita</i> em primeira diferença			
Teste	Estatística do teste	valor crítico 1%	Decisão
Hipótese Nula: Raiz unitária			
Dickey-Fuller	-6,06	-3,52	rejeita
Phillips-Perron	-12,58	-3,52	rejeita
Elliott-Rothenberg-Stock	1,57	1,91	rejeita
Ng-Perron			
MZ_t	-1,34	-2,58	não rejeita
MSB	0,37	0,17	não rejeita
MP_t	6,73	1,78	não rejeita
Hipótese Nula: Processo estacionário			
KPSS	0,50	0,74	não rejeita

Todos os testes foram aplicados sobre a série de log do consumo total real *per capita*. Para o teste em nível, permitimos a existência de intercepto e tendência determinística, já para a primeira diferença, permitimos apenas intercepto.

estocástico paramétrico descrito por um ARMA(p,q).

Dessa forma, o modelo AR(1) estimado para o consumo é pouco adequado para computarmos o custo das flutuações. No entanto, apensar de os dados favorecerem o processo de Hall em detrimento do processo de consumo de Lucas, ao exploramos a dinâmica da série de consumo encontramos uma melhor forma para calibrar nosso modelo, ou seja, o modelo de Hall também é rejeitado aqui.

A tabela 3 apresenta estimativas mais adequadas para o custo das flutuações econômicas.¹² Consideramos a versão de um processo ARMA(p,q) escolhido com base na minimização dos critérios de informação (AIC, BIC e HQ). O modelo que melhor atendeu nosso critério de escolha foi o ARMA(6,5) na primeira diferença do (log do) consumo total *per capita* e o ARMA(4,4) para o (log do) consumo das famílias. Em resumo, nossos resultados indicam que o custo das flutuações econômicas está entre 1,2% e 58% do consumo trimestral e para os parâmetros calibrados temos que esse custo é aproximadamente 6,48% do consumo trimestral. Além disso, o cálculo do custo utilizando a série de consumo das famílias não gera alterações muito significativas.

Ao comparar os resultados apresentados nas tabelas 1 e 3, concluímos que

¹²No apêndice 4, discutimos os principais procedimentos numéricos que utilizamos para computar o custo das flutuações. Veja a tabela B.1 no apêndice 5 para mais detalhes sobre a estimação dos modelos ARMA.

Tabela 3: Custo da flutuação econômica - Estimação ARMA

Consumo total per capita			
	$\gamma = 1$	$\gamma = 3$	$\gamma = 5$
$\rho = 0,03$	1,26 (R\$ 38,63)	4,02 (R\$ 123,23)	7,75 (R\$ 237,55)
$\rho = 0,02$	1,97 (R\$ 60,37)	6,48 (R\$ 198,83)	13,75 (R\$ 421,63)
$\rho = 0,01$	4,14 (R\$ 126,91)	15,15 (R\$ 464,48)	58,03 (R\$ 1779,27)
Consumo das famílias per capita			
	$\gamma = 1$	$\gamma = 3$	$\gamma = 5$
$\rho = 0,03$	1,73 (R\$ 39,79)	5,70 (R\$ 131,34)	12,18 (R\$ 280,62)
$\rho = 0,02$	2,78 (R\$ 63,93)	9,64 (R\$ 222,01)	24,88 (R\$ 572,99)
$\rho = 0,01$	6,03 (R\$ 138,84)	24,98 (R\$ 575,37)	- ¹ -

Fonte: elaboração própria. Valores em porcentagem e valores monetários (entre parêntesis) referentes ao terceiro trimestre de 2013. Para série de consumo total o modelo utilizado para encontrar o polinômio $A(L)$ é uma ARMA(6,4) e uma ARMA(4,4) para a série de consumo das famílias.

¹ O código se apresentou muito instável quando havia uma combinação de pouco desconto intertemporal e alta aversão relativa ao risco, implicando em alguns casos um custo acima de 100%. Dessa forma, optamos por desconsiderar esses números.

ao considerar a não estacionariedade do consumo e explorar a dinâmica da primeira diferença dessa série, corrigimos o viés negativo do modelo AR(1) e do processo do consumo de Lucas. Além disso, também corrigimos o viés positivo gerado quando consideramos o processo de consumo de Hall.

5 Considerações finais

Nesse trabalho, estimamos o custo das flutuações econômicas para o Brasil pós-Plano Real. Em primeiro lugar, calculamos o custo das flutuações utilizando a metodologia desenvolvida por Lucas (1987). Em seguida, relaxamos uma das hipóteses desse método e concluímos que o custo das flutuações cresce ao considerarmos um processo de consumo mais compatível com os dados brasileiros. Especificamente, nossos resultados indicam um custo das flutuações econômicas de 6,48% do consumo real *per capita*.

Não está no escopo deste trabalho discutir se políticas de estabilização adicionais são necessárias ou mesmo justificáveis, dado que custo das flutuações em termos de consumo não é negligenciável. Além disso, não investigamos se as flutuações estudadas são geradas pelo ciclo econômico. Desse modo, não é possível afirmar se as alterações no consumo são geradas por choques ou por escolhas ótimas das famílias. Também desconsideramos se as alterações no consumo são provenientes de choques transitórios ou permanentes como Issler et al. (2008) e Issler & Rocha (2000).

Trabalhos futuros podem relaxar outras hipóteses feitas por Lucas (1987), que apontamos ao longo do texto, e recalculam o custo das flutuações apresentado acima. Por exemplo, a hipótese do consumidor representativo simplifica muito os cálculos, porém pode ser muito restritiva. Consideramos um exercício interessante aplicar metodologias de simulação numérica, como Krusell &

Smith (1999) ou Hairault et al. (2010), para os dados brasileiros e calcular o custo das flutuação em modelos de agentes heterogêneos.

Agradecimentos

Agradecemos os valiosos comentários e sugestões de João Victor Issler, Fábio Gomes e de um parecerista anônimo. Os eventuais erros restantes são unicamente nossos.

Referências Bibliográficas

- Araújo, E. (2005), 'Avaliando três Especificações para o Fator de Desconto Estocástico Através da Fronteira de Volatilidade de Hansen e Jagannathan: Um Estudo Empírico para o Brasil', *Pesquisa e Planejamento Econômico* **35**(1), 49–74.
- Araújo, F. & Issler, J. V. (2004), Identificação do Fator Estocástico de Descontos e Algumas Implicações Sobre Testes de Modelos de Consumo, Working Papers Series 86, Central Bank of Brazil, Research Department.
- Bueno, R. d. L. d. S. (2008), *Econometria de séries temporais*, Cengage Learning.
- Catalão, A. B. & Yoshino, J. A. (2006), 'Fator de Desconto Estocástico no Mercado Acionário Brasileiro', *Estudos Econômicos* **36**, 435 – 463.
- Hairault, J.-O., Langot, F. & Osotimehin, S. (2010), 'Matching frictions, unemployment dynamics and the cost of business cycles', *Review of Economic Dynamics* **13**(4), 759–779.
- Hall, R. E. (1978), 'Stochastic Implications of the Life Cycle-Permanent Income Hypothesis: Theory and Evidence', *Journal of Political Economy* **86**(6), 971–87.
- Imrohoroglu, A. (1989), 'Cost of Business Cycles with Indivisibilities and Liquidity Constraints', *Journal of Political Economy* **97**(6), 1364–83.
- Issler, J. V., Franco-Neto, A. A. d. M. & Guillen, O. T. C. d. (2008), 'The welfare cost of macroeconomic uncertainty in the post-war period', *Economics Letters* **98**(2), 167–175.
- Issler, J. V. & Piqueira, N. S. (2000), 'Estimating Relative Risk Aversion, the Discount Rate, and the Intertemporal Elasticity of Consumption for Brazil Using Three Types of Utility Function', *Brazilian Economic Review of Econometrics* **20**(2), 201–239.
- Issler, J. V. & Rocha, F. d. P. (2000), 'Consumo e Restrição à Liquidez e Bem Estar no Brasil', *Revista de Economia Aplicada* **4**(4), 637–665.
- Krebs, T. (2003), 'Growth and Welfare Effects of Business Cycles in Economies with Idiosyncratic Human Capital Risk', *Review of Economic Dynamics* **6**(4), 846–868.
- Krebs, T. (2007), 'Job Displacement Risk and the Cost of Business Cycles', *American Economic Review* **97**(3), 664–686.

Krusell, P. & Smith, A. A. J. (1999), 'On the Welfare Effects of Eliminating Business Cycles', *Review of Economic Dynamics* 2(1), 245–272.

Lucas, R. E. J. (1987), *Models of Business Cycles*, Basil Blackwell.

Ramsey, F. (1928), 'A Mathematical Theory of Saving', *Economic Journal* 38, 543–559.

Reis, R. (2009), 'The Time-Series Properties of Aggregate Consumption: Implications for the Costs of Fluctuations', *Journal of the European Economic Association* 7(4), 722–753.

Sant'anna, A. A., Rodrigues-Jr, G. B. & de Araujo, P. Q. (2009), 'Mercado de crédito no brasil: evolução recente e o papel do BNDES (2004-2008)', *Revista do BNDES* 1(1), 41.

Apêndice A Algoritmo

Neste apêndice, serão descritos os procedimentos numéricos que utilizamos para calcular o custo das flutuações econômicas utilizando o modelo não estacionário descrito na seção 2. O primeiro passo é transformar o modelo ARMA(p,q) em um MA(∞). Suponha que temos o seguinte modelo ARMA(p,q) inversível para a primeira diferença do consumo:

$$\Delta c_t = \phi_1 \Delta c_{t-1} + \dots + \phi_p \Delta c_{t-p} + e_t + \theta_1 e_{t-1} + \dots + \theta_q e_{t-q}. \quad (8)$$

Então os coeficientes a_j 's para $j \in (1, 2, \dots)$ do MA(∞) podem ser calculados recursivamente utilizando os ϕ 's e os θ 's da seguinte forma:

$$\begin{aligned} a_0 &= 1 \\ a_1 &= \theta_1 + \phi_1 \\ a_2 &= \theta_2 + \phi_2 + \phi_1 a_1 \\ &\vdots \\ a_j &= \theta_j + \phi_p a_{j-p} + \phi_{p-1} a_{j-p+1} + \dots + \phi_1 a_{j-1} \end{aligned}$$

em que $a_h = 0$ se $h < 0$ e $\theta_h = 0$ se $h > q$.

Como não é possível armazenar os infinitos componentes do polinômio $A(L)$, utilizamos um algoritmo que computa os coeficientes a_j 's até certa ordem $T \in \mathbb{N}$. De posse do polinômio $A(L)$, utilizamos a equação (6) para calcular o custo das flutuações econômicas, λ . Escolhemos os seguintes valores para T : 10.000, 20.000 e 50.000 e não encontramos diferenças no custo das flutuações econômicas, considerando qualquer combinação de parâmetros, até a terceira casa decimal para quaisquer um desses valores.

Apêndice B Procedimentos Econométricos

A tabela B.2 apresenta os principais testes de raiz unitária para a série de consumo das famílias, em nível e em primeira diferença. Nos testes para a variável em nível, incluímos intercepto e tendência determinística. Já para a

primeira diferença, permitimos apenas o intercepto. Os resultados indicam, com base nos testes DF, PP, ERS e Ng-Perron, que a hipótese nula de raiz unitária não é rejeitada, ao mesmo tempo em que o teste KPSS indica a rejeição da hipótese nula de estacionariedade. Portanto, encontramos evidências da não estacionariedade da série em nível. Posteriormente, aplicamos esses mesmos testes para a primeira diferença da série. Nesse caso, os testes DF e PP rejeitam a hipótese nula de raiz unitária, e o teste KPSS não rejeita a hipótese de que a série seja estacionária. Desse modo, temos evidências para crer que a série de consumo das famílias é integrada de ordem um.

Tabela B.1: Teste de raiz unitária - consumo das famílias

Consumo das famílias <i>per capita</i> em nível			
Teste	Estatística do teste	valor crítico 1%	Decisão
Hipótese Nula: Raiz unitária			
Dickey-Fuller	-0,97	-4,09	não rejeita
Phillips-Perron	-3,34	-4,08	não rejeita
Elliott-Rothenberg-Stock	98,49	4,24	não rejeita
Ng-Perron			
MZ_t	-0,79	-3,42	não rejeita
MSB	0,62	0,14	não rejeita
MP_t	71,06	4,03	não rejeita
Hipótese Nula: Processo estacionário			
KPSS	0,22	0,21	rejeita
Consumo <i>per capita</i> em primeira diferença			
Teste	Estatística do teste	valor crítico 1%	Decisão
Hipótese Nula: Raiz unitária			
Dickey-Fuller	-6,91	-3,52	rejeita
Phillips-Perron	-9,65	-3,52	rejeita
Elliott-Rothenberg-Stock	3,22	1,91	não rejeita
Ng-Perron			
MZ_t	-0,47	-2,58	não rejeita
MSB	0,75	0,17	não rejeita
MP_t	29,93	1,78	não rejeita
Hipótese Nula: Processo estacionário			
KPSS	0,16	0,73	não rejeita

Todos os testes foram aplicados sobre a série de log do consumo das famílias *per capita*. Para o teste em nível, permitimos a existência de intercepto e tendência determinística, já para a primeira diferença, permitimos apenas intercepto.

Os resultados da estimação dos modelos ARMAs para as séries de consumo (total e das famílias) encontram-se na tabela B.1. Com base nos critérios de informação (Akaike, Schwarz e Hannan-Quinn), o ARMA(6,5) foi o modelo que melhor ajustou a série de consumo total. Já para a série de consumo das famílias, o modelo que apresentou o melhor desempenho, quanto aos critérios de informação, foi um ARMA(4,4). Os detalhes acerca da estimação podem ser visualizados na tabela.

Tabela B.2: Modelos ARMA para calibração

Variáveis	Consumo Total	Consumo das Famílias
C	0,007 (0,002)	0,008 (0,002)
AR(1)	-0,340 (0,535)	-0,023 (0,101)
AR(2)	-0,743 (0,164)	-1,393 (0,071)
AR(3)	-0,512 (0,448)	0,034 (0,090)
AR(4)	0,055 (0,262)	-0,507 (0,066)
AR(5)	-0,304 (0,113)	-
AR(6)	0,017 (0,204)	-
MA(1)	0,021 (0,542)	-0,179 (0,142)
MA(2)	0,806 (0,207)	1,355 (0,12)
MA(3)	-0,138 (0,556)	-0,324 (0,125)
MA(4)	0,489 (0,281)	0,485 (0,138)
MA(5)	0,301 (0,384)	-
Adjusted R-squared	0,540	0,647
F-statistic	11,430	12,495
Prob(F-statistic)	0,000	0,000
Critérios de Informação		
Akaike	-5,026	-4,841
Schwarz	-4,741	-4,456
Hannan-Quinn	-4,912	-4,688

Fonte: elaboração própria. Erro padrão entre parênteses.

Após a estimação dos modelos, faz-se necessária a realização dos testes de diagnósticos convencionais, com o intuito de averiguar se os resíduos se comportam semelhantes a um ruído branco. Para tanto, inicialmente realizamos o teste Breusch-Pagan-Godfrey de Heterocedasticidade; o teste indicou a não rejeição da hipótese nula de homocedasticidade, tanto para o ARMA(4,4) da série de consumo das famílias quanto para o ARMA(6,5) da série de consumo total. Adicionalmente, o teste de Breusch-Godfrey para Autocorrelação também indicou a não autocorrelação dos erros nos dois modelos. Esses resultados podem ser visualizados na tabela B.3. Por fim, a inspeção gráfica também sugere que os erros de ambos os modelos se comportam como um ruído branco (ver figuras B.1, B.2, B.3 e B.4).

Tabela B.3: Testes de diagnóstico

Consumo total		
Heterocedasticidade: Breusch-Pagan-Godfrey Hipótese Nula: Homocedasticidade		
Estatística do teste	p-valor	Decisão
12,18	0,431	não rejeita
Autocorrelação: Breusch-Godfrey (LM Test) Hipótese Nula: Não-autocorrelação		
Estatística do teste	p-valor	Decisão
3,32	0,19	não rejeita
Consumo das famílias		
Heterocedasticidade: Breusch-Pagan-Godfrey Hipótese Nula: Homocedasticidade		
Estatística do teste	p-valor	Decisão
10,33	0,324	não rejeita
Autocorrelação: Breusch-Godfrey (LM Test) Hipótese Nula: Não-autocorrelação		
Estatística do teste	p-valor	Decisão
3,15	0,206	não rejeita

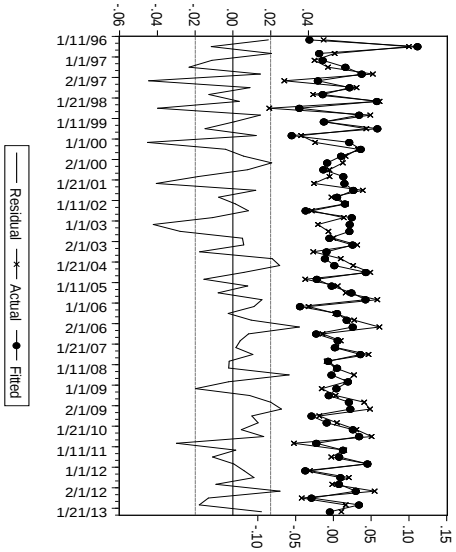


Figura B.1: Consumo total - ajustado e resíduos

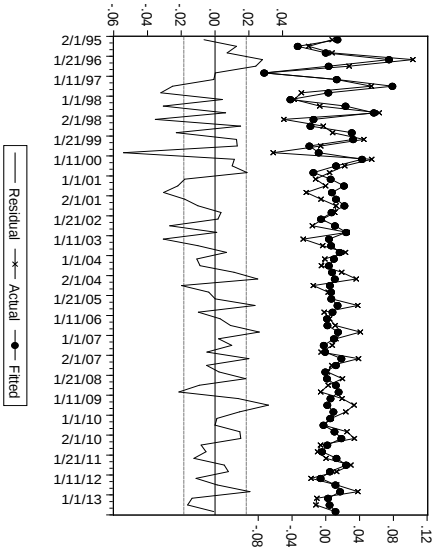


Figura B.2: Consumo das famílias - ajustado e resíduos

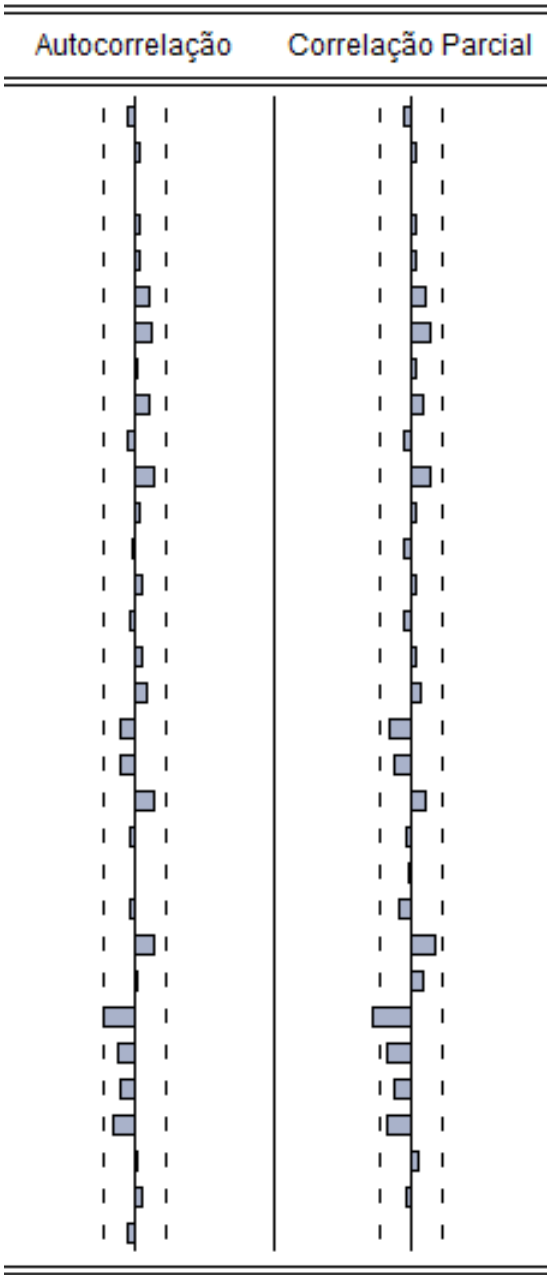


Figura B.3: Consumo total

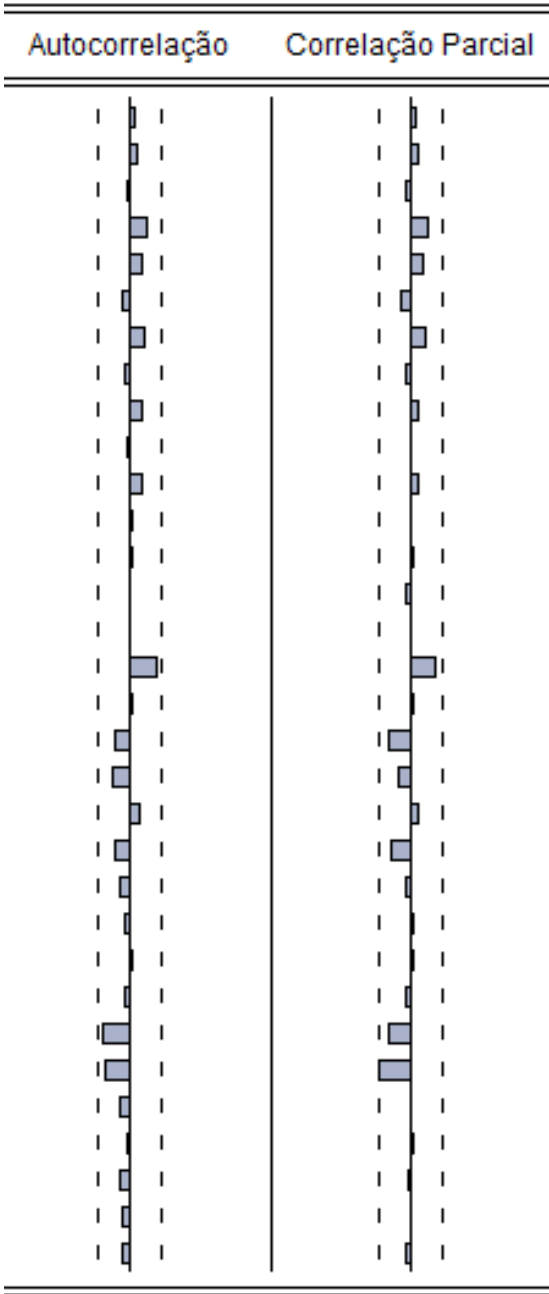


Figura B.4: Consumo das famílias

ESTUDO SOBRE O CANAL DE CRÉDITO BANCÁRIO NO BRASIL: ABORDAGEM POR MEIO DO MATCHING DAS FUNÇÕES IMPULSO RESPOSTA

JOCILDO FERNANDES BEZERRA *

RICARDO CHAVES LIMA †

IGOR ÉZIO MACIEL SILVA ‡

Resumo

O presente estudo aborda a questão do canal de crédito bancário no Brasil considerando a sua operacionalidade e a identificação dos efeitos da oferta e da demanda de empréstimos. Para tanto, especifica-se um modelo estilizado que caracteriza o comportamento da oferta de crédito dos bancos, em um ambiente de incerteza quanto à política monetária futura. Em seguida, estimam-se funções impulso resposta empíricas, obtidas de um modelo VECM, e teóricas, originadas de um modelo DSGE. Usando-se a técnica de calibragem, obtêm-se os parâmetros que determinam a distância mínima (*matching*) entre os dois tipos de funções em presença de um choque de política monetária. A motivação para o uso dessa metodologia é a possibilidade de separarem os componentes de demanda e de oferta de empréstimos, uma questão recorrente em estudos desta natureza.

Palavras-chave: Canal de Crédito; VECM; Política Monetária.

Abstract

This study addresses the issue of bank lending channel in Brazil, regarding its operability, and the identification of supply and demand for loans effects. To do so, we specify a stylized model that characterizes the behavior of credit supply of banks in an environment of uncertainty about future monetary policy. Subsequently, the work estimates empirical and theoretical impulse response functions, respectively from VECM and DSGE models and uses calibration techniques to obtain minimal distance parameters between these two functions (*matching*). The main motivation to implement this methodology is the possibility to separate the components of supply and demand for loans, which is a recurrent issue in this research field.

Keywords: Credit Channel; VECM; Monetary Policy.

JEL classification: E52, C32

DOI: <http://dx.doi.org/10.11606/1413-8050/ea137674>

* Universidade Federal de Pernambuco. E-mail: jocildo.bezerra@gmail.com

† Universidade Federal de Pernambuco. E-mail: chaveslima@gmail.com

‡ Universidade Federal do Rio Grande do Norte. E-mail: igormacielsilva@gmail.com

1 Introdução

A visão tradicional em relação ao impacto da política monetária na economia enfatiza o papel da taxa de juro como mecanismo de transmissão (Keynes 1936). Isto é, os choques se propagam ao produto e ao emprego indiretamente por meio do investimento, considerando-se a eficiência marginal do capital estável. Mais recentemente, pesquisas têm mostrado que o canal da taxa de juro não é suficiente para capturar os efeitos da política monetária, sendo necessário considerar também o canal de crédito, o qual desempenha papel decisivo na compreensão daqueles efeitos (Walsh 2010)¹. Para Bernanke & Getler (1995) os dois canais citados acima não são mecanismos independentes, ou de ações paralelas, sendo o canal de crédito apenas um elemento propagador e amplificador dos efeitos da taxa de juro.

O canal de crédito abrange a oferta de crédito bancário e o acelerador financeiro (Walsh 2010). O primeiro, devido às características especiais dos bancos e de muitos tomadores de empréstimos, tem efeito na transmissão de choques monetários. Nesse sentido, a questão crítica é a ausência de substitutos para os depósitos, do ponto de vista dos bancos²; e a falta de substitutos para os empréstimos bancários, do ponto de vista dos tomadores (Walsh 2010, Hulsewig et al. 2006).

O desempenho do canal de crédito bancário, na transmissão da política monetária, passou despercebido por um longo tempo, durante o qual a teoria econômica tratou de forma assimétrica os ativos e as obrigações dos bancos comerciais. Da mesma forma, era atribuído apenas aos depósitos um papel na determinação da oferta de moeda e da demanda agregada. Bernanke & Blinder (1988) destacam os efeitos dos ativos dessas instituições tanto por razões empíricas - instabilidade da demanda de moeda - como por razões teóricas, haja vista os modelos de informações assimétricas.

As tentativas de utilizarem-se evidências empíricas no estudo da operacionalidade do canal de crédito bancário têm sido limitadas por, pelo menos, dois obstáculos. O primeiro deles decorre de o comportamento dos agentes ser dependente de expectativas quanto ao futuro. Assim, movimentos previstos do produto podem levar a ajustamentos de portfólio que afetam os padrões temporais da relação daquela variável com o crédito. Por exemplo, se uma queda no produto for acompanhada de elevação dos estoques, o crédito de curto prazo aumentará em resposta a um choque monetário contracionista. Den Haan et al. (2007), *apud* Walsh (2010), observaram que o crédito bancário aumenta em seguida a um choque contracionista da política monetária. Isso gera padrões de relação temporal difíceis de se interpretar.

A segunda dificuldade é conhecida como problema de identificação. Um choque que reduza as disponibilidades de reservas dos bancos produz uma queda simultânea nos depósitos e nos ativos dessas empresas financeiras. Assim, fica indefinido se uma subsequente queda do produto, em consequência desse choque, se deve à demanda de crédito, à oferta de crédito, ou a ambas.

O presente estudo utiliza dados agregados mensais e um modelo proposto por Hulsewig et al. (2006), com origens em Cosimano (1988), para abordar a questão do canal de crédito bancário no Brasil tanto com respeito à sua

¹Há outros mecanismos de transmissão, como o canal dos preços dos ativos (Mishkin 2001, Machado 2012) e canal de taxa de câmbio (Zams & Cooray 2007, Mishkin 1996).

²Para uma abordagem alternativa à da importância dos depósitos, ver Disyatat (2010).

operacionalidade, como no que concerne à separação dos efeitos de oferta e demanda de empréstimos. A contribuição consiste em aplicar o modelo antes referido aos dados da economia brasileira. Para tanto, especifica-se um modelo estilizado que caracteriza o comportamento de oferta de crédito dos bancos num ambiente de incerteza quanto à política monetária futura. Na estratégia empírica, estimam-se modelos do tipo VECM e DSGE, com o objetivo de comparar, estatisticamente, as funções impulso resposta empíricas (VECM) e teóricas (DSGE), resultantes de um choque na política monetária. Os modelos utilizados permitem, também, identificar os componentes de demanda e de oferta de empréstimos.

Os resultados indicam, como previsto pela teoria, que os canais de crédito bancário e de taxa e juro operam conjuntamente, com os bancos reduzindo a oferta de crédito em resposta a uma diminuição esperada em sua margem de lucro. Da mesma forma, a demanda por empréstimos mostrou-se variando positivamente com o produto e negativamente com a taxa de juro.

O trabalho se divide em quatro partes, incluindo esta introdução. Na segunda parte, apresenta-se o modelo de comportamento da unidade bancária, com as funções de demanda e oferta de empréstimos, essa última obtida a partir de um processo de otimização num ambiente de incerteza sobre os choques de política monetária; na terceira parte, estimam-se os modelos VECM e DSGE, cujas funções de impulso resposta são submetidas a um parâmetro de limites de distância para determinar, estatisticamente, a distância mínima (*matching*) entre elas em resposta a um choque de política monetária; na quarta parte, apresentam-se as conclusões.

2 Revisão da Literatura Empírica

Vários autores têm procurado contornar essa segunda dificuldade, ou seja, o problema da identificação, utilizando informações desagregadas e considerando, explicitamente, a heterogeneidade no tamanho da demanda e das fontes de crédito. O objetivo é identificar os diferentes graus de sensibilidade aos efeitos dos choques da política monetária.

Dentre os estudos dessa natureza, para os Estados Unidos, citam-se Gertler & Gilchrist (1993), os quais usam dados trimestrais de balanço das empresas do período 1959:1 a 1991:4 e concluem pela existência de heterogeneidade no comportamento dos tomadores, com as pequenas firmas sendo mais afetadas por uma política restritiva de crédito do que as grandes firmas. O mesmo resultado é obtido por Gilchrist & E. (1995), trabalhando com dados trimestrais do período 1979:1/1990:1. Em particular, segundo esses autores, uma política monetária restritiva leva a um declínio no débito das pequenas empresas que é, em termos relativos, substancialmente maior do que o observado para as grandes empresas, confirmando o papel da heterogeneidade na difusão dos efeitos da política.

Oliner & Rudebusch (1995), estudaram as condições de crédito na economia americana, no período 1973:4/1991:2, usando dados desagregados, e concluíram que não é possível distinguir entre crédito bancário e de outras fontes, para grandes e pequenas firmas, após um choque de política monetária. Para os autores não há evidência, a nível desagregado, de que uma contração monetária limite a oferta de empréstimos dos bancos relativamente a outras formas de financiamento.

Kashyap & Stein (1997), estudando o papel do sistema bancário no contexto da União Monetária Europeia, com dados de painel do período 1993/97, levam em conta o tamanho e a distribuição das firmas entre os países e a disponibilidade de financiamento não bancário. Acessam a oferta de empréstimos por meio da distribuição espacial dos bancos e do grau de estabilidade econômico-financeira dessas unidades de crédito. Concluem que a sensibilidade da oferta dos bancos, e da demanda de crédito das firmas, a um choque de política monetária difere entre alguns países e são inconclusivos para outros.

Kishan & Opiela (2000) estudam o papel do canal de crédito bancário nos Estados Unidos no período 1980/95 tomando como indicadores de oferta de crédito os tamanhos e os aportes de capital dos bancos. Concluem pela existência do canal de crédito tomando como evidências as restrições de empréstimos e de liquidez enfrentadas, respectivamente, por empresas e bancos após um choque de política monetária.

No Brasil, alguns autores, utilizando, na maioria dos casos, as mesmas metodologias dos estudos acima, têm abordado o problema da identificação do mercado de crédito. Graminho & Bonomo (2002), concluem que o papel do canal de crédito bancário no Brasil deve ser reduzido pela existência de grandes volumes de títulos da dívida pública nas carteiras dos grandes bancos. Isso faz com que uma elevação da taxa de juro influencie positivamente a liquidez dessas unidades de crédito. Nesses termos, é de se esperar que o mecanismo funcione ao contrário para os pequenos bancos.

Takeda et al. (2005) avaliam o canal de crédito bancário no Brasil com dados mensais desagregados do período 1994:12/2001:12 e concluem que quando o indicador de política monetária é representado pelas reservas obrigatórias há evidências do funcionamento desse canal de crédito.

Oliveira & Neto (2008) utilizam dados mensais dos balancetes de 293 bancos comerciais e concluem, identificando os choques de política monetária por meio da SELIC e dos depósitos compulsórios, que o canal de empréstimos bancários é operante na economia brasileira.

Coelho et al. (2010) utilizando dados mensais do período 2000:6/2006:12 e observando a alta frequência dos dados como estratégia principal de identificação, concluem que os bancos reagem aos choques de política monetária num padrão inverso ao que se observa na economia americana, com os grandes bancos apresentando maior sensibilidade aos choques do que os pequenos.

Oliveira (2010) utiliza dados desagregados de periodicidade trimestral, abrangendo o intervalo 1994:3/ 2007:3, reunindo informações referentes 291 empresas públicas e 4.735 unidades do setor privado, e conclui pela existência do canal de empréstimos bancários traduzido na redução de demanda de crédito por parte das empresas com maiores restrições financeiras em resposta a um choque monetário contracionista.

Ianaze (2011, p. 11) utiliza dados mensais do período 2001:6/2009:12 referentes aos balanços patrimoniais dos bancos, SELIC e depósitos compulsórios, e conclui que a operacionalidade do canal de empréstimos bancários depende do instrumento utilizado. "No caso de um aumento na Selic, o impacto no crédito de bancos de menor porte e mais líquidos é maior. Já para um aumento de compulsórios os bancos de menor liquidez e maior tamanho são impactados em maior magnitude."

Outros autores, como Souza-Sobrinho (2003) e Bresciani Silva (2008), utilizam dados agregados e as metodologias de Vetores Autorregressivos (VAR) e

Vetores de Correção de erro (VEC). O primeiro usa diferentes indicadores do mercado de crédito e diversos testes econométricos, além de dados mensais do período 1994:10/2001:12. Em particular, a análise com VAR revela que diante de um arrocho monetário os bancos reduzem a oferta de crédito e aumentam o spread causando retração da atividade econômica.

Bresciani Silva (2008) usa dados mensais do período 2000:1/2007:3 e metodologias VAR e VEC. A observação de que há um aumento das emissões de títulos das empresas após uma política monetária restritiva, é a estratégia usada para identificar os deslocamentos da oferta de crédito.

3 O Modelo da Firma Bancária: Hipóteses, Variáveis e Estrutura do Modelo³

O modelo considera a oferta de crédito (L_t) para o setor não bancário com fundos coletados por meio de depósitos (D_t) e redescontos do Banco Central (B_t), depois de deduzidas as reservas compulsórias (R_t). Há um grande número de bancos idênticos que agem como tomadores de preços; isto é, as taxas de juro de mercado, tanto a que, eventualmente, pagam pelos depósitos (r^D) como a que cobram pelos empréstimos (r^L) são dadas e as mesmas para cada banco.

Para um banco i , qualquer, o lucro no tempo $t + j$ é dado por:

$$\pi_{t+j}^i = r_{t+j}^L L_{t+j}^i - r_{t+j}^D D_{t+j}^i - r_{t+j}^M B_{t+j}^i - C_{t+j}, \quad j = 1, 2, \dots \quad (1)$$

em que π_{t+j}^i é o lucro no período $t + j$; L_{t+j}^i são os empréstimos no período $t + j$ à taxa de juro r_{t+j}^L ; D_{t+j}^i são os depósitos captados no período $t + j$ à taxa de juro r_{t+j}^D ; B_{t+j}^i é a posição líquida no mercado interbancário no período $t + j$ à taxa de juro r_{t+j}^M ; C_{t+j} é Custo de avaliar e de ajustar o volume de empréstimos no tempo $t + j$:

$$C_{t+j} = \left(\frac{a}{2}\right) (L_{t+j}^i - L_{t+j-1}^i) \quad (2)$$

em que a é uma constante positiva e constitui um parâmetro do custo de ajustamento.

Um banco i , qualquer, procura maximizar o valor presente esperado do seu fluxo de lucro, de modo que:

$$V_t = E_t \sum_{j=0}^{\infty} \beta^j \pi_{t+j}^i \quad (3)$$

em que E_t é o operador de expectativas racionais condicional ao conjunto de informações disponíveis no tempo t (I_t), que inclui os valores passados e correntes de todas as variáveis; β é a taxa de desconto, sendo que $0 < \beta < 1$.

A restrição orçamentária do banco i é dada por:

$$L_{t+j}^i + R_{t+j}^i = D_{t+j}^i + B_{t+j}^i, \quad (4)$$

³O conteúdo desta seção usa modelo proposto por trabalho de Hulsewig et al. (2005, 2006), na linha de Cosimano (1988) e Sargent (1979). Aqui se apresenta o modelo estilizado que especifica como os bancos decidem a oferta de empréstimos numa situação de incerteza sobre a política monetária futura.

em que $R_{t+j}^i = dD_{t+j}^i$, sendo que $0 < d < 1$. Em que L_{t+j}^i é o volume de empréstimos do banco i no período $t + j$; R_{t+j}^i é o volume de reservas do banco i no período $t + j$; D_{t+j}^i é o volume de depósitos do público no banco i no período $t + j$; B_{t+j}^i é a posição líquida no mercado interbancário do banco i no período $t + j$.

O modelo assume que D_{t+j}^i é determinado de modo exógeno (Baltensperger (1980); Klein (1971), *apud* Hulsewig et al. (2005)). Dependendo dos fluxos estocásticos, o banco i ajusta sua posição líquida no mercado interbancário (B_{t+j}^i) para atender à restrição orçamentária. A taxa r_{t+j}^D se ajusta à taxa r_{t+j}^M em resposta às condições de arbitragem (Freixas & Rochet (1997, p57), *apud* Hulsewig et al. (2005)).

3.1 Derivando a Oferta Ótima de Empréstimos

Para maximizar o valor atual esperado do seu fluxo de lucros, um dado banco deve escolher uma trajetória ótima de empréstimos condicionada à sua restrição orçamentária e ao conjunto de informações disponíveis.

Assim, para o i -ésimo banco a função oferta de empréstimos decorrente do processo de otimização será⁴:

$$L_{t+j}^i = L_{t+j-1}^i + a^{-1} \sum_{s=0}^{\infty} \beta^s E_{t+j}(r_{t+j+s}^L - r_{t+j+s}^M), j = 1, 2, \dots \quad (5)$$

O volume de empréstimos aumenta com uma elevação esperada em r_{t+j+s}^L cai com um aumento esperado em r_{t+j+s}^M . Ou seja, a oferta de empréstimo varia diretamente com a margem de lucro esperada e inversamente com o custo de avaliação e renovação (a).

3.2 Implicações para o Mercado de Crédito

Sob a hipótese de um único e homogêneo mercado de crédito, a equação (6) representa a oferta agregada de empréstimos do setor bancário. Para $j = 0$, e incorporando valores observados e esperados, a equação (6) representa a soma das ofertas de n bancos idênticos.

$$L_t = L_{t-1} + na^{-1} \sum_{s=0}^{\infty} \beta^s E_t(r_{t-s}^L - r_{t-s}^M). \quad (6)$$

A demanda agregada de empréstimos é representada pela equação (7) a seguir:

$$L_t = b_1 y_t - b_2 r_t^L \quad (7)$$

em que y_t é o nível de produto, e b_1 e b_2 são parâmetros positivos, de modo que a quantidade demandada de moeda aumenta com o produto e diminui com a taxa de juro e os parâmetros são as elasticidade renda e juro da demanda agregada de empréstimos.

As equações (8) e (9) representam o volume de empréstimos e a taxa de juro de equilíbrio no mercado de crédito para $j = 0$:

⁴Com base em Sargent (1979), *apud* Hulsewig et al. (2005).

$$L_t = \lambda_1 L_{t-1} + \lambda_1 n a^{-1} \sum_{s=0}^{\infty} \left(\frac{1}{\lambda_2} \right)^s E_t(B_1 y_{t-s} - r_{t-s}^M) \quad (8)$$

$$r_t^L = B_1 y_t - B_2 \lambda_1 n a^{-1} \sum_{s=0}^{\infty} \left(\frac{1}{\lambda_2} \right)^s E_t(B_1 y_{t-s} - r_{t-s}^M) \quad (9)$$

em que λ_1 e λ_2 são raízes características positivas, tais que $\lambda_1 < 1 < 1/\beta < \lambda_2$; $B_1 = b_1/b_2$ e $B_2 = 1/b_2$. O volume de empréstimos de equilíbrio aumenta com uma elevação esperada na renda e diminui com uma elevação esperada na taxa de juro da política monetária. A taxa de juro de mercado diminui com um aumento esperado na renda e aumenta com uma elevação esperada na taxa de juro da política monetária. A equação (9) é obtida substituindo-se (8) em (7).

3.3 Implicações para a Política Monetária

O modelo estilizado, apresentado nas seções anteriores, prevê que os bancos tomam decisões sobre a oferta de empréstimos num ambiente de incerteza sobre o curso da política monetária futura, respondendo a variações na margem esperada de crédito determinadas pela diferença esperada entre a taxa de juro do mercado e a taxa de juro da política monetária.

Por causa disso, a oferta de crédito declina com uma redução esperada na margem de crédito depois de um choque na política monetária. Embora o ajustamento seja demorado, e os efeitos passados gradualmente para a economia, isso implica que os bancos não são neutros em relação à transmissão da política monetária.

4 A Estratégia Empírica e os Dados

No presente trabalho, o modelo empírico baseia-se na estratégia definida em Rotemberg & Woodford (1998), Christiano et al. (2005) e Hulsewig et al. (2006). Ou seja, o modelo de ajuste do crédito bancário a choques da política monetária segue um procedimento em duas etapas. Na primeira etapa, um modelo de Vetores de Correção de Erros (VECM)⁵ é estimado para gerar funções de impulso-resposta empíricas. Na segunda etapa, um modelo DSGE é estimado para produzir as funções de impulso-resposta teóricas. Os dois tipos de funções de impulso-resposta são, então, ajustadas (*matching*) até que um Estimador de Distância Mínima (EDM) mostre que não há diferença estatística significativa entre elas.

4.1 Os Dados

O vetor Z_t é composto pelas seguintes variáveis:

$$Z_t = [SLIG_t, SELR_t, LCRER_t, JUR_t]', \quad (10)$$

⁵O modelo de Vetores de Correção de Erros estimado é baseado em Johansen (2000) e Juselius (2006).

em que $SLIG$ é o logaritmo do índice da produção industrial geral do Brasil dessazonalizado⁶, $SELR$ é a taxa Selic mensal subtraída a taxa mensal de inflação medida pelo IGP-DI (FGV)⁷, $LCRER$ é o logaritmo do volume de crédito no Brasil em termos reais deflacionado pelo IGP-DI (FGV), e JUR é a taxa de juros mensal, cobrada pelos bancos, subtraída a taxa de inflação mensal medida pelo IGP-DI (FGV). O teste da raiz unitária será aplicado no contexto multivariado, Juselius (2006), e os resultados são mostrados na tabela 3.

No modelo teórico, o vetor Z_t é representado da seguinte forma⁸:

$$Z_t = [y_t, r_t^M, L_t, r_t^L]',$$

As observações relativas às variáveis são de periodicidade mensal e cobrem o período de junho de 2000 a dezembro de 2012. O vetor de variáveis determinísticas, D_t , é composto por oito *dummies* (uma *dummy* marcando quebra estrutural, sete *dummies* marcando intervenções de política) e uma tendência. As datas a que se referem às *dummies* são: 2001:12, 2002:8; 2002:9, 2003:2; 2003:11; 2008:3; 2008:11, e a quebra estrutural, identificada por meio do teste de Bai-Perron, em 2008:10. A utilização das *dummies* foi definida levando-se em conta os acontecimentos que atingiram a economia brasileira, e o critério de normalidade dos resíduos.

A figura 1 mostra as características visuais das séries, destacando-se fortes movimentos no índice da produção industrial no início da década, refletindo as incertezas do processo eleitoral ocorrido naquele período e uma súbita interrupção de tendência, em 2008/2009, manifestação dos efeitos da recessão mundial, iniciada em 2007, sobre a indústria brasileira. Grandes movimentos se observam, também, nas taxas de juros, no início da década, e uma forte reversão na tendência do volume de crédito.

A Tabela 2 mostra o resultado do teste de cointegração entre as variáveis do modelo estimado pelo método de Johansen, como descrito em Enders (2004) e Dennis (2006). As hipóteses nulas de que $r = 0$ e $r \leq 1$ são rejeitadas ao nível de 95% de confiança, mas o valor *p-value* indica que a hipótese nula de que $r \leq 2$ não deve ser rejeitada. O teste, portanto, sugere a existência de dois vetores de cointegração formados pelas variáveis que compõem Z_t .

O modelo de vetores de correção de erro (VECM) foi então estimado, com nove defasagens, para quatro variáveis, oito *dummies* e tendência linear dentro do espaço de cointegração. Na especificação e adequação do modelo usou-se o critério de análise dos resíduos, seguindo Dennis (2006).

A tabela 3 mostra os resultados dos testes de raiz unitária e exogeneidade fraca. O número de variáveis *dummies* foi escolhido segundo o critério de normalidade dos resíduos e a quebra estrutural através do teste de Bai & Perron (2003).

De acordo com Juselius (2006), em um modelo multivariado, o teste de raiz unitária deve ser realizado utilizando-se uma modelagem multivariada. Seguindo essa orientação, obteve-se resultado que permite rejeitar a hipótese nula de estacionariedade para todas as variáveis do modelo conforme se mostra na tabela 3. O teste realizado foi o do quociente de máxima verossimilhança, que tem distribuição χ^2 com $p - r$ graus de liberdade, em que p é a

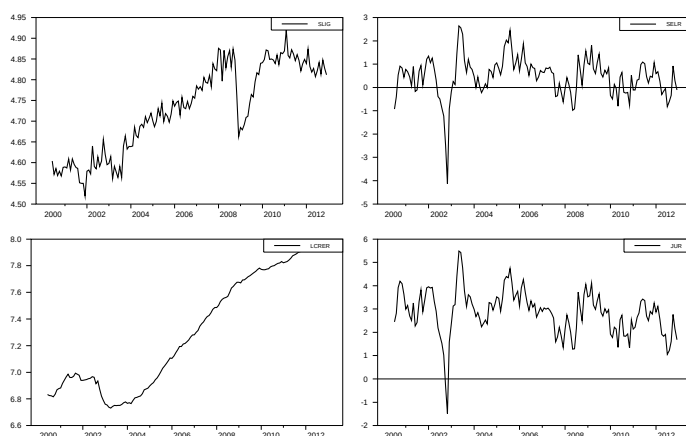
⁶O índice de produto da indústria geral foi a única variável a apresentar sazonalidade e, portanto, foi dessazonalizado antes de entrar o modelo, conforme Juselius (2006).

⁷As taxas de juros são introduzidas no modelo na forma de percentagens.

⁸Ou seja: $SLIG_t = y_t$, $SELR_t = r_t^M$, $LCRER_t = L_t$ e $JUR_t = r_t^L$.

Tabela 1: Estatísticas Básicas: 2000:6/2012:12

Variáveis	Média	Desvio Padrão	Assimetria	Curtose	Mínimo	Máximo	JB
Índice de produção industrial (Indústria Geral)	114,21	13,81	0,003	-1,05	86,69	139,61	0,03
Índice geral de preços (IGP-DI)	343,58	87,92	-0,15	-0,88	182,24	503,28	0,06
Crédito ao setor privado com recursos livres (R\$ bilhão)	616,84	399,91	0,63	-0,98	169,21	1485,86	0,00
Selic (em % taxa mensal)	1,14	0,34	0,43	-0,41	0,54	2,08	0,06
Taxa de juro de mercado (em % taxa mensal)	3,53	0,57	0,31	-0,47	2,34	4,83	0,16



Fonte: Elaboração dos autores

⁺ Nota: Séries deflacionadas (com exceção do índice da produção industrial). Parte superior do painel: logaritmo do índice da produção industrial (esquerda) e taxa Selic (direita). Parte inferior: logaritmo do volume de crédito (esquerda) e taxa de juro de mercado (direita). Ambas as taxas de juros medidas em percentagens.

Figura 1: Características Visuais das Series⁺

Tabela 2: Teste de Cointegração

Rank r	Estatística de Traço	Valor crítico (nível de 95%)	Valor de P
$= 0$	99,41	67,21	0,000
≤ 1	47,65	45,19	0,028
≤ 2	22,43	27,26	0,166
≤ 3	3,72	13,06	0,717

Fonte: Elaboração dos autores.

Tabela 3: Testes de Raiz Unitária e Exogeneidade Fraca

Teste de Estacionariedade							
r	DGF	5% C.V.	SLIG	SELR	LCRER	JUR	TREND
2	4	9,488	19,87 [0,001]	21,27 [0,000]	22,91 [0,000]	23,89 [0,000]	-
Teste de Exogeneidade Fraca							
2	2	5,991	15,40 [0,000]	7,14 [0,028]	7,87 [0,020]	12,28 [0,002]	-
Teste de Exclusão							
2	2	5,991	9,691 [0,008]	5,372 [0,068]	5,909 [0,052]	4,259 [0,119]	3,318 [0,190]

Fonte: elaboração dos autores.

dimensão do VECM (incluindo as variáveis determinísticas) e r é o número de vetores de cointegração. Bem assim, na mesma tabela, observa-se que é possível rejeitar a hipótese nula de exogeneidade fraca para todas as variáveis. Quanto ao teste de exclusão de variáveis, mostrado na tabela 3, nota-se que *SELR* e *LCRER* encontram-se na vizinhança do intervalo de não rejeição da hipótese nula, a qual claramente não se rejeita para *JUR* e para a tendência. Ao invés de se tomar qualquer iniciativa sobre a alteração do modelo, segue-se Juselius (2006, 2012) para quem a não rejeição da hipótese nula, nesse caso, deve ser vista com extrema cautela quando em presença de variáveis que guardam forte correlação entre si, como é o caso neste trabalho.

A Tabela 4 mostra testes de autocorrelação e normalidade para o modelo estimado. Examinando-se os valores de p correspondentes às estatísticas qui-quadrado, pode-se concluir que as hipóteses nulas de não autocorrelação de resíduos e normalidade não devem ser rejeitadas ao nível de confiança de 95%. Esse resultado sugere uma boa especificação do modelo estimado.

Tabela 4: Testes de Especificação do Modelo

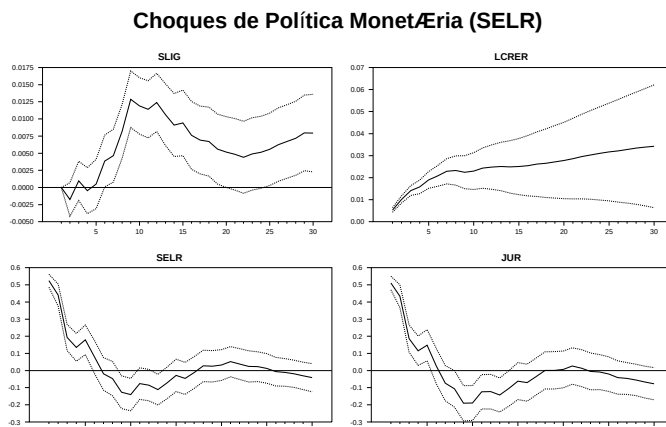
	Testes	Estatística	Valor de P
Autocorrelação	$LM(1)$	$\chi^2(16) = 19,48$	0,244
	$LM(2)$	$\chi^2(16) = 14,14$	0,376
Normalidade		$\chi^2(8) = 5,94$	0,650
ARCH	$LM(1)$	$\chi^2(100) = 76,704$	0,960
	$LM(2)$	$\chi^2(200) = 190,490$	0,647

Fonte: elaboração dos autores.

Finalmente, testes de flutuação realizados com base no período 2000/2005 (β conhecido e constância de β) sugerem que a hipótese nula de constância dos parâmetros não pode ser rejeitada ao nível de 5% (ver apêndice). Os testes $LM(n)$ da tabela 4, seguiram Anderson (1984) e Rao (1973), em que n é o número de defasagens da matriz de variância-covariância.

A partir dessas estimativas, foram geradas funções de impulso resposta (FIR) de choques da política monetária nas variáveis que compõem o vetor Z_t . O ordenamento das variáveis no modelo VECM seguiu a decomposição de Choleski (ortogonalização triangular), e indica que um choque na taxa de juro da política monetária (Selic) não afeta contemporaneamente o produto industrial, enquanto o volume de empréstimos e a taxa de juro de mercado são afetados no mesmo mês do choque, o que implica a seguinte ordem de entrada das variáveis: *SLIG* (produção industrial), *SELR* (taxa selic), *LCRER* (crédito) e *JUR* (taxa de juros cobrada pelos bancos comerciais). As funções de impulso resposta foram computadas utilizando-se o método de Monte Carlo. A Figura 2 mostra os gráficos dos impactos de uma mudança em *SELR* nas variáveis *SLIG*, *SELR*, *LCRER* e *JUR* para um horizonte de 30 meses. As linhas pontilhadas correspondem a limites inferiores e superiores de um desvio padrão.

Desses resultados, observa-se que o produto industrial sofre uma ligeira queda a partir do segundo mês, atingindo um ponto mínimo, abaixo da normal no quarto mês e recuperando-se, a partir de então, ultrapassando o nível normal e seguindo uma trajetória inversa as de r^M e de r^L . Essas taxas não apresentam quedas suaves, a partir do choque, senão que parecem refle-



Fonte: Elaboração dos autores

Figura 2: Funções de Impulso Resposta Empíricas

tir mais inovações, durante o período da amostra, compatível com Luporini (2008), as quais se refletem em ligeiras instabilidades na trajetória dinâmica do produto industrial.

O volume de crédito cai instantaneamente, após o choque de restrição monetária, o que, segundo Bernanke & Getler (1995) e Cecchetti (1995), apud Hulsewig et al. (2006), é compatível com a operacionalidade do canal de crédito. Falta, no entanto, distinguir a origem dessa redução instantânea dos empréstimos; se na demanda, se na oferta, se em ambas. Essa questão será examinada mais adiante por meio da estimação do modelo. Nota-se, ainda, que o volume de crédito se recupera e apresenta um suave crescimento que atinge um máximo no trigésimo mês. Finalmente, a taxa de juro de mercado, r^L segue a mesma trajetória da taxa r^M , mas em alguns momentos parecendo alcançar níveis mais baixos. Ambas se situam abaixo da normal entre o oitavo e o décimo quarto mês, depois do que se situam acima dessa referência e voltam à mesma no trigésimo mês.

4.2 Função de Impulso Resposta do Modelo DSGE

A função de impulso resposta teórica foi calculada de acordo com Hulsewig et al. (2005), a partir do modelo DSGE apresentado a seguir. Seja:

$$A_0 X_{t+1} = A_1 X_t + v_{t+1}, \quad (11)$$

em que X_t é o vetor de estado, composto pelos vetores $X_{1,t}$, de variáveis de efeito retardado, e $X_{2,t}$ variáveis de efeito futuro. A_0 e A_1 são matrizes de coeficientes e v_{t+1} um vetor de choques. Assim, a equação (11) pode também ser representada da seguinte forma:

$$A_0 \begin{bmatrix} X_{1,t+1} \\ X_{2,t+1} \end{bmatrix} = A_1 \begin{bmatrix} X_{1,t} \\ X_{2,t} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} v_{t+1} \\ 0 \end{bmatrix},$$

O modelo DSGE para a oferta de empréstimos bancários e política monetária compreende as seguintes equações:

$$L_t = \psi^{-1} \beta E_t L_{t+1} + \psi^{-1} L_{t-1} + B_1 n a^{-1} \psi^{-1} y_t - n a^{-1} \psi^{-1} r_t^M, \quad (12)$$

$$r_t^L = B_1 y_t - B_2 L_t, \quad (13)$$

$$y_{t+1} = \gamma_1 y_t + \gamma_2 r_t^L + \gamma_3 r_{t-1}^L \quad (14)$$

$$r_{t+1}^M = \delta_1 r_t^M + \delta_2 r_{t-1}^M + \eta_{t+1} \quad (15)$$

em que $\psi \equiv (\beta + n a^{-1} + 1)$, $B_1 = b_1/b_2$ e $B_2 = 1/b_2$. As duas primeiras equações são derivadas do modelo teórico e mostram, respectivamente, a evolução do volume de empréstimo e a taxa de juros de mercado⁹. As duas últimas equações caracterizam o desenvolvimento do nível do produto e a taxa de juros de juro da política monetária. O nível do produto depende do seu próprio valor defasado da taxa de mercado. Assume-se também que a taxa de juro da política monetária, r_t^M , depende do seu próprio valor defasado. O choque de política monetária é refletido pelo termo η_{t+1} .

As equações que servem de ponto de partida para gerar as funções de impulso resposta teóricas são:

$$\begin{aligned} X_{1,t+1} &= (A_{11} + A_{12})X_{1,t} + v_{1,t+1}, \\ X_{2,t} &= C X_{1,t}, \end{aligned} \quad (16)$$

em que A_{11} e A_{12} são submatrizes de $A = A_0^{-1} A_1$ ¹⁰.

A minimização da distância entre as duas funções impulso resposta (teórica e empírica) é obtida por meio da estimação e calibragem do conjunto de parâmetros abaixo. A taxa de desconto utilizada na equação (12) é calibrada em $\beta = 0,9967$, o que equivale à transformação da taxa trimestral usada em Hulsewig et al. (2005), numa taxa mensal.

$$\xi \equiv (b_1, b_2, n a^{-1}, \delta_1, \delta_2, \gamma_1, \gamma_2, \gamma_3)$$

O estimador de distância mínima é definido como em Christiano et al. (2005) e Hulsewig et al. (2005), da seguinte forma:

$$J = \min_{\xi} \left(\hat{\Psi} - \Psi(\xi) \right)' V^{-1} \left(\hat{\Psi} - \Psi(\xi) \right), \quad (17)$$

em que $\hat{\Psi}$ e $\Psi(\xi)$ representam, respectivamente, as funções de impulso resposta empírica e teórica, e V é uma matriz de ponderação com a variância de $\hat{\Psi}$ na diagonal. Considerando que ξ é normalmente distribuído, J tem distribuição chi-quadrado com $N - m$ graus de liberdade, sendo N o número de observações na função de impulso resposta e m o número de coeficientes no vetor ξ .

⁹Ver Hulsewig et al. (2005) para a equivalência das equações (12) e (8).

¹⁰Para maiores detalhes sobre a matriz A , ver Hulsewig et al. (2006).

4.3 Estimador de Distância Mínima e as Funções de Impulso Resposta

Estima-se o modelo DSGE com o objetivo de exprimir o ajustamento dos empréstimos bancários diante de um choque de política monetária.

A tabela 5 mostra estimativas para os parâmetros de distância mínima do vetor ξ , acompanhados dos respectivos desvios padrões. O valor da função foi 48,46 com probabilidade de 0,99. O valor crítico da estatística χ^2 foi aproximadamente¹¹ 137,7 para 112 graus de liberdade. Ou seja, a hipótese H_0 de que não há diferença estatística entre as funções de impulso resposta empírica e simulada não pode ser rejeitada.

Tabela 5: Estimativa dos Parâmetros

Parâmetro	Estimativa	Desvio Padrão
b_1	3,314	0,179
b_2	-0,012	0,002
na^{-1}	0,051	0,015
δ_1	0,562	0,009
δ_2	0,044	0,015
γ_1	1,000	0,001
γ_2	0,001	0,000
γ_3	0,004	0,000

Fonte: Elaboração dos autores.

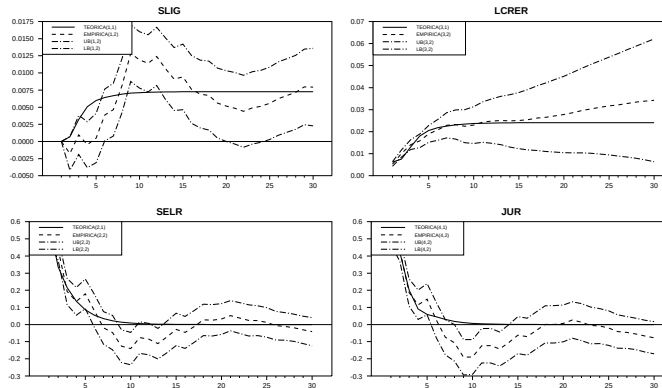
O modelo apresentado acima, é oportuno lembrar, implica que o ajustamento dos empréstimos bancários é determinado, conjuntamente, pelas respostas da oferta e da demanda de crédito a um choque de política monetária, de acordo com as equações (6) e (7). Assim, a justificativa de utilizar o modelo se traduz na facilidade de contornar o problema da identificação já que a questão central, nesse sentido, passa simplesmente pela condição de que os parâmetros de oferta e demanda (na^{-1} , b_1 , b_2) sejam estatisticamente significantes.

A comparação entre os valores dos parâmetros encontrados por Hulsewig et al. (2005) para a economia alemã e os encontrados neste trabalho, para a economia brasileira, revela a consistência nos resultados do presente trabalho. Por exemplo, os coeficientes das variáveis, renda e taxa de juro, que, em vista da metodologia de estimação, representam as elasticidades em relação a essas variáveis, são de, respectivamente, 3,04 e -0,025 os quais se comparam com estimativas internacionais de intervalos (1,1; 2,5) e (0,01; 0,60). Chama-se atenção, também, para os custos de avaliação e renovação de crédito bancário, de 0,001 em Hulsewig et al. (2005) contra 0,050 neste trabalho, o que reflete um custo mais baixo dessa atividade no Brasil, assim exigindo uma margem esperada de crédito menor para um mesmo volume de empréstimo.

A Figura 3 mostra os gráficos com as funções de impulso resposta empíricas e teóricas, para as quatro variáveis do modelo. As linhas pontilhadas e sólidas correspondem, respectivamente, às função de impulso resposta empírica e simulada. As linhas tracejadas correspondem a limites de confiança inferiores e superiores baseados em múltiplos do desvio padrão amostral.¹²

¹¹O método de estimação foi o BFGS (Broyden, Fletcher, Goldfarb, Shanno), descrito em Es-

Choques de Política Monetária (SELR)



Fonte: Elaboração dos autores

Figura 3: Funções de Impulso Resposta: Empírica e Simulada

Note-se, ainda, que, como constatado anteriormente, a hipótese H_0 de que não há diferença estatística entre as funções de impulso resposta empírica e simulada não pode ser rejeitada.

O presente trabalho passa a examinar, a partir deste ponto, os determinantes da oferta e os componentes da demanda de crédito bancário. De acordo com o modelo estilizado apresentado anteriormente, o ajustamento dos empréstimos bancários é determinado conjuntamente pela resposta de demanda e da oferta de crédito a um choque de política monetária (Hulsewig et al. 2005). Considerando que a oferta de empréstimos depende da margem esperada de crédito, temos:

$$L_t = L_{t-1} + na^{-1} \sum_{s=0}^T \beta^s E_t(r_{t+s}^L - r_{t+s}^M).$$

A demanda de empréstimos depende do nível de produto e taxa de juros de longo prazo:

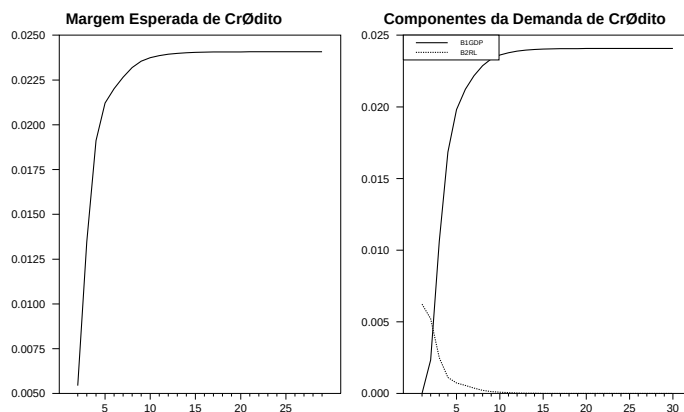
$$L_t = b_1 y_t - b_2 r_t^L.$$

A Figura 4 mostra a margem esperada e os componentes de demanda de empréstimos bancários, baseados nos parâmetros estimados pelo modelo DSGE. No painel de componentes de demanda de crédito, a linha sólida corresponde a $b_1 y_t$ enquanto a linha pontilhada corresponde a $-b_2 r_t^L$. As funções se comportam conforme prevê a teoria tradicional, de modo que um dos componentes da demanda de empréstimos depende da renda, sendo decrescente com ela, e outro depende da taxa de juro mantendo com esta uma relação negativa, isto é, decrescendo com um aumento na taxa de juros.

Nota-se que a componente da demanda que depende da renda para de crescer e se estabiliza depois do décimo primeiro mês, o que reflete a dinâmica

tima (2010).

¹²Os limites inferiores e superiores do intervalo de confiança das funções de impulso resposta foram obtidos com o procedimento MCPROCESSIR.SRC do software RATS 8.0.



Fonte: Elaboração dos autores

Figura 4: Margem Esperada e Componentes da Demanda de Crédito

do produto industrial mostrada na figura 2. A demanda oscila em queda, tendendo ao nível normal a partir do décimo quarto mês.

Pelo lado da oferta, observa-se que ela responde ao comportamento da margem de crédito declinando com uma queda nessa margem. Finalmente, observa-se que a margem de crédito se estabiliza por volta do vigésimo segundo mês, quando as duas taxas de juros tendem para os seus níveis normais.

5 Conclusões

Este trabalho abordou a questão da operacionalidade do canal de crédito bancário no Brasil, usando dados agregados, objetivando separar os componentes da demanda e mostrar os determinantes da oferta de empréstimos bancários; isto é, acessar diretamente a questão conhecida na literatura como problema da identificação.

Para tanto, apresentou-se um modelo estilizado do comportamento da firma bancária no qual as decisões quanto à oferta de crédito pelos bancos são tomadas num ambiente de incerteza quanto à política monetária futura. Usando esse modelo, estimaram-se funções impulso respostas teóricas cujas distâncias, com relação às funções de impulso-resposta empíricas, que foram minimizadas empregando-se o teste do estimador de distância mínima. Esse teste, denominado “*matching*”, na literatura, mostrou que o canal de crédito bancário opera simultaneamente com o canal de crédito da taxa de juro, ou seja, uma redução no volume de empréstimos após um choque de política monetária decorre tanto de uma redução pelo lado da demanda de empréstimo como de uma diminuição da oferta em resposta a uma queda da margem de crédito dos bancos.

Esse resultado, para o Brasil, está em acordo com o trabalho pioneiro realizado para a economia alemã por Hulsewig et al. (2005).

Referências Bibliográficas

- Anderson, T. W. (1984), *An Introduction to Multivariate Statistical Analysis*, 2 edn, John Wiley, New York.
- Bai, J. & Perron, P. (2003), 'Computation and analysis of multiple structural change models', *Journal of Applied Econometrics* **18**(1), 1–22.
- Baltensperger, E. (1980), 'Alternative approaches to the theory of the banking firm', *Journal of Monetary Economics* **6**(1), 1–37.
- Bernanke, B. & Blinder, A. S. (1988), 'Credit, money, and aggregate demand', *American Economic Review* **78**(2), 435–439.
- Bernanke, B. & Getler, M. (1995), 'Inside the black box: The credit channel of monetary policy transmission', *Journal of Economic Perspectives* **9**(4), 27–48.
- Bresciani Silva, S. M. (2008), 'Política monetária e o canal do crédito bancário verificação da existência do canal de crédito no Brasil no período de janeiro/2000 a março/2007', Dissertação de Mestrado, FGV/ SÃO PAULO.
- Cecchetti, S. G. (1995), 'Distinguishing theories of the monetary transmission mechanism', *Federal Reserve Bank of St. Louis Review* **77**(3), 83–97.
- Christiano, L., Eichenbaum, M. & Evans, C. (2005), 'Nominal rigidities and the dynamic effects of a shock to monetary policy', *Journal of Political Economy* **113**(1), 1–45.
- Coelho, A. C., Melo, J. M. P. & Garcia, M. G. P. (2010), 'Identifying the bank lending channel in Brazil through data frequency', Texto para Discussão, No. 574, PUC/RJ.
- Cosimano, T. F. (1988), 'The banking industry and uncertain monetary policy', *Journal of Banking and Finance* **12**(1), 117–139.
- Den Haan, W. J., Summer, W. & Yamashiro, G. M. (2007), 'Bank loan portfolios and the monetary transmission mechanism', *Journal of Monetary Economics* **54**(4), 904–924.
- Dennis, J. G. (2006), *CATS in RATS: Cointegration Analysis in Time Series*, 1 edn, Estima.
- Disyatat, P. (2010), 'The bank lending channel revisited', BIS Working Papers, n. 297.
- Enders, W. (2004), *Applied Econometrics Time Series*, 2 edn, Wiley & Sons.
- Estima (2010), *RATS Version 8 User Guide*, 1 edn, Estima.
- Freixas, X. & Rochet, J. C. (1997), *Microeconomics of Banking*, 1 edn, MIT Press.
- Gertler, M. & Gilchrist, S. (1993), 'The role of credit market imperfections in the monetary transmission mechanism: Arguments and evidence', *Scandinavian Journal of Economics* **95**(1), 43–64.

Gilchrist, S. G. & E., Z. (1995), The importance of credit for macroeconomic activity: Identification through heterogeneity, in J. Peek & E. S. Rosengreen, eds, 'Is Bank Lending important for the Transmission of Monetary Policy?', Vol. 39, Federal Reserve Bank of Boston Conference Series.

Graminho, P. & Bonomo, M. A. (2002), 'O canal de empréstimos bancários no Brasil: Uma evidência microeconômica', Anais do XXX Encontro Nacional de Economia da ANPEC, Nova Friburgo, Rio de Janeiro.

Hulsewig, O., Mayer, E. & Wollmershaeuser, T. (2005), 'Bank loan supply and monetary policy transmission in germany: An assessment based on matching impulse responses', CESIFO Working Paper, n. 1380.

Hulsewig, O., Mayer, E. & Wollmershaeuser, T. (2006), 'Bank loan supply and monetary policy transmission in germany: An assessment based on matching impulse responses', *Journal of Banking and Finance* 30(10), 2893–2910.

Ianaze, A. (2011), Efeito da política monetária sobre a qualidade do crédito bancário no brasil, Master's thesis, Escola de Economia da Fundação Getúlio Vargas (FGV/EESP), São Paulo.

Johansen, S. (2000), 'Modelling of cointegration in the vector autoregressive model', *Economic Modelling* 17(3), 359–373.

Juselius, K. (2006), *The Cointegrated VAR Model: Methodology and Applications*, Oxford University Press.

Juselius, K. (2012), *The Cointegrated VAR Model: Methodology and Applications*, 1 edn, Oxford University Press.

Kashyap, A. K. & Stein, J. C. (1997), 'The role of banks in monetary policy: A survey with implications for the european monetary union', *Economic Perspectives* 21(3), 2–18.

Keynes, J. M. (1936), *Teoria Geral de Emprego, do Juro e da Moeda*, 1 edn, Fundo de Cultura.

Kishan, R. P. & Opiela, T. P. (2000), 'Bank size, bank capital, and the bank lending channel', *Journal of Money, Credit, and Banking* 32(1), 121–141.

Klein, M. A. (1971), 'A theory of the banking firm', *Journal of Money, Credit, and Banking* 3(2), 205–218.

Luporini, V. (2008), 'The monetary transmission mechanism in Brazil: Evidence from a var analysis', *Estudos Econômicos* 38(1), 7–30.

Machado, V. G. (2012), 'Monetary policy, asset prices and adaptive learning', Working Paper Series, n. 274, Banco Central do Brasil.

Mishkin, F. S. (1996), 'The channels of monetary transmission: Lessons for monetary policy', NBER Working Papers, n. 5464.

Mishkin, F. S. (2001), 'The transmission mechanism and the role of asset prices in monetary policy', NBER Working Papers, n. 8617.

Oliner, S. D. & Rudebusch, G. D. (1995), 'Is there a bank lending channel for monetary policy?', *Federal Reserve Bank of San Francisco Economic Review* 25(1), 3–20.

Oliveira, F. N. (2010), 'Canal de empréstimo bancário no Brasil: Evidência a partir dos empréstimos bancários de empresas públicas e privadas', *Pesquisa e Planejamento econômico* 40(2), 187–212.

Oliveira, F. N. & Neto, R. M. A. (2008), 'A relevância do canal de empréstimos bancários no Brasil', *Revista Brasileira de Finanças* 6(3), 357–409.

Rao, C. (1973), *Linear Statistical Inference and its Applications*, 2 edn, John Wiley, New York.

Rotemberg, J. J. & Woodford, M. (1998), 'An optimization-based econometric framework for the evaluation of monetary policy: Expanded version', NBER Technical Working Paper, n. 233.

Sargent, T. J. (1979), *Macroeconomic Theory*, 1 edn, Academic Press.

Souza-Sobrinho, N. F. (2003), 'Uma avaliação do canal de crédito no Brasil', Dissertação de Mestrado, FEA/USP.

Takeda, T., Rocha, F. & Nakane, M. I. (2005), 'The reaction of bank lending to monetary policy in Brazil', *Revista Brasileira de Economia* 59(1), 107–126.

Walsh, C. (2010), *Monetary Theory and Policy*, 3 edn, MIT Press.

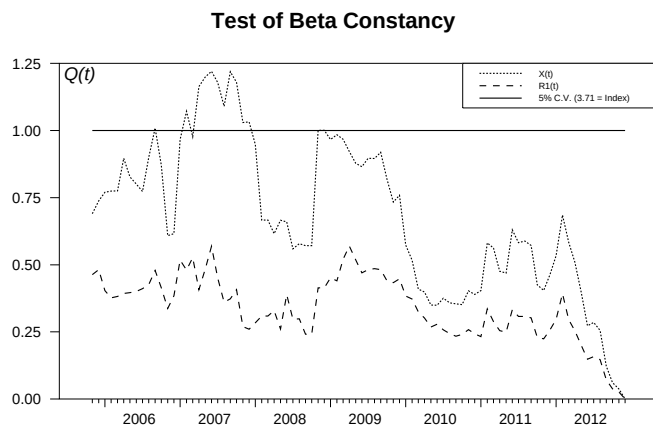
Zams, B. M. & Cooray, N. S. (2007), 'Economic analysis of the exchange rate channel and monetary policy rule: The case of Indonesia', GSIR Working Papers, Economic Development & Policy Series, EDP07-1.

Apêndice A Testes de Flutuação

O teste de flutuação pode ser considerado um exame recursivo na constância dos parâmetros α_i e β_i , para $i = 1, \dots, r$. A hipótese nula do teste é de constância dos parâmetros. Na representação gráfica do teste, as estatísticas são normalizadas de acordo com um valor crítico de 5%, de forma que valores do teste acima da unidade são considerados estatisticamente significantes (Juselius 2012).

A.1 Teste de constância de β

Um dos procedimentos utilizados para testar a constância de parâmetros considera um modelo que é reestimado, de forma recursiva, com todos os parâmetros em cada passo (forma X), e outro apenas com os parâmetros de longo prazo α e β (forma R1). Valores do teste acima da unidade significa rejeitar H_0 ; ou seja, representa uma forte evidência de não constância dos parâmetros (Dennis 2006). A figura A.1 mostra que o teste na forma X (linha pontilhada) apenas ultrapassa a unidade no período entre o início de 2007 e início de 2008. O teste na forma R1 (linha tracejada) mantém-se durante todo o período abaixo da reta horizontal de unidade. Esses resultados indicam a não rejeição da hipótese H_0 . Ou seja, o parâmetro β mostrou-se constante no período considerado.



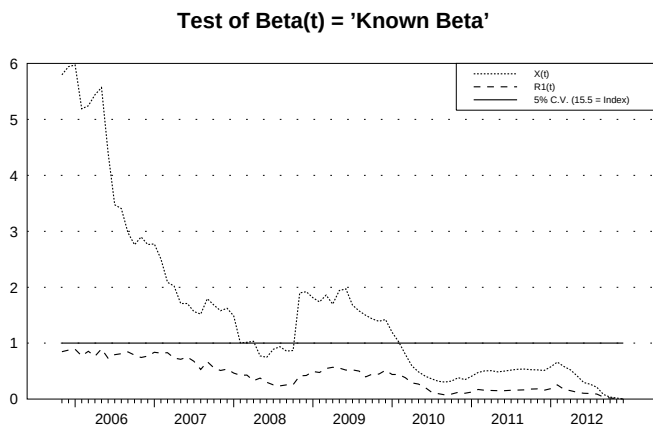
Fonte: Elaboração dos autores

Figura A.1: Teste de Constância de β

A.2 Teste do β Conhecido

O teste assume a hipótese nula de que as relações de β são constantes no período de referência, que pode ser a amostra inteira ou alguma subamostra. O primeiro passo, portanto, é obter o β estimado no período de referência, e o segundo passo é testar se esse valor de referência está no período utilizado pela estimação recursiva.

A figura A.2 mostra o teste na forma R1 (linha tracejada) completamente abaixo da linha unitária durante todo o período, indicando constância nesse parâmetro. No caso da forma X (linha pontilhada), o teste fica acima da linha unitária até o início de 2008 e, em seguida, também fica acima da linha unitária entre o final de 2008 e o início de 2010. O teste para o modelo completo (forma X), no entanto, não indica constância dos parâmetros. Assim, três das quatro formas dos testes de constância de parâmetro dão suporte à hipótese de constância dos parâmetros.



Fonte: Elaboração dos autores

Figura A.2: Teste do β Conhecido

ANÁLISE DE QUEBRAS ESTRUTURAIS NA SÉRIE DO PREÇO DO BOI GORDO NO ESTADO DE SÃO PAULO

CLÁUDIO SHIKIDA *
GUILHERME LEITE PAIVA †
ARI FRANCISCO ARAÚJO JR. ‡

Resumo

O objetivo deste artigo é analisar a existência de quebras estruturais na série do preço do boi gordo (por arroba) no estado de São Paulo entre 1954 e 2012. Devido às especificidades do preço do boi gordo (sazonalidade e ciclos) e também à importância da bovinocultura na agropecuária brasileira, a série foi anteriormente utilizada para discussão e estudo de testes econométricos, como análise de raiz unitária sazonal, modelos de transferência e cointegração. Neste trabalho, testam-se se quebras estruturais apresentam origem em determinados eventos históricos, inclusive intervenções governamentais. A principal metodologia utilizada para identificação e estimação das quebras é a desenvolvida por Bai & Perron (1998, 2003). Os resultados sugerem que as intervenções governamentais, especialmente os planos de estabilização, levaram a mudanças significativas no comportamento do preço do boi gordo.

Palavras-chave: Bovinocultura; Preço do boi gordo; Quebra estrutural.

Abstract

This paper examines the existence of structural breaks in the live cattle price series in the state of São Paulo between 1954 and 2012. Due to the importance of cattle ranching in Brazil and the characteristics of the series of cattle price, such as seasonal cycles, the series has previously been used for discussion and study of econometric tests, like seasonal unit root and cointegration analysis. In this paper, we test whether structural breaks have originated from certain historical events, including government intervention. Bai & Perron (1998, 2003) developed the main method we use for the identification and dating of breaks. The results suggest that government interventions, especially the monetary stabilization plans, have led to significant changes in the price behavior of cattle.

Keywords: Cattle; Price of live cattle; Structural breaks.

JEL classification: Q11, C22, N56

DOI: <http://dx.doi.org/10.11606/1413-8050/ea137759>

* Professor do PPGOM/UFPEL. Email: cdshikida@yahoo.com.br

† Mestrando em Ciências Econômicas – CEDEPLAR/UFMG. E-mail: glpaiva@cedeplar.ufmg.br

‡ Ibmecc Minas Gerais. Email: arifaj@gmail.com

1 Introdução

A bovinocultura é parte importante da atividade agropecuária brasileira. Segundo a Confederação Nacional da Agricultura (2013), a bovinocultura representa a maior parcela do valor bruto de produção da agropecuária. De acordo com o CEPEA (2013), a pecuária foi responsável por 2,7% do Produto Interno Bruto (PIB) do Brasil em 2011. O Brasil também desempenha um papel importante no cenário internacional em relação à carne bovina, figurando nos últimos anos entre os três maiores exportadores United States Department of Agriculture (2013). Outro fato de destaque é que em 2012, segundo o IEA (2013), a bovinocultura representou quase 10% do valor total das exportações do agronegócio, sendo que o estado de São Paulo (SP), base da fonte de dados, foi responsável por 27% dessa parcela.

Em um projeto de pesquisa, o CEPEA (2011) estimou que a renda da cadeia produtiva da bovinocultura de corte é a maior dentre as cinco mais importantes da agroindústria brasileira: algodão, cana-de-açúcar, soja, bovinocultura de leite e corte.

A cadeia da bovinocultura de corte pode ser dividida em quatro estágios: (1) insumos, (2) produção (cria, recria e engorda), (3) indústria de processamento e (4) serviços. A cotação da arroba, tema do estudo, acontece entre os estágios dois e três.

Estudos como Bacchi (1999 *apud* Pinatti, 2008), Sachs & Martins (2007) e Sachs & Pinatti (2007) apontam que o preço do boi gordo (PBG daqui em diante) afeta outros segmentos da pecuária de corte, tornando o estudo do seu comportamento ainda mais relevante. Uma característica interessante é que o PBG é diferente em cada praça em que é cotado (até dentro de um mesmo estado). Esse fato sugere que o PBG é uma fonte rica para estudos sobre independência, custos de transação, modelos de transferência e equilíbrio de longo prazo entre os preços, como investigado em Mattos et al. (2009), Cunha et al. (2010). Além do diagnóstico sobre a existência de sazonalidade e ciclos, o comportamento do mesmo pode apresentar mudanças graduais ou abruptas conhecidas como quebras estruturais. Sendo que a presença de quebras no período de amostra utilizada pode viesar os resultados e, consequentemente, as análises.

Este trabalho utiliza testes econométricos apropriados para identificar quebras estruturais na série, podendo, desse modo, fazer inferências sobre eventos históricos e analisar seus efeitos sobre variáveis econômicas. Com estes objetivos, serão utilizados os preços do boi gordo do estado de São Paulo que, segundo Urso (2007), lidera o processo de formação de preços no mercado brasileiro, sendo assim uma escolha adequada para fazer inferência para o Brasil.

O artigo é organizado da seguinte forma. Na próxima seção, apresenta-se uma revisão dos estudos brasileiros que fizeram uso do preço para testes econométricos. A base de dados foi discutida na seção 3: fonte dos dados, assim como considerações importantes sobre seu comportamento e breve análise histórica. Na quarta seção, apresentam-se os aspectos metodológicos sobre os testes utilizados. Os resultados e avaliação dos mesmos serão apresentados na quinta seção e, por fim, na sexta são apresentadas as considerações finais.

2 Revisão de literatura

Além de a bovinocultura ser parte importante da atividade agropecuária brasileira, ela possui várias especificidades interessantes para estudos econômicos, tais como: possuir cadeia altamente integrada, haver diferenças de preço entre estados produtores, possuir ciclos (interanuais e intranuais) e apresentar preços com variância inconstante. Por consequência, algumas dessas características foram objetos de estudos econométricos comentados a seguir.

Aguirre (1997) utilizou extensamente a série do PBG para o estudo de sazonalidade. A base utilizada em seus estudos foi a do IEA da Secretaria de Agricultura e Abastecimento do Estado de São Paulo (SAAESP). Em um dos seus primeiros estudos, Aguirre (1997) busca determinar, para o período 1954-1996 se o componente sazonal da série é determinista ou estocástico e, caso estocástico, se este é estacionário ou apresenta raiz unitária. Os testes utilizados foram Dickey, Hasza e Fuller (DHF) e HEGY. Aguirre (1997) não encontra resultados conclusivos para o DHF e conclui pelo teste HEGY que há evidências de que a série é não estacionária, porém com componente sazonal determinista (sem raiz unitária), podendo ser modelado com variáveis binárias.

Aguirre & Sansó (2002) retomam a análise da mesma série utilizada por Aguirre (1997). Contudo, os autores apresentam mudanças na estratégia de teste, testando sequencialmente do maior número de raiz unitária, em consideração na hipótese nula, para o menor. Os resultados obtidos com a nova estratégia não se diferenciam do encontrado por Aguirre (1997). Não obstante, os autores ampliaram a avaliação incluindo um teste com foco diferente, alternando a hipótese nula de raiz unitária para estacionariedade, como proposto por Canova & Hansen (1995 *apud* Aguirre & Sansó, 2002). O resultado do novo teste contestou os anteriores, encontrando raiz unitária sazonal. Desse modo, o debate acerca do componente sazonal da série do PBG continuava em aberto.

A série do PBG também já foi alvo de análise de função de transferência e modelagem ARIMA (Margarido et al. 1996, Pinatti 2008). Pinatti (2008) discute o impacto da cotação do dólar e dos índices pluviométricos no PBG pós-plano real, 1995 a 2005, e compara seus resultados com os obtidos por Margarido et al. (1996), que utilizou o período amostral de 1984 a 1992. Os estudos utilizam a base de dados do IEA da SAAESP e Pinatti (2008) sugere quais foram as mudanças nas formas como o dólar e a pluviosidade afetam o PBG. O dólar, antes relevante no curto e no longo prazo Margarido et al. (1996), passou a ser relevante só no curto prazo (Pinatti 2008). Uma explicação provável para a alteração é que o período de estudo de Margarido et al. (1996) é de altas taxas de inflação, enquanto no de Pinatti (2008) a inflação é mais moderada, fazendo possivelmente com que os produtores busquem, no primeiro período, preservar seu preço real através da moeda estrangeira Margarido et al. (1996). Já a influência pluviométrica passou para um ciclo anual (Pinatti 2008) ante a um ciclo semestral observado em Margarido et al. (1996).

Estudos mais recentes com a série do PBG analisam a integração espacial de mercados através do método da cointegração (Mattos et al. 2009, Cunha et al. 2010). Estes estudos investigam, além da integração espacial, a existência dos custos de transação entre os mercados. Ambos fazem o uso dos modelos de correção de erro vetorial com threshold (modelo TVEC) e utilizam a base disponibilizada pela Fundação Getúlio Vargas (FGV-DADOS). No

entanto, Mattos et al. (2009) fazem os testes para os estados de Minas Gerais e São Paulo no período de 1972 a 2005, enquanto Cunha et al. (2010) testam para os estados de Espírito Santo, Rio de Janeiro, Paraná, Santa Catarina, Rio Grande do Sul, Mato Grosso, Mato Grosso do Sul, Goiás, São Paulo e Minas Gerais, no período de 1994 a 2008. Os resultados sugerem que os mercados são cointegrados e que os custos de transação entre os estados são significativos, mas esses vêm diminuindo nas últimas décadas (Cunha et al. 2010).

Utilizando a base de dados disponibilizada pela FGV-DADOS, Cunha et al. (2008) examinam a existência de cointegração entre o PBG de Goiás e Brasil sob presença de quebra estrutural. A data da quebra, julho de 1994, é definida exogenamente pelos autores e reflete o início do processo de estabilização de preços na economia brasileira (Plano Real). Os autores discutem as implicações negativas que uma mudança estrutural pode ter sobre os testes convencionais de cointegração (como Engle Granger) e, portanto, sugerem a metodologia de Gregory & Hansen (1996 *apud* Cunha et al., 2008) que permite incorporar este efeito. Para os testes de raiz unitária, sob a presença de quebra, os autores utilizam a metodologia de Vogelsang (1999 *apud* Cunha et al., 2008). Ambas as metodologias utilizadas permitem testar apenas para uma quebra estrutural. Os resultados indicam que, para o período de 1990 a 2003, as séries são integradas de primeira ordem e existe uma relação de longo prazo mesmo sob a presença de quebra, isto é, são cointegradas.

Teixeira & Maia (2008) também testam a existência de quebra estrutural na série do PBG. Além disso, os autores estão interessados em estimar até que ponto o cenário externo influencia as cotações no Brasil e realizar estimativas ex-ante dos preços utilizando a modelagem ARIMA. A base de dados utilizada é a da FGV-DADOS e o intervalo considerado é o de 1996 a 2007. Diferente do estudo de Cunha et al. (2008), Teixeira & Maia (2008) não definem a data da quebra a priori e a estimam endogenamente utilizando a metodologia de Zivot-Andrews. Encontra-se evidência de quebra estrutural em janeiro de 2004, sendo a possível explicação para ela, os embargos da Rússia (queda da demanda internacional) devido a surtos de febre aftosa no Brasil (Teixeira & Maia 2008).

Este artigo propõe investigar de modo mais específico as quebras estruturais, identificando os principais eventos que possam estar associados.

3 Descrição e base de dados

3.1 Fonte dos dados e análise histórica

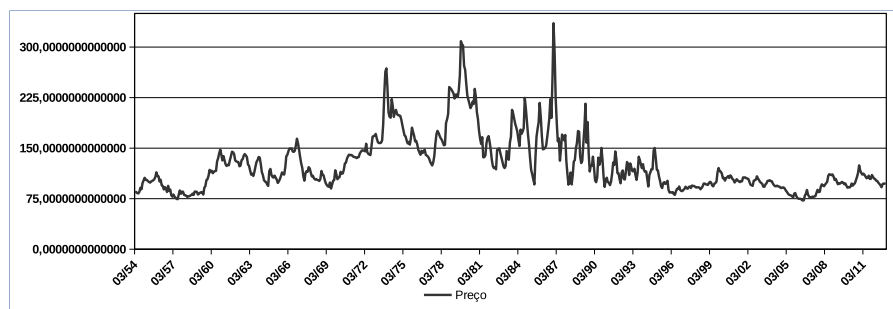
A série analisada neste artigo foi o preço mensal do boi gordo, em R\$/15kg (arroba), recebido pelos produtores do Estado de São Paulo de março de 1954 até dezembro de 2012, um total de 706 observações. Os preços foram convertidos para reais (R\$) a partir das unidades monetárias originais e deflacionados pelo Índice Geral de Preços (IGP/DI da FGV) de dezembro de 2012. A base de dados original é publicada pelo Instituto de Economia Agrícola da SAAESP, e cada observação é calculada como uma média mensal (nominal) dos preços recebidos pelos produtores em todo o estado.

Os preços médios referem-se aos valores obtidos na transação de venda de produtos para o primeiro comprador do sistema de comercialização, sendo que a formação dos preços se dá a partir de coleta mensal via questionários (enviados por correio e e-mail) e são publicados ao final de cada mês.

Ao analisar o comportamento da série histórica do PBG é importante considerar que, a priori, as oscilações podem ser originadas em qualquer um dos níveis da cadeia: produção, indústria de processamento (atacadista) e serviços (varejista) (Bliska 1989). Em um estudo de transmissão de preços, Bliska (1989) relata em seus resultados a ausência de variável exógena entre os três níveis da cadeia, passividade do atacado em relação aos demais níveis e maior significância da produção e do varejo como fonte de instabilidade. Logo, na investigação dos eventos históricos, é necessário ficar atento tanto aos fatos que podem gerar choques na produção como no comércio final.

Geralmente, o comportamento geral da série apresentada na Figura 1 pode ser explicado dividindo-a em três grandes períodos (ainda que esses períodos não tenham sido determinados por qualquer procedimento econométrico, mas tão somente por evidências anedóticas). O primeiro desses é o período de 1954 a 1979, que apresenta uma tendência de alta do preço. Segundo Mueller (1987), a pressão para a alta foi decorrente de um aumento da demanda por carne bovina, proporcionada pelo crescimento econômico do período que não foi acompanhada por um aumento proporcional da oferta.

Já o segundo período apontado por Mueller (1987) é o posterior a 1980. Nesse período foram observadas transformações tanto do lado da oferta quanto da demanda, invertendo a tendência para uma baixa nos preços (Figura 1). Pelo lado da oferta, importantes avanços tecnológicos (como novas técnicas de pastagem) permitiram incremento substancial da mesma, enquanto que pelo lado da demanda o poder de compra dos consumidores diminuiu devido às recessões ocorridas no início da década, 1981 a 1984 (Mueller 1987, Aguirre & Sansó 2002).



Fonte: Elaboração dos autores/IEA.

Figura 1: Preços mensais do boi gordo em São Paulo (reais de dezembro de 2012, por arroba). Março de 1954 – Dezembro de 2012

O terceiro período é o posterior a 1990, especialmente após 1994 com a estabilização de preços na economia brasileira. Esse período não apresenta tendência clara do PBG (Figura 1). Segundo Cunha et al. (2008) tanto a abertura comercial como a estabilização de preços trouxeram novas preocupações com a competitividade e a produtividade da pecuária brasileira. Pinatti (2008) também ressalta que este novo período após 1994 é de margens de lucro mais deprimidas para os produtores.

Além das mudanças na tendência do preço, observadas nesses três períodos, é possível observar mudanças em relação à variância. Aguirre (1997) atenta para o fato de que a série apresenta um período de aumento relevante na variabilidade após 1973, sendo esse aumento coincidente com um período

de inflação alta e também mais inconstante. Após o controle da inflação na década de 1990 os movimentos oscilatórios do PBG diminuíram substancialmente, inclusive ficando menores que no período anterior a 1973 (Tabela 1). Aguirre (1997) propôs um exercício simples para verificar e comparar o aumento da variabilidade do preço com o aumento da variabilidade da inflação. A Tabela 1 reproduz esse exercício incluindo o período após a estabilização de preço.

Tabela 1: Média, desvio padrão e coeficiente de variação do preço real do boi gordo e taxa de inflação (IGP/DI)*

Período	Preço			Inflação		
	Média	D. Padrão	C. Var. %	Média	D. Padrão	C. Var. %
Mar/1954 – Jun/1973	114,8	23,5	20,5	2,3	1,8	79,5
Jul/1973 – Jun/1994	162,0	46,1	28,5	12,4	13,1	105,5
Jul/1994 – Dez/2012	97,1	11,8	12,1	0,77	0,94	121,8

Fonte: Elaboração dos autores.

Assim como em Aguirre (1997), é possível observar (Tabela 1) que o desvio padrão do preço do segundo período é, aproximadamente, o dobro do primeiro, coincidindo com uma taxa de inflação maior e mais volátil. O desvio padrão do preço no último intervalo, após a estabilização, é ainda menor que no primeiro, condizendo com a taxa de inflação menor (Tabela 1).

Mueller (1987) pondera que parte da variabilidade apresentada no período de 1954 a 1979 é reflexo da incerteza no mercado devido à intervenção do governo, como controle de preços e subsídios em diferentes níveis da cadeia produtiva. Silva (1986) também reflete sobre a intervenção governamental na pecuária de corte, pós-segunda guerra até 1986, e cita as principais medidas adotadas pelo governo: taxas de importação e exportação, subsídios à exportação, cotas, crédito ao produtor, controle de preços e estoques reguladores. Tais medidas, além de possuírem custos econômicos e sociais altos, como apontados no estudo de Silva (1986), tiveram impactos negativos na modernização da bovinocultura (Netto 1995). Em relação à modernização, o autor revela que esta passa a se intensificar, justamente, quando os subsídios e fomentos entram em trajetória decrescente (década de 1980).

As diversas intervenções realizadas na pecuária de corte, especialmente no período anterior a 1980, tinham dois objetivos principais: manter o preço da carne razoavelmente baixo e resolver problemas de abastecimento de curto prazo na entressafra (Silva 1986). Na década de 1980, à medida que a inflação passa a ser um problema evidente, o objetivo das intervenções volta-se principalmente ao controle de preços. Assim sendo, os diversos planos de estabilização podem ter afetado diretamente, ou indiretamente via dólar, o comportamento dos preços do boi gordo (Margarido et al. 1996).

Em razão da contínua ação governamental, vários estudos sobre a bovinocultura e o comportamento de seus preços apontam possíveis datas de distúrbio, sendo algumas delas: 1959/60, 1965/66 e 1972/73 - crises de abastecimento; 1970/73 e 1977/79 - subsídios e programas de desenvolvimento da pecuária; 1980/84 - crise de demanda; 1986/87, 1989/90 e 1994 - planos de estabilização e 1983/85 e 1999 - crises cambiais (Mascolo 1978, Silva 1986, Mueller 1987, Wedekin & Bortoleto 1988, Netto 1995, Margarido et al. 1996, Pinatti 2008).

3.2 Comportamento sazonal

Salvo a influência das políticas governamentais e inflação, a variabilidade do preço deve-se a variações do dólar e a fatores climáticos (Margarido et al. 1996). Existem dois tipos de ciclos na série, intranual e interanual, sendo que ambos se devem à alternância do período de chuvas, que afeta positivamente o principal insumo de engorda dos bois (as gramíneas) e, portanto, a oferta.

O ciclo intranual (sazonalidade), possui um efeito direto simples. No período de chuva (setembro/outubro a abril/maio) existe abundância do insumo de engorda e, portanto, os produtores retêm os gados para ganhar peso, diminuindo a oferta para abate e aumentando, consequentemente, o preço da arroba. Já no período de estiagem, como há maior comprometimento das pastagens e o ganho de peso diminui, ou até se perde peso, os produtores colocam seus animais à disposição para abate, aumentando a oferta e levando a diminuição do preço. Dessa forma, existem flutuações estacionais no PBG, sendo o maior preço no período de chuva e o menor no período de estiagem (Margarido et al. 1996). Adicionalmente, vale destacar que o regime de chuvas é fator determinante para a formação do preço da arroba do boi gordo no curto prazo, pois como a oferta de terra no Brasil é elástica e seu preço é baixo, torna-se mais barato para o pecuarista criar o boi de forma extensiva (no pasto) do que confinado. Sendo assim, a maior parte do rebanho bovino no Brasil é criada de forma extensiva e seu preço acaba por depender de questões climáticas. Caso a maior parte do rebanho fosse confinada, a questão sazonal teria pouco impacto sobre os preços da arroba do boi gordo.

Já o ciclo interanual ocorre da seguinte forma: em fase de preços decrescentes os produtores enviam mais animais ao abate, pois projetam contínua queda dos preços. Essa projeção reduz o valor presente das matrizes, bens de capital, e aumenta, em particular, o abate das mesmas. O menor número de matrizes faz com que no médio/longo prazo haja escassez de oferta de animais para a reposição, levando, consequentemente, ao aumento do preço da arroba. Por sua vez, a tendência de aumento do preço da arroba incentiva os produtores a investir e reter matrizes, aumentando o número de animais de reposição. Assim sendo, quando há excesso de animais para reposição os preços iniciam a queda completando um ciclo e iniciando outro¹ (Margarido et al. 1996).

Não obstante, Margarido et al. (1996) e Pinatti (2008) notam que os avanços tecnológicos ocorridos nas últimas décadas podem e tendem a diminuir a heterogeneidade da sazonalidade. Margarido et al. (1996) cita a substituição de pastagem nativa por gramíneas mais resistentes, melhoramento genético do gado e uso do sistema de confinamento como os principais avanços. Pinatti (2008) destaca o avanço do sistema de confinamento, que acontece desde a década de 1980 se intensificando após 2000.

3.3 Objetivos do artigo

Nos tópicos anteriores foram apresentados vários estudos dedicados à investigação das características e do comportamento do PBG. Este artigo visa complementar as análises anteriores refinando-as, com a identificação de quebras

¹Os ciclos interanuais variam sua amplitude de um ciclo para outro. Variáveis econômicas, fatores climáticos e fatores zootécnicos influenciam esse horizonte (Mascolo 1978). Para Mascolo (1978) a duração esperada é de sete anos, já Pinatti (2008) considera que, atualmente, os ciclos são de cinco a oito anos.

endógenas nessa série e confrontando os resultados do exercício econométrico com as evidências históricas.

A seção seguinte discute, com um pouco mais de detalhamento, a metodologia utilizada neste trabalho.

4 Metodologia

A metodologia é abordada nesta seção em três tópicos. Primeiramente apresenta-se uma breve introdução às quebras estruturais. No segundo tópico, são discutidas as diferentes abordagens que se podem dar as quebras estruturais e a evolução dessas. Por último, detalham-se os testes utilizados no artigo.

4.1 Quebra estrutural: introdução

A análise e o estudo de quebra estrutural estão associados com a econometria que utiliza dados em séries de tempo, sendo que por quebra estrutural entende-se que há uma ou mais mudanças no nível da série, na dispersão e/ou inclinação. Segundo Stock & Watson (2004) essas mudanças nos parâmetros podem surgir em uma data precisa ou de uma evolução gradual ao longo de um período. Mudanças na política econômica de um país, como no caso brasileiro de passagem de um sistema de câmbio fixo para outro de taxa fluante, assim como choques de forças externas, são fontes comuns de quebras estruturais.

Segundo Hansen (2001), o estudo prático e aplicado das séries de tempo é baseado na premissa de que ela é estacionária, sendo seus parâmetros, como a média e variância, estáveis no período analisado². Logo, se há uma quebra na série, essa premissa é violada e os parâmetros, caso não incorporem essa informação, podem ficar viesados. Outro problema associado à presença de quebra estrutural é que ela pode viesar o desempenho de testes de raiz unitária (Perron 1989).

Dado que as quebras podem interferir nas inferências e interpretações de modelos econométricos, o pesquisador precisa estar atento tanto com a identificação como com a modelagem das mesmas. Este artigo está relacionado à identificação das quebras. No tópico a seguir são apresentadas as abordagens existentes para a identificação de quebras.

4.2 Métodos e abordagens que tratam quebras estruturais

3

Os métodos e abordagens foram divididos em três subtópicos, a saber: 1) testes que procuram identificar a existência de quebra estrutural, 2) testes que buscam estimar a data da quebra e 3) testes que examinam a relação entre raiz unitária e quebra estrutural. Ao analisar os métodos a seguir é importante ter em mente que se está testando modelos, “structural change is a statement about parameters, which only have meaning in the context of a model” (Hansen 2001, p. 117).

²Por estacionariedade fraca ou covariância estacionária entende-se que a série Y_t estocástica atende as seguintes propriedades: (1) $E(Y_t) = \mu$; (2) $Var(Y_t) = (Y_t - \mu)^2 = \sigma^2$; (3) $\gamma_k = [(Y_t - \mu)(Y_{t+k} - \mu)]$; onde μ , σ^2 , γ_k são constantes. (Enders 2004)

³Este tópico segue de perto a síntese feita por Hansen (2001).

Testes que procuram identificar a existência de quebra estrutural

Os primeiros métodos sugeridos na literatura para a identificação de quebra estrutural utilizavam a estatística (Chow 1960, Quandt 1960), que compara o modelo restrito (regressão até a data onde poderia existir uma quebra) contra o modelo irrestrito (toda informação), sendo a hipótese nula a ausência de quebra (Hansen 2001). A diferença entre os métodos está relacionada ao conhecimento ou não da data da quebra, sendo no primeiro caso sugerido o teste de Chow (Stock & Watson 2004). No segundo caso, de uma quebra em data desconhecida, ou conhecida dentro de um intervalo, pode-se utilizar a estatística da razão de verossimilhança de Quandt (Quandt 1960), também conhecido como estatística de sup-Wald⁴ (Stock & Watson 2004).

Segundo Hansen (2001) o teste sup-Wald é uma alternativa natural ao teste de Chow, pois esse último, por ser sensível à escolha da data da quebra, pode ser viesado. Contudo, o desconhecimento da data da quebra impedia a obtenção de valores críticos apropriados, fazendo com que o sup-Wald não tivesse aplicação prática. No início da década de 1990 esse tema foi abordado e solucionado por vários autores, sendo os trabalhos de Andrews (1993), Andrews & Ploberger (1994) os mais abrangentes e reconhecidos (Hansen 2001).

Perron (2005) chama a atenção para o fato de que os testes baseados na estatística podem sofrer de non monotonicity in power, ou seja, baixo poder quando a hipótese alternativa possui mais quebras do que o explícito no teste.

Dessa forma, uma alternativa é o método para múltiplas quebras desenvolvido por Bai & Perron (1998). O método opera de forma sequencial. Primeiro testa-se a existência de uma única quebra. Caso a hipótese nula de constância dos parâmetros seja rejeitada, a amostra é dividida em duas (na data da quebra) e uma nova rodada de testes é realizada em cada subamostra. Os testes sequenciais continuam até que hipótese nula de ausência de quebra não seja rejeitada para cada subamostra (Hansen 2001). Perron (2005) pondera que o procedimento precisa ser realizado com cuidado, dado que são comuns os casos em que o procedimento é encerrado com subestimação do número de quebras.

Testes que buscam estimar a data da quebra

Outra vertente de testes diz respeito àqueles nos quais se estimam as datas das quebras e seus respectivos intervalos de confiança. Hansen (2001) afirma que, em muitas aplicações, saber a data da quebra pode ser útil. Este artigo realiza exatamente este tipo de análise, ao estimar as possíveis datas de quebra na série do PBG, é possível confrontar a informação obtida com os dados contra os eventos históricos e sugerir quais destes tiveram impacto significativo nos preços.

Segundo Zeileis et al. (2013) foi o trabalho de Bai (1994) que estabeleceu os primeiros fundamentos para os testes de estimação de quebra, seguidos dos trabalhos de Bai (1997a, 1997b *apud* Zeileis et al., 2013) e Bai & Perron (1998). A forma operacional do teste Bai-Perron é a seguinte: a amostra é

⁴Para realizar o teste de sup-Wald recorta-se a amostra em dois pontos, por exemplo, $\tau_0 = 15$ e $\tau_1 = 85$ e define-se o número de restrições q (coeficientes que acreditam ter se alterado na quebra). Posteriormente são estimadas as várias estatísticas F do intervalo sendo a estatística da razão de verossimilhança de Quandt (RVQ) a maior (*supremum*) das estatísticas F : $RVQ = \max[F(\tau_0), F(\tau_0+1), \dots, F(\tau_1)]$. O teste pode detectar uma única quebra discreta, múltiplas quebras e/ou uma evolução gradual (Stock & Watson 2004).

dividida em subamostras nos candidatos a quebra e, nas subamostras, são estimados os parâmetros por MQO, com o cálculo e armazenamento da soma dos quadrados dos resíduos (SQR). Em seguida, o teste busca as datas das quebras que minimizam o SQR total, de toda a amostra (Hansen 2001).

Testes que examinam a relação entre raiz unitária e quebra estrutural

No trabalho com séries temporais é importante identificar se a série é estacionária ou se possui alguma tendência estocástica ou determinista. Cada tipo de tendência é tratado de maneira distinta e equívocos na identificação levam a erros de especificação (Enders 2004). Nelson & Plosser (1982) encontraram evidências que várias das séries de seu estudo eram processos estocásticos não-estacionários, rejeitando a hipótese de tendência determinista. Tal descoberta estimulou a discussão sobre raiz unitária e seus testes de identificação, sendo o estudo de Perron (1989) um dos pioneiros no reconhecimento da relação entre raiz unitária e quebra estrutural (HANSEN, 2001).

Perron (1989) argumentou que o teste Augmented-Dickey-Fuller (ADF) é estatisticamente viesado, a favor da não rejeição da hipótese nula de raiz unitária, sob a presença de quebra estrutural. Assim, o autor apresentou uma versão estendida do teste, considerando uma possível mudança de intercepto, inclinação ou ambos. Em seu artigo, ele encontrou evidências que várias das séries de tendência estocástica estudadas por Nelson & Plosser (1982), na verdade eram break-estacionária. Ou seja, as séries eram estacionárias em torno de uma tendência determinista com quebra estrutural.

Hansen (2001) reconhece que uma série break-estacionária produz propriedades de correlação serial semelhantes às de uma com raiz unitária, conduzindo à imprecisão e gerando dificuldade na identificação dos processos. O autor aponta que a distinção mais ampla estaria na frequência dos choques permanentes. Enquanto no passeio aleatório a frequência dos choques é alta, no processo break-estacionário os choques são mais infrequentes.

O teste original de Perron (1989) pressupõe que o pesquisador conheça a data da quebra exogenamente, ao passo que essa hipótese foi julgada por alguns autores⁵ como inapropriada. O argumento central da crítica é que a escolha da data é provavelmente vinculada à análise histórica e dos dados, aproximando-se de um processo de data-mining (Perron 2005). Assim, começa-se a desenvolver, já na década de 1990, a literatura acerca dos testes que permitem a estimação endógena da quebra estrutural. Conforme Perron (2005), dentre os trabalhos mais importantes destacam-se: Banerjee et al. (1992), Perron & Vogelsang (1992), Zivot & Andrews (1992), Lumsdaine & Papell (1997), Clemente et al. (1998).

4.3 Detalhamento dos testes utilizados

Esta seção foi dividida em subtópicos: 1) modelo básico no qual os testes de quebra são aplicados, 2) testes de quebra utilizando a estatística F e flutuações e 3) *dating* pelo método de Bai-Perron.

Modelo

⁵Hansen (2001) cita as críticas de Christiano (1992), Zivot & Andrews (1992), Banerjee et al. (1992), Perron & Vogelsang (1992) como as mais notáveis.

Zeileis et al. (2002) atesta que o modelo no qual os testes de quebra são baseados é uma regressão linear padrão dada por:

$$Y_i = X_i^\tau \beta_i + u_i (i = 1, \dots, n) \quad (1)$$

Onde i é o tempo, Y_i é o vetor de variáveis dependentes, X_i^τ é o vetor de variáveis independentes, β_i são os coeficientes estimados e u_i são os resíduos. A hipótese nula dos testes é:

$$H_0 : \beta_i = \beta_0 (i = 1, \dots, n) \quad (2)$$

Ou seja, ausência de quebras estruturais, contra a hipótese alternativa de que, ao menos, um coeficiente varia no tempo. Zeileis et al. (2003) pondera que é razoável se pensar que existem m quebras. Portanto, deve-se reescrever o modelo (1) para incorporar esses $m + 1$ segmentos em que o β terá valores distintos:

$$Y_i = X_i^\tau \beta_j + u_i (i = i_{j-1} + 1, \dots, i_j, j = 1, \dots, m + 1) \quad (3)$$

Onde j é o índice de segmento, $I_{m,n} = \{i_1, \dots, i_m\}$ define o conjunto de quebras (m -partition) e $i_0 = 0$ e $i_{m+1} = n$ por convenção (Zeileis et al. 2003).

Sup-Wald e OLS-CUSUM

Segundo Kleiber & Zeileis (2008) os testes mais populares para se investigar a instabilidade dos parâmetros podem ser divididos em duas classes: (1) testes baseados na estatística F e (2) testes de flutuações. Os testes mais populares baseados na estatística F são o Wald, LM e LR, sendo que eles teriam um bom poder contra uma quebra estrutural, ou seja, $m = 1$, em uma data desconhecida (Zeileis 2005). O teste Wald é baseado em uma sequência de estatísticas F para uma determinada quebra no período i . Desse modo, segundo Zeileis et al. (2003), o teste utiliza os resíduos estimados por MQO, $\hat{u}_i$, de subamostras (segmentado) e os compara com os resíduos estimados por MQO, $\hat{u}$ (não segmentado) via:

$$F_i = \frac{\hat{u}^\tau \hat{u} - \hat{u}(i)^\tau \hat{u}(i)}{\frac{\hat{u}(i)^\tau \hat{u}(i)}{n-2k}} \quad (4)$$

As estatísticas F são computadas para os segmentos (fração da amostra) $i = n_h, \dots, n - n_h$ ($n_h \geq k$) e é rejeitada se a função *supremum*, média ou exponencial (sup-Wald, ave-Wald, exp-Wald) ultrapassar os respectivos valores críticos (Zeileis et al. 2003). Na aplicação prática o recorte, $n_h = nh$, é escolhido pelo pesquisador, sendo h como 0,1 ou 0,15 escolhas populares (Zeileis et al. 2003, Perron 2005). Essa abordagem com a estatística pode ser estendida para testar nenhuma quebra contra l quebras ou l quebras contra $l + 1$ quebras (Bai & Perron 1998).

Os testes CUSUM e MOSUM, que utilizam a soma acumulada e móvel, respectivamente, dos resíduos recursivos da estimação, e suas variações OLS-CUSUM e OLS-MOSUM, que usam os resíduos de MQO, estão entre os mais populares testes de flutuações, devido à sua facilidade de interpretação e aplicação computacional (Zeileis 2005).

Segundo Kleiber & Zeileis (2008) o procedimento para se captar as flutuações no caso do OLS-CUSUM é apenas o processo de soma cumulativa em escala dos resíduos de MQO, $\hat{u} = Y_i - X_i^T \hat{\beta}_i$ (modelo escolhido), ou seja:

$$efp(s) = \frac{1}{\hat{\sigma} \sqrt{n}} \sum_{t=1}^{ns} \hat{u}_t, 0 \leq s \leq 1 \quad (5)$$

Para o teste OLS-CUSUM, por exemplo, o processo limitante é uma ponte *browniana* padrão, enquanto que para o CUSUM o processo limitante é um movimento *browniano* padrão (Zeileis et al. 2002). Ou seja, sob a hipótese nula a soma acumulada dos resíduos, *empirical fluctuation process (efp)*, segue esses processos, sob a hipótese alternativa ultrapassa os limites do processo e há uma quebra. Graficamente, os testes de flutuação ajudam não só a identificar o número de quebras (quantas vezes o processo ultrapassa os limites), como também onde seriam as quebras, (o ponto, no tempo, no qual o processo viola o limite) (Zeileis et al. 2003).

Bai-Perron

No caso de *dating*, segundo Zeileis et al. (2003), dado o modelo (3) e uma divisão em segmentos, (*m-partition*), $i_1, \dots, i_m$ o estimador de B_j é facilmente obtido por MQO, sendo o resultado do menor SQR dado por:

$$SQR(i_1, \dots, i_m) = \sum_{j=1}^{m+1} sqr(i_{j-1} + 1, i_j) \quad (6)$$

Onde $sqr(i_{j-1} + 1, i_j)$ é o SQR padrão do j -ésimo segmento. Dessa forma o problema se torna encontrar/estimar os pontos $\hat{i}_1, \dots, \hat{i}_m$, datas da quebra, que minimizam a seguinte função:

$$(\hat{i}_1, \dots, \hat{i}_m) = \underset{(i_1, \dots, i_m)}{\operatorname{argmin}} SQR(i_1, \dots, i_m) \quad (7)$$

sobre todos os segmentos $(i_1, \dots, i_m)$ com $i_j - i_{j-1} \geq n_h \geq k$.

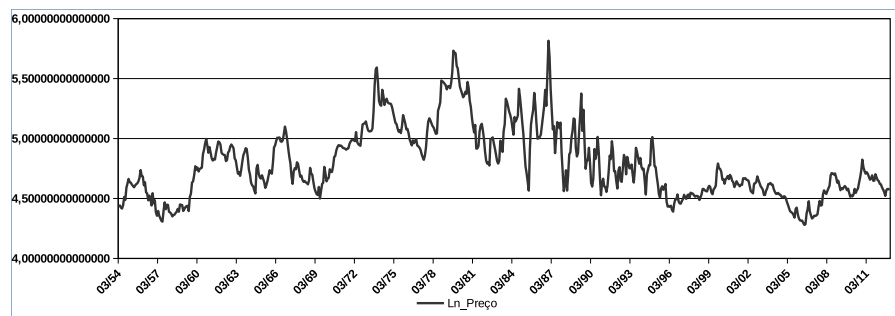
Bai & Perron (2003) empregam um algoritmo dinâmico baseado no princípio da otimização de Bellman para encontrar as m quebras que minimizam o SQR em um modelo $m + 1$ com segmentos. Para tanto, é necessário um segmento de tamanho mínimo $n \times h$, ideia similar ao procedimento utilizado no teste da estatística F , onde h é geralmente escolhido como 0,1 ou 0,15. Dadas as escolhas de h e m , a minimização é possível. Normalmente m não é previamente conhecido e uma opção viável é computar quebras ótimas $m = 0, 1, \dots$ e escolher o modelo que minimiza algum critério de seleção (Kleiber & Zeileis 2008).

Dessa forma, por meio dos testes e modelos apresentados nesta seção, identificam-se as quebras estruturais na série do PBG e eventos históricos relacionados. A análise da série e apresentação dos resultados dos testes realizada é feita na próxima seção⁶.

⁶Todos os testes e resultados foram obtidos por meio do *software* estatístico R (2013).

5 Resultados

Os testes apresentados a seguir foram todos realizados na série em logaritmo. A transformação logarítmica é, em geral, comum na literatura econômica e, também, na que trabalha com o PBG, visto que suaviza a variância da série⁷.



Fonte: Elaboração dos autores/IEA.

Figura 2: Logaritmo dos Preços mensais do boi gordo em São Paulo (reais de dezembro de 2012, por arroba). Março de 1954 – Dezembro de 2012

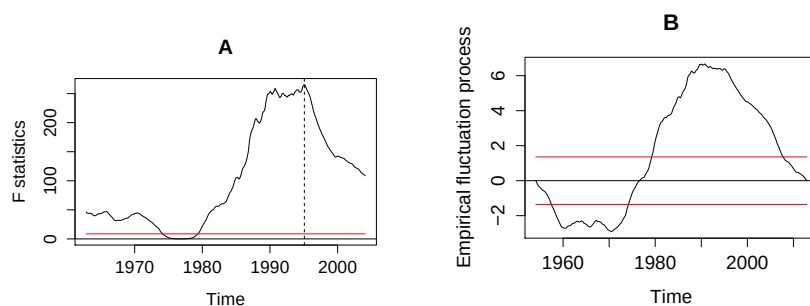
Não obstante, é possível observar que o comportamento e as tendências identificadas na seção 3 (Figura 1) não apresentaram mudanças drásticas com a transformação logarítmica (Figura 2).

É notório que testes de raiz unitária são viesados sob a presença de quebra estrutural (Hansen 2001). Todavia, os testes de quebra também são viesados sob a presença de raiz unitária. Testes que avaliam a presença de quebra estrutural rejeitarão a hipótese nula, de constância dos parâmetros, quando o processo tiver um componente de raiz unitária, mas possui parâmetros estáveis (Perron 2005). Sendo assim, omite-se a investigação de raiz unitária e inicia-se a investigação de quebras. Uma vez que é possível que existam múltiplas quebras na série tal investigação inicia-se com os testes Sup-Wald e OLS-CUSUM (Figura 3).

As linhas horizontais, superior à linha igual à zero para a Figura 3A e na vizinhança da linha igual à zero para a Figura 3B, apresentadas na Figura 3 indicam os limites dos valores críticos para um nível de significância de 5%. Como a estatística F (A), assim como o processo de flutuação empírica (B), superam esse limite, rejeita-se a hipótese nula de ausência de quebras. Ambos os testes foram realizados com o propósito de se encontrar quebras na média e, portanto, o modelo testado foi a regressão da série contra uma constante (Zeileis et al. 2003). No caso do teste Sup-Wald, segue-se a literatura e aplica-se um recorte de $h = 0,15$ (Perron 2005).

A análise gráfica do teste OLS-CUSUM (Figura 3B) assinala quebras no início da década de 1970 assim como ao redor da de 1990 (vale e pico, respectivamente). Já no caso do teste Sup-Wald (Figura 3A) a maior estatística é na observação 492 (fevereiro de 1995). Os testes realizados até essa etapa exibem evidências favoráveis à presença de quebras. Contudo, apesar de os gráficos exibirem informações importantes sobre as datas das quebras, foi feito o procedimento formal de Bai-Perron (BP) para a estimá-la.

⁷ Haywood & Randal (2008) apontam que a transformação também contribui para estabilizar a variância do padrão sazonal, esta se amplia com o aumento do nível da série.

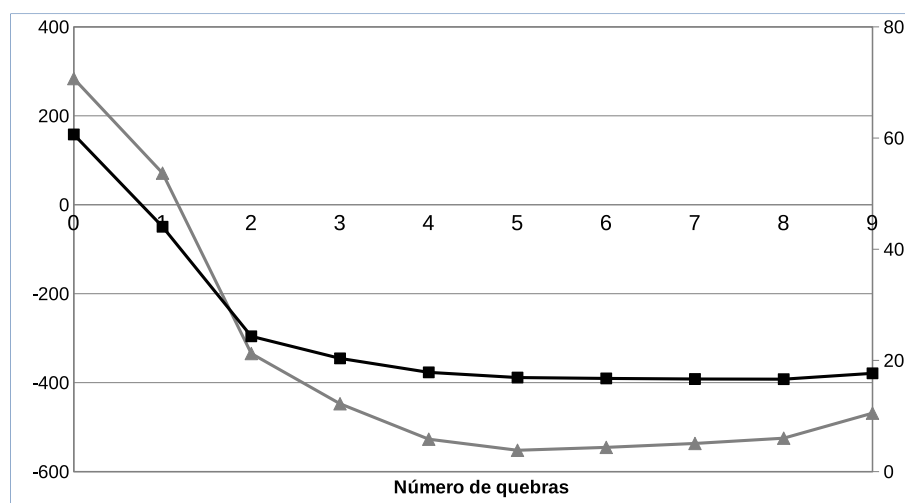


Fonte: Elaboração dos autores

Figura 3: Figura

O procedimento BP encontrou quebras na média (tal como no teste Sup-Wald e OLS-CUSUM, o modelo utilizado foi a série regredida contra uma constante). Haywood & Randal (2008) argumentam que, caso o foco seja só o estudo da quebra, não é necessário preocupar-se com modelos de previsão como o ARIMA e afins.

Como descrito anteriormente, existem dois parâmetros de escolha na metodologia de BP: (1) recorte de segmento mínimo da amostra h (geralmente 0,1 e 0,15) e (2) número de quebras m . Em razão do extenso tamanho da amostra (706 observações) o recorte escolhido foi, levando a segmentos mínimos de aproximadamente 71 observações (n_h) e permitindo a escolha de quebras de $m = 1, \dots, 9$. A escolha do número de quebras foi apoiada no critério de seleção BIC⁸.



Fonte: Elaboração dos autores.

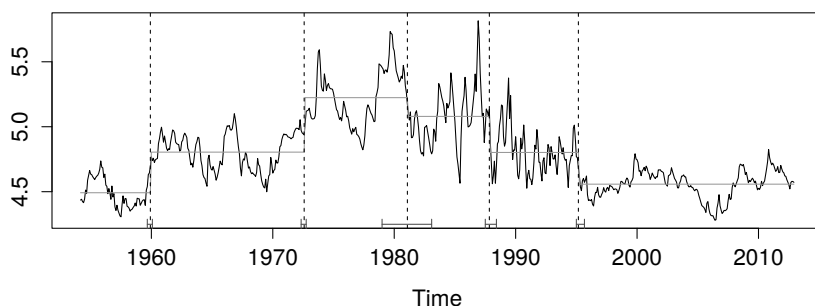
Figura 4: Minimização do SQR (RSS) e do critério de seleção BIC.

O critério de seleção BIC chega ao seu valor mínimo quando ocorrem cinco

⁸Bai & Perron (2003) sugerem que o critério de seleção BIC possui um bom desempenho sob a presença de quebras e pode ser adequado para várias situações. Porém, ressaltam que o critério desempenha mal contra variáveis defasadas (*lagged*) nos regressores.

quebras (Figura 4)⁹. Assim, dados $m = 5$ e $h = 0,1$, é possível estimar as datas das quebras pelo procedimento BP. A Figura 5 exibe a série do PBG com as médias dos seis segmentos ótimos escolhidos por BP, as datas das quebras e seus respectivos intervalos de confiança. Já a Tabela 2 detalha os anos e meses das quebras e dos limites dos intervalos de confiança de 95%.

A análise gráfica dos segmentos ótimos escolhidos (Figura 5) apresenta intervalos de confiança curtos, exceto na terceira quebra. A confrontação das datas de quebra estimadas com os registros históricos permite uma interpretação mais rica do comportamento da série.



Fonte: Elaboração dos autores.

Figura 5: Série do logaritmo do preço do boi gordo dividida em seis segmentos ótimos pelo método BP

Tabela 2: Datas das quebras e intervalos de confiança identificados pelo procedimento Bai-Perron

Quebra	2,5%	Data*	97,5%
1	1959 (9)	1959 (12)	1960 (2)
2	1972 (5)	1972 (8)	1972 (10)
3	1979 (1)	1981 (2)	1983 (2)
4	1987 (7)	1987 (11)	1988 (6)
5	1995 (1)	1995 (3)	1995 (9)

* Ano e respectivo mês em parênteses.

Fonte: Elaboração dos autores.

A primeira quebra estimada e seu intervalo de confiança estão ao redor da passagem do ano de 1959 para o de 1960. Não por acaso, nesse período ocorreu uma intensa crise de abastecimento de carnes no mercado brasileiro, sendo seguido de fortes intervenções governamentais, tais como controle de exportação, confisco de bois e intervenção em frigoríficos (Silva 1986, Mueller 1987). A razão da aguda crise de abastecimento estaria associada à elevação

⁹ A escala do critério BIC está à esquerda e, obviamente, a escala dos resíduos quadráticos, à direita.

da taxa de câmbio em 1959 e à manutenção do tabelamento dos preços internos, que levou a produção a orientar-se, fundamentalmente, para o mercado externo.

A quebra seguinte (1972) também pode ter relação com o fato da produção ter-se orientado para o mercado externo. Silva (1986) aponta que os anos de 1972 e 1973, assim como os anos de 1959 e 1960, suportaram maior pressão da demanda externa¹⁰, provocando a crise interna de abastecimento. O autor constata que, com objetivo de conter a elevação do preço e aumentar a oferta, foram realizadas intervenções semelhantes às dos anos de 1959 e 1960.

Outros autores (Mascolo 1978, Corrêa 1986, Wedekin & Bortoleto 1988) apontam que, além do cenário externo favorável, o preço do boi gordo iniciava um ciclo natural de alta¹¹. Durante esse período, preocupado em estabilizar os preços, o governo criou órgãos e lançou diferentes programas de incentivo à pecuária (Conselho Nacional de Desenvolvimento da Pecuária-CONDEPE, Programa de Desenvolvimento da Pecuária de Corte-PRODEPE e Programa Nacional de Pastagens-PRONAP). Os programas disponibilizavam crédito fácil para produtores e frigoríficos, sendo o objetivo expandir a capacidade produtiva e reduzir/acabar com as crises de abastecimento. Todavia, os programas podiam ter um efeito perverso ao facilitar a retenção de matrizes e, portanto, foi considerado pró-cíclico por alguns autores (Corrêa 1986, Wedekin & Bortoleto 1988). O fator pró-cíclico das intervenções pode ter gerado ciclos mais amplos e intensos na década de 1970¹².

A terceira data de quebra estimada (1981) possui o maior intervalo de confiança dentre as cinco, contemplando um período de quatro anos (1979 a 1983). A análise da Figura 5 mostra que a data estimada é a que divide as duas principais tendências citadas por Mueller (1987). O autor apura que a década de 1980 sofreu transformações do lado da demanda e oferta. Todavia, só a transformação na demanda dispõe de uma boa explicação para a quebra¹³; queda na demanda de carne e, conseqüentemente, do preço em virtude das recessões ocorridas no início da década. Uma segunda razão para a quebra nesse período é apontada pelo Bird (1991). Em 1979, 1981 e 1982 o governo restringe a livre exportação de carnes e passa a vender cotas no mercado, ocasionando, como resultado, a queda dos preços¹⁴ (Bird 1991).

A quebra de 1987 pode ser interpretada como um reflexo defasado das políticas realizadas durante o Plano Cruzado de 1986. Diversos fatores desestruturaram o setor pecuário, distorcendo incentivos, investimentos e quebrando o ciclo interanual vigente. Dentre os fatores se destacam: (1) congelamento de preços no mês de fevereiro (tradicionalmente de preços baixos), (2) total restrição à exportação e (3) reposição temporária do poder de compra (que promoveu o aumento da demanda) (Mueller 1987, Wedekin & Bortoleto 1988, Bird 1991, Netto 1995).

Segundo Wedekin & Bortoleto (1988), a crise de abastecimento de 1986 foi a pior em duas décadas. Logo após o descongelamento dos preços em no-

¹⁰A crise de alimentos mundial, ocorrida no início da década de 1970, é candidata à causa da maior demanda externa.

¹¹Ingressava no período de ascensão do preço do ciclo interanual.

¹²Além dos resultados perversos das intervenções, diversos autores criticam o caráter, fundamentalmente, de curto prazo das mesmas (Corrêa 1986, Wedekin & Bortoleto 1988, Bird 1991).

¹³O aumento substancial da oferta, graças aos avanços tecnológicos, não é bom candidato, pois, como observado por Netto (1995), vem ao longo da década de 1980 e não no início.

¹⁴Esta prática prosseguiu durante vários períodos na década de 1980 (Bird 1991).

vembro de 1986, o PBG atingiu seu máximo da série histórica, R\$ 335,43, em dezembro do mesmo ano. No entanto, esse preço permaneceu temporariamente nesse patamar e, em 1987, com a desestruturação do mercado bovino e a total restrição à exportação (que ao longo do ano se torna parcial), os preços caíram.

O último e mais longo segmento ótimo estimado demonstra comportamento essencialmente distinto dos outros (Figura 5). O período após 1995, com a estabilização dos preços, não apresenta tendência clara de alta ou baixa do PBG. A amplitude dos ciclos interanuais, assim como a variância da série, é menor do que nos segmentos anteriores. A explicação sugerida para essa data é o reflexo defasado do Plano Real. Uma vez efetivado o plano, a inflação mensal (IGP/DI) saiu da dezena para a unidade, no entanto, somente após alguns meses que essa atingiu os decimais se tornando, de fato, estável.

Investigando os resultados empíricos constata-se que alguns eventos históricos sugeridos na literatura não tiveram impacto tão relevante como os indicados anteriormente. Dentre estes eventos se destacam: (1) crise de abastecimento de 1965 e 1966, (2) controle de preços em meados da década de 1970 (especialmente 1974 e 1975), (3) programa de estocagens de carne, de 1975 a 1979, realizada pela Companhia Brasileira de Alimentos (COBAL), (4) programa de incentivo de 1977 e 1978 (Programa Nacional de Desenvolvimento da Pecuária-PROPEC), (5) crise de abastecimento de 1984, (6) alteração cambial de 1999 e (7) surto de febre aftosa e embargos à exportação de 2004 e 2005 (Mascolo 1978, Silva 1986, Mueller 1987, Wedekin & Bortoleto 1988, Bird 1991, Pinatti 2008, Teixeira & Maia 2008). A seguir (Tabela 3), apresenta-se um resumo das datas das quebras estimadas e explicações sugeridas.

Tabela 3: Resumo dos resultados estimados das datas das quebras e razões sugeridas

Quebra	Data e intervalo estimados	Explicação sugerida
1	[Set/1959 – Dez – Fev/1960]	Crise de abastecimento interna devido à orientação da produção à exportação.
2	[Mai/1972 – Ago – Out/1972]	Crise de abastecimento e programas de incentivo à pecuária com caráter pró-cíclico.
3	[Jan/1979 – Fev/81 – Fev/1983]	Crise de demanda (devido à recessão) e restrição à exportação.
4	[Jul/1987 – Nov – Jul/1988]	Desestruturação do mercado bovino devido ao Plano Cruzado.
5	[Jan/1995 – Mar – Set/1995]	Estabilização de preços após o Plano Real.

Fonte: Elaboração dos autores.

A Tabela 3 deixa claro que as explicações sugeridas se dividem entre choques naturais da economia, crises de abastecimento e demanda, e intervenções governamentais, planos de estabilização da inflação. Todavia, é possível argumentar que todos os choques naturais foram respondidos com forte intervenção governamental, ou seja, de efeitos negativos (Mascolo 1978, Silva 1986, Mueller 1987, Wedekin & Bortoleto 1988, Bird 1991).

6 Conclusão

A literatura sobre o PBG no Brasil apresenta várias hipóteses interessantes sobre sua flutuação, mas poucos estudos empíricos. A contribuição desse artigo

é procurar complementar os trabalhos existentes com uma investigação mais detalhada sobre o tema.

Especificamente, o objetivo deste artigo foi investigar a existência de quebras estruturais na série do preço do boi gordo (PBG) de 1954 a 2012. Afinal, quebras nessa série são potenciais incentivos para mudanças alocativas em um setor importante para a economia nacional que é o da bovinocultura. Este objetivo foi alcançado por meio do procedimento Bai-Perron intermediado com o auxílio da literatura existente acerca da série do PBG, gerando sugestões sobre eventos que ajudaram a esclarecer as perturbações ocorridas na série.

Concluiu-se que foram importantes fatores explicativos das quebras: as crises de abastecimento, restrição à exportação, subsídios, controle de preços e os planos de estabilização. Nota-se, portanto, que as intervenções governamentais tiveram impacto significativo no comportamento do PBG, notadamente, com os planos de estabilização da inflação dos anos 90.

É importante, contudo, chamar a atenção para algumas qualificações às conclusões encontradas. Primeiro, ressalta-se que outros eventos históricos destacados na literatura podem não ter sido tão relevantes na explicação do comportamento do PBG como se imaginava a priori. Uma justificativa razoável é a de que vários dos distúrbios indicados na literatura procedem de análises com amostras mais curtas. Os indícios de quebras em intervalos mais curtos podem ser oriundos de um movimento cíclico natural quando investigados sob um quadro mais amplo (longo prazo).

Em segundo lugar, o procedimento BP trabalha com segmentos mínimos. Dentro de cada segmento procura-se o melhor ajustamento identificando apenas uma data. Portanto, distúrbios nos dados (eventos) com relativa proximidade serão confrontados e só o mais expressivo (com melhor ajustamento) será indicado pelo procedimento.

Finalmente, extensões possíveis deste trabalho poderiam ser a investigação de quebras endógenas não só na média, mas também na variância (dessa forma, as suspeitas de Aguirre (1997), discutidas na seção 3, poderiam ser melhor averiguadas). Outro ponto interessante seria investigar os determinantes das intervenções governamentais no setor agrícola, modelando, teórica e econometricamente, os incentivos subjacentes a tais ações. Os resultados acima apontam na direção de uma modelagem de economia política e é provável que algumas dessas quebras sigam como parte de ciclos político-econômicos, mesmo dentro do período autoritário.

Agradecimentos

Agradecemos ao professor aposentado da UFMG, Antônio Aguirre, pelo estímulo inicial a este artigo.

Referências Bibliográficas

Aguirre, A. (1997), 'Testing for seasonal unit roots in a quarterly series of beef cattle prices in the State of São Paulo (Brazil)', *Revista de Economia e Sociologia Rural* 35(4), 151–173.

Aguirre, A. & Sansó, A. (2002), 'Using different null hypotheses to test for seasonal unit roots in economic time series', *Económica* 48(1-2), 3–26.

Andrews, D. K. (1993), 'Tests for parameter instability and structural change with unknown change point', *Econometrica* **61**(4), 821–856.

Andrews, D. K. & Ploberger, W. (1994), 'Optimal tests when a nuisance parameter is present only under the alternative', *Econometrica* **62**(6), 1383–1414.

Bacchi, M. R. P. (1999), Transmissão de preços entre os segmentos produtivos da pecuária de corte brasileira, in 'Anais do Congresso Brasileiro de Economia e Sociologia Rural', number 37, Brasília: SOBER, Foz do Iguaçu, Paraná.

Bai, J. (1994), 'Least squares estimation of a shift in linear processes', *Journal of Time Series Analysis* **15**(5), 453–472.

Bai, J. (1997a), 'Estimating multiple breaks one at a time', *Econometric Theory* **13**(3), 315–352.

Bai, J. (1997b), 'Estimation of a change point in multiple regression models', *Review of Economics and Statistics* **79**(4), 551–563.

Bai, J. & Perron, P. (1998), 'Estimating and testing linear models with multiple structural changes', *Econometrica* **66**(1), 47–78.

Bai, J. & Perron, P. (2003), 'Computation and analysis of multiple structural change models', *Journal of Applied Econometrics* **18**(1), 1–22.

Banerjee, A., Lumsdaine, R. L. & Stock, J. H. (1992), 'Recursive and sequential tests of the unit-root and trend-break hypotheses: theory and international evidence', *Journal of Business and Economic Statistics* **10**(3), 271–287.

Bird (1991), Brazil: key policy issues in the livestock sector; towards a framework for efficient and sustainable growth, Report n. 8570-br, World Bank. Acesso em: 20 de novembro de 2013.

Bliska, F. M. M. (1989), transmissão de preços de carne bovina entre níveis de mercado: uma aplicação do modelo de auto-regressão vetorial, Mestrado economia agrária, Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz" da Universidade de São Paulo, Piracicaba.

Canova, F. & Hansen, B. E. (1995), 'Are seasonal patterns constant over time? a test for seasonal stability', *Journal of Business and Economic Statistics* **13**(3), 237–252.

CEPEA (2011), Desenvolvimento metodológico e cálculo do pib das cadeias produtivas do algodão, cana-de-açúcar, soja, pecuária de corte e leite no Brasil, Technical report, Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada, Piracicaba. Acesso em 8 de junho de 2013.

URL: http://www.cepea.esalq.usp.br/pibpec/PIB_Cadeias_relatorio2009_10.pdf

CEPEA (2013), Pib do agronegócio – dados de 1994 a 2011, Technical report, Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada, Piracicaba. Acesso em 24 de outubro de 2013.

URL: http://www.cepea.esalq.usp.br/pib/other/Pib_Cepea_1994_2011.xls

Chow, G. C. (1960), 'Tests of equality between sets of coefficients in two linear regressions', *Econometrica* **28**(3), 591–605.

Christiano, L. J. (1992), 'Searching for a break in GNP', *Journal of Business and Economic Statistics* **10**(3), 237–250.

Clemente, J., Montañés, A. & Reyes, M. (1998), 'Testing for a unit root in variables with a double change in the mean', *Economics Letters* **59**, 175–182.

Confederação Nacional da Agricultura (2013), Valor bruto da produção agropecuária cresce 9,5%, Technical report, Canal do Produtor. Acesso em 24 de outubro de 2013.

URL: http://www.canaldoprodutor.com.br/sites/default/files/VBP_19062013.pdf

Corrêa, A. S. (1986), 'Pecuária de corte: problemas e perspectivas de desenvolvimento', *EMBRAPA/CNPGC, Documentos* **33**, 1–73.

Cunha, C. A., Cunha, A. A. & Araújo, K. D. (2008), Convergência de preços do boi sob presença de quebra estrutural, in 'Congresso da Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural', number 46, Rio Branco, Acre.

Cunha, D. A., Lima, J. E. & Braga, J. M. (2010), 'Integração espacial do mercado de boi gordo: uma análise de cointegração com threshold', *Análise Econômica* **28**(53), 251–267.

Enders, W. (2004), *Applied Econometric Time Series*, John Wiley & Sons, Inc., United States of America.

Gregory, A. W. & Hansen, B. E. (1996), 'Residual-based tests for cointegration in models with regime shifts', *Journal of Econometrics* **70**, 99–126.

Hansen, B. E. (2001), 'The new econometrics of structural change: Dating breaks in U.S. labor productivity', *The Journal of Economic Perspectives* **15**(4), 117–128.

Haywood, J. & Randal, J. (2008), 'Trending seasonal data with multiple structural breaks NZ visitor arrivals and the minimal effects of 9/11', Research report, Victoria University of Wellington. New Zealand.

IEA (2013), Anuário de informações estatísticas da agricultura. série informações estatísticas da agricultura – Anuário IEA 2012, Technical report, Instituto de Economia Agrícola. Acesso em 24 de junho de 2013.

URL: <ftp://ftp.sp.gov.br/ftpiea/publicar/anuario2012/anuario2012.zip>

Kleiber, C. & Zeileis, A. (2008), *Applied Econometrics with R*, New York: Springer. 221p.

Lumsdaine, R. L. & Papell, D. H. (1997), 'Multiple trend breaks and the unit root hypothesis', *Review of Economics and Statistics* **79**(2), 212–218.

Margarido, M. A., Kato, H. T., Bueno, C. R. F. & Carbon Jr, E. (1996), 'Análise dos impactos das cotações do dólar paralelo e do índice pluviométrico sobre os preços do boi gordo no estado de São Paulo', *Revista Brasileira de Economia* **50**(2), 255–278.

Mascolo, J. L. (1978), Um estudo econométrico da pecuária de corte no Brasil, Doutorado em economia, Fundação Getúlio Vargas, Rio de Janeiro.

- Mattos, L. B., Lima, J. E. & Lirio, V. S. (2009), 'Integração espacial de mercados na presença de custos de transação: um estudo para o mercado de boi gordo em Minas Gerais e São Paulo', *Revista de Economia e Sociologia Rural* 47(1), 249–274.
- Mueller, C. C. (1987), 'O ciclo do gado e as tentativas governamentais de controle do preço da carne', *Estudos Econômicos* 17(3), 435–456.
- Nelson, C. R. & Plosser, C. I. (1982), 'Trends and random walks in macroeconomics time series: some evidence and implications', *Journal of Monetary Economics* 10, 139–162.
- Netto, C. G. A. M. (1995), 'A modernização da bovinocultura de corte brasileira', *Ensaio FEE* 16(1), 66–104.
- Perron, P. (1989), 'The great crash, the oil-price shock, and the unit-root', *Econometrica* 57(6), 1361–1401.
- Perron, P. (2005), Dealing with structural breaks, in 'Mimeo forthcoming in the Palgrave Handbook of Econometrics, Volume 1: Econometric Theory'.
- Perron, P. & Vogelsang, T. J. (1992), 'Nonstationarity and level shifts with an application to purchasing power parity', *Journal of Business and Economic Statistics* 10(3), 310–320.
- Pinatti, E. (2008), 'Efeitos das cotações do dólar comercial e do índice pluviométrico sobre os preços do boi gordo no estado de São Paulo, no período após plano real', *Revista de Economia Agrícola* 55(1), 77–88.
- Quandt, R. E. (1960), 'Tests of the hypothesis that a linear regression system obeys two separate regimes', *Journal of the American Statistical Association* 55(290), 324–330.
- Sachs, R. C. C. & Martins, S. S. (2007), 'Análise do comportamento dos preços do boi gordo e do bezerro na pecuária de corte paulista no período de 1995 a 2006: uma aplicação do modelo VAR', *Revista de Economia Agrícola* 54(1), 75–85.
- Sachs, R. C. C. & Pinatti, E. (2007), 'Análise do comportamento dos preços do boi gordo e do boi magro na pecuária de corte paulista no período de 1995 a 2006', *Revista de Economia e Agronegócio* 5(3), 329–352.
- Silva, J. A. B. B. (1986), 'Políticas governamentais e as distorções dos incentivos à pecuária brasileira: uma avaliação econométrica', *Análise e Conjuntura* 1(3), 5–30.
- Stock, J. H. & Watson, M. W. (2004), *Econometria*, 1 edn, São Paulo: Pearson Education do Brasil.
- Teixeira, G. S. & Maia, S. F. (2008), 'Impacto da febre aftosa no preço da arroba do boi gordo, recebido pelo produtor no Brasil', *Revista de Economia e Agronegócio* 6(23), 195–213.

United States Department of Agriculture (2013), Livestock and poultry: World markets and trade, Technical report, Foreign Agricultural Service (FAS), United States of America. Acesso em 24 de outubro de 2013.

URL: <http://usda01.library.cornell.edu/usda/fas/livestock-poultry-ma//2010s/2013/livestock-poultry-ma-04-17-2013.pdf>

Urso, F. S. P. (2007), A cadeia da carne bovina no Brasil: uma análise de poder de mercado e teoria da informação, Tese (doutorado em economia de empresas), Fundação Getúlio Vargas, São Paulo. 113f.

Vogelsang, T. J. (1999), 'Two simple procedures for testing for a unit root when there are additive outliers', *Journal of the Series Analysis* **20**(2), 237–252.

Wedekin, V. S. d. P. & Bortoleto, E. E. (1988), Evolução dos preços e da pecuária de corte, Brasil, 1960-87, Technical report, Informações Econômicas (IEA), São Paulo.

Zeileis, A. (2005), 'A unified approach to structural change tests based on ML scores, F statistics, and OLS residuals', *Econometric Reviews* **24**(4), 445–446.

Zeileis, A., Kleiber, C., Kramer, W. & Hornik, K. (2003), 'Testing and dating of structural changes in practice', *Computational Statistics & Data Analysis* **44**(1-2), 109–123.

Zeileis, A., Leisch, F., Hornik, K. & Kleiber, C. (2002), 'Strucchange: An R package for testing for structural change in linear regression models', *Journal of Statistical Software* **7**(2), 1–28.

Zeileis, A., Leisch, F., Hornik, K., Kleiber, C. & Hansen, B. E. (2013), 'Package "strucchange": testing, monitoring, and dating structural changes', CRAN – R-project. Acesso em 16 de novembro de 2013.

URL: <http://cran.r-project.org/web/packages/strucchange/strucchange.pdf>

Zivot, E. & Andrews, D. K. (1992), 'Further evidence on the great crash, the oil-price shock, and the unit-root', *Journal of Business and Economic Statistics* **10**(3), 251–270.

THE DYNAMICS OF THE BRAZILIAN CURRENT ACCOUNT WITH RULE OF THUMB CONSUMERS

LUCIO HELLERY HOLANDA OLIVEIRA *
CARLOS ENRIQUE CARRASCO-GUTIERREZ † ‡

Resumo

O modelo intertemporal tradicional da conta corrente assume que todos os indivíduos seguem a teoria da renda permanente. A inovação proposta neste trabalho é incorporar ao modelo clássico da dinâmica da conta corrente a ideia de que uma parte dos consumidores apresenta comportamento do tipo rule of thumb. São estimadas a parcela da renda agregada que segue o comportamento rule of thumb e o coeficiente de formação de hábitos. Usando os dados de conta corrente para a economia brasileira, os resultados confirmam alguns fatos estilizados apresentados na literatura assim como algumas proposições básicas testáveis do modelo intertemporal da conta corrente.

Palavras-chave: *Rule of thumb*; Consumo; Conta Corrente; Modelo Intertemporal; Formação de Hábitos.

Abstract

The traditional intertemporal current account model assumes that all individuals follow the permanent income theory. The innovation proposed in this work is to incorporate the idea that some consumers have rule of thumb behavior with the classic current account dynamics model. The share of aggregate income that follows the rule of thumb behavior and the habit formation coefficient are estimated. Based on the current account data on the Brazilian economy, the results confirm some stylized facts presented in the literature as well as some testable basic propositions of the intertemporal current account model.

Keywords: Rule of Thumb; Consumption; Current Account; Intertemporal Model; Habit Formation.

JEL classification: C22, E21, F32.

DOI: <http://dx.doi.org/10.11606/1413-8050/ea138661>

* Universidade Católica de Brasília - UCB e Analista do Banco Central do Brasil - BCB. E-mail: lucio.holanda@bcb.gov.br.

† Universidade Católica de Brasília - UCB. Programa de Pós-Graduação em Economia. E-mail: carlosgutierrez@ucb.br.

‡ As opiniões expressas neste trabalho são exclusivamente dos autores e não refletem, necessariamente, a visão do Banco Central do Brasil

1 Introduction

Analysis of current account dynamics has been addressed in several studies since the initial model proposed by Sachs (1981) and subsequently disseminated by Obstfeld & Rogoff (1996). The ideas that support the permanent income theory, developed by Friedman (1957) and later disseminated by Hall (1978) and Flavin (1981), have been widely applied in intertemporal current account models. An example of the close link between these theories can be seen in the work of Campbell (1987), who developed a new econometric approach to test the permanent income hypothesis. Campbell argued that if consumers actually smooth consumption, saving for bad times when current income is less than permanent income, then declines in wages should be adequately predicted by saving because people rationally expect a decline in future income.

Several studies in the international literature taking the intertemporal approach to the current account followed the paper of Campbell (1987): Sheffrin & Woo (1990), Otto (1992), Ghosh (1995), Ghosh & Ostry (1995). Then the model was extended in several directions, particularly emphasizing the role of the variability of interest rates and exchange rates, as in Bergin and Sheffrin (2000); incorporating consumption habits, as in Gruber (2004); adding an exogenous shock in the international interest rate, as per Nason & Rogers (2006); or constructing a current account model with rule of thumb individuals, as in Pereira (2011).

The inclusion of rule of thumb behavior was originally introduced by Campbell & Mankiw (1989), who proposed that the permanent income hypothesis is part of a more general model in which only a fraction of disposable income in the economy belongs to consumers who behave according to the permanent income hypothesis. The other fraction belongs to individuals who simply spend all their current income, behavior called rule of thumb. Campbell & Mankiw demonstrated, using data from the U.S. economy, that about 50% of disposable income in the country belonged to rule of thumb consumers. Since then, extensive discussion of the importance of rule of thumb behavior in savings has been conducted. Some studies suggest that rule of thumb consumers account for a large portion of disposable income. Cushing (1992) and Weber (2002) investigated whether current income consumption is still important when the concept of nonseparability in time is introduced into the utility function.

Among the works that have studied the behavior of intertemporal current account models supporting the theory of consumption in the Brazilian economy, we can highlight the papers of Senna & Issler (2000), Silva & Andrade (2006), Silva & Andrade (2007) and Oliveira & Carrasco-Gutierrez (2013). However, no one has introduced rule of thumb in the current account models. In this paper we follow the procedure of Pereira (2011), who introduced in the current account model a fraction of consumers who do not behave according to the permanent income hypothesis. Pereira incorporated rule of thumb behavior in the intertemporal current account model, maintaining the usual assumptions for a small open economy such as exogenously set interest rate, infinitely lived consumers and a single type of risk-free foreign asset. Since rule of thumb consumers do not lend or borrow money, the amount of foreign assets in the economy corresponds to the amount of foreign assets held by permanent income consumers, and the current account standard identity can

be employed as a restriction to the maximization problem of the representative permanent income consumer. Pereira analyzed data from five countries: South Africa, Australia, Italy, Spain and Turkey. The results pointed to high estimates of the rule of thumb fraction in all economies, ranging from 70% to 80%, with high significance.

The main contribution of this paper is to test the current account model with rule of thumb consumers using Brazilian economic data. Another important aspect of the theory of consumption is habit formation. It is also included in the estimated current account equation. The idea that rational behavior can be influenced by consumption habits cultivated over time was positively applied to a wide range of issues in economics and was employed by Obstfeld (1992). In this approach, he considers the behavior of consumption with habit formation with the aim of clarifying the interplay of wealth, consumption experience and past and current consumption, and evaluated the processes of external adjustment of an open economy. Here, we also contribute by assessing whether the habit formation estimated from the current account equation is significant for the Brazilian case.

The main results of this paper are twofold. First, the estimation of the parameter associated with rule of thumb consumers suggests that there is a significant portion of these consumers in Brazil. Indeed, about 50% of consumers follow the rule of thumb type of consumption. Second, regarding social habit formation, our results corroborate those of Cushing (1992), i.e., that consumption of current income is still relevant when the concept of non-separability in time is introduced in the utility function.

This paper is divided into four sections besides this introduction. Section 2 presets the formal theory underlying the tests dealing with the current account model with rule of thumb consumers. The description of the econometric method for empirical implementation, estimations and results are described in section 3. The conclusions are presented in section 4.

2 Rule of thumb behavior in the intertemporal current account model

The traditional intertemporal current account model is based on a partial equilibrium structure of a small open economy in which individual decisions do not affect global interest rates and consumption and production decisions can be made independently of one another.

The basic model postulates that a representative household solves an intertemporal maximization problem, choosing a consumption and debt path that maximizes the expected discounted lifetime utility:

$$U = E_t \left[\sum_{i=0}^{\infty} \beta^i u(C_{t+i}) \right] \quad (1)$$

The consumer is discounting the value of future utility ($0 < \beta < 1$) and the marginal utility of private consumption $u' C < 0$, but decreasing $u'' C < 0$. The next step involves specifying the resource constraint for the economy. At the end of period t the economy produces domestic output Y_t and receives income on existing net foreign assets B_t with an interest rate r_t between periods and $t - 1$ and t . The received income is spent on private sector consumption C_t ,

government consumption G_t , net investment I_t and (potentially) acquisition of more foreign assets. Recalling that the current account is defined as the change in net foreign assets, one can write:

$$CA_t \stackrel{def}{=} B_{t+1} - B_t \stackrel{def}{=} Y_t + r.B_t - C_t - G_t - I_t \quad (2)$$

where is defined as the current account at date t . When $B_t > 0$, the country is a creditor in relation to the rest of the world, while when $B_t < 0$, the country is a debtor. The current account measures the extent of net indebtedness of an economy (borrower or lender) vis-à-vis the rest of the world in a given period, and results from saving and spending decisions. Statistical models that describe the current account simply as a function of exports and imports are not sufficiently clear regarding intertemporal considerations inherent to saving and spending behavior. Thus, the model treats the current account from another perspective, modeling it as a result of the intertemporal prediction behavior of agents and intertemporal choices reflecting the interaction of intertemporal budget constraints and desires.

2.1 Rule of thumb behavior and habit formation

The dynamic current account model used in this work incorporates the ideas of rule of thumb consumption and habit formation, according to the method proposed by Pereira (2011). We also assume that consumers have infinite life-time and only a riskless asset is traded in the international market. Some consumers in this economy behave according to the permanent income theory, adjusting current consumption when a change in permanent income is perceived. Others, however, spend all their current income. Habit formation in the literature is typically modeled by some type of instant non-time-separable utility function, which means that the value derived at present depends not only on the current consumption, but also on the consumption of past periods¹. Habits are represented by the average rather than the past individual consumption, so consumers believe they are small enough so that their consumption decisions do not affect the average consumption of the economy.

Thus, the theoretical model focuses on the problem of maximizing the utility of permanent income consumers, since the intertemporal budget constraint of those consumers can be expressed using the current account identity and considering the premise that rule of thumb consumers always spend all their current income and, consequently, are always in a net position of zero indebtedness in international terms.

Government

The government in this small economy taxes income at the constant rate τ , obtaining τY_t in taxes and spending G_t on goods and services for citizens. It is assumed that the government has a balanced budget over time, i.e. $\tau Y_t = G_t, \forall t$, $\tau Y_t = G_t, \forall t$. It is also assumed that government expenditures are perceived as a waste by individuals, not bringing benefits in terms of utility gains.

¹Time separable utility: utility in each period in time depends only on consumption in that period.

Consumption

We consider an economy populated by two types of consumers with infinite lifetimes. Consumers of the first type behave according to the **permanent income hypothesis**, smoothing consumption over their lives. The second type is rule of thumb consumers, who spend all their current income at each point in time. Let $Y_{r,t}$ and $Y_{p,t}$ be the income of the rule of thumb group and the permanent income group, respectively. If λ is the fraction of domestic income that goes to rule of thumb consumers, then $Y_{r,t} = \lambda Y_t$, and $Y_{p,t} = (1 - \lambda)Y_t$, where Y_t is the total domestic income. Also let $C_{r,t}$ and $C_{p,t}$ be the consumption of rule of thumb and permanent income consumers, respectively. Thus, total consumption is given by:

$$C_t = C_{r,t} + C_{p,t} = (1 - \tau)\lambda Y_t + C_{p,t} \quad (3)$$

We assume that there is only one asset that can be traded internationally and that the international interest rate is r . Following Weber (2002), we also assume there is habit formation for permanent income consumers, so that the current utility depends not only on the current individual consumption, but also on the average past consumption of all consumers. Thus, the permanent income consumer maximizes his expected utility by:

$$U = E_t \sum_{i=0}^{\infty} \beta^i u(C_{p,t+i} - \phi C_{t+i-1}), C_{-1} \text{ given} \quad (4)$$

The term represents the intensity of the habit in the utility function and β is the intertemporal discount factor. The utility maximization of the representative agent has the following budget constraint:

$$-D_{t+i+1} + D_{t+i} = (1 - \tau)Y_{p,t+i} - rD_{t+i} - C_{p,t+i} - I_{p,t+i} \quad (5)$$

where D_t represents the indebtedness in terms of the international asset and $I_{p,t}$ is the amount of resources invested in the productive sector. The utility function is represented by a linear-quadratic functional form given by:

$$u(C_{p,t+i} - \phi C_{t+i-1}) = (C_{p,t+i} - \phi C_{t+i-1}) - \frac{h}{2}(C_{p,t+i} - \phi C_{t+i-1})^2, h > 0 \quad (6)$$

Linear-quadratic utility function specifications have been used in studies in the relevant current account literature, as in the article by Rogoff and Glick & Rogoff (1995), for example. By assuming $\beta(1 + r) = 1$, so there is no trend in the consumption trajectory over time, we obtain the following first order condition:

$$E_t C_{p,t+1} - C_{p,t} = \phi(C_t - C_{t-1}) \quad (7)$$

The (7) states that the change in average consumption would help to predict the consumption of the representative agent. In this model, the result of Hall (1978) random walk applies only when habit formation does not exist, i.e., when $\phi = 0$. Let $\eta_{t+1} = C_{p,t+1} - E_t C_{p,t+1}$ so as to denote the forecast error in permanent income consumption. Then expression (6) can be rewritten as:

$$\Delta C_{p,t+1} = \phi \Delta C_t + \eta_{t+1} \quad (8)$$

The condition of transversability to which equation (8) is subject, to remove the possibility of indefinite indebtedness (Ponzi game), is given by expression (8):

$$\lim_{T \rightarrow \infty} \left(\frac{1}{1+r} \right)^T D_{t+T+1} = 0 \quad (9)$$

where D_t is the foreign currency debt. Since rule of thumb individuals do not save, all investments in the economy are made by permanent income consumers, implying that $I_{p,t+1} = I_{t+1}$. Considering the premise that the government has a balanced budget, the left side of (5) represents the current account:

$$CA_{t+i} = -D_{t+i+1} + D_{t+i} = Y_{t+i} - rD_{t+i} - C_{t+i} - I_{t+i} - G_{t+i} \quad (10)$$

By replacing the definition of total consumption given by (3) and rearranging the terms, we get:

$$CA_{t+i} = (1-\lambda)(Y_{t+i} - G_{t+i}) - rD_{t+i} - C_{p,t+i} - I_{t+i} \quad (11)$$

By taking the first differences with $i = 0$ and substituting equation (8) in the result, we obtain the following expression for the current account:

$$CA_{t+1} = (1+r)CA_t + (1-\lambda)(\Delta Y_{t+1} - \Delta G_{t+1}) - \phi \Delta C_t - \Delta I_{t+1} + \epsilon_{t+1} \quad (12)$$

where $\epsilon_t = -\eta_t$. Marlene, seguem alterações pedidas. Atenciosamente, Editoração FUNDACE Equation (12) relates the current account to its lagged value and to the first differences of aggregate output, government expenditures, aggregate consumption, and aggregate investment. If all these variables are stationary in first differences and the current account is stationary in level, then the equation can be estimated by employing econometric techniques that provide consistent estimates for rule of thumb consumers, λ , and for the habit formation degree, ϕ .

3 Estimations and Results

3.1 Strategy

The method employed in this work is to estimate the parameters of equation (12) of the current account. The estimation of this equation involves two aspects. The first, which is related to the literature on consumption, is the estimation of the parameter λ related to consumers' rule of thumb behavior. It is intended to evaluate the empirical evidence related to the share of consumption by rule of thumb agents using a current account for a small open economy. The second aspect is related to the current account literature. Estimating equation (12) allows evaluation of the quality of the model in terms of replicating the behavior of current account dynamics. In line with the work of Sheffrin & Woo (1990), Ghosh (1995), Ghosh & Ostry (1995) in the case of international economies, and Senna & Issler (2000) for the Brazilian economy, it is possible to compare the actual current account series with the series predicted by the model. The similarity between the behaviors of these two series can provide an idea of the level of model fit. In order to perform the econometric tests in this paper, we used a rearranged form of equation (12):

$$CA_{t+1} - (1 + r)CA_t + \Delta I_{t+1} = (1 - \lambda)(\Delta Y_{t+1} - \Delta G_{t+1}) - \phi \Delta C_t + \epsilon_{t+1} \quad (13)$$

Since the estimation of the interest rate r as a coefficient can be particularly problematic, we follow the usual practice to arbitrate its values, which leads us to a time series on the left side of equation (13). An important aspect of the estimation of equation (13) is that the error ϵ_t , which is related to the permanent income consumption forecast error, $\eta_{t+1} = C_{p,t+1} - E_t C_{p,t+1}$, which cannot be orthogonal to the income variation. Supposing an unexpected increase in current income from t to $t + 1$ the greater the increase in current income, the greater will be the impact on permanent income, the greater the increase in consumption at $t + 1$ and the greater the permanent income consumption forecast error in t . Consequently, the error term in equation (13) will be correlated with the regressors, and estimation via ordinary least squares (OLS) would not produce consistent estimates of the parameters. The estimation of equation (13) is performed employing instrumental variables (2-SLS) and generalized method of moments (GMM). The chosen instruments are combinations of lagged values of the explanatory variables. From this procedure, the estimated values of λ and ϕ are obtained. In relation to income taxation, the estimation of τ is based on government's balanced budget, so it is possible to obtain a consistent estimator of τ via OLS estimation of:

$$\Delta G_t = \tau \Delta Y_t + \nu_t \quad (14)$$

where ν_t is an i.i.d process.

3.2 Data

We used annual data for the Brazilian economy from the period 1947 to 2010. The data on aggregated consumption, government expenditures, aggregated investment and aggregated output were obtained from the Ipeadata database and the data source is the Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística - IBGE (Brazilian Institute of Geography and Statistics). All values were converted into constant prices through the implicit GDP deflator, using the year 2010 as base and then transformed to per capita values. We used the following series: household consumption; final government consumption, gross fixed capital formation, gross domestic product, and property income sent to and received from the rest of the world. All these series are available in Brazilian currency (R\$ million). All values were converted to constant prices of a reference period through the implicit GDP deflator, taking the year 2010 as base. For this purpose, we used the gross domestic product (GDP) series - implicit deflator: annual variation. Finally, the series were converted to per capita values employing the resident population series - total. Since the population series is only available every 10 years (national census), we applied interpolation to obtain population data with annual basis. The actual current account series was calculated using the equation:

$$CA_t \stackrel{def}{=} y_t + r.b_t - c_t - g_t - i_t \quad (15)$$

where r is the interest rate, which is deemed fixed, so that $r.b_t$ is the net return on factors, which consists of interest and dividends earned on net foreign

assets, y is the GDP, i is the aggregate investment and g is the level of government expenditures, assuming the government budget is always balanced.

3.3 Unit root test

Observing the expression (12), which relates the current account value to its lagged value and with first differences of aggregate output, government expenditures, aggregate consumption and aggregate investment, it can be seen that in order to obtain consistent estimators for λ and ϕ , respectively, the share of rule of thumb consumers and the degree of habit formation, it is necessary that both current account and explanatory variables, that appear on the right side of that expression be stationary. Moreover, if a unit root is present in any of the variables in expression (12), the use of the instrumental variables method to estimate the model could lead to spurious results. So, as usual, we performed initial tests to check for the presence of unit roots in the series employed in the model. Table 1 presents the results for augmented Dickey-Fuller (ADF), augmented Dickey-Fuller with GLS (ADF_{GLS}), Phillips-Perron (PP), and Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) tests for level variables and in first difference. The test results indicate that the null hypothesis of existence of unit root can be accepted for the series at the level of aggregate consumption c_t , government expenditures g_t , aggregate investment i_t , and aggregate output y_t . The tests also show that one cannot accept the null hypothesis for the series in the current account ca_t level, which is in agreement with what is predicted by the theory about the stationarity of the series. For the data series in first differences, the results suggest that the null hypothesis of the presence of unit root cannot be accepted at a significance level of 5% in all cases. Thus, based on the results presented in Table 1, we assume that the current account is stationary and that consumption, government expenditures, investment and product have a unit root or, alternatively, are order-one integrated.

Table 1: Unit root test of the series¹

Variable	ADF Test ² t -Statistic	ADF ^{GLS} Test ³ t -Statistic	PP Test ⁴ t -Statistic	KPSS ⁵ t -Statistic
ca_t	-2.9795**	-2.9449***	-2.9795**	0.2635
c_t	-0.5710	0.4898	-0.6269	0.9484***
Δc_t	-3.0217**	-1.9986**	-6.4247***	0.0888
g_t	1.3884	.0261	1.4963***	0.9756***
Δg_t	-7.0293***	-7.0850***	-7.0341***	0.3866*
i_t	-1.0627	-0.0381	-0.9717	0.8363***
Δi_t	-6.7824***	-6.7928***	-6.6869***	0.1018
y_t	-0.2562	0.9503	-0.1929	0.9877***
Δy_t	-3.7348***	-3.7441***	-5.6806***	0.0858

¹ Applied to test equations with intercept. Significance of 1%, 5% and 10% are represented by ***, ** and *, respectively.

² and ³ We used the modified Akaike information criterion with automatic selection to obtain the optimal lag.

³ Critical values: -2.6022 (1%), -1.9461 (5%) -1.6134 (10%).

⁴ We used the estimation method of Newey-West with Bartlett kernel for bandwidth.

⁵ The KPSS test has the null hypothesis of stationarity of the series. Critical values: 0.7390 (1%), 0.4630 (5%) and 0.3470 (10%).

3.4 Estimation of the current account equation

For current account estimation, we used two-stage least squares and generalized method of moments. The use of lagged values of the macroeconomic variables as instruments is a procedure commonly adopted in the literature. The instruments employed in this work were the lagged values of the first differences of aggregate output Y , aggregate investment I , aggregate consumption C and government expenditures G . Table 2 in Appendix Appendix A presents the 23 groups of instruments used in the estimates. The definition of groups of instruments was preceded by regression of the series $\Delta Y_t - \Delta G_t$, correlated with the error, using ordinary least squares (OLS) and using as regressors a single, and up to two lags of the explanatory variables. The estimation results are shown in Table 2, allowing evaluation of the potential instruments. It can be observed that the first differences of the product Y and the investment I , lagged one period, appear to be important instruments, since they are significant at 1% in the two estimates. For this reason, at least one of these two variables is present in the groups of instruments. It can also be seen that the F-statistic in regressions with one or two lags is significant at 1% and 5%, respectively, which confirms the existence of relevant explanatory variables in the regressions.

Table 2: $\Delta Y_t - \Delta G_t$ series estimation via OLS for instruments selection

Regressors	Coefficient	1 lag	p-value	1 to 2 lags	p-value
ΔY_{t-1}	α_1	0.515337	0.0045	0.547640	0.0044
ΔY_{t-2}	α_5	—	—	0.214046	1.3238
ΔG_{t-1}	α_2	-0.322506	0.4047	-0.491214	0.3362
ΔG_{t-2}	α_6	—	—	-0.659767	0.1168
ΔI_{t-1}	α_3	-0.880971	0.0017	-1.128858	0.0003
ΔI_{t-2}	α_7	—	—	0.017034	0.9681
ΔC_{t-2}	α_4	0.265831	0.0787	0.116625	0.6681
ΔC_{t-3}	α_8	—	—	0.164753	0.3037
R^2	—	0.220839	—	0.290654	—
R^2 adjusted	—	0.165185	—	0.179383	—
F statistics	—	3.968044	0.006636	2.612145	0.017782

Notes: 1 lag: $\Delta Y_t - \Delta G_t = \alpha_1 \Delta Y_{t-1} + \alpha_2 \Delta G_{t-1} + \alpha_3 \Delta I_{t-1} + \alpha_4 \Delta C_{t-2}$
up to 2 lags: $\Delta Y_t - \Delta G_t = \alpha_1 \Delta Y_{t-1} + \alpha_2 \Delta G_{t-1} + \alpha_3 \Delta I_{t-1} + \alpha_4 \Delta C_{t-2} +$
 $\alpha_5 \Delta Y_{t-2} + \alpha_6 \Delta G_{t-2} + \alpha_7 \Delta I_{t-2} + \alpha_8 \Delta C_{t-3}$

Regarding the interest rate r used in the model, the estimates were made considering annual values of 2%, 4% and 8%², rates that are of the same magnitude as commonly adopted in studies that seek to verify empirical evidence of the intertemporal current account model using data from the Brazilian economy, such as Senna & Issler (2000)³ and Silva & Andrade (2006). Figure 1 shows the evolution of some international interest rates in recent decades, which seems to confirm that a range 2-8% covers most of the period studied, except the years of crisis in the late 1970s and beginning of the 80s.

The results for estimating the parameters $(1 - \lambda)$ and ϕ from equation (13) are shown in Table 3. The full results of estimations with 2SLS and

²According to Otto (1992), the use of an interest rate in the range between 2% and 8% does not significantly affect the test results.

³Senna & Issler (2000) report they used interest rate values between 0% and 6% and found that the change of the magnitude of the results was irrelevant.



¹ Source: Ipeadata

² LIBOR/US dollar is the average rate at which a representative group of banks in London give each other loans denominated in US dollars. Data available from 1971 to 2009.

³ Treasury Bills are U.S. Government securities with maturities ranging from several days to 52 weeks. Data available from 1948 to 2010.

⁴ Treasury Notes are U.S. Government securities issued with maturities of 2, 3, 5, 7 and 10 years. Data available from 1953 to 2010.

Figure 1: International interest rates

GMM are presented in Appendix Appendix B. For estimation via GMM, we employed three methods for selecting bandwidth: Newey-West fixed, Newey-West variable and Andrews. The parameter $(1 - \lambda)$ represents the fraction of the economy in which consumers behave according to the permanent income theory. To generate the statistics in Table 4, we used the groups of instruments which resulted in a significant estimation (10% level) both in relation to the J-statistic, which is an indicator of the level of endogeneity of the instruments, and in relation to parameters $(1 - \lambda)$ and ϕ . Regarding the J-statistic, only the model corresponding to group 15 of instruments was rejected $(\Delta Y_t, \Delta G_t)$, with Newey-West fixed and 2SLS for the three interest rates assessed. Using these criteria for the calculation of average values and for the selection of minimum and maximum values, the average values for the estimated parameter varied between 0.4501 and 0.5110 in the estimate with 2SLS, and between 0.4638 and 0.5239 in the estimate via GMM. Thus, these results indicate that about 50% of consumers have rule of thumb consumption when the dynamics of the Brazilian economy is evaluated from the perspective of the current account.

Another important aspect is that the results show that the model has little sensitivity to interest rates. Comparing the results obtained with the rates of 2% and 8%, there is only a slight increase in the estimated average parameter, which was 14% with 2SLS, 8% with GMM - Newey-West fixed, 7% with GMM - Newey-West variable and 10% with GMM - Andrews. Table 4 summarizes the previous results that rule of thumb behavior is relevant when assessing the consumption decisions of the representative Brazilian household. In this work, considering the current account intertemporal setup, we also evidenced that the rule of thumb behavior is significant. The range of values obtained run from 0.40 to 0.54, which are close to the estimates of Gesteira & Carrasco-Gutierrez (2015) but below those of other authors, except for the results from the work of Cavalcanti (1993).

With respect to the parameter ϕ , which represents the degree of social

Table 3: Estimation of the parameter $(1 - \lambda)$ of equation (12) – Summary

Interest rates	2%			4%			8%		
	average	min	max	average	min	max	average	min	max
Parameter $(1 - \lambda)$									
GMM ⁽¹⁾									
Newey-West Fixed	0.4638	0.3187	0.9014	0.4800	0.3387	0.9123	0.4996	0.2960	0.9335
Newey-West Variable	0.4876	0.2525	1.0107	0.4985	0.2701	1.0157	0.5239	0.3091	1.0260
Andrews	0.4724	0.3292	0.9574	0.4891	0.3499	0.9663	0.5195	0.3919	0.9829
2SLS	0.4501	0.3131	0.7578	0.4669	0.3292	0.7703	0.5110	0.3615	0.7952
Parameter ϕ ⁽²⁾									
GMM ³									
Newey-West Fixed	(3)	0.4287	1.0062	(3)	0.4334	1.0031	(3)	0.4400	0.9961
Newey-West Variable	(4)	0.7350	1.0971	(4)	0.7376	1.0873	(4)	0.7374	1.0698
Andrews	(2)	0.9649	1.0647	(2)	0.9685	1.0595	(2)	0.9739	1.0476
2SLS	0	–	–	0	–	–	0	–	–

¹ Lowest and highest average values estimated by GMM and 2SLS are highlighted.

² The numbers in parentheses represent the number of valid instruments in the case of the parameter estimates ϕ

³ Lowest and highest values estimated by GMM are highlighted.

Table 4: Results in the literature for the estimation of rule of thumb in the Brazilian economy

Authors	Period studied	Parameter λ
Theory of consumption		
Cavalcanti (1993)	1980 to 1989	0.32
Reis et al. (1998)	1947 to 1994	0.80
Issler & Rocha (2000)	1947 to 1994	0.74
Gomes (2004)	1947 to 1999	0.85
Gomes & Paz (2004)	1951 to 2000	0.61
Gomes (2010)	1950 to 2003	[0.83, 0.91] <i>IPA</i> [0.73, 1.06] <i>IGP - DI</i>
Gesteira & Carrasco-Gutierrez (2015)	1950 to 2010	[0.72, 0.85]
Current account model with rule of thumb		
Present work	1947 to 2010	[0.48, 0.54] ¹

¹ The range of values estimated in this work considered the average values obtained via GMM estimation.

habit formation, the estimated values ranged from 0.428 to 1.097, with little sensitivity to changes in interest rates. For the sake of comparison to the values obtained in this work, Gruber (2004) added consumption habits to the standard intertemporal current account and obtained a value close to 0.80. Table 5 shows the values of the parameter ϕ with 10% significance. The results were the same for the different interest rates employed. It appears that only the instrument groups 16 and 22 had significant estimates for the three GMM configurations: Newey-West fixed, Newey-West variable and Andrews. Furthermore, we found no valid instrument group when the 2SLS technique was used.

3.5 Estimation of the taxation parameter τ

Figure 2 shows the changes in government expenditures ΔG_t due to the variation in product ΔY_t . In the first quadrant, there are 39 occurrences, representing 62% of the sample. Thus, it can be seen that as a rule, the increase in output is associated with an increase in expenditure due to the higher density

Table 5: Estimates of at 10% significance by group of instruments¹

Group	Instruments	GMM - Newey-West Fixed	GMM - Newey-West Variable	GMM - Andrews	TSLS
15	$\Delta Y_t, \Delta G_t$		x		
16	$\Delta I_t, \Delta G_t$	x	x	x	
21	$\Delta Y_t, \Delta G_t, \Delta C_{t-1}$		x		
22	$\Delta I_t, \Delta G_t, \Delta C_{t-1}$	x	x	x	
23	$\Delta Y_t, \Delta I_t, \Delta G_t, \Delta C_{t-1}$	x			

¹ Groups of instruments that do not result in any significant estimation when at least 10% are omitted from the table.

of occurrences in the first quadrant, where the variations of the two series are positive.

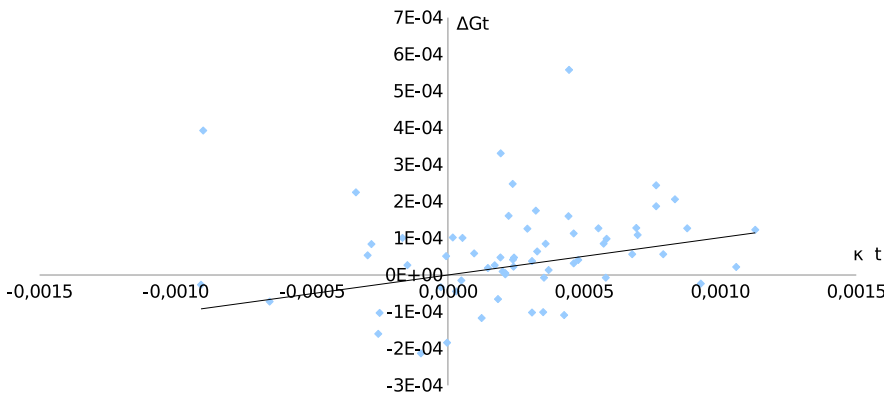


Figure 2: Government expenditure variation versus product variation

For estimation of the parameter τ , which gives information about the tax burden in the economy, we performed OLS regression of equation (14). The results are shown in Table 6. It can be noted that a value on the order of 0.10 was found and it is significant at 1%. The R^2 value is 0.12. This low value is noteworthy, indicating a weak linear correlation between the variation in expenditure and the variation in product.

Table 6: Tax equation estimation via OLS ($\Delta G_t = \tau \Delta Y_t + v_t$)

Parameter	Estimation	t statistic	p-value	$R^2 = [Corr(\Delta G_t, \Delta Y_t)]^2$
τ	0.1017	2.8778	0.0055	-0.0683

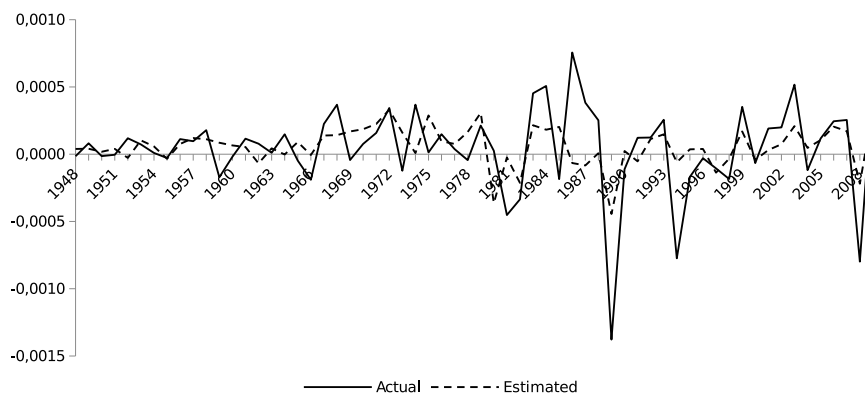
To verify if the model is well adjusted, we carried out autocorrelation and heteroscedasticity tests of the regression residuals. The Breusch-Godfrey LM test was employed to assess the presence of autocorrelation. We obtained an F-statistic of 0.4961 and a p-value of 0.6114, thus the null hypothesis of no serial

correlation was accepted. With regard to heteroscedasticity, we performed the Breusch-Pagan-Godfrey test, resulting in an F-statistic of 3.4344 and a p-value of 0.0687, which therefore allows accepting the null hypothesis of no heteroscedasticity, but only at 10% significance.

3.6 Evaluation of the estimated series for the current account

One way to assess how well the theoretical model employed in this work describes the dynamics of the current account is to compare the estimated current account curve with the actual curve. To this end, we compared the values estimated from equation (13) for the term $CA_{t+1} - (1+r)CA_t + \Delta I_{t+1}$.

Figure 3 shows the estimated values for this dependent variable, using an interest rate of 2%, considering the estimate for $(1-\lambda)$ and ϕ employing instrumental variables with GMM and instruments group 1. It can be observed that the dependent variables' actual series and estimated series are relatively close.



¹ The Newey-West fixed bandwidth selection method was used in the GMM estimation.

Figure 3: Government expenditure variation versus product variation

Another important evaluation can be performed using the estimated current account series from equation (12), with values of $(1-\lambda)$ and ϕ , obtained in the estimation of the current account equation with instrumental variables and GMM with interest rate of 2%. For this purpose, since the left side of equation (12), which describes the estimated current account at time $t+1$, depends on the value of the current account in the previous period t , it is necessary to establish an initial value for the variable and then to perform successive iterations of the values obtained in the immediately preceding step. For the initial value of the estimated current account, CA_t^e and $t = 1947$, we employed the actual current account value in that year, obtained from expression (16), where b_{t+1} denotes the value of foreign assets of the economy at the end of period t and where the current account is defined as (Obstfeld & Rogoff 1996):

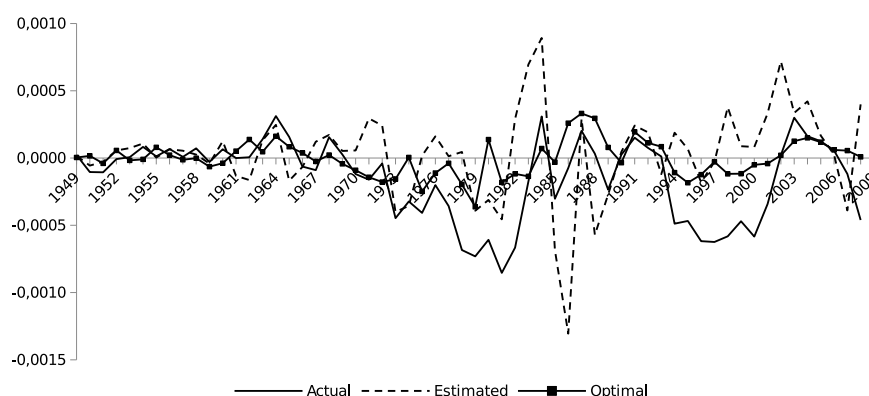
$$CA_t \stackrel{def}{=} b_{t+1} - b_t \stackrel{def}{=} y_t + r.b_t - c_t - g_t - i_t \quad (16)$$

where r is the interest rate and is assumed fixed, so that net return on factors is $r.b_t$, which consists of interest and dividends earned on net foreign assets, y_t is

gross domestic product (GDP); it is the level of investment at end of period t ; and g_t is the level of government expenditures, assuming that the government budget is always balanced.

The results for the estimated series via iteration are shown in Figure 4, including the actual current account curve obtained from equation (15) and the optimal estimated current account from the econometric technique developed by Campbell & Schiller (1987), whose method consists of estimating a vector autoregressive (VAR) model to predict the optimal behavior of current account, and then using the VAR coefficients to construct the optimal current account series.

It can be noted that the estimated series from expression (12), which incorporates the concepts of the rule of thumb consumption and habit formation, is reasonably close to the real series for the indicted period. Evaluation of the three curves shows that the estimated values via our method deviate from the real and optimal series in the early 1970s and for much of the 1990s. It can also be noted that in a few years of the 1980s and 1990s, the estimated series presents a range of variation wider than the other two series. Hence, the model presented greater sensitivity for these periods.



¹ Actual current account: obtained from equation (15)

² Estimated current account: obtained from equation (12)

³ Optimal current account: obtained from the econometric technique developed by Campbell (1987).

Figure 4: Actual current account, estimated current account considering rule of thumb consumption and optimal current account

Table 7 presents the standard deviations of the three current account series. With respect to the series' volatility, the data suggest that the estimated current account in this study, CA_t^e , which considers consumers with rule of thumb behavior, is more volatile than the actual current account CA_t , and the optimal current account series CA_t^* , which consider that all consumers fully smooth their consumption. Regarding the correlation between the estimated series and the actual series presented in Table 8, the value of 0.25 is below the correlation obtained with the optimal series not improving the model's performance in this specific case.

Table 7: Standard deviations of the estimated current account series CA_t^e , the optimal series CA_t^* and the actual current account series CA_t

$SD(CA_t^e)$	$SD(CA_t)$	$SD(CA_t^*)$	$\frac{SD(CA_t^e)}{SD(CA_t)}$	$\frac{SD(CA_t^*)}{SD(CA_t)}$
0.000332	0.000285	0.000127	1.17	0.44

Table 8: Correlation between the estimated current account series CA_t^e , the optimal series CA_t^* and the actual current account series CA_t

$Corr(CA_t^e, CA_t)$	$Corr(CA_t^*, CA_t)$
0.253601	0.644419

4 Conclusions

This paper applies an econometric technique to test the intertemporal current account model in the Brazilian economy for the period 1947 to 2010. The innovation proposed in this model is to incorporate the idea that consumers have rule of thumb behavior to the classic current account dynamics model, and also to include habit formation in the utility function. The estimation of the current account model employed the two-stage least squares (2SLS) and generalized method of moments (GMM) econometric techniques. The results confirm some stylized facts in the literature and some basic testable propositions of the intertemporal current account model. Rule of thumb behavior is significant and ranges from 0.48 to 0.54. These estimates are close to the range of values obtained in the literature on consumption decisions of the representative Brazilian household. It should be noted that this type of consumer behavior can still be associated with difficulties in accessing the banking sector, which could prevent consumers from smoothing their consumption through saving or credit. Regarding social habit formation, the study confirmed the result obtained by Cushing (1992) that consumption of current income is still relevant when the concept of nonseparability in time is introduced in the utility function. The estimated value for the degree of habit formation ranges from 0.43 to 1.10.

Another important result was the finding that the estimates of both the parameter and the degree of habit formation showed little sensitivity to interest rate changes, as already shown in other works in the literature on current account dynamics. In estimating the degree of taxation of the economy, we found a value of around 10%, although we did not identify a significant linear correlation between the change in government expenditure and output variation. The series which was estimated from the expression incorporating the rule of thumb consumption and habit formation concepts was compared to the actual series and the optimal current account series. The latter was ob-

tained from the strategy used by Campbell & Schiller (1987) to estimate the optimal behavior of the current account. The comparison indicated that the curve estimated with the inclusion of rule of thumb consumer is consistent with the other two, though there is departure of the estimated curve from the other two in some years of the 1970s and 1990s. The curve presented an estimated standard deviation larger than that of the actual curve, suggesting higher volatility. Furthermore, the correlation between the estimated curve and actual curve was lower than the value obtained when the optimal and actual series were taken into consideration.

For future work, we suggest observation of the behavior of the model when different values for the degree of habit formation are set. It would also be interesting to assess the performance of the model as a predictor of current account at other interest rates and with other groups of instruments.

Bibliography

- Campbell, J. Y. (1987), 'Does saving anticipate declining labor income? an alternative test of the permanent income hypothesis', *Econometrica* 55(6), 1249–1273.
- Campbell, J. Y. & Mankiw, G. (1989), Consumption, income, and interest rates: Reinterpreting the time series evidence, in O. Blanchard & S. Fisher, eds, 'Macroeconomics Annual', NBER, p. 185–214.
- Campbell, J. Y. & Schiller, R. J. (1987), 'Cointegration and tests of present value models', *Journal of Political Economy* 95(5), 1062–1088.
- Cavalcanti, C. B. (1993), 'Intertemporal substitution in consumption: An empirical investigation for brazil', *Brazilian Review of Econometrics* 13(2), 203–229.
- Cushing, M. (1992), 'Liquidity constraints and aggregate consumption behavior', *Economic Inquiry* 30, 134–153.
- Flavin, M. A. (1981), 'The adjustment of consumption to changing expectations about future income', *Journal of Political Economy* 89, 974–1009.
- Friedman, M. (1957), *A theory of the consumption function*, Princeton University Press.
- Gesteira, M. & Carrasco-Gutierrez, C. (2015), 'Testing the optimality of consumption decisions of the representative household: Evidence from brazil', *Revista Brasileira de Economia* 69(3), 373–387.
- Ghosh, A. R. (1995), 'International capital mobility amongst the major industrialized countries: too little or too much?', *The Economic Journal* 105(428), 107–128.
- Ghosh, A. R. & Ostry, J. D. (1995), 'The current account in developing countries: A perspective from the consumption-smoothing approach', *World Bank Economic Review* 9(2), 305–333.
- Glick, R. & Rogoff, K. (1995), 'Global versus country-specific productivity shocks and the current account', *Journal of Monetary Economics* 35, 159–192.

- Gomes, F. A. R. (2004), 'Consumo no brasil: teoria da renda permanente, formação de hábito e restrição à liquidez', *Revista Brasileira de Economia* **58**(3), 381–402.
- Gomes, F. A. R. (2010), 'Consumo no brasil: Comportamento otimizador, restrição de crédito ou miopia?', *Revista Brasileira de Economia* **64**(3), 381–402.
- Gomes, F. A. R. & Paz, L. S. (2004), 'Especificações para a função consumo: Testes para países da américa do sul', *Pesquisa e Planejamento Econômico* **34**(1), 39–55.
- Gruber, J. W. (2004), 'A present value test of habits and the current account', *Journal of Monetary Economics* **51**, 1495–1507.
- Hall, R. E. (1978), 'Stochastic implications of the life cycle-permanent income hypothesis: theory and evidence', *Journal of Political Economy* **86**(6), 971–987.
- Issler, J. V. & Rocha, F. P. (2000), 'Consumo, restrição à liquidez e bem-estar no brasil', *Economia Aplicada* **4**(4), 637–665.
- Nason, J. M. & Rogers, J. H. (2006), 'The present-value model of the current account has been rejected: Round up the usual suspects', *Journal of International Economics* **68**, 159–187.
- Obstfeld, M. (1992), 'International adjustment with habit-forming consumption: A diagrammatic exposition', *Review of International Economics* **1**, 32–48.
- Obstfeld, M. & Rogoff, K. (1996), *Foundations of international macroeconomics*, The MIT Press, Cambridge, Massachusetts.
- Oliveira, L. H. H. & Carrasco-Gutierrez, C. E. (2013), 'Testando as implicações do modelo intertemporal da conta-corrente para o brasil: 1947- 2010', *Análise Econômica* **31**(59).
- Otto, G. (1992), 'Testing a present-value model of the current account: evidence from us and canadian time series', *Journal of International Money and Finance* **11**(5), 414–430.
- Pereira, R. M. (2011), 'Current account dynamics with rule of thumb consumers', *Revista Brasileira de Economia* .
- Reis, E., Issler, J. V., Blanco, F. & Carvalho, L. (1998), 'Renda permanente e poupança precaucional: Evidências empíricas para o brasil no passado recente', *Pesquisa e Planejamento Econômico* **28**(2), 233–272.
- Sachs, J. (1981), 'The current account and macroeconomic adjustment in the 1970's', *Brooking Papers Econ. Activity* **1**, 201–268.
- Senna, F. A. d. A. & Issler, J. V. (2000), 'Mobilidade de capitais e movimentos da conta corrente do brasil: 1947-1997', *Estudos Econômicos* **30**(4), 493–523.
- Sheffrin, S. M. & Woo, W. T. (1990), 'Present value tests of an intertemporal model of the current account', *Journal of International Economics* **29**(3-4), 237–253.

Silva, N. & Andrade, J. P. d. (2006), 'Dinâmica das transações correntes do brasil: Avaliação do modelo básico da abordagem intertemporal', *Pesquisa e Planejamento Econômico* **36**(3), 525–550.

Silva, N. & Andrade, J. P. d. (2007), 'Abordagem intertemporal da conta corrente: introduzindo câmbio e juros no modelo básico.', *Revista de Economia Aplicada* **11**(2), 157–187.

Weber, C. (2002), 'Intertemporal non-separability and “rule of thumb” consumption', *Journal of Monetary Economics*, **49**, 293–308.

Appendix A Groups of Instruments

Table A.1: Groups of instruments

Group	Instruments	Group	Instruments	Group	Instruments
1	$\Delta Y_t, \Delta I_t$	9	$\Delta I_t, \Delta I_{t-1}$	17	$\Delta Y_t, \Delta I_t, \Delta G_t$
2	$\Delta Y_t, \Delta I_t, \Delta Y_{t-1}, \Delta I_{t-1}$	10	$\Delta I_t, \Delta I_{t-1}, \Delta I_{t-2}$	18	$\Delta Y_t, \Delta C_{t-1}$
3	$\Delta Y_t, \Delta Y_{t-1}$	11	$\Delta Y_t, \Delta I_t, \Delta I_{t-1}$	19	$\Delta I_t, \Delta C_{t-1}$
4	$\Delta Y_t, \Delta Y_{t-1}, \Delta Y_{t-2}$	12	$\Delta Y_t, \Delta I_t, \Delta I_{t-1}, \Delta I_{t-2}$	20	$\Delta Y_t, \Delta I_t, \Delta C_{t-1}$
5	$\Delta Y_t, \Delta Y_{t-1}, \Delta I_t$	13	$\Delta Y_{t-1}, \Delta I_t$	21	$\Delta Y_t, \Delta G_t, \Delta C_{t-1}$
6	$\Delta Y_t, \Delta Y_{t-1}, \Delta Y_{t-2}, \Delta I_t$	14	$\Delta Y_{t-1}, \Delta Y_{t-2}, \Delta I_t$	22	$\Delta I_t, \Delta G_t, \Delta C_{t-1}$
7	$\Delta Y_t, \Delta I_{t-1}$	15	$\Delta Y_t, \Delta G_t$	23	$\Delta Y_t, \Delta I_t, \Delta G_t, \Delta C_{t-1}$
8	$\Delta Y_t, \Delta I_{t-1}$	16	$\Delta I_t, \Delta G_t$		

Appendix B Results of Estimation of the parameters ϕ

Table B.1: Estimation of (13) at 2% interest rate

Group	GMM – Newey-West Fixed			GMM – Newey-West Variable			GMM – Andrews			2SLS			N°obs.
	$(1 - \lambda)$	ϕ	J Stat.	$(1 - \lambda)$	ϕ	J Stat.	$(1 - \lambda)$	Φ	J Stat.	$(1 - \lambda)$	ϕ	J Stat.	
1	0.3586** (0.1605)	-0.0723 (0.1875)	0.0057	0.3391** (0.1557)	-0.0311 (0.1662)	0.0085	0.3587* (0.1911)	-0.0668 (0.2054)	0.0042	0.3552** (0.1621)	-0.0570 (0.1883)	0.6363	62
2	0.3542** (0.1545)	-0.0451 (0.1771)	0.0312	0.0312 (0.1476)	-0.0536 (0.1754)	0.0360	0.3658** (0.1823)	-0.0611 (0.1988)	0.0301	0.3837** (0.1852)	-0.0655 (0.1990)	1.9655	61
3	0.2948 (0.2046)	-0.0709 (0.1890)	0.0001	0.2867* (0.1516)	-0.0636 (0.1900)	0.0003	0.2910 (0.2385)	-0.0693 (0.2079)	0.0001	0.2859 (0.2303)	-0.0675 (0.1951)	0.0095	61
4	0.2456 (0.1727)	-0.0249 (0.1341)	0.0023	0.2525* (0.1477)	-0.0094 (0.1151)	0.0034	0.2510 (0.2208)	-0.0378 (0.1852)	0.0021	0.2558 (0.1909)	-0.0517 (0.1644)	0.1254	60
5	0.3657** (0.1567)	-0.0751 (0.1865)	0.0058	0.3471** (0.1539)	-0.0325 (0.1657)	0.0087	0.3602* (0.1840)	-0.0650 (0.2003)	0.0044	0.3467* (0.1786)	-0.0505 (0.1916)	0.6369	61
6	0.3187** (0.1439)	0.0049 (0.1260)	0.0138	0.3268** (0.1493)	-0.0022 (0.1336)	0.0120	0.3292* (0.1781)	-0.0127 (0.1693)	0.0097	0.3131* (0.1576)	-0.0244 (0.1547)	0.9094	60
7	0.3378* (0.1928)	-0.0406 (0.1778)	0.0224	0.3946** (0.1753)	-0.0504 (0.1758)	0.0314	0.3392 (0.2303)	-0.0424 (0.1999)	0.0222	0.2622 (0.2165)	-0.0405 (0.1868)	0.9863	61
8	0.4409*** (0.1225)	-0.1197 (0.1489)	0.0313	0.3568*** (0.0810)	-0.1008 (0.1079)	0.0334	0.4485*** (0.1411)	-0.1100 (0.1676)	0.0304	0.3528** (0.1383)	-0.1038 (0.1487)	1.4227	60
9	0.3084 (0.2505)	0.0201 (0.4288)	0.0208	0.5028* (0.2526)	-0.3205 (0.3743)	0.0228	0.2908 (0.3164)	0.0522 (0.5505)	0.0206	0.4216 (0.2859)	-0.2477 (0.5236)	1.1077	61
10	0.4360** (0.1740)	-0.1956 (0.3358)	0.0330	0.4068*** (0.0848)	-0.1739 (0.1371)	0.0278	0.4614** (0.2005)	-0.2402 (0.4016)	0.0358	0.4629** (0.1871)	-0.3128 (0.3818)	1.0585	60
11	0.3374** (0.1587)	-0.0405 (0.1772)	0.0224	0.4076*** (0.1520)	-0.0617 (0.1784)	0.0366	0.3373* (0.1908)	-0.0423 (0.2001)	0.0222	0.3195* (0.1650)	-0.0307 (0.1816)	1.4702	61
12	0.3374** (0.1587)	-0.0405 (0.1772)	0.0224	0.4076*** (0.1520)	-0.0617 (0.1784)	0.0366	0.3373* (0.1908)	-0.0423 (0.2001)	0.0222	0.3195* (0.1650)	-0.0307 (0.1816)	1.4702	61
13	0.5167 (0.3296)	-0.3810 (0.5887)	0.0002	0.5191* (0.3091)	-0.3832 (0.4758)	0.0008	0.5152 (0.3390)	-0.3771 (0.6128)	0.0002	0.5231 (0.3402)	-0.3786 (0.5983)	0.0077	61
14	0.3866 (0.2632)	-0.1465 (0.4797)	0.0114	0.3557* (0.1839)	-0.1300 (0.2797)	0.0095	0.3669 (0.2987)	-0.0894 (0.5183)	0.0101	0.4140 (0.2703)	-0.2257 (0.5014)	0.5962	60
15	0.4995*** (0.1591)	-0.2076 (0.2099)	0.0454*	0.8642*** (0.1666)	-0.8835*** (0.2576)	0.0324	0.4891*** (0.1718)	-0.1409 (0.2100)	0.0343	0.4379** (0.1647)	-0.1627 (0.2030)	3.6334*	62
16	0.9014** (0.3794)	-1.0062* (0.5677)	0.0183	1.0107*** (0.2391)	-1.0953*** (0.3462)	0.0146	0.9574** (0.3622)	-1.0647* (0.5378)	0.0175	0.7237** (0.3466)	-0.6948 (0.5736)	0.7868	62
17	0.4781*** (0.1581)	-0.2498 (0.2155)	0.0476	0.4362*** (0.1359)	-0.1413 (0.1693)	0.0355	0.4506** (0.1703)	-0.1919 (0.2114)	0.0416	0.5037*** (0.1448)	-0.1478 (0.1978)	4.3250	62
18	0.3480* (0.1783)	-0.1036 (0.1888)	0.0051	0.3820*** (0.1333)	-0.1750 (0.1935)	0.0087	0.3689* (0.1978)	-0.1049 (0.2064)	0.0054	0.3962* (0.2041)	-0.1303 (0.2051)	0.5148	61
19	0.5031 (0.3226)	-0.3428 (0.5766)	0.0049	0.5609* (0.3077)	-0.4347 (0.4784)	0.0071	0.4862 (0.3359)	-0.3028 (0.6088)	0.0048	0.6009 (0.3834)	-0.4344 (0.6243)	0.3243	61
20	0.3906** (0.1470)	-0.0991 (0.1859)	0.0091	0.3793** (0.1429)	-0.0536 (0.1686)	0.0140	0.3925** (0.1737)	-0.0941 (0.1989)	0.0070	0.4422** (0.1749)	-0.1102 (0.1992)	1.0279	61
21	0.5354*** (0.1562)	-0.2428 (0.2161)	0.0523	0.7690*** (0.1245)	-0.7350*** (0.2055)	0.0366	0.4888*** (0.1706)	-0.1345 (0.2071)	0.0366	0.4672** (0.2063)	-0.1776 (0.2179)	3.5926	61
22	0.8289** (0.3253)	-0.9192* (0.5168)	0.0236	1.0070*** (0.2367)	-1.0971*** (0.3459)	0.0296	0.8672*** (0.3159)	-0.9649* (0.4977)	0.0246	0.7578* (0.3920)	-0.7012 (0.5793)	0.8440	61
23	0.5742*** (0.1730)	-0.4287* (0.2340)	0.0578	0.4370*** (0.1316)	-0.1928 (0.1510)	0.0302	0.4507** (0.1707)	-0.2086 (0.2140)	0.0491	0.5199*** (0.1795)	-0.1562 (0.2109)	4.2180	61

Note: 1%, 5% and 10% significance are represented by ***, ** and *, respectively. The values in parentheses correspond to standard deviation.

Table B.2: Estimation of (13) at 4% interest rate

Group	GMM – Newey-West Fixed			GMM – Newey-West Variable			GMM – Andrews			2SLS		N°obs.	
	(1 – λ)	ϕ	J Stat.	(1 – λ)	ϕ	J Stat.	(1 – λ)	Φ	J Stat.	(1 – λ)	ϕ	J Stat.	
1	0.3789** (0.1569)	−0.0829 (0.1878)	0.0054	0.3618** (0.1522)	−0.0442 (0.1676)	0.0079	0.3793** (0.1877)	−0.0774 (0.2051)	0.0040	0.3768** (0.1584)	−0.0691 (0.1888)	0.6012	62
2	0.3717** (0.1504)	−0.0493 (0.1754)	0.0305	0.4158*** (0.1439)	−0.0568 (0.1733)	0.0352	0.3834** (0.1786)	−0.0658 (0.1972)	0.0295	0.4027** (0.1824)	−0.0761 (0.2002)	1.8794	61
3	0.3183 (0.2000)	−0.0822 (0.1892)	0.0002	0.3064** (0.1383)	−0.0713 (0.1891)	0.0005	0.3137 (0.2345)	−0.0802 (0.2073)	0.0002	0.3074 (0.2270)	−0.0780 (0.1954)	0.0139	61
4	0.2620 (0.1715)	−0.0283 (0.1356)	0.0035	0.2701* (0.1455)	−0.0105 (0.1186)	0.0051	0.2680 (0.2187)	−0.0436 (0.1850)	0.0031	0.2724 (0.1890)	−0.0596 (0.1652)	0.1797	60
5	0.3858** (0.1529)	−0.0855 (0.1870)	0.0055	0.3696** (0.1503)	−0.0458 (0.1669)	0.0080	0.3806** (0.1804)	−0.0755 (0.2001)	0.0042	0.3665** (0.1748)	−0.0615 (0.1923)	0.6085	61
6	0.3387** (0.1418)	−0.0001 (0.1287)	0.0153	0.3458** (0.1472)	−0.0072 (0.1373)	0.0133	0.3499* (0.1751)	−0.0180 (0.1686)	0.0111	0.3292** (0.1554)	−0.0324 (0.1557)	0.9550	60
7	0.3585* (0.1890)	−0.0472 (0.1764)	0.0221	0.4326** (0.1632)	−0.0606 (0.1790)	0.0361	0.3602 (0.2261)	−0.0491 (0.1980)	0.0220	0.2860 (0.2114)	−0.0524 (0.1862)	0.9852	61
8	0.4519*** (0.1229)	−0.1182 (0.1493)	0.0300	0.3667*** (0.0812)	−0.1023 (0.1096)	0.0330	0.4585*** (0.1424)	−0.1094 (0.1677)	0.0291	0.3669** (0.1379)	−0.1091 (0.1493)	1.3264	60
9	0.3221 (0.2477)	0.0214 (0.4254)	0.0203	0.5012* (0.2522)	−0.3134 (0.3771)	0.0226	0.3084 (0.3119)	0.0480 (0.5453)	0.0204	0.4395 (0.2847)	−0.2516 (0.5250)	1.0859	61
10	0.4439** (0.1740)	−0.1881 (0.3352)	0.0319	0.4113*** (0.0858)	−0.1731 (0.1372)	0.0274	0.4668** (0.2012)	−0.2279 (0.4007)	0.0345	0.4714** (0.1865)	−0.3035 (0.3809)	1.0333	60
11	0.3549** (0.1548)	−0.0471 (0.1759)	0.0221	0.4014*** (0.1466)	−0.0580 (0.1754)	0.0316	0.3556* (0.1872)	−0.0488 (0.1984)	0.0220	0.3414** (0.1604)	−0.0429 (0.1815)	1.4360	61
12	0.4254*** (0.1131)	−0.1415 (0.1429)	0.0317	0.4828*** (0.1025)	−0.1375 (0.1416)	0.0437	0.4409*** (0.1321)	−0.1484 (0.1552)	0.0341	0.4193*** (0.1241)	−0.0976 (0.1478)	1.7596	61
13	0.5350 (0.3307)	−0.3853 (0.5928)	0.0001	0.5351* (0.3063)	−0.3848 (0.4754)	0.0004	0.5340 (0.3391)	−0.3829 (0.6139)	0.0001	0.5393 (0.3406)	−0.3831 (0.6030)	0.0042	61
14	0.4002 (0.2670)	−0.1364 (0.4860)	0.0133	0.3634* (0.1897)	−0.1162 (0.2994)	0.0111	0.3794 (0.3023)	−0.0769 (0.5232)	0.0117	0.4230 (0.2723)	−0.2194 (0.5059)	0.6759	60
15	0.5192*** (0.1570)	−0.2229 (0.2114)		0.8638*** (0.1620)	−0.8742*** (0.2544)	0.0320	0.5071*** (0.1680)	−0.1532 (0.2097)	0.0345	0.4588*** (0.1617)	−0.1729 (0.2034)	3.4843*	62
16	0.9123** (0.3751)	−1.0031* (0.5632)	0.0176	1.0157*** (0.2361)	−1.0863*** (0.3462)	0.0142	0.9663*** (0.3566)	−1.0595* (0.5325)	0.0169	0.7382** (0.3437)	−0.6939 (0.5719)	0.7598	62
17	0.4990*** (0.1573)	−0.2736 (0.2179)	0.0484	0.4323*** (0.1308)	−0.1349 (0.1605)	0.0346	0.4689*** (0.1665)	−0.2078 (0.2113)	0.0419	0.5228*** (0.1430)	−0.1584 (0.1984)	4.1093	62
18	0.3683** (0.1751)	−0.1132 (0.1894)	0.0048	0.3998*** (0.1315)	−0.1834 (0.1923)	0.0090	0.3881* (0.1945)	−0.1146 (0.2060)	0.0052	0.4156** (0.2016)	−0.1396 (0.2059)	0.4715	61
19	0.5222 (0.3241)	−0.3506 (0.5820)	0.0046	0.5717* (0.3069)	−0.4332 (0.4807)	0.0068	0.5086 (0.3354)	−0.3184 (0.6097)	0.0045	0.6146 (0.3822)	−0.4351 (0.6272)	0.2938	61
20	0.4101*** (0.1436)	−0.1085 (0.1865)	0.0087	0.3996*** (0.1400)	−0.0641 (0.1699)	0.0132	0.4130** (0.1703)	−0.1047 (0.1990)	0.0069	0.4604*** (0.1721)	−0.1201 (0.2003)	0.9512	61
21	0.5534*** (0.1548)	−0.2612 (0.2177)	0.0521	0.7732*** (0.1215)	−0.7376*** (0.1936)	0.0351	0.5098*** (0.1674)	−0.1486 (0.2082)	0.0363	0.4856** (0.2036)	−0.1863 (0.2183)	3.4304	61
22	0.8440** (0.3255)	−0.9233* (0.5180)	0.0226	1.0092*** (0.2332)	−1.0873*** (0.3448)	0.0291	0.8819*** (0.3144)	−0.9685* (0.4969)	0.0237	0.7703* (0.3882)	−0.6999 (0.5778)	0.8066	61
23	0.5841*** (0.1702)	−0.4334* (0.2322)	0.0566	0.4354*** (0.1321)	−0.1871 (0.1503)	0.0298	0.4750*** (0.1678)	−0.2390 (0.2158)	0.0500	0.5370*** (0.1767)	−0.1655 (0.2116)	4.0027	61

Note: 1%, 5% and 10% significance are represented by ***, ** and *, respectively. The values in parentheses correspond to standard deviation.

Table B.3: Estimation of (13) at 8% interest rate

Group	GMM – Newey-West Fixed			GMM – Newey-West Variable			GMM – Andrews			2SLS			N°obs.
	(1 – λ)	ϕ	J Stat.	(1 – λ)	ϕ	J Stat.	(1 – λ)	Φ	J Stat.	(1 – λ)	ϕ	J Stat.	
1	0.4200*** (0.1511)	-0.1045 (0.1893)	0.0047	0.4078*** (0.1468)	-0.0708 (0.1711)	0.0068	0.4205** (0.1818)	-0.0987 (0.2050)	0.0036	0.4199*** (0.1525)	-0.0932 (0.1907)	0.5285	62
2	0.4072*** (0.1432)	-0.0584 (0.1722)	0.0289	0.4292*** (0.1339)	-0.0486 (0.1616)	0.0332	0.4186** (0.1719)	-0.0759 (0.1943)	0.0281	0.4408** (0.1773)	-0.0975 (0.2029)	1.7015	61
3	0.3654* (0.1922)	-0.1050 (0.1904)	0.0004	0.3506** (0.1334)	-0.0922 (0.1916)	0.0010	0.3598 (0.2256)	-0.1021 (0.2061)	0.0003	0.3502 (0.2214)	-0.0991 (0.1966)		61
4	0.2960* (0.1698)	-0.0364 (0.1394)	0.0065	0.3091** (0.1516)	-0.0215 (0.1333)	0.0103	0.3039 (0.2150)	-0.0563 (0.1849)	0.0058	0.3057 (0.1858)	-0.0752 (0.1672)	0.3167	60
5	0.4263*** (0.1465)	-0.1065 (0.1885)	0.0048	0.4148*** (0.1449)	-0.0732 (0.1703)	0.0068	0.4213** (0.1739)	-0.0964 (0.2002)	0.0038	0.4060** (0.1680)	-0.0835 (0.1943)	0.5516	61
6	0.3808*** (0.1378)	-0.0130 (0.1352)	0.0190	0.3965*** (0.1368)	-0.0319 (0.1432)	0.0182	0.3932** (0.1691)	-0.0299 (0.1677)	0.0144	0.3615** (0.1516)	-0.0486 (0.1583)	1.0693	60
7	0.3991** (0.1835)	-0.0604 (0.1741)	0.0215	0.4390** (0.1752)	-0.0709 (0.1722)	0.0302	0.4017* (0.2188)	-0.0626 (0.1947)	0.0215	0.3334 (0.2027)	-0.0761 (0.1857)	0.9718	61
8	0.4738*** (0.1257)	-0.1154 (0.1503)	0.0273	0.4059*** (0.0910)	-0.1126 (0.1150)	0.0330	0.4772*** (0.1465)	-0.1085 (0.1679)	0.0264	0.3949*** (0.1387)	-0.1196 (0.1510)	1.1545	60
9	0.3502 (0.2427)	0.0233 (0.4192)	0.0193	0.5108** (0.2347)	-0.3148 (0.3540)	0.0211	0.3441 (0.3034)	0.0386 (0.5359)	0.0199	0.4754* (0.2833)	-0.2594 (0.5289)	1.0355	61
10	0.4588** (0.1744)	-0.1703 (0.3347)	0.0296	0.4241*** (0.0878)	-0.1754 (0.1378)	0.0265	0.4761** (0.2040)	-0.1974 (0.4015)	0.0313	0.4886** (0.1860)	-0.2847 (0.3799)	0.9873	60
11	0.3895** (0.1483)	-0.0598 (0.1736)	0.0215	0.4293*** (0.1440)	-0.0710 (0.1717)	0.0303	0.3919** (0.1807)	-0.0620 (0.1953)	0.0215	0.3851** (0.1525)	-0.0673 (0.1819)	1.3552	61
12	0.4458*** (0.1131)	-0.1372 (0.1450)	0.0294	0.4948*** (0.1025)	-0.1492 (0.1440)	0.0389	0.4578*** (0.1346)	-0.1407 (0.1572)	0.0307	0.4441*** (0.1252)	-0.1089 (0.1498)	1.5208	60
13	0.5708* (0.3333)	-0.3929 (0.6017)	0.0000	0.5698* (0.3011)	-0.3911 (0.4731)	0.0000	0.5706* (0.3406)	-0.3923 (0.6191)	0.0000	0.5718* (0.3420)	-0.3919 (0.6133)	0.0004	61
14	0.4294 (0.2740)	-0.1198 (0.4999)	0.0173	0.3962* (0.2191)	-0.1034 (0.3731)	0.0154	0.4065 (0.3077)	-0.0555 (0.5318)	0.0149	0.4408 (0.2769)	-0.2067 (0.5155)	0.8521	60
15	0.5581*** (0.1547)	-0.2550 (0.2152)	0.0467*	0.8644*** (0.1544)	-0.8562*** (0.2485)	0.0312	0.5432*** (0.1627)	-0.1784 (0.2104)	0.0349	0.5007*** (0.1575)	-0.1931 (0.2048)	3.1690*	62
16	0.9335** (0.3672)	-0.9961* (0.5547)	0.0161	1.0260*** (0.2311)	-1.0683*** (0.3467)	0.0134	0.9829*** (0.3467)	-1.0476** (0.5232)	0.0157	0.7672** (0.3387)	-0.6920 (0.5695)	0.7054	62
17	0.5410*** (0.1573)	-0.3224 (0.2229)	0.0493	0.4639*** (0.1316)	-0.1624 (0.1610)	0.0349	0.5060*** (0.1610)	-0.2407 (0.2125)	0.0422	0.5611*** (0.1411)	-0.1795 (0.2001)	3.6727	62
18	0.4094** (0.1699)	-0.1328 (0.1911)	0.0043	0.4248*** (0.1387)	-0.1895 (0.2010)	0.0082	0.4250** (0.1882)	-0.1329 (0.2053)	0.0046	0.4545** (0.1977)	-0.1583 (0.2081)	0.3877	61
19	0.5608* (0.3280)	-0.3661 (0.5936)	0.0039	0.5968* (0.3042)	-0.4365 (0.4795)	0.0065	0.5518 (0.3368)	-0.3443 (0.6154)	0.0039	0.6420* (0.3802)	-0.4365 (0.6338)	0.2373	61
20	0.4498*** (0.1379)	-0.1276 (0.1885)	0.0079	0.4526*** (0.1390)	-0.1079 (0.1785)	0.0107	0.4526*** (0.1637)	-0.1242 (0.1991)	0.0064	0.4967*** (0.1674)	-0.1398 (0.2031)	0.8019	61
21	0.5864*** (0.1539)	-0.2938 (0.2204)	0.0513	0.7830*** (0.1221)	-0.7374*** (0.1932)	0.0345	0.5476*** (0.1622)	-0.1783 (0.2098)	0.0372	0.5226** (0.1992)	-0.2037 (0.2196)	3.0994	61
22	0.8750*** (0.3268)	-0.9309* (0.5204)	0.0205	1.0163*** (0.2279)	-1.0698*** (0.3441)	0.0281	0.9109*** (0.3125)	-0.9739* (0.4959)	0.0219	0.7952** (0.3811)	-0.6971 (0.5757)	0.7346	61
23	0.6030*** (0.1659)	-0.4400* (0.2293)	0.0541	0.4430*** (0.1335)	-0.1919 (0.1492)	0.0289	0.5532*** (0.1646)	-0.3512 (0.2239)	0.0525	0.5712*** (0.1719)	-0.1839 (0.2134)	3.5742	61

Note: 1%, 5% and 10% significance are represented by ***, ** and *, respectively. The values in parentheses correspond to standard deviation.

RESEARCH ENHANCING THE QUALITY OF TEACHING: ECONOMETRIC EVIDENCE FROM BRAZIL

EDUARDO DE CARVALHO ANDRADE ^{*}
BRUNO DE PAULA ROCHA [†]

Resumo

Este artigo reporta evidência de que as atividades de pesquisa tendem a melhorar a avaliação recebida dos professores pelos alunos (SET) com uma defasagem temporal. Além disso, os resultados sugerem que as atividades de pesquisa sejam complementares às atividades de ensino. As atividades de pesquisa parecem afetar a qualidade do ensino no momento em que são realizadas, indicando um ganho na realização conjunta das atividades de ensino e pesquisa.

Palavras-chave: Avaliação de Professores por Alunos; Modelos de Dados em Paineis; Pesquisa; Qualidade de Ensino.

Abstract

We find evidence that the process of doing research increases the professor's knowledge and enhances the student evaluation of teaching (SET) with a lag. Moreover, the results suggest that research activity seems to be complementary to teaching. The research activity seems to increase the quality of teaching at the moment that it is put in place, i.e., both activities can be seen as 'mutually reinforcing'.

Keywords: Student Evaluation Score; Fixed-Effect Model; Research; and Quality of Teaching.

JEL classification: A20; A22; I20

DOI: <http://dx.doi.org/10.11606/1413-8050/ea144832>

^{*} Apex Capital Ltda. E-mail: eduardo.andrade@apexcapital.com.br

[†] Centro de Engenharia, Modelagem e Ciências Sociais Aplicadas, Universidade Federal do ABC (UFABC). E-mail: rocha.b@ufabc.edu.br

1 Introduction

Professors at most universities (and many colleges) tend to have their work evaluated in great length on two dimensions for purposes of promotion, tenure and salary increases. First, the quality of their research, measured by the number of articles published in peer-review and high-prestige academic journals, is a key variable (Fairweather 2002). Second, it is common for students to evaluate their professors at the end of the courses (Becker & Watts 1999). The results of the student evaluation of teaching (SET) are considered an instrument to assess the quality of a professor's teaching, and are used by these institutions for purposes of promotion of the professors (McPherson et al. 2009).

Some argue that research negatively affects the quality of teaching. Both activities demand time and spending long hours dedicated to one activity may happen at the expense of the other. The traditional emphasis on classroom teaching is no longer available because faculty receives greater rewards for research productivity and publication (Harmon 2006, Binder et al. 2012). In fact, this seems to be the perception of the academic professionals. In the 1989 National Survey of Faculty, more than half answered positively to the question of whether the 'pressure to publish reduces the quality of teaching at any university' (Boyer 1990). Others argue in the opposite direction. Research and teaching are complementary activities in a way that 'excellence in scholarship feeds excellence in the classroom' (Binder et al. 2012), they are 'mutually reinforcing' and 'the best scholars are the best teachers' (Fairweather 2002). Professors may spend less time in other activities such as administrative tasks, grant writing, student advising, paid consulting or leisure, and be simultaneously productive in teaching and research.¹ Moreover, successful research can increase the professor's confidence and his performance in the classroom (Zaman 2004).

The literature examining the teaching-research nexus is vast.² However, the overwhelming majority of the empirical findings are based on simple correlation analysis.³ Furthermore, most articles relating teaching and research bring evidence to universities in developed countries (Zaman 2004). This article aims to fill these gaps using a new large panel data from a private higher education institution in Brazil to estimate a fixed-effect model in order to test how research (measured by the number/quality of publications) affects the quality of teaching (measured by the SET). We examine this possible connection in two different ways.

On one hand, after mastering more subjects, which is verified by a greater number/quality of publications, it is possible that the professors improve their teaching skills, with positive effects on the SET, as they introduce 'research-based material into their classroom instruction' (Fairweather 2002). It may take some time for the materialization of this effect. In this case, the variable past number/quality of publications should positively affect the SET today. On the other hand, the product of the activity of research today will take place only in the future as the process of preparing, writing, submitting and having the paper accepted and published by an academic journal takes time. Therefore, a proxy for the research activity today is the number/quality publi-

¹Link et al. (2008) examine how tenure and promotion affect the allocation of time.

²A detailed discussion can be seen in Zaman (2004).

³Two recent exceptions are the use of non-parametric efficiency measures in De Witte et al. (2013) and the OLS fixed effects regressions in Ginsburg & Miles (2015).

cations in the future. Hence, this variable could positively or negatively affect the quality of teaching and the SET today, depending on whether both activities are complementary or substitutive.

The remainder of the article is organized as follows. The next section presents the dataset and the econometric model employed to access the relationship between research and quality of teaching. Section 3 presents the most important empirical results and section 4 contains the conclusions. The tables can be found in the Appendix Appendix A.

2 Data and Methodology

We obtained the panel data from Insper Academic Records Office. Insper (Institute of Education and Research) is a Brazilian institution for education and research, acting in the fields of Business, Economics, Law and Engineering. The dataset covers fourteen semesters from the second semester of 2005 to the first semester of 2012, encompassing 1,230 undergraduate courses in Economics and Business taught by 154 professors in 115 different disciplines.

Some professors taught more than one course in the same semester during this period. This fact precludes the use of panel data techniques when using the professor as the unit of analysis. Therefore, we use the pair professor/discipline as the unit of analysis. If this unit occurred more than once in the semester, we averaged them. Hence, the number of observations in the data is 928 and there are 240 pairs of professor/discipline.

In order to access the relation between research and the quality of teaching, we estimate a fixed-effect regression model. The control for professor's unobservable specific effects is important, since they are probably correlated with the professor's teaching and research skills. It may be argued, for example, that the quality of a professor's course depends on individual attributes such as motivation and communication specific skills. The same individual attributes are probably also important in determining the quality of the professor's research. Therefore, the omission of these specific factors would introduce biases in the estimation of the real research-teaching relationship.⁴ Thus, we estimated the following model:

$$Y_{it} = \alpha + u_i + \gamma_t + Z_{it}\beta_1 + X_{it}\beta_2 + \epsilon_{it}, \quad (1)$$

where the dependent variable Y_{it} is the SET score of the pair professor/discipline ' i ' in semester ' t ', α is a constant, u_i is the pair professor/discipline specific effect, γ_t is the semester-specific effect, Z_{it} is a vector with leads and lags of the variable of interest the number/quality of publications, β_1 is a vector with the coefficients of interest, X_{it} is a vector that includes control variables with its corresponding coefficients in vector β_2 and ϵ_{it} is the error term which is assumed to be normally distributed.

The dependent variable is the average of all answers in the SET form (hereafter referred to as EVAL), which is the variable used by Insper to evaluate the quality of a professor's teaching for purposes of promotion. A group of professionals (other than the instructors) distributes the SET forms without prior announcement twice during the semester. The evaluations occur right before

⁴For a formal description of fixed-effect models for panel data, see Greene (2008).

the mid-term and final exams. In our analysis, we only used the results obtained in the last evaluation. The SET form comprises 13 questions designed to evaluate different dimensions of the quality of teaching in the respective course.⁵ For each question, the answers range from 1 to 4, where a higher value indicates a better evaluation. In Table A.1 of the appendix, we present the descriptive statistics of the dependent and explanatory variables used in the analysis.

The key variable, with leads and lags in vector Z_{it} , is the number/quality of publications (hereafter referred to as RSCH), which is the variable used by Insper to evaluate the quality of the research for purposes of promotion; the greater the RSCH is, the greater the number/quality of publications. The data on RSCH is annual, while for all other variables are on semester-based. The annual data on RSCH was used for both semesters of that year.

It is important to explain how the variable RSCH is calculated. The academic journals are stratified into seven categories, from A1 to B5, depending on its impact factors. As can be seen in column 2 of Table A.2, in Economics, a journal has to have an impact factor greater than: 1.730 to be in category A1, 1.154 to be in category A2 and so on. Columns 3 and 4 show, respectively, the number and percentage of publications in each category. The last column indicates the number of points that a professor receives when a paper is published in each category of journal.

Following the literature, we consider three groups of control variables that can affect the SET score.⁶ These variables are in vector X_{it} . They are related to the characteristics of the students – the average grade in the course (GRADE), the percentage of female students in class (PFEM) and the fraction of students enrolled in class that answered the SET form (PRESP); courses – the class size (CSIZE) and a dummy for mandatory courses (MAND); and professors – number of years teaching at Insper (EXP), schooling (PHD), gender (GENDER), age (AGE) and the status of being a full-time or part-time professor (FULL).

3 Results

Table A.3 presents the results. In all regressions, (1) through (4), all control variables (students', courses' and professors' characteristics) were used. The coefficients of the variables GRADE, EXP and CSIZE appear more consistently as statistically significant. The coefficients of the variables reported have, in general, the expected signs.⁷ As can be seen, a higher average grade (GRADE) in the course positively affects the SET. The same result is obtained in Andrade & Rocha (2012), indicating that a professor may “buy” a better evaluation by inflating the student's grade. Teaching experience (EXP) also positively influences the SET. This positive effect may reflect the professor's adaptation to the institution's environment and the student behavior (Andrade & Rocha 2012). On the other hand, a greater class size (CSIZE) negatively affects the SET. The

⁵The list of questions that compose the SET form is: “organization and clarity”, “communication skills”, “exams format”, “course content”, “academic rigor”, “academic experience”, “market experience”, “pragmatism”, “interaction”, “stimulating attitude”, “stimulus for studies”, “classroom dynamics” and “dedication”. A more detailed description of the SET forms can be seen in Andrade & Rocha (2012).

⁶For a review of the literature on the SET's determinants, see McPherson et al. (2009).

⁷For a discussion of the effects of these variables on SET, see McPherson et al. (2009). Evidence from Brazilian data can be found in Andrade & Rocha (2012).

sign of this coefficient probably reflects an "award" due to the higher level of attention given by the professor to any particular student in courses with small classes (Andrade & Rocha 2012). In model (4), the coefficient of the variable AGE seems to suggest that, controlling for experience (EXP), there is no evidence of relevant human capital depreciation or student's discrimination against older professors.

In regression (1), in addition to the control variables, LAG_RSCH was added as an explanatory variable, which is the variable RSCH lagged in one year. The idea is that publication at time ' t ' positively affects SET at time ' $t + 1$ '. In other words, it may take one year for the effect of 'mastering more subjects' affecting SET to take place. The coefficient of LAG_RSCH is positive, as expected, and is statistically different from zero. This result suggests that, at least with a lag, research can induce a higher quality of teaching.

In regression (2), we check if it is possible that publication at time ' t ' positively affects SET at time ' $t + 2$ '. The variable LAG_RSCH was replaced by the variable LAG_RSCH2, which is the variable RSCH lagged two years. However, the coefficient is not statistically significant.

The use of indicators of past research performance is standard in the literature. But this type of information does not reveal whether research and teaching are complementary or substitutive activities, because research performance is associated to an effort taken in the past. In fact, it is difficult to know precisely when the effort in research activity to produce a given publication was put in place. The number of months/years necessary to have a paper published varies considerably even within the same journal. We tested two possibilities in this respect.

In regression (3), besides the control variables, FWD_RSCH was added as an explanatory variable, which is the variable RSCH one year ahead. In regression (4), besides the control variables, FWD_RSCH2 was added as an explanatory variable, which is the variable RSCH two years ahead. It is implicitly assumed that the main research activity occurred one year before publication, in the former model, and two years before publication, in the latter model.

The coefficient of FWD_RSCH is not statistically different from zero. However, the coefficient of FWD_RSCH2 is positive and significant. This last result suggests that teaching and research are complementary activities, and that research enhances the quality of teaching, at least as perceived by the students.

4 Conclusions

This paper aims to empirically test how research, measured by the number/quality of publications, affects the quality of teaching, as perceived by the students through the SET, using a new dataset from a Brazilian higher education institution.

We found evidence that the process of doing research increases professor's knowledge, enhancing SET with a lag. Moreover, the results suggest that research activity seems to be complementary to teaching. The research activity seems to increase the quality of teaching at the moment that it is put in place, that is, both activities can be seen as 'mutually reinforcing'.

Acknowledgments

We are grateful to Marcia Moura for authorizing the use of the data for this study. We would like to thank Rogério Costa for making the data used for this study available. Any views expressed are those of the authors' exclusively. The views expressed herein are those of the author(s) and do not necessarily reflect the views of the Insper. Bruno de Paula Rocha is grateful for the support received from CEDEPLAR and UFMG where part of this research was conducted. Needless to say, remaining errors and omissions are of our responsibility.

Bibliography

- Andrade, E. & Rocha, B. P. (2012), 'Factors affecting the student evaluation of teaching scores: Evidence from panel data estimation', *Estudos Econômicos* 42(1), 129–150.
- Becker, W. & Watts, M. (1999), 'How departments of economics evaluate teaching', *American Economic Review* 89(2), 344–349.
- Binder, M., Chermak, J., Krause, K. & Thacher, J. (2012), 'The teaching penalty in higher education: Evidence from a public research university', *Economics Letters* 117(1), 39–41.
- Boyer, E. (1990), *Scholarship Reconsidered: Priorities of the Professoriate*, The Carnegie Foundation of the Advancement of Teaching, Princeton, NJ.
- De Witte, K., Rogge, N., Cherchye, L. & Puyen, T. V. (2013), 'Economies of scope in research and teaching: A non-parametric investigation', *Omega* 41(2), 305–314.
- Fairweather, J. (2002), 'The mythologies of faculty productivity', *The Journal of Higher Education* 73(1), 26–48.
- Ginsburg, T. & Miles, T. J. (2015), 'The teaching/research trade-off in law: Data from the right tail', *Evaluation Review* 39(1), 46–81.
- Greene, W. (2008), *Econometric Analysis*, sixth edition edn, Prentice Hall, New York.
- Harmon, M. (2006), 'Business research and chinese patriotic poetry: How competition for status distorts the priority between research and teaching in U.S. business schools', *Academy of Management Learning and Education* 5(2), 234–243.
- Link, A., Swann, C. & Bozeman, B. (2008), 'A time allocation study of university faculty', *Economics of Education Review* 27(4), 363–374.
- McPherson, M., Jewell, R. & Kim, M. (2009), 'What determines student evaluation scores? a random effects analysis of undergraduate economic classes', *Eastern Economic Journal* 35(1), 37–51.
- Zaman, M. (2004), 'Review of the academic evidence on the relationship between teaching and research in higher education', Research Report RR506.

Appendix A

Table A.1: Descriptive statistics

Variable	Obs	Mean	Median	Std. Dev.	Min	Max
SET variables						
EVAL	928	3.36	3.42	0.32	1.98	4.00
Student's characteristics						
GRADE	928	6.23	6.25	0.97	2.04	8.45
PFEM	928	28.45	29.02	7.87	0.00	57.14
PRESP	928	57.04	57.07	15.17	8.00	93.33
Courses' characteristics						
CSIZE	928	60.30	62.00	22.39	13.00	111.00
MAND	928	0.82	1.00	0.39	0.00	1.00
Instructors' characteristics						
EXP	928	3.65	3.00	3.11	0.00	13.00
PHD	928	0.74	1.00	0.47	0.00	1.00
GENDER	928	0.81	1.00	0.40	0.00	1.00
AGE	928	40.17	39.00	7.56	24.93	66.00
FULL	928	0.35	0.00	0.48	0.00	1.00
RSCH	928	12.92	0.00	24.37	0.00	159.00

Table A.2: Categories of Academic Journals in Economics

Category	Minimum Impact Factor	# of publications	%	Points
A1	1.73	24	12.70%	40
A2	1.154	33	17.50%	32
B1	0.73	42	22.20%	24
B2	0.484	36	19.00%	20
B3	0.329	28	14.80%	12
B4	0.049	25	13.20%	8
B5	–	1	0.50%	4
Total	–	189	100.00%	–

Source: Inspir.

Table A.3: Fixed-Effects estimates

Explanatory variables	(1)	(2)	(3)	(4)
Students' characteristics				
GRADE	0.0994** (0.0268)	0.0821** (0.0309)	0.0675* (0.0279)	0.0714* (0.0301)
PFEM	-0.00129 (0.00174)	-0.00203 (0.00242)	-0.00223 (0.00185)	-0.00327 (0.00263)
PRESP	-0.000273 (0.000837)	-0.000166 (0.00102)	-8.67E-05 (0.00108)	0.000377 (0.00143)
Courses' characteristics				
CSIZE	-0.00168+ (0.000908)	-0.00133 (0.00115)	-0.00172 (0.00106)	-0.00271* (0.00131)
MAND	-0.0959 (0.0644)	-0.00675 (0.0779)	-0.0800 (0.0649)	-0.0981 (0.0869)
Professors' characteristics				
EXP	0.0327* (0.0134)	0.0300* (0.0149)	-0.00478 (0.0168)	-0.00609 (0.0171)
PHD	0.0989 (0.0873)	0.110 (0.0899)	0.00828 (0.119)	0.0935 (0.0996)
GENDER	0.122 (0.139)	0.00767 (0.145)	-0.00276 (0.125)	-0.0393 (0.124)
AGE	-0.112 (0.0787)	-0.135 (0.107)	-0.0734 (0.0947)	0.148* (0.0727)
FULL	-0.0577 (0.0564)	0.0795 (0.0667)	-0.0685 (0.0712)	-0.133+ (0.0727)
LAG_RSCH	0.000939+ (0.000555)			
LAG_RSCH_2		0.000357 (0.000548)		
FWD_RSCH			-0.000799 (0.000689)	
FWD_RSCH_2				0.00189** (0.000698)
Constant	7.592* (3.507)	8.232+ (4.279)	5.815 (3.543)	-2.421 (2.757)
Number of obs.	502	329	502	329
R-squared	0.19	0.189	0.112	0.163
Number of pairs professor/discipline	128	85	128	85

Robust standard errors in parenthesis. ** $p < 0.01$, * $p < 0.05$, + $p < 0.10$.

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

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