



ECONOMIA APLICADA

BRAZILIAN JOURNAL OF APPLIED ECONOMICS

Vol. 22 – nº 1

Janeiro – Março 2018

ARTIGOS

Novas Linhas de Pobreza para o Brasil: Uma Análise a Partir das Pesquisas de Orçamentos Familiares (POF) 2002-2003 e 2008-2009

Cristiana Tristão Rodrigues, Steven M. Helfand, João Eustáquio de Lima

Oferta de Trabalho e Salário do Idoso no Brasil

Vívian dos Santos Queiroz Orellana, Hilton Martins de Brito Ramalho, Giácomo Balbinotto

Terminais de Contêineres no Brasil: Eficiência Intertemporal

Leopoldo Heitor Capelini Kirchner, Vander Mendes Lucas

Déficits Gêmeos no Brasil: Qual a Relação de Causalidade?

Túllio Assis Souza, Cleomar Gomes da Silva

Análise da Eficiência dos Departamentos de Economia de Instituições de Ensino Superior do Brasil

Aléssio Tony Cavalcanti de Almeida, Hilton Martins de Brito Ramalho, Eryka Fernanda Miranda Sobral, Andrea Ferreira da Silva

Biofuels and Food: Can Brazilian Ethanol Production Affect Domestic Food Prices?

Daniel Henrique Dario Capitani

Precificação ao Mercado das Exportações Brasileiras de Produtos Industrializados

Sérgio Kannebley Júnior, Leonardo Kiyoshi Kinoshita Assahide

ECONOMIA FEA-RP/USP



ECONOMIA APLICADA

Vol. 22 – nº 1 Janeiro – Março 2018

PAPERS

New Poverty Lines for Brazil: an Analysis Based on Household Budget Survey (POF) 2002–2003 and 2008–2009

Cristiana Tristão Rodrigues, Steven M. Helfand, João Eustáquio de Lima

Labor Supply and Wage of the Elder in Brazil

Vívian dos Santos Queiroz Orellana, Hilton Martins de Brito Ramalho, Giacomo Balbinotto

Port Terminals in Brazil: Intertemporal Efficiency

Leopoldo Heitor Capelini Kirchner, Vander Mendes Lucas

Twin Deficits in Brazil: What is the Causality Relationship?

Túllio Assis Souza, Cleomar Gomes da Silva

Efficiency Analysis of the Departments of Economics of Higher Education Institutions in Brazil

Aléssio Tony Cavalcanti de Almeida, Hilton Martins de Brito Ramalho, Eryka Fernanda Miranda Sobral, Andrea Ferreira da Silva

Biofuels and Food: Can Brazilian Ethanol Production Affect Domestic Food Prices?

Daniel Henrique Dario Capitani

Pricing-to-market in Brazilian Manufacturing Exports

Sérgio Kannebley Júnior, Leonardo Kiyoshi Kinoshita Assahide

ISSN 1980-5330



9 771980 533000

APOIO:



ECONOMIA APLICADA

Vol. 22 – nº 1

Janeiro – Março 2018

Editor

Eliezer Martins Diniz

Editores Associados

Angelo Costa Gurgel

Renato Nunes de Lima Seixas

Sergio Naruhiko Sakurai

Lízia de Figueirêdo

Reynaldo Fernandes

Conselho Editorial

Affonso Celso Pastore

USP

Cássio F. Camargo Rolim

UFPR

Clélio Campolina Diniz

CEDEPLAR

Eleutério F. S. Prado

USP

Francisco Anuatti Neto

USP/RP

Geraldo Sant'ana de Camargo Barros

ESALQ/USP

José Marcelino da Costa

NAEA/PA

Marcelo Portugal

UFRGS

Márcio Gomes Pinto Garcia

PUC/RJ

Paulo César Coutinho

UnB

Pierre Perron

Boston University

Ricardo R. Araújo Lima

UnB

Roberto Smith

UFCE

Rogério Studart

UFRJ

Sérgio Werlang

FGV/RJ

Victor Bulmer-Thomas

University of London

Antônio Barros de Castro

UFRJ

Cláudio Monteiro Considera

UFF

Denisard C. de Oliveira Alves

USP

Fernando de Holanda Barbosa

FGV-UFF

Geoffrey J. D. Hewings

University of Illinois

Gustavo Maia Gomes

IPEA

José A. Scheinkman

Princeton University

Maria José Willumsen

Florida International University

Mário Luiz Possas

UFRJ

Paulo Nogueira Batista Júnior

FGV/SP

Pedro Cesar Dutra Fonseca

UFRGS

Robert E. Evenson

Yale University

Rodolfo Hoffmann

ESALQ/USP

Russell E. Smith

Washburn University

Tomás Málaga

FGV/SP

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: Marlene Dietrich

Capa: Christof Gunkel

Revisões linguísticas (Português e Inglês): Iulo Feliciano Afonso (Solution Translations Eireli — Epp)

Diagramação: Maria Renata Pinto Silveira

Endereço

Revista Economia Aplicada, Departamento de Economia, FEA-RP/USP

Avenida dos Bandeirantes, 3900, Ribeirão Preto, SP.

CEP 14040-905

Telefone: (0xx16) 3315-0407

E-mail: revecap@usp.br

Site: <http://www.usp.br/revecap>

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 1980-5330

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. 22 – nº 1

Janeiro – Março 2018

ARTIGOS

- 5 **Novas Linhas de Pobreza para o Brasil: Uma Análise a Partir das Pesquisas de Orçamentos Familiares (POF) 2002-2003 e 2008-2009**
Cristiana Tristão Rodrigues , Steven M. Helfand , João Eustáquio de Lima
- 37 **Oferta de Trabalho e Salário do Idoso no Brasil**
Vívian dos Santos Queiroz Orellana , Hilton Martins de Brito Ramalho ,
Giácomo Balbinotto
- 63 **Terminais de Contêineres no Brasil: Eficiência Intertemporal**
Leopoldo Heitor Capelini Kirchner , Vander Mendes Lucas
- 87 **Déficits Gêmeos no Brasil: Qual a Relação de Causalidade?**
Túllio Assis Souza , Cleomar Gomes da Silva
- 109 **Análise da Eficiência dos Departamentos de Economia de Instituições de Ensino Superior do Brasil**
Aléssio Tony Cavalcanti de Almeida , Hilton Martins de Brito Ramalho
, Eryka Fernanda Miranda Sobral , Andrea Ferreira da Silva
- 141 **Biofuels and Food: Can Brazilian Ethanol Production Affect Domestic Food Prices?**
Daniel Henrique Dario Capitani
- 163 **Precificação ao Mercado das Exportações Brasileiras de Produtos Industrializados**
Sérgio Kannebley Júnior , Leonardo Kiyoshi Kinoshita Assahide

NOVAS LINHAS DE POBREZA PARA O BRASIL: UMA ANÁLISE A PARTIR DAS PESQUISAS DE ORÇAMENTOS FAMILIARES (POF) 2002-2003 E 2008-2009

CRISTIANA TRISTÃO RODRIGUES *

STEVEN M. HELFAND †

JOÃO EUSTÁQUIO DE LIMA ‡

Resumo

O objetivo deste artigo é obter novas linhas de pobreza para o Brasil baseado nos dados das Pesquisas de Orçamentos Familiares 2002-2003 e 2008-2009. Uma metodologia de imputações para erros de mensuração e para fluxo de serviços com bens duráveis é apresentada. São estimadas linhas de pobreza de alimentos e linhas ajustadas para itens não alimentares. Embora apenas 2,1% e 10,7% da população tenham sido considerados extremamente pobres e pobres com base nas linhas do Programa Bolsa Família, 5,5%, 14,7% foram identificados como pobres de acordo com as linhas estimadas no presente estudo. São discutidas as implicações para as políticas públicas.

Palavras-chave: Linhas de Pobreza; Pobreza; Pesquisa de Orçamentos Familiares; Brasil.

Abstract

New estimates of poverty lines in Brazil are provided based on consumption data from the 2008-2009 Household Budget Survey (POF). A consistent methodology – with imputations for measurement error and durable goods services – is presented for the estimation of three lines: a food (extreme) poverty line, and lower and upper poverty lines adjusted for non-food items. While only 2.1% and 10.7% of the population were considered extremely poor and poor according to the administrative lines used for Bolsa Família, 5.5%, 14.7% and 36.2% were identified as poor based on the poverty lines estimated here. Implications for public policy are discussed.

Keywords: Poverty; Poverty Lines; Household Budget Survey (POF); Brazil.

JEL classification: I3

DOI: <http://dx.doi.org/10.11606/1980-5330/ea150617>

* Professora Adjunta do Departamento de Economia na Universidade Federal de Viçosa. Email: cristiana.rodrigues@ufv.br.

† Professor associado de Economia na Universidade da Califórnia, Riverside. Email: steven.helfand@ucr.edu.

‡ Professor Titular do Departamento de Economia Rural na Universidade Federal de Viçosa. Email: jelima@ufv.br.

1 Introdução

A pobreza define-se, normalmente, como a insuficiência de recursos para assegurar as condições básicas de subsistência e de bem-estar dos indivíduos em uma sociedade. Uma linha de pobreza irá permitir a uma sociedade considerar como pobres todos aqueles indivíduos que se encontrem abaixo do seu valor (Barros et al. 2000).

No Brasil, não existe uma linha oficial de pobreza. Encontra-se uma grande variedade de linhas de pobreza utilizadas tanto em trabalhos aplicados como para programas de redução da pobreza (Figueiredo et al. 2007). A análise a partir da insuficiência de renda é uma das principais e mais difundidas formas de mensuração da pobreza. Como a maioria dos estudos sobre pobreza no Brasil utilizam dados da Pesquisa Nacional de Amostra por Domicílio (PNAD), a abordagem da renda tem sido a abordagem mais comum nos estudos de pobreza no Brasil.

De acordo com Fields (2001), podem-se distinguir quatro categorias de linha da pobreza. A primeira abordagem define a linha da pobreza como um nível arbitrário da renda, por exemplo, como uma porcentagem do salário mínimo, seus valores são apenas ajustados pela inflação. Alguns autores definiram a linha de pobreza dessa forma, por exemplo, Hoffmann (2000), que define a linha de extrema pobreza como 1/4 do salário mínimo (s.m.) per capita e a linha de pobreza como 1/2 s.m. per capita, e Corrêa (1998) que usa 1/2 e 1 s.m. per capita, respectivamente. Assim, o fato do nível ser arbitrário e a não consideração de diferenças no custo de vida entre as regiões e áreas rurais e urbanas, caracterizam-se como algumas falhas do método, bem como a taxa, relativamente alta, de subdeclarações de renda. Rocha (1996) argumenta que esse método tende a superestimar a pobreza nas zonas rurais e subestimar em áreas urbanas.

As linhas de pobreza internacionais são a segunda classe de linhas de pobreza e são geralmente definidas para comparações de pobreza entre países, como, por exemplo, no contexto dos objetivos de Desenvolvimento do Milênio. Essa linha é obtida convertendo uma linha de pobreza internacional extrema e completa de US\$ 1,00 e US\$ 2,00 por dia per capita para a moeda nacional, com ajustamentos de paridade de poder de compra (PPC)¹. Um exemplo de análise da pobreza no Brasil que usa esse tipo de linha de pobreza é a CEPAL (2002). Embora essa abordagem seja importante para estabelecer comparações internacionais, não permite que as linhas reflitam padrões de consumo e os preços dos bens em um país como o Brasil.

Uma terceira abordagem considera um fator subjetivo para detectar como as famílias avaliam suas próprias condições de vida. A definição comumente utilizada para a pobreza subjetiva é o sentimento que não se tem o suficiente para seguir adiante. Nesse sentido, Crespo & Gurovitz (2002) chamam a atenção para o fato de que é preciso ouvir dos pobres os que eles pensam sobre a sua condição de pobreza.

A quarta abordagem, que o Fields (2001) aponta, baseia-se no consumo. Nos estudos de Deaton (1997) e Deaton & Zaidi (2002), afirma-se que a estru-

¹A linha de pobreza de US\$ 1,00 per capita, por dia – ao PPP de 1985 – foi originalmente proposta porque representava uma média das linhas de pobreza em 33 países de baixa renda. Essa linha era vista como uma linha de pobreza típica para alguns dos países mais pobres do mundo. Esse valor tem aumentado ao longo do tempo por duas razões: o valor das linhas de pobreza nos países pobres tem aumentado, e a taxa PPP tem mudado (Chen & Ravallion 2008).

tura de consumo das famílias é a fonte mais adequada para o estabelecimento de linhas de pobreza. Esses autores apontam algumas vantagens de se utilizar os gastos em consumo, em vez da renda, como medida de bem-estar. Argumentam que o consumo é uma melhor medida do bem-estar no longo prazo, visto que a renda apresenta maiores flutuações no curto prazo. O consumo também capta o bem-estar mais precisamente do que a renda, desde que seja uma medida mais apropriada de oportunidades de bem-estar. Além disso, os gastos de consumo refletem não apenas o que um agregado familiar pode fazer com sua renda, mas também se tem acesso aos mercados de crédito. Assim, esses seriam um dos pontos favoráveis para eleição do consumo como indicador do nível de bem-estar dos agregados familiares (Quintães et al. 2006).

Alguns trabalhos têm utilizado o consumo da Pesquisa de Orçamento Familiar (POF) para definição da linha de pobreza. No Brasil, podem-se destacar os trabalhos de Rocha (2000, 2006) que muito têm contribuído para construção e aperfeiçoamento das linhas de indigência e pobreza que levam em conta as especificidades das cestas de consumo e alimentares locais. Já na literatura internacional, destaca-se Bank (2006), que explicita uma metodologia para levar em conta as diferenças de custo de vida entre as regiões brasileiras, bem como entre áreas urbanas e rurais, na construção das linhas de pobreza.

Entretanto, os dados mais recentes que esses trabalhos utilizaram foram da POF 2002-2003². Portanto, torna-se oportuno, com a disponibilização dos dados da POF 2008-2009, a estimação de novas linhas da pobreza que considerem na sua definição as especificidades da cesta de consumo. Utiliza-se para isso uma metodologia clara e consistente, que reflete as diferenças regionais do custo de vida e vai-se além da simples definição de um ponto de corte arbitrário³. Os procedimentos adotados permitem traçar um perfil de pobreza com base na definição de três linhas de pobreza diferentes, a linha de extrema pobreza, que é linha de pobreza de alimentos, e duas linhas para considerar as necessidades básicas com itens não alimentícios, sendo uma linha mais baixa e outra mais alta. Além disso, permite-se construir linhas de pobreza para as diferentes regiões do Brasil, podendo assim captar a variação espacial no custo de vida e fornecer um perfil da pobreza atualizado para as regiões.

Diante dessas considerações, este trabalho tem como objetivo principal contribuir para aperfeiçoamento das estimativas de linhas de pobreza no Brasil, com base nos dados de consumo das Pesquisas de Orçamento Familiar, POF 2002-2003 e POF 2008-2009, e na utilização de técnicas para melhoria da qualidade dos mesmos. Esse tipo de análise é importante, pois permite, a partir de dados concretos de consumo, entender como escolhas metodológicas podem influir no valor final do parâmetro obtido para medida de bem-estar, que irão ter consequências diretas nas estimativas de incidência de pobreza no Brasil.

Este artigo está dividido em 5 seções. Além desta introdução, uma segunda seção em que são descritos os procedimentos adotados para construção do agregado de consumo e estimação das distintas linhas de pobreza. Na terceira seção, apresentam-se as linhas de pobreza; na quarta seção, quantifica-se como irão variar as taxas de pobreza considerando cada uma dessas linhas e

²As fontes de dados disponíveis eram ENDEF 1974-1975, POF 1987-1988, POF 1995-1996 e POF 2002-2003.

³O conceito de consistência requer que a linha de pobreza real, definida como a linha de pobreza nominal depois do ajustamento das diferenças de custo de vida entre regiões, seja a mesma para todas as regiões (Bank 2006).

apresenta-se uma discussão sobre os pobres e vulneráveis com base nas novas linhas estimadas. Por fim, tem-se a conclusão na quinta seção.

2 Metodologia

Esta seção visa descrever os procedimentos adotados para estimação das linhas de pobreza de consumo. Para definir a linha de pobreza alimentar, primeiramente, explicam-se os procedimentos adotados para realizar a agregação dos itens alimentares, que irão compor a cesta de necessidades básicas, e os itens não alimentares. Em seguida, apresenta-se a metodologia utilizada para lidar com erros de mensuração da POF, a qual permite realizar imputação para gastos zero e anômalos, bem como a metodologia para melhorar a qualidade dos dados por meio da construção e imputação do fluxo de bens duráveis. Por fim, apresenta-se a metodologia para estimação da linha de pobreza extrema e a metodologia para ajustar essa linha de duas formas diferentes para estimar as linhas de pobreza baixa e alta.

2.1 Procedimentos de agregação dos itens alimentares na Pesquisa de Orçamento Familiar para compor a cesta das necessidades básicas

A Pesquisa de Orçamentos Familiares capta durante sete dias as despesas de alimentos das famílias, tanto coletiva quanto individual⁴. Para a análise de bem-estar, os produtos de alimentação são de particular importância, pois estratos de renda mais baixa tendem a gastar uma parcela considerável do seu orçamento nesses produtos. Assim, entende-se que o grupo alimentação pode ser incluído integralmente no consumo agregado, visto que este constitui uma parcela primordial no consumo total das famílias (Quintães et al. 2006).

A literatura recomenda, na computação de uma medida de consumo total de alimentos, para fazer parte da medida de bem-estar agregado, a inclusão dos alimentos consumidos pelos domicílios por meio de todas as fontes possíveis: como os alimentos que foram comprados no mercado; os alimentos que são produzidos em casa; os alimentos recebidos como presentes ou doações; e os alimentos recebidos como pagamento em espécie por serviços (Deaton & Zaidi 2002). O valor total das refeições consumidas fora de casa (restaurantes, alimentos preparados comprados no mercado local, refeições realizadas na escola, no trabalho, durante as férias, etc.) deve também ser incluído no agregado de consumo de alimentos.

As dificuldades encontradas na construção de um agregado não alimentar total anual encontram-se na escolha de quais itens serão incluídos. Portanto,

⁴Embora muitas vezes se utilize o termo família, o IBGE faz uma diferenciação entre “família” e “domicílio”. O conceito “família”, no IBGE refere-se a todas as pessoas moradoras do domicílio, ligadas por laços de parentesco, dependência doméstica ou normas de convivência, sem referência explícita ao consumo ou despesas. No domicílio, por sua vez, é identificada a unidade básica da pesquisa – unidade de consumo – que compreende um único morador ou conjunto de moradores que compartilham da mesma fonte de alimentação ou compartilham as despesas com moradia. Entretanto, na maior parte das situações, a unidade de consumo da POF coincide com a “família”, segundo o conceito adotado no IBGE. A POF 2008-2009, buscando harmonização conceitual com as demais pesquisas, identificou, também, nos domicílios, as famílias, segundo o conceito adotado pelo IBGE. Os cálculos realizados neste estudo se deram com base nos cálculos dos valores per capita dos domicílios.

um primeiro passo para construção do agregado de consumo é definir quais tipos de despesas serão incluídas e excluídas em cada grupo. A escolha depende não só dos dados disponíveis, mas também do objetivo analítico do estudo realizado (Deaton & Zaidi 2002). A maioria dos bens e serviços, que constam na POF, é classificada como itens não alimentícios. Nessa categoria, há um grande número de itens que claramente fazem parte de medida de bem-estar, tais como higiene e limpeza, serviços domésticos, habitação, serviços pessoais, lazer, papelaria, jornais e revistas, entretenimento, eventos desportivos, vestuário, etc. Porém, nem todas as despesas que constam nesses registros devem ser incluídas no agregado de consumo. Para os bens que podem representar uma necessidade “lamentável⁵”, como as despesas de negócios e de serviços que podem ser mais um investimento, os impostos e taxas de serviços e itens de consumo anormal e irregular, se faz necessário uma discussão sobre a validade de incluí-los na medida de consumo agregado (Figueiredo et al. 2007).

Para construir o agregado de consumo total com itens não alimentícios para mensuração do bem-estar das famílias, soma-se o total dos gastos nos itens incluídos em cada um dos grupos que fazem parte desse agregado, são eles: habitação, transportes, saúde e cuidados pessoais, educação, vestuário, recreação e cultura, fumo, serviços pessoais e despesas diversas⁶. Esses grupos são descritos em mais detalhes abaixo.

O item habitação possui a maior participação dentro da cesta de consumo das famílias, tanto na POF 2002-2003 como na POF 2008-2009, e, portanto, tem significativa importância na análise do bem-estar. Nesse grupo, são investigados sete tipos de despesas relacionadas à habitação: aluguel; serviços de utilidade pública; reformas do lar; mobiliários e artigos do lar; serviços e taxas, eletrodomésticos e consertos de eletrodomésticos; e artigos de limpeza. Para cálculo do consumo agregado em habitação, utilizam-se as despesas para manutenção do domicílio, como as diversas despesas com conta de energia, água e esgoto, telefone, combustíveis domésticos, material de construção e manutenção etc. Utilizam-se também as despesas diversas com o imóvel, aluguel pago e estimado, condomínio, impostos sobre imóveis, taxas diversas sobre serviços, despesas com jardinagem e material de limpeza, as despesas referentes à artigos do lar e, por fim, as despesas com serviços domésticos.

Na construção do agregado de consumo com transportes incluem-se todos os itens relacionados às despesas com transporte em geral, como estacionamento, seguros, manutenção do veículo e acessórios, óleo, lubrificação e alinhamento de pneus, gasolina, despesas com viagens esporádicas etc. Em contrapartida, excluem-se os gastos associados à compra, melhoria substancial ou grandes reparos de veículos, despesas irregulares, que são mais adequadamente vistas como investimento do que consumo.

No grupo de saúde e cuidados pessoais, encontram-se as despesas com higiene e cuidados pessoais, assistência à saúde, remédios e plano de saúde. Em geral, na construção do agregado de saúde os gastos com saúde devem ser excluídos porque são uma necessidade “lamentável” – a inclusão destes poderia fazer pessoas mais doentes aparecerem em melhor situação – e também porque eles podem ser muito irregulares e os seus preços poderão ser

⁵“Necessidades lamentáveis” são gastos com bens ou serviços não desejados, mas necessários, seja para trabalho, por exemplo, as roupas ou o transporte, ou para resolver algum infortúnio.

⁶A maior parte das decisões sobre quais itens são incluídos ou excluídos de cada grupo de consumo baseou-se em Deaton & Zaidi (2002).

subsidiados em níveis extremamente variáveis, seja por seguros privados ou públicos, de modo que os preços pagos são um reflexo muito impreciso do valor dos serviços (Deaton & Zaidi 2002). A maioria dos produtos farmacêuticos é para tratamento de problemas médicos e da mesma forma devem ser excluídos. No entanto, a lista de produtos farmacêuticos também inclui itens que são destinados à saúde preventiva em geral, conforto, conveniência ou de planejamento familiar e, portanto, devem-se ser incluídos no total do consumo, assim como as despesas com cuidados pessoais, complexos vitamínicos e fortificantes.

Na construção do agregado de consumo, Deaton & Zaidi (2002) recomendam a inclusão dos gastos com educação, que constituem os gastos com cursos regulares, superiores, outros cursos e atividades, livros didáticos e revistas técnicas, artigos escolares e outros. Apesar de serem gastos irregulares, eles são importantes porque estão concentrados nos anos mais jovens da vida de uma pessoa.

No agregado de consumo com vestuário são incluídas todas as despesas com roupas de homem, roupas de mulher, roupas de criança, calçado, tecido e armário, bem como despesas com jóias, relógios, bijuterias e apetrechos.

No agregado de consumo com recreação e cultura foram incluídos os gastos com brinquedos e jogos, celulares, instrumentos musicais e acessórios, periódicos, livros e revistas não didáticos, recreação e esportes e outros, gastos com celulares e acessórios, baterias, selos para coleção, tintas para pintura, despesas com viagens, cinemas, shows, atividades recreativas, etc.

No agregado de consumo com fumo incluem-se as despesas diversas com fumo, sendo todas incluídas no agregado de consumo. Entre as despesas incluídas no agregado de consumo com serviços pessoais, encontram-se os gastos com cabeleireiro, manicuro e pedicuro, concertos de artigos pessoais, massagem, esteticista e outros serviços pessoais. No agregado de despesas diversas encontram-se as despesas com jogos e apostas, comunicação (correios, gastos com telefones públicos e acesso à internet fora do domicílio) e cerimônias e festas, gastos com animais e serviços profissionais como cartório. No caso das despesas com festas, não se utiliza todos os itens, apenas os que podem ocorrer com maior frequência, tais como festas de aniversário. Com relação aos gastos em cerimônias, deve-se incluir todos os itens, exceto aqueles que acontecem raramente, que são cerimônias como casamentos, funerais, etc. (Figueiredo et al. 2007).

Os dados de compras de itens não alimentícios são frequentemente coletados para diferentes períodos recordatórios, sendo assim, na construção de um agregado não alimentar, todas as quantidades informadas devem ser convertidas para um período uniforme de referência, no caso deste trabalho, converteu-se todas as despesas em valores mensais.

2.2 Lidando com erros de mensuração de alimentos na POF

As informações sobre gastos alimentares na POF são captadas em um período de referência de 7 dias, o mais curto na pesquisa. Por essa razão, é susceptível de conduzir a uma quantidade considerável de erros de mensuração nos domicílios que não compram alimentos com muita frequência. Constatou-se que na POF 2002-2003 existiam 1749 domicílios (3,6%) que não apresentam relatos sobre despesa com alimentos e 3241 domicílios (5,79%) na POF 2008-2009. Entre aqueles domicílios com baixos rendimentos, para os quais gastos

alimentares são particularmente importantes, a presença dos gastos nulos no consumo de alimentos é suscetível de conduzir à subestimação do bem-estar das famílias, o que tem consequências diretas para estudos de pobreza, pois causará uma sobre estimativa de pobreza global e dificultará a distinção entre os pobres e não pobres.

Lanjouw (2005), Bank (2006) e Figueiredo et al. (2007) propõem métodos diferentes para tentar resolver esse problema. Lanjouw (2005) propõe uma técnica de corte que consiste em eliminar da amostra os valores extremos do consumo agregado. A abordagem utilizada pelo Bank (2006) permite fazer uma imputação para os domicílios que apresentam gastos alimentares com valor zero, baseado em um modelo de regressão linear para as despesas de alimentação em função de um conjunto de características sociodemográficas observáveis nas famílias. Porém, os métodos propostos lidam com apenas uma parte do problema. Eles lidam apenas com os casos extremos de consumo zero em alimentos. Uma vez que o problema do erro de mensuração depende da frequência da compra de alimentos, casos muito diversos de registros imprecisos de despesas com alimentos – subestimação e superestimação – podem surgir. A fim de abordar essas diferentes fontes de má mensuração em alimentos, Figueiredo et al. (2007) propõem um método que busca identificar as situações, além dos gastos zero com alimentos, para as quais o erro de mensuração é também provável de ocorrer. Neste estudo, será utilizada a abordagem proposta por Figueiredo et al. (2007), a qual está descrita abaixo.

Analizando-se algumas perguntas subjetivas, respondidas pelos moradores dos domicílios sobre “Condições de Vida”, podem-se identificar as famílias para as quais o erro de mensuração em gastos com alimentação é mais provável de acontecer. A primeira pergunta subjetiva é “qual seria o custo mínimo para fornecer uma quantidade suficiente de alimentos para o domicílio, em um dado mês”. A segunda é uma avaliação subjetiva do consumo mensal de alimentos com três possíveis respostas: “normalmente é insuficiente”, “às vezes é insuficiente” e “é sempre suficiente”. Comparando a resposta numérica para a primeira pergunta com os valores observados para as despesas de alimentação na POF, podem-se deduzir algumas possíveis inconsistências nos dados apresentados, dada a resposta do domicílio à segunda questão. Para as famílias cujo consumo alimentar normalmente não é suficiente, uma despesa com alimentação que é muito maior do que a família considera como custo mínimo de aquisição de uma quantidade adequada de alimentos, indica que o que a família comprou de alimentos na semana de referência não é representativo do gasto semanal em uma semana regular. Nesse caso, o que pode ter ocorrido é que uma grande compra de alimentos para um período longo de tempo, geralmente um mês, ocorreu na semana em que o questionário foi preenchido. Assim, as despesas com alimentos registradas podem estar superestimando as despesas usuais com alimentação. Por outro lado, podemos ter um cenário no qual as despesas com alimentos são muito mais baixas do que a quantidade considerada como a mínima suficiente, para uma família que relatou normalmente ter uma quantidade adequada de alimentos. Uma possível explicação para esse caso é que nenhuma ou pouca compra de alimentos ocorreu na semana em que o questionário foi preenchido, mas provavelmente ocorreram em uma semana diferente, apresentando assim erro de mensuração nos dados. Como resultado poderá haver uma subestimativa dos gastos normais em alimentos (Figueiredo et al. 2007).

Para correção das possíveis fontes de viés, utiliza-se a relação entre as des-

pesas mensais em consumo de alimentos (despesa observada com alimentos) sobre a despesa mínima mensal com alimentação, considerada adequada pela família (despesa de alimentos necessária). Em termos da especificação da regressão de imputação, faz-se a regressão da despesa com alimentos contra algumas características das famílias utilizando as observações para as quais o consumo de alimentos é menos provável de apresentar erros de medição. A forma geral do modelo é o seguinte:

$$\ln(F_h) = \alpha + \beta \ln NF_h + \gamma Z_h + \epsilon_h \quad (1)$$

em que F_h e NF_h são gastos per capita em alimentos e gastos per capita em não alimentos para o domicílio h . Na Equação (1), assume-se a tradicional especificação logarítmica da função de demanda; Z_h é o conjunto de variáveis de controle presentes na base de dados da POF; e ϵ_h é o termo de erro aleatório não observável. As variáveis explicativas são os seguintes:

- variável de identificação da área de localização do domicílio (rural e urbano);
- total de pessoas no domicílio;
- características do chefe de família (sexo, raça, cor, idade);
- *dummies* de escolaridade do chefe (1 a 4 anos de estudo, 4 a 8 anos, 8 a 12 anos, e mais de 12 anos);
- *dummy* para identificar se a ocupação do chefe é remunerada;
- *dummies* para os diferentes tipos de ocupações (empregado, empregador, empregado temporário rural, conta própria, trabalhador para consumo próprio, trabalho não remunerado);
- características demográficas das famílias também são incluídas no modelo: a participação no total de pessoas no domicílio de crianças e adolescentes, menores de 18 anos de idade, adultos com idade maior que 18 e menor que 59 anos, e idosos com idade maior que 60 anos.

Os resultados das regressões estimadas encontram-se nas Tabelas 5 e A.1⁷. Usam-se os coeficientes estimados para prever o consumo alimentar para todos os domicílios para os quais o valor da despesa em alimentação é provável de se apresentar erros de mensuração.

A primeira questão é definir um caminho para avaliar quais observações de despesas de alimentos devem ser considerados como anômalas e, conseqüentemente, devem ser excluídas da amostra a ser utilizada nas regressões. Primeiramente, calcula-se a despesa total mensal em alimentos deflacionada para cada domicílio (“despesa observada de alimentos”). Em seguida, calculam-se os valores mensais deflacionados para as respostas subjetivas à pergunta sobre o gasto mínimo mensal com alimentação considerado adequado pela família, a fim de se obter a variável “despesa de alimentos necessária”. Finalmente, divide-se a “despesa observada de alimentos” pela “despesa de alimentos necessária” para, dessa forma, se obter a variável “razão alimentar”. A partir da

⁷Serão exibidas no apêndice somente as tabelas de resultados da POF 2008-2009. As tabelas para POF 2002-2003 estão disponíveis nos autores.

“razão alimentar” podem-se identificar os possíveis casos anômalos. A estimação da equação do consumo de alimentos contra algumas características das famílias deverá conter apenas os domicílios que não são prováveis de apresentar erros de mensuração ou serem anômalos. Todos os domicílios que são excluídos da amostra, na estimação da Equação (1), serão imputados posteriormente.

Três abordagens alternativas são propostas para identificar as famílias com possíveis erros de mensuração. As abordagens utilizam pesos que classificam as famílias como tendo erros, não tendo erros, ou, eventualmente, tendo erros com diferentes graus de certeza (ver Tabela 1). O primeiro vetor de pesos, peso 1, será igual a zero sempre que a despesa em alimentação for igual a zero, e será igual a 1 caso contrário. Considerando-se que gasto nulo é implausível mesmo para domicílios muito pobres, a imputação é realizada para todos os domicílios que apresentam gasto zero. Na definição dos pesos 2 e 3, primeiramente, define-se que estes pesos são iguais a zero naqueles domicílios em que a despesa com alimentos é igual a zero. Em seguida, a partir das questões subjetivas sobre as condições de vida, identificam-se diferentes tipos de peso para cada tipo de situação alimentar no domicílio. A diferença entre o peso 2 e peso 3 é que peso 2 assume apenas valores 1 ou zero, ou seja os domicílios têm dados que são corretos ou incorretos. Se incorretos, o domicílio não é usado na análise de regressão e usa-se a regressão para prever valores para os mesmos. Já no caso do peso 3, os domicílios podem assumir pesos menores que um, refletindo o grau de certeza que há sobre a precisão da observação. Assim, aqueles domicílios que podem ter anomalias têm pesos entre zero e um.

Tabela 1: Tipos de pesos de acordo com cada tipo de situação alimentar no domicílio

<p>Peso 1 (w_1) Peso 1 é igual a 0 se despesa per capita em alimentação é igual a zero. Peso 1 é igual a 1 se despesa per capita em alimentação é diferente de zero.</p>
<p>Peso 2 (w_2) Se o alimento é normalmente insuficiente: Peso 2 é igual a zero se a “razão alimentar” (r) é maior ou igual a 1,5; Peso 2 é igual a 1 se $r < 1,5$. Se alimento é sempre suficiente: Peso 2 é igual a zero se $r \leq 0,5$; Peso 2 é igual a um se $r > 0,5$. Se o alimento algumas vezes é insuficiente: Peso (2) será sempre igual a 1, se a despesa em alimentação é diferente de zero.</p>
<p>Peso 3 (w_3) Peso 3 é igual 0 se despesa per capita em alimentação é igual a zero. Se o alimento é normalmente insuficiente: Peso 3 é igual a zero se $r \geq 1,5$; Peso 3 é igual a 1 se $r \leq 1,5$; Peso 3 é igual a $2^*(1,5 - r)$ se $1 < r < 1,5$. Se o alimento é sempre suficiente: Peso 3 é igual a zero se $r \leq 0,5$; Peso 3 é igual a um se $r \geq 1$; Peso 3 é igual $2^*(r - 0,5)$ se $0,5 < r < 1$. Se o alimento algumas vezes é insuficiente: Peso 3 será sempre igual a 1, se a despesa em alimentação é diferente de zero.</p>

Fonte: Elaborado pelos autores.

A abordagem geral consiste em estimar a Equação (1) três vezes – com w_1 , w_2 , e w_3 – e usar os coeficientes dos três modelos para prever consumo de alimentos para todo domicílio para o qual o valor observado é provável de apresentar erros de mensuração. A Equação (2) mostra que a forma em que a imputação é realizada varia com o peso. A medida imputada de alimentos (\tilde{F}_h) será dada pela média ponderada do valor predito (\hat{F}_h), e o declarado (F_h). A equação é calculada para cada um dos três casos de erro de mensuração.

$$\tilde{F}_h = w_h F_h + (1 - w_h) \hat{F}_h \quad (2)$$

em que w é representado pelos três pesos definidos anteriormente.

Nota-se que após a imputação, em ambas as pesquisas, há um aumento na média de despesa em alimentação em todos os modelos. Esses resultados de aumento na despesa média após a imputação eram esperados, uma vez que é mais provável que haja aumento da despesa média, já que as despesas em alimentação de 21,06% (POF 2002-2003) e 27,72% (POF 2008-2009) dos domicílios foram consideradas como subestimadas, enquanto que apenas 1,62% (POF 2002-2003) e 0,91% (POF 2008-2009) dos domicílios foram considerados como tendo uma sobre estimativa em despesa de alimentação. O resultado de aumento na despesa média após a imputação é óbvio para o caso no qual a imputação ocorre apenas para domicílios com despesa zero em alimentos. (Os resultados das despesas médias com alimentação dos modelos de imputação encontram-se na Tabela A.2). Todos os resultados apresentados neste trabalho utilizam o agregado de consumo calculado com imputação usando o Peso 3⁸, para corrigir os possíveis gastos anômalos no domicílio. Consideramos que o peso 3 seja o mais apropriado, já que também atribui pesos aos domicílios que podem ter anomalias.

2.3 Construção e imputação do fluxo de bens duráveis

Bens de consumo duráveis são frequentemente apontados como um importante componente da riqueza das famílias. Porém, não se deve simplesmente adicionar gastos em bens-duráveis durante o período de referência diretamente ao agregado de consumo⁹. O correto é adicionar um fluxo de serviço ao agregado de consumo, o qual é imputado a partir da informação disponível sobre idade, propriedade e valor de reposição dos bens de consumo duráveis. Isto é especialmente importante para itens de valor maior como geladeira, carro, fogão, ou máquina de lavar. Estes são gastos tipicamente grandes que ocorrem muito raramente, e a inclusão de tais gastos no agregado de consumo pode gerar distorções no bem-estar das famílias. Assim, um método que tenta captar o valor desses serviços, mesmo tendo que estabelecer alguns pressupostos na computação do fluxo de serviços para os bens incluídos no inventário, ainda é melhor do que ignorar essas mercadorias completamente (Figueiredo et al. 2007).

Na POF, apesar de haver uma seção sobre o inventário dos bens duráveis para os domicílios, o questionário não inclui informações sobre o valor de compra original ou valor de reposição atual, as quais possibilitam o cálculo

⁸Como se optou por utilizar o agregado de consumo calculado com imputação do Peso 3, apresentou-se somente os resultados referentes aos mesmos.

⁹Para maiores explicações sobre diferenças importantes causadas no bem-estar das famílias pela não inclusão do valor de aquisição com despesas irregulares em itens duráveis no consumo agregado ver Bank (2006).

do fluxo de serviços dos bens duráveis. Desde que a seção da POF que lida com bens duráveis não fornece todas as informações necessárias para calcular “o valor de serviço” dos bens duráveis, muitos autores (Quintães et al. (2006) e Bank (2006)) decidiram não incluir bens duráveis no cálculo do agregado de consumo.

Entretanto, a questão que se coloca é se é melhor excluir os bens duráveis do agregado de consumo ou se é melhor estimar os custos implícitos de seu uso com alguns pressupostos razoáveis (Figueiredo et al. 2007). A presença ou ausência de bens duráveis pode indicar diferenças importantes no bem-estar das famílias. Por essa razão, utiliza-se de um método que tenta captar o valor desses serviços. Para computar o fluxo de serviços (S_{it}) em bens de consumo duráveis, utiliza-se a metodologia dada por Deaton & Zaidi (2002):

$$S_{it} = V_{it}(r_t - \pi_t + \delta) \quad (3)$$

em que V_{it} é o valor corrente do bem durável t ; $r_t - \pi_t$ é a taxa real de juros dada pela taxa nominal de juros (r_t) e a taxa de inflação (π_t) e δ é a taxa de depreciação para os bens duráveis.

Dada a falta de informação relatada para o valor corrente dos bens duráveis no inventário, utiliza-se o valor dos bens novos comprados durante o período de referência para determinar o valor corrente no ano de referência, aplicando-se a taxa de depreciação.

$$S_{it} = V_{i1}(1 - \delta)^{\alpha_i}(r_t - \pi_t + \delta) \quad (4)$$

Assim, o valor corrente dos bens duráveis i é dado por $V_{i1}(1 - \delta)^{\alpha_i}$, em que V_{i1} é o valor original do bem e α_i é o número de anos desde que o bem foi adquirido. Desde que a taxa de juros flutua amplamente, assumiu-se que a taxa de juros real é constante sobre o tempo e igual a 5%. A depreciação é fixa em 10%. V_1 é o preço de compra ou o valor inicial, que é dado pela média do preço de itens na mesma categoria, comprados novos com dinheiro ou crédito, conforme registrado nas diferentes seções da pesquisa.

A idade de cada item α_i é determinada usando o número de anos desde que o domicílio adquiriu o item mais a idade média (metade da vida útil esperada) se o item foi reportado como usado quando o domicílio adquiriu (ou se as condições são desconhecidas). Em vez de escolher uma vida útil específica para todos os diferentes bens duráveis, utilizam-se 3 diferentes categorias para os itens no inventário: 5 anos para computador, secador e outros eletrônicos que costumam não ter longa durabilidade; 10 anos para itens eletrônicos mais duráveis, como televisores, rádio, geladeira, freezer, máquina de lavar, máquina de secar, etc.; 15 anos para veículos, bicicleta, motocicleta, máquina de costura e antena parabólica. Os valores dos fluxos de serviços mensais para os bens duráveis incluídos no inventário para POF 2008-2009 encontram-se na Tabela A.3.

2.4 Estimação da linha de pobreza alimentar

Para definir a linha de pobreza alimentar, primeiramente, um grupo de referência da população é escolhido para determinar a composição da cesta de ali-

mentos das necessidades básicas¹⁰. A população de referência escolhida para determinar a cesta de necessidades básicas é o conjunto de famílias compreendido entre o 20o e o 40o percentis da distribuição do total de gastos per capita. (Informações adicionais sobre a distribuição do total de gastos per capita das famílias no percentil de 20 a 40 para o Brasil, POF 2008-2009, encontram-se Tabela A.4). Não há um critério fixo para escolha da população de referência, mas essa população deve ter uma cesta de consumo representativa das necessidades básicas e deve estar próxima ao limiar da pobreza. Para se possibilitar comparações, optou-se por utilizar os mesmos percentis da distribuição utilizado pelo Bank (2006). Segundo, a cesta de alimentos de necessidades básicas é construída considerando três propriedades: (i) a composição da cesta reflete a variedade de itens alimentícios consumidos por uma população de referência, perto do limiar esperado para pobreza; (ii) ela deve prover as exigências de energia de alimentos de 2300 kcal per capita por dia¹¹; e (iii) as recomendações calóricas são derivadas de uma variedade suficientemente diversa de alimentos (por exemplo, um pouco de carne e frutas e legumes e não apenas arroz e outros cereais).

Seguindo os procedimentos adotados por Bank (2006), dado o grande número de itens alimentares presentes na POF, a seleção dos itens alimentares específicos que compõem a cesta básica de necessidades foi realizada com base nas seguintes etapas. Em primeiro lugar, os 5.442 diferentes itens foram primeiramente agrupados em 41 grupos de alimentos (isto é, cereais, feijão, legumes, etc). Segundo, a escolha de itens específicos de alimentos é realizada selecionando itens alimentares mais frequentemente comprados nos grupos de alimentos pelas famílias da população de referência. A resultante cesta de necessidades básicas de consumo de alimentos tem 26 itens de alimentos específicos¹².

Em seguida, as quantidades foram expressas em termos per capita e por dia, sendo divididas pelo número de membros do agregado familiar residente no domicílio e pela média de dias nos meses do ano (30,4 dias). A quantidade média de cada um dos itens que compõe a cesta de alimentos foi redimensionada para garantir que a cesta de alimentos gere 2.300 kcal per capita por dia. Esse procedimento foi realizado pela multiplicação da quantidade média¹³ em kg de cada um dos itens alimentares por um fator de conversão (k) (ver colunas d e e, Tabela A.5. Esse fator é fixo e é obtido a partir da razão entre exigência calórica diária recomendada (Organização para Agricultura e Alimentação (FAO)) per capita e o total de calorias geradas pelas quantidades

¹⁰A linha de pobreza alimentar é também definida como a linha de extrema pobreza, pois abaixo desse limiar as famílias não são capazes nem de satisfazer as suas necessidades básicas em alimentos.

¹¹Segundo a Organização para Agricultura e Alimentação (FAO) a exigência calórica média diária requerida para o Brasil é estimada em 2.300 kcal per capita por dia. É importante ter em mente que a fixação de exigência de energia de alimentos de 2.300 kcal per capita por dia é uma média, já que as necessidades energéticas de alimentos variam de acordo com idade, sexo e nível de atividade física.

¹²Os itens de alimentos selecionados para compor a cesta de pobreza incluem: arroz, feijão, refrigerante, tomate, cebola, batata inglesa, banana, farinha de mandioca, farinha de trigo, fubá de milho, macarrão, pão francês, biscoito, carne de boi de primeira, carne de boi de segunda, carne suína, frango, ovo de galinha, leite, queijo, açúcar, chocolate em pó, óleo de soja, margarina, embutido e café. O agrupamento de cada um dos itens alimentícios que compõem a cesta seguiu as categorias descritas pelo IBGE (2004).

¹³As médias das quantidades foram obtidas por meio do cálculo das quantidades médias per capita e por dia consumidas de cada um dos produtos que compõem a cesta para a população.

médias per capita por dia na cesta de pobreza. Os fatores de conversão calculados para a POF 2002-2003 e para POF 2008-2009 são de 0,5844 e 0,5672, respectivamente. O valor encontrado por Bank (2006), usando dados da POF 2002-2003 foi de 0,59.

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

$$FPL^R = \sum_{i=1}^n p_i^R (q_i^0 \times k) \quad (5)$$

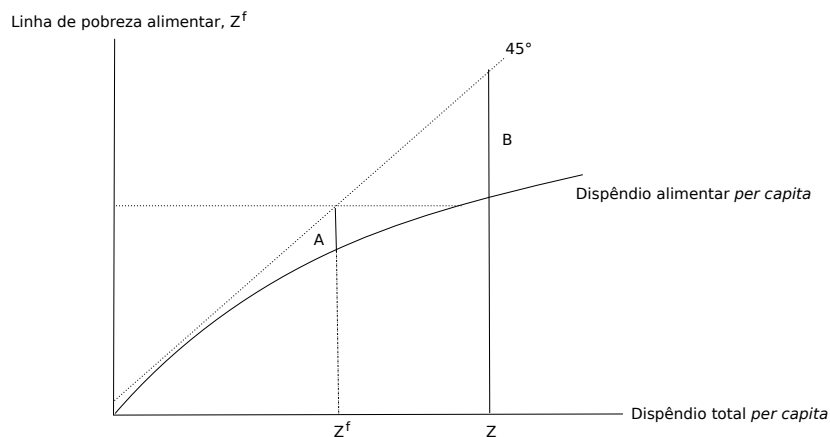
em que o sobrescrito R denota as diferentes macrorregiões do país e áreas rurais e urbanas, p_i^R é o valor médio de itens alimentícios i na região R , q_i^0 é a quantidade média de item alimentício i na cesta, e k é o fator de conversão. As unidades de valores p_i^R são definidas como a despesa total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

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

Há uma série de fatores que impedem a aplicação da abordagem Custo de Necessidades Básicas (CBN) para determinação da linha de pobreza para os itens não alimentares. Por exemplo, para determinar a composição da cesta de alimentos para a linha de pobreza, pode-se usar a exigência de energia dos alimentos recomendada como uma base para definir o consumo de alimentos. Porém, é praticamente impossível elaborar um método semelhante para determinar os requisitos específicos de cada item não alimentar (como habitação, transporte, utilidades do lar, roupas e etc).

Para lidar com esse problema, este trabalho utiliza a metodologia proposta por Ravallion (1998) que propõe duas maneiras de estimar o ajuste para cima da linha de pobreza alimentar, levando em conta as necessidades básicas não alimentares. O primeiro método (Método A) baseia-se em famílias cujo total de dispêndio per capita é igual a linha de pobreza alimentar. Desde que as famílias com esse nível de gastos totais gastam algo em produtos não alimentícios, segue-se que eles estão dispostos a renunciar a algumas despesas de alimentos para satisfazer algumas das suas necessidades básicas não alimentares. Graficamente, o Segmento A na Figura 1 representa a provisão para as necessidades básicas não alimentares que deve ser adicionada à linha de pobreza alimentar. O Segmento A representa a quantidade de gastos que famílias com as despesas totais per capita igual a linha de pobreza de alimentos (Z^f) renunciam a fim de comprar produtos básicos não alimentares.

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



Source: Bank (2006)

Figura 1: O custo de necessidades básicas não alimentares

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

$$w_F^h = \alpha_0 + \sum_{j=1}^{n-1} \alpha_j R_j + \beta \ln \left(\frac{PCE^h}{FPL} \right) + \gamma X^h + \epsilon \quad (6)$$

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

O ajustamento mais baixo da linha de pobreza alimentar para produtos não alimentícios (Método A), para cada região, é obtido, primeiramente, por meio da estimação da participação alimentar das famílias com despesa total per capita próxima a linha de pobreza alimentar. Em outras palavras, pelo Método A determina a participação alimentar das famílias que possuem a despesa total per capita próxima a linha de pobreza alimentar. De posse da estimativa da participação de alimentos das famílias, a linha de pobreza mais baixa¹⁴ pode ser estimada como:

$$PL^R(\text{baixa}) = FPL^R + (1 - w_F^R(\text{baixa})) \times FPL^R \quad (7)$$

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

A linha de pobreza superior é baseada na estimativa da participação alimentar para a qual a despesa total em alimentos per capita é igual à linha de pobreza alimentar. Deixe w_F^R (alta) denotar a participação dos alimentos na região R , estimada com base no Método B para ajustamento mais alto da linha de pobreza alimentar. Ou seja, a diferença no Método B é que a regressão é

¹⁴A cesta de pobreza mais baixa são dados vários nomes diferentes: cesta de subsistência mínima, cesta intermediária e linha de pobreza baixa.

estimada com base nos domicílios que possuem o dispêndio total per capita com alimentos próximo à linha de pobreza alimentar. É importante destacar que, em termos de estimação, não é possível encontrar domicílios que possuam dispêndio total per capita (Método A) ou dispêndio alimentar total per capita (Método B) exatamente igual a linha de pobreza alimentar, sendo assim, procurou-se definir um intervalo ao redor da linha de pobreza alimentar, no qual encontra-se as famílias que farão parte de cada um dos modelos de ajustamento da linha de pobreza alimentar para produtos não alimentícios. Para definir esse intervalo seguiu-se o procedimento adotado por Ravallion (1998). A estimativa mais alta da linha de pobreza pode ser obtida como:

$$w_F^R(\text{alta}) = \hat{\alpha}^R + \hat{\beta} \ln\left(\frac{1}{w_F^R(\text{alta})}\right) = \hat{\alpha}^R + \hat{\beta} \ln\left(\frac{PCE^h}{FPL}\right) \quad (8)$$

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

Logo, tem-se:

$$PL^R(\text{alta}) = \frac{FPL^R}{w_F^R(\text{alta})} \quad (9)$$

De forma resumida, as equações estimadas foram as seguintes. 1) Equações para cálculo da linha de pobreza mais baixa (Método A): calcula-se primeiro a participação alimentar das famílias com despesa total per capita próxima à linha de pobreza alimentar e, em seguida esse valor é usado na equação de cálculo da linha de pobreza mais baixa, que é a Equação (7). 2) Equações para cálculo da linha de pobreza mais alta (Método B): calcula-se primeiro participação alimentar das famílias com despesa total em alimentos per capita próxima à linha de pobreza alimentar e, em seguida esse valor é usado na equação de cálculo da linha de pobreza mais alta, Equação (9).

Definida a linha de pobreza, a questão seguinte é construir uma medida-resumo adequada do agregado de pobreza. No presente estudo, utiliza-se o índice Foster et al. (1984). Este indicador considera a proporção de pobres (incidência da pobreza), a distância (hiato) que estes estão da linha de pobreza (profundidade) e a desigualdade entre os mesmos (hiato quadrático), constituindo-se, assim, num indicador mais completo da pobreza. Na Seção 3, fornecem-se exemplos de como as novas linhas de pobreza impactam na medição de incidência da pobreza. Resultados para as demais medidas de pobreza estão disponíveis com os autores.

2.6 Fonte de dados

O trabalho utiliza como base de dados os microdados da Pesquisa de Orçamento Familiar (POF) realizada pelo IBGE. Essa pesquisa fornece informações sobre a composição do orçamento doméstico e visa, principalmente, mensurar as estruturas de consumo, dos gastos e dos rendimentos das famílias. Os dados utilizados neste trabalho são de dois pontos no tempo, POF de 2002-2003 (IBGE 2004) e POF de 2008-2009 (IBGE 2010). A POF 2002-2003 conta com 48.470 domicílios, já a POF 2008-2009 conta com 55.970 domicílios.

3 Novas linhas de pobreza para o Brasil

Na Tabela 2, apresentam-se as diferentes linhas de pobreza alimentares estimadas segundo dados da POF 2002-2003, POF 2008-2009, e a metodologia descrita na Seção 2. A linha de pobreza de alimentos (linha de pobreza extrema) estimada para o Brasil é de R\$70,61, com base nos dados da POF 2002-2003 e de R\$102,64, com base nos dados da POF 2008-2009. O valor dessa mesma linha estimada para o Brasil pelo Bank (2006), também usando a POF 2002-2003, foi igual a R\$61 per capita mensal¹⁵.

Com base nos resultados da Tabela 2, nota-se ainda que as linhas de pobreza de alimentos apresentam uma pequena variação de região para região, sugerindo diferenças não muito elevadas no custo de vida entre as regiões, conforme também foi destacado por Bank (2006) em 2003. O custo dos alimentos se mostrou mais elevado na região Centro-Oeste do Brasil com base nos dados da POF 2002-2003 e na região Norte, com base na POF de 2008-2009. A região Sul, por outro lado, apresentou a menor linha de pobreza de alimentos do Brasil nos dois anos analisados. Em ambas as pesquisas, as áreas rurais do Brasil apresentaram um valor da cesta de necessidades básicas alimentares menor que nas áreas urbanas.

Tabela 2: Linha de pobreza de alimentos per capita mensal para POF 2002-2003 e para POF 2008-2009

Região	Linha de Pobreza de Alimentos (Extrema Pobreza)		
	POF 2002-2003	POF 2002-2003	
		Inflacionado para jan-2009	POF 2008-2009
Brasil	70,61	100,03	102,64
Brasil Rural	67,47	95,58	100,59
Brasil Urbano	71,60	101,43	103,03
Sudeste	72,77	103,09	105,46
Nordeste	72,37	102,52	102,98
Norte	71,82	101,75	113,26
Sul	67,20	95,20	100,34
Centro-Oeste	74,98	106,22	104,44

Fonte: Dados da pesquisa.

Nota: Linhas de pobreza são expressas em R\$, de janeiro de 2003 e de janeiro de 2009.

Comparando-se as linhas de pobreza calculadas com base na POF 2002-2003 corrigidas para janeiro de 2009 com as linhas de pobreza calculadas com base na POF 2008-2009, nota-se que essas últimas apresentam valores um pouco mais elevados do que as primeiras. Esta diferença reflete a mudança no padrão de consumo que tem ocorrido no Brasil nas últimas décadas e mudanças nos preços relativos dos produtos na cesta.

¹⁵A diferença entre o valor da linha de pobreza de alimentos calculado no presente estudo (R\$70,61) e o valor calculado pelo World Bank (R\$61,00) pode ser explicada, primeiramente, devido ao uso de tabelas nutricionais diferentes para calcular o valor calórico dos 26 tipos de alimentos incluídos na cesta de necessidades básicas. No presente estudo, utilizou-se a Tabela Brasileira de Composição de Alimentos (TACO) e a tabela da Dra. Sônia Tucunduva (Philippi 2002). Além do uso de tabelas nutricionais diferentes, cabe lembrar que podem surgir diferenças nos resultados devido às diferenças na forma de agregação dos produtos, relacionadas as diferentes decisões tomadas quanto à inclusão dos subitens no agregado de cada item alimentício. Para se proceder ao agrupamento dos itens alimentícios seguiu-se as categorias descritas pelo IBGE (2004).

Nas Tabelas 2 e 3, encontram-se as estimativas para as linhas de pobreza baixas e linhas de pobreza altas para o Brasil, para as áreas rurais e urbanas e para as macrorregiões do Brasil, segundo as duas pesquisas¹⁶. Analisando-se, primeiramente, os resultados da POF 2002-2003, verifica-se que o valor da linha de pobreza baixa encontrado para o Brasil é de R\$114,58, per capita mensal. Este valor está próximo aos valores que foram calculados por outras referências, como por exemplo: a linha de miséria de R\$108,00, calculada pelo Centro de Política Social da Fundação Getúlio Vargas (FGV); e a linha de pobreza baixa calculada para o Brasil pelo Bank (2006), a qual apresentou valor médio de R\$103,00 per capita por mês, e também a linha de pobreza administrativa estabelecida para o Brasil em 2003, usada pelo programa Bolsa Família, de R\$100 por pessoa por mês.

Tabela 3: Linhas de pobreza para o Brasil baseado no método CBN ajustado para itens não alimentares, POF 2002-2003, em R\$, por pessoa e por mês

	Linha de Pobreza Baixa		Linha de Pobreza Alta	
	POF 2002-2003	Corrigida para jan 2009	POF 2002-2003	Corrigido para jan 2009
Brasil	114,58	162,32	213,89	303,01
Brasil Rural	109,47	155,09	204,35	289,50
Brasil Urbano	116,17	164,59	216,86	307,22
Sudeste	118,08	167,28	220,43	312,28
Nordeste	117,42	166,35	219,19	310,53
Norte	116,52	165,07	217,52	308,16
Sul	109,03	154,46	203,53	288,34
Centro-Oeste	121,65	172,34	227,09	321,72

Fonte: Dados da pesquisa.

Da mesma forma que ocorreu com a linha de pobreza de alimentos, a linha de pobreza baixa não varia muito entre as regiões, sendo o menor valor dessa linha encontrado na região Sul e o valor mais alto encontrado na região Centro-Oeste. Novamente, as áreas rurais apresentam valores menores que nas áreas urbanas.

A linha de pobreza alta do método CBN estabelece um limite de linhas de pobreza mais generoso. Em contraste com a linha de pobreza baixa, o ajustamento para o custo das necessidades básicas para itens não alimentícios agora é determinado pelos domicílios que possuem dispêndio alimentar per capita igual ao valor da linha de pobreza alimentar. Por meio da Tabela 4, encontra-se o valor da linha de pobreza alta para o Brasil, que é de R\$213,89, com base nos dados da POF 2002-2003. Nota-se que esse valor é quase duas vezes maior que o da linha de pobreza baixa.

Na Tabela 4, são apresentadas as linhas de pobreza baixa e alta, calculadas com base na POF 2008-2009. A linha de pobreza baixa estimada para o Brasil é de R\$166,54. Comparando-se esse resultado ao valor apresentado

¹⁶As linhas de pobreza sem imputação são um pouco maiores do que as linhas com imputação. Isso se deve à forma da equação de cálculo da linha de pobreza (Equação (7) e (8)). Ao realizar a imputação essa parcela se torna maior e consequentemente a linha menor. Sendo assim, as linhas são menores após a imputação. Para as linhas mais baixas os valores são em torno de 1,4% menores. Já para as linhas mais altas os valores calculados são aproximadamente 4,1% menores do que as linhas sem imputação.

em 2003, corrigido para janeiro de 2009 (R\$162,32), percebe-se que houve uma pequena valorização. Ou seja, ao se retirar o efeito médio dos preços, comparando-se as duas linhas em 2009, a linha calculada com base na estrutura de dados de 2009 é maior. Portanto, percebe-se que aumentaram os gastos das famílias em necessidades básicas alimentares e não alimentares.

Da mesma forma que ocorreu com a linha de pobreza de alimentos e a linha de pobreza baixa de 2002-2003, não há grandes variações nos valores da linha de pobreza baixa de 2008-2009 entre as regiões, sendo o menor valor da linha de pobreza encontrado na região Sul e o valor mais alto encontrado na região Norte, com uma diferença de 12,9%. Assim como em 2002-2003, a linha de pobreza das áreas urbanas é maior que das áreas rurais.

Tabela 4: Linhas de pobreza para o Brasil baseado no método CBN ajustado para itens não alimentares, POF 2008-2009, em R\$, por pessoa e por mês

	Linha de Pobreza Baixa	Linha de Pobreza Alta
Brasil	166,54	308,41
Brasil Rural	163,21	302,24
Brasil Urbano	167,16	309,56
Sudeste	171,11	316,87
Nordeste	167,09	309,42
Norte	183,77	340,31
Sul	162,81	301,49
Centro-Oeste	169,46	313,80

Fonte: Dados da pesquisa.

Nota: Linhas de pobreza são expressas em R\$, janeiro de 2009.

O valor da linha de pobreza alta para o Brasil em 2008-2009 foi de R\$308,41. Esse valor é quase duas vezes o valor da linha de pobreza baixa (R\$166,54). Em comparação aos resultados encontrados para a POF 2002-2003, percebe-se também que houve alteração no padrão de consumo, já que o valor calculado para 2002-2003, corrigido para R\$ de janeiro de 2009, foi de apenas R\$303,01 (Tabela 3). Os valores das linhas regionais apresentam comportamentos semelhantes aos das linhas baixas.

É importante destacar que o fato de a despesa total per capita do grupo de referência ter aumentado mais do que a linha de pobreza alimentar reflete o fato de os gastos com alimentos terem aumentado mais lentamente do que os gastos com outros itens. Isso fornece uma âncora para todas as outras linhas de pobreza. O fato de que a linha de pobreza alimentar não mudou em grande quantidade significa que agora, espera-se um ajuste maior para os itens não alimentares, que é o que de fato ocorre. Mas a magnitude do ajuste para itens não alimentares não é linear (refletindo a curva de Engel na Figura 1). Não é apenas o aumento observado no gasto total. O ajuste depende dos coeficientes estimados na Equação (6). Não é uma relação de um para um com o aumento da despesa total.

Além disso, é importante também ressaltar que os valores estimados no presente estudo têm menos variação entre as regiões do que as linhas que foram estimadas por Rocha (2000). Algumas diferenças nos procedimentos metodológicos adotados no presente estudo em comparação aos que foram adotados por Rocha (2000) conduziram a essa diferenciação nas linhas estimadas, fazendo com que as linhas calculadas no presente estudo se tornassem mais ho-

mogêneas, sem grandes variações espaciais. Rocha (2000) definiu uma cesta de bens diferente em cada região. Além disso, Rocha (2000) usa POF de 1987-1988, a qual tinha somente informações sobre áreas metropolitanas. Por fim, para estimar as linhas de pobreza nas zonas rurais, Rocha utiliza informações do ENDEF dos anos 70 sobre os custos relativos nas áreas urbanas e rurais em cada região abrangida pelo ENDEF.

O fato de Rocha (2000) utilizar cestas que variam por região, introduz uma variação em suas linhas de pobreza em função das especificidades de consumo regional. No presente estudo, a utilização de uma metodologia com uma única cesta de consumo para o país permite comparações mais consistentes.

Todos os estudos que utilizaram POF 1987-1988 ou POF 1995-1996 apenas tiveram informações sobre áreas metropolitanas. Assim, foram forçados a contar com o ENDEF ou outras estimativas para derivar linhas de pobreza para as áreas rurais. No presente estudo, não foi necessário adotar esse procedimento, porque POF 2002 e 2008 têm cobertura nacional. Por fim, é importante destacar também que é provável que, devido à melhoria das redes de transporte no Brasil, tenha havido uma convergência dos padrões de consumo e dos preços relativos entre as regiões do país. Assim, a divergência regional nos preços metropolitanos é, provavelmente, menor na década de 2000 do que na década de 1980, e a variabilidade regional nos preços rurais é, quase certamente, menor hoje do que a observada com a ENDEF nos anos 70.

Nesse sentido é importante mencionar que Hoffmann (1998), em seu estudo, também tenta explicar por que as linhas de pobreza usadas por Rocha (1993) são muito diferentes entre áreas urbanas e rurais.

O ajustamento promovido nas linhas de pobreza de alimentos para considerar os itens não alimentícios é importante para permitir a inclusão desses itens na cesta de pobreza, ou seja, permite que as famílias tenham acesso não somente aos itens alimentícios, mas também aos itens não alimentícios de necessidades básicas, seja pela linha de pobreza baixa ou pela linha de pobreza alta. Esse ajustamento terá impactos significativos sobre as taxas de pobreza, já que a linha de pobreza baixa é quase duas vezes maior que a linha de extrema pobreza e a linha alta, por sua vez, é quase duas vezes maior que a linha baixa. Além disso, as mudanças ocorridas nas linhas de pobreza de 2002-2003 para 2008-2009 terão um impacto pequeno nos cálculos dos índices de pobreza e, conseqüentemente, no perfil de pobreza definido para o Brasil, conforme será visto adiante.

3.1 Uma discussão sobre a adequação das novas linhas estimadas no contexto do Brasil

Em publicação do Bank (2006), concluiu-se que a linha de extrema pobreza e a linha de pobreza baixa são as mais relevantes para políticas. Essa escolha foi baseada em duas razões: a primeira é que estas duas linhas de pobreza são limites de pobreza mais úteis para identificar os domicílios com necessidades mais urgentes. A linha de extrema pobreza é relevante para identificar domicílios que não podem nem mesmo satisfazer as necessidades básicas de alimentos, enquanto a linha de pobreza baixa é útil para identificar indivíduos que não podem satisfazer necessidades básicas totais com itens alimentícios e não alimentícios (sendo essas últimas estimadas de uma forma conservadora). A segunda razão é baseada em considerações mais práticas. Ambas as linhas de pobreza estão próximas às linhas de pobreza administrativas definidas para

o Brasil, de R\$50 e R\$100 em 2003 per capita por mês, as quais eram usadas para elegibilidade do programa Bolsa Família.

Mas por que não rever os valores dessas linhas de pobreza que vêm sendo amplamente utilizadas no Brasil com base em argumentos teóricos e empíricos? A consideração de uma terceira linha de pobreza, mais elevada, também estimada por meio de um método claro e consistente, que considera integralmente as necessidades básicas alimentares e não alimentares, pode ser de grande relevância para a identificação das famílias pobres e para o desenho de políticas públicas de enfrentamento da pobreza. Por isso, uma análise cuidadosa acerca dessa questão se faz necessária.

As duas linhas administrativas do governo em 2009 – de R\$70 para extrema pobreza e de R\$140 para pobreza – eram mais baixas que as linhas calculadas no presente estudo: R\$102,64 para alimentos e R\$166,54 para a linha de pobreza baixa. Entretanto, vale a pena lembrar que a linha de pobreza baixa fornece um limite inferior da quantidade de dinheiro necessário para cobrir as necessidades básicas alimentares e não alimentares. Somente porque a linha de pobreza mais baixa é mais próxima das linhas administrativas não significa que é a linha mais adequada. O argumento para consideração da linha de pobreza mais alta surge da percepção de que, no caso dessa linha, o ajustamento para considerar o custo das necessidades básicas com itens não alimentícios é baseado na estimativa da participação alimentar para os domicílios nos quais a despesa total em alimentos per capita é igual à linha de pobreza alimentar. Sendo assim, a linha é definida por meio do dispêndio dos domicílios que são capazes de satisfazer as necessidades básicas em alimentos. Já no caso da linha de pobreza baixa, o ajustamento é definido pelos domicílios para os quais o total de dispêndio per capita é igual ao valor da linha de pobreza alimentar. Por esse motivo, a linha superior é tão apropriada como a linha inferior, e ainda mais defensável. Na análise empírica abaixo, utilizam-se as duas linhas por duas razões. Em primeiro lugar, elas fornecem um limite inferior e superior de onde a linha de pobreza verdadeira deveria se localizar. Em segundo lugar, eles nos permitem distinguir três grupos que provavelmente têm necessidades diferentes: os “extremamente pobres”, “o grupo baixo de pobres” e “o grupo alto de pobres”. Somente quando as famílias têm renda acima da linha de pobreza alta podemos estar certos de que têm renda suficiente para cobrir as duas necessidades, alimentares e não alimentares.

Nesse sentido, Birdsall et al. (2014) apresentam argumentos de que há necessidade de se levar em consideração, na América Latina, um grupo que os autores chamam de “grupo vulnerável”, que não é pobre pelos padrões internacionais de US\$ 1,25 e US\$ 2,00 por dia, mas ainda não fazem parte da classe média que tem uma renda mais segura e uma probabilidade muito menor de cair na pobreza quando sofrer um choque macroeconômico ou idiosincrático. Segundo os autores, essas pessoas vivem em domicílios que possuem renda per capita diária entre US\$ 4,00 e US\$ 10,00 dólares PPC (Poder de Paridade de Compra)¹⁷.

O presente estudo está de acordo com a análise de Birdsall et al. (2014) sobre a importância da identificação de um grupo de transição que já não é pobre, por estar acima da linha de pobreza, mas que ainda tem de consolidar a sua posição na classe média. No entanto, discorda-se que a renda desse grupo caia na faixa de US\$ 4,00 a US\$ 10,00 dólares PPC. Considerando o

¹⁷Os autores usam dólares PPC de 2005.

ajustamento do poder de paridade de compra para 2009, tem-se uma taxa de câmbio média de 1,71R\$/US\$ (www.ipeadata.gov.br)¹⁸. Com essa taxa de câmbio, as três linhas de pobreza estimadas no presente estudo traduzem-se para cerca de 2,00, 3,25 e 6,00 dólares per capita, por dia. Assim, identifica-se como pobre uma parcela considerável das famílias que Birdsall et al. (2014) chamam de vulnerável. Sendo assim, sugere-se que um limite mais apropriado para as famílias “próximas de pobres” ou “vulneráveis” deve começar em torno de US\$ 6,00.

Tanto para os pobres, como os “próximos de pobre”, é importante incorporar na análise a questão da vulnerabilidade. Esse tipo de análise é fundamental em estudos de pobreza, pois leva em consideração a insegurança das famílias e a possibilidade de perder o pouco que se tem. Esta discussão se torna de fundamental importância, em um país com as características do Brasil, em que a renda dos pobres está sujeita a muitas oscilações. O aumento das taxas inflacionárias tende afetar de forma mais severa a população de baixa renda, as quais não possuem mecanismos de proteção contra a corrosão inflacionária, some-se a isso o fato de que a população de baixa renda tem maior parte de sua renda comprometida com itens essenciais à sua sobrevivência. Cabe destacar ainda, a grande informalidade no mercado de trabalho que está fortemente associada à pobreza no Brasil, já que no mercado informal não há acesso à seguro desemprego e outros mecanismos que poderiam suavizar choques de renda, contribuindo para deixar essas famílias ainda mais vulneráveis. Assim, a manutenção das famílias fora da pobreza se torna uma questão quase tão importante quanto a retirada das mesmas dessa condição.

Dessa forma, com base em argumentos teóricos e empíricos, tem-se razões para acreditar que as linhas de pobreza de alimentos e a linha de pobreza baixa são realmente muito baixas, e são ainda mais baixas as linhas de pobreza administrativas do governo. Portanto, o governo ao utilizar essas linhas para elegibilidade de programas sociais pode estar deixando de atender à uma importante parcela da população que precisa de auxílio, e outra parcela da população que precisa de mecanismos de proteção para lidar com situações de risco e vulnerabilidade.

4 A pobreza extrema, baixa e alta no Brasil segundo as novas linhas

Com base nas três linhas de pobreza estimadas, e ainda nas duas linhas de pobreza administrativas adotadas para elegibilidade do Programa Bolsa Família, pode-se quantificar as diferenças nas taxas de pobreza considerando cada uma destas linhas. Na Tabela 5 apresenta-se o perfil da pobreza, com base no índice de incidência da pobreza (P0), que é equivalente ao percentual da população que está abaixo da linha da pobreza no Brasil, em cada uma das macrorregiões e nas áreas rurais e urbanas do país, de acordo com dados mais recentes da Pesquisa de Orçamento Familiar, POF 2008-2009¹⁹.

Na primeira linha da Tabela 5, apresentam-se os índices calculados com base na linha de pobreza de 2003 corrigida para 2009, utilizando os dados

¹⁸Esse cálculo é baseado em dólares PPC de 2005 ajustados para 2009, com base nas taxas relativas de inflação no Brasil e os EUA.

¹⁹Para fins de exemplificação, apresentam-se apenas os resultados dos índices de pobreza de 2009, que são mais recentes.

Tabela 5: Proporção de pobres para o Brasil, macrorregiões, áreas rurais e áreas urbanas e os respectivos valores das linhas de pobreza utilizada em seu cálculo – POF 2008-2009

	Índice de Pobreza (PO) – POF 2008-2009				
	LP Extrema	LP Baixa	LP Alta	LP Extrema Bolsa Fam.	LP Bolsa Família
Brasil: linhas de 2002-2003 corrigida para 2009	5,17 R\$100,05	14,09 R\$162,32	35,48 R\$303,01	2,14 R\$70,00	10,67 R\$140,00
Brasil	5,46 R\$102,64	14,74 R\$166,54	36,19 R\$308,41	2,14 R\$70,00	10,67 R\$140,00
Brasil Rural	14,28 R\$100,59	31,62 R\$163,21	59,98 R\$302,24	6,39 R\$70,00	25,26 R\$140,00
Brasil Urbano	3,76 R\$103,03	11,52 R\$167,16	31,77 R\$309,56	1,35 R\$70,00	7,95 R\$140,00
Sudeste	2,57 R\$105,46	8,31 R\$171,11	26,36 R\$316,87	0,81 R\$70,00	5,28 R\$140,00
Sul	1,37 R\$100,34	5,90 R\$162,81	21,82 R\$301,49	0,40 R\$70,00	3,78 R\$140,00
Norte	9,32 R\$113,26	24,17 R\$183,77	53,86 R\$340,31	2,82 R\$70,00	14,75 R\$140,00
Nordeste	12,80 R\$102,98	30,56 R\$167,90	59,42 R\$309,42	5,46 R\$70,00	23,12 R\$140,00
Centro-Oeste	4,38 R\$104,44	12,96 R\$169,46	36,82 R\$313,81	1,36 R\$70,00	9,09 R\$140,00

Fonte: Dados da pesquisa.

de consumo da POF 2008-2009 como base da medida de bem-estar para o Brasil. Já no restante da tabela, apresentam-se os índices calculados com base nas linhas de pobreza de 2009 e estrutura de dados da POF 2008-2009. Pode-se constatar que a incidência da pobreza no Brasil, considerando-se a linha de extrema pobreza de 2003 corrigida para 2009, foi de 5,17%, um pouco menor que a incidência calculada com base na linha de 2008-2009, de acordo com a qual 5,46% dos domicílios brasileiros não possuem dispêndio total em consumo suficiente para satisfazer as necessidades básicas de alimentos. Os resultados mostram que, embora as linhas de pobreza difiram um pouco, a incidência da pobreza não é muito sensível para a escolha do ano usado para construir a linha de pobreza (2002-2003 vs. 2008-2009). A diferença entre os dois índices calculados reflete as mudanças no padrão de consumo.

Analisando-se as taxas regionais de extrema pobreza, nota-se que as regiões Norte e Nordeste tiveram as maiores taxas de pobreza entre todas as regiões. As regiões Sul e Sudeste tiveram as menores taxas e a região Centro-Oeste aparece em posição intermediária. Considerando-se apenas áreas urbanas e rurais nota-se que a pobreza extrema rural é quase quatro vezes maior que a pobreza extrema urbana. Diante dessas observações, cabe destacar a necessidade de utilizar diferentes instrumentos de políticas para reduzir a pobreza entre diferentes regiões e localizações.

Nota-se que os índices de pobreza aumentam substancialmente quando as despesas básicas não alimentares estão incorporadas nas linhas de pobreza. O ajuste da linha de pobreza alimentar para as necessidades básicas não alimentares faz uma grande diferença na taxa de pobreza estimada. Para o Brasil percebe-se que o índice de pobreza aumenta de 5,46%, considerando a linha de extrema pobreza, para 14,74%, considerando a linha de pobreza baixa e para 36,19%, considerando a linha de pobreza alta. Dada a incerteza sobre

onde a linha de pobreza verdadeira reside, os resultados ressaltam a importância da inclusão da linha de pobreza superior na análise. Nesse caso, 21,4% da população se encontra acima da linha de pobreza baixa e abaixo da linha de pobreza alta. São necessárias mais pesquisas sobre a dinâmica deste grupo. Recessões e choques idiossincráticos poderiam conduzir uma parte deste grupo de volta à pobreza extrema ou pobreza baixa. Um mercado de trabalho robusto juntamente com o aumento do capital humano, por outro lado, poderia ajudar parte deste grupo a sair da pobreza e juntar-se aos “próximos de pobres” ou até mesmo à classe média.

Destaca-se também uma divergência grande entre os números apresentados acima e a incidência da pobreza no Brasil estimada com base nas linhas de pobreza administrativas adotadas para elegibilidade do Programa Bolsa Família. Como as linhas administrativas são mais baixas, a proporção de pobres também é significativamente menor, conforme pode ser constatado na Tabela 5. A taxa de pobreza para o Brasil é de apenas 2,14% usando-se a linha de extrema pobreza do governo, de R\$70,00, e de 10,67% usando-se a linha de pobreza de R\$140,00.

Portanto, tiram-se duas conclusões importantes dessas análises. Primeiro, que o número de famílias pobres focalizadas pelos programas do governo é menor do que seria caso este número fosse calculado com base nas linhas de pobreza extrema e linha de pobreza baixa. Para melhor compreensão deste resultado, podem-se analisar alguns números sobre quantos domicílios deixam de ser cobertos pelo programa devido à diferença de resultado entre estas linhas. O percentual de domicílios que deixa de ser coberto devido à diferença entre as linhas de R\$70,00 e de R\$102,00 (linhas de extrema pobreza) é de 3,32%, o que representa 1.945.520 famílias que necessitam de auxílio, mas não têm acesso ao programa²⁰. Já o percentual de famílias que não são cobertas devido à diferença entre as linhas de R\$140,00 e de R\$166,00 (linhas de pobreza baixa) é de 4,07%, que representa 2.385.020 famílias sem acesso ao programa. A segunda conclusão é de que existe um percentual da população considerável no grupo de pobreza alta (21,39%), em torno de 12.534.540 de famílias, e esse grupo também não tem sido incluído nas políticas sociais.

No entanto, deve ressaltar que a consideração dessas linhas de pobreza mais altas, implicaria em grande impacto no orçamento público destinado as políticas sociais de enfrentamento da pobreza. Em nível de ilustração, em 2009, ao se considerar o percentual de população que não tem sido considerado elegível às políticas sociais que é de 21%, tem-se que, conforme apontado anteriormente, 12.534.540 de famílias a mais deveriam estar sendo atendidas pelo programa Bolsa Família, se fosse considerado a linha de pobreza mais alta. Esses resultados são importantes em termos de políticas públicas, já que ressaltam a necessidade de consideração de novas linhas de pobreza no Brasil que possam refletir a real situação da população e propiciar o atendimento de suas necessidades mais básicas, permitindo assim um melhor direcionamento das políticas sociais de enfrentamento da pobreza. Destaca-se ainda que seria necessário o direcionamento de uma parcela maior do orçamento público para enfrentamento da pobreza no Brasil, associada não somente às transferências de renda, mas a políticas específicas que ajudem a população no grupo alto dos pobres, além do grupo vulnerável que são os “próximos aos pobres”, a

²⁰Esse percentual foi calculado com base no levantamento divulgado pelo IBGE (PNAD 2009) de 58,6 milhões de domicílios existentes no Brasil.

lidar com riscos e a evitar que caiam abaixo da linha de pobreza baixa ou alta. Também são necessárias medidas que permitam o desenvolvimento social de toda a população pobre para que estas famílias deixem de depender de ajuda governamental e passem a ser capazes de gerar a sua própria renda de forma sustentável.

5 Conclusões

Considerando os objetivos descritos neste trabalho, estimaram-se as linhas de extrema pobreza (de alimentos) e linhas de pobreza ajustadas para itens não alimentícios (linhas de pobreza baixa e alta), com base nos dados de consumo das POFs 2002-2003 e 2008-2009. Além disto, apresentou-se a metodologia para construção do agregado de consumo, com imputação para correção de erros de mensuração no consumo alimentar e imputação do fluxo de bens duráveis da POF.

As linhas de extrema pobreza e as linhas ajustadas para considerar itens não alimentícios (baixa e alta) estimadas no presente estudo são maiores que as linhas administrativas respectivas do governo, o que se reflete em taxas de pobreza mais elevadas. Dessa forma, apresentam-se alguns argumentos teóricos e empíricos para a necessidade de consideração de novas linhas de pobreza para o Brasil. A consideração desta nova família de linhas de pobreza, estimada por meio de um método claro e consistente, poderá ter grande impacto sobre os números de pobreza, no orçamento público destinado as políticas sociais de enfrentamento da pobreza e no desenho de diferentes tipos de políticas para subgrupos da população pobre.

Nesse sentido, o governo ao adotar as linhas administrativas para elegibilidade aos programas sociais pode estar deixando de atender à uma importante parcela da população que precisa de auxílio. Essa constatação fica clara ao se estimar as taxas de pobreza considerando as diferentes linhas de pobreza. Em 2009, a proporção de pobres com base na linha de extrema pobreza e pobreza baixa foi de 5,46% e 14,74%, respectivamente. Ao se considerar a linha de pobreza mais alta a proporção de pobres no Brasil fica em 36,19% da população. Em contraposição, de acordo com as linhas administrativas, as taxas de pobreza são substancialmente mais baixas, de 2,14% considerando a linha de extrema pobreza e 10,67% considerando a linha de pobreza.

Ainda a partir das estimativas das novas linhas de pobreza, fica evidente um percentual considerável da população que não tem sido considerado elegível às políticas sociais, pois consegue ultrapassar a linha de pobreza baixa, porém está abaixo da linha de pobreza alta e pode facilmente retornar à condição de pobreza extrema ou baixa. Esse grupo é representado por mais de 21% da população em 2009, sendo maior do que os outros dois grupos juntos, o grupo dos que vivem em extrema pobreza (5,46% da população) e o grupo dos que tem renda que ultrapassa a linha de extrema pobreza, mas que fica abaixo da linha de pobreza baixa (9,28%).

Esse tipo de análise diferenciada é fundamental em estudos de pobreza, pois leva em consideração a insegurança das famílias e a possibilidade de perder o pouco que se tem. Em um país como o Brasil, em que a renda dos mais pobres está sujeita à muitas oscilações, a manutenção das famílias fora das situações mais severas de pobreza se torna uma questão tão importante quanto a retirada inicial dessa condição. É importante destacar também que os re-

sultados alcançados nesse tipo de análise permitem evidenciar como os níveis de pobreza estão diretamente ligados às medidas e procedimentos adotados, sendo necessário, portanto, um contínuo aperfeiçoamento dos mesmos.

Referências Bibliográficas

Bank (2006), Brazil: measuring poverty using household consumption, Technical report, World Bank. Document of the World Bank, Report n. 36358-BR.

Barros, R. P., Henriques, R. & Mendonça, R. (2000), A estabilidade inaceitável: desigualdade e pobreza no Brasil, in R. Henriques, ed., 'Desigualdade e Pobreza no Brasil', IPEA, Rio de Janeiro, pp. 21–48.

Birdsall, N., Lustig, N. & Meyer, C. (2014), *World Development*, Vol. 60. 132–146.

CEPAL (2002), Meeting the millennium poverty reduction targets in Latin America and the Caribbean, ECLAC, Santiago, Chile.

Chen, S. & Ravallion, M. (2008), The developing world is poorer than we thought, but no less successful in the fight against poverty. Policy Research Working Paper 4703, The World Bank Development Research Group.

Corrêa, A. J. (1998), *Distribuição de renda e pobreza na agricultura brasileira*, Piracicaba, SP.

Crespo, A. P. & Gurovitz, E. (2002), 'A pobreza como fenômeno multidimensional', *RAE-Eletrônica* 1(1).

Deaton, A. (1997), 'The analysis of household surveys: a microeconomic approach to development policy', *Johns Hopkins University Press*.

Deaton, A. & Zaidi, S. (2002), Guidelines for constructing consumption aggregates for welfare analysis. n. 135 in Living Standards Measurement Study Working Paper, The World Bank, Washington, DC.

Fields, G. S. (2001), *Distribution and development: a new look at the developing world*, Russell Sage Foundation, New York.

Figueiredo, F. M. R., Helfand, S. M. & Levine, E. S. (2007), Income versus consumption measures of rural poverty and inequality in Brazil. Working Paper, University of California, Riverside.

Foster, J., Greer, J. & Thorbecke, E. (1984), 'A class of decomposable poverty measures', *Econometrica* 52, 761–776.

Hoffmann, R. (1998), 'Pobreza e desnutrição de crianças no Brasil', *Economia Aplicada* 2(2), 299–315.

Hoffmann, R. (2000), Mensuração da desigualdade e da pobreza no Brasil, in R. Henriques, ed., 'Desigualdade e Pobreza no Brasil', IPEA, Rio de Janeiro, pp. 81–108.

IBGE (2004), Pesquisa de orçamentos familiares 2002-2003. CD-ROM-Microdados-Rio de Janeiro.

IBGE (2010), Pesquisa de orçamentos familiares 2008-2009. CD-ROM-Microdados-Rio de Janeiro.

Lanjouw, P. (2005), 'Constructing a consumption aggregate for the purpose of welfare analysis: issues and recommendations concerning the pof 2002-2003 in Brazil', *Development Economics Research Group, World Bank*.

Philippi, S. T. (2002), *Tabela de composição de alimentos: suporte para decisão nutricional*, Brasília.

Quintães, V., Sousa, D., Duarte, C., Danielle, M., Santos, I. & Assis, J. (2006), Análise do bem-estar a partir de um indicador de consumo agregado com base nas informações da pof 2002-2003, *in* 'Encontro Nacional de Estudos Populacionais, ABEP', Caxambu-MG. 18-22 de setembro.

Ravallion, M. (1998), Poverty lines in theory and in practice. LSMS Working Paper n. 133, Washington D.C., The World Bank.

Rocha, S. (1993), 'Renda e pobreza no Brasil', *Revista Bras. Estudos Pop.* **10**(1-2), 99-106.

Rocha, S. (1996), Poverty studies in Brazil - a review. Rio de Janeiro, IPEA, Texto para Discussão 439.

Rocha, S. (2000), Estimacão de linhas de indigência e de pobreza: opções metodológicas no Brasil, *in* R. Henriques, ed., 'Desigualdade e Pobreza no Brasil', IPEA, Rio de Janeiro, pp. 685-718.

Rocha, S. (2006), *Pobreza no Brasil: afinal de que se trata?*, 3 edn, FGV.

Apêndice A

Tabela A.1: Coeficientes da regressão de despesa com alimentos contra características socioeconômicas dos domicílios para os três modelos de imputação, POF 2008-2009

Variáveis	Modelo 1: Gasto Zero em Alimentos		Modelo 2: <i>Strict Cutoffs</i>		Modelo 3: <i>Gradual Cutoffs</i>	
	Coef.	p-valor	Coef.	p-valor	Coef.	p-valor
Logaritmo da Despesa não Alimentar Per Capita	0,55000	0,00000	0,57000	0,00000	0,61000	0,00000
Norte	0,16000	0,00000	0,14000	0,00000	0,14000	0,00000
Sul	-0,09000	0,00000	0,04000	0,03900	0,05000	0,01000
Sudeste	-0,07000	0,00000	-0,00400	0,76200	-0,00700	0,67500
Centro-Oeste	-0,24000	0,00000	-0,11000	0,00000	-0,12000	0,00000
Rural	0,06000	0,00000	0,10000	0,00000	0,12000	0,00000
Idade	-0,00040	0,42000	0,00030	0,52300	-0,00008	0,88700
Total de Pessoas	-0,04800	0,00000	-0,06000	0,00000	-0,05000	0,00000
Sexo	0,07000	0,00000	0,10000	0,00000	0,11000	0,00000
Branca	0,01000	0,45600	0,03000	0,03500	0,03000	0,07600
Preta	-0,08000	0,00000	-0,10000	0,00000	-0,10000	0,00000
Amarela	0,04000	0,65200	0,15000	0,03400	0,14000	0,07300
Indígena	0,08000	0,23000	0,00800	0,90500	0,01000	0,87800
Proporção de Crianças e Adolescentes no Domicílio	-0,15000	0,00000	-0,16000	0,00000	-0,16000	0,00000
Proporção de Idosos no Domicílio	0,01000	0,60000	0,10000	0,00000	0,12000	0,00000
Empregado	0,10000	0,00000	0,09000	0,00000	0,10000	0,00000
Empregado Temporário Rural	0,14000	0,00100	0,10000	0,01100	0,11000	0,00900
Empregador	0,17000	0,00000	0,16000	0,00000	0,19000	0,00000
Trabalhador por Conta Própria	0,11000	0,00000	0,09000	0,00000	0,10000	0,00000
Trabalhador para Consumo Próprio	0,17000	0,00000	0,11000	0,00300	0,14000	0,00100
Chefe Remunerado	-0,89000	0,00000	-0,91000	0,01400	-0,97000	0,01500
Escolaridade do Chefe (4-8 Anos)	-0,01000	0,37900	0,01000	0,41200	0,01200	0,49700
Escolaridade do Chefe (8-12 Anos)	-0,02000	0,24900	0,03000	0,05200	0,04400	0,02500
Escolaridade do Chefe (12 ou mais)	0,09000	0,00000	0,12000	0,00000	0,12000	0,00000
Constante	2,40000	0,00000	2,32000	0,00000	2,25000	0,00000
N Observações		51726		38118		38118
R ²		0,31		0,44		0,44

Fonte: Resultados da pesquisa.

Tabela A.2: Despesa com alimentação média per capita para os modelos de imputação por macro região, POF 2008-2009

Regiões	Amostra Sem Imputação	Amostra com Imputação		
		Modelo 1: Gasto Zero em Alimentos	Modelo 2: <i>Strict Cutoffs</i>	Modelo 3: <i>Gradual Cutoffs</i>
Norte	129,1545	131,6940	138,9693	145,0771
Nordeste	108,0344	110,2173	116,9014	120,7692
Sul	158,3037	163,0333	183,5886	197,9216
Sudeste	160,7080	165,4155	181,5397	192,6651
Centro-Oeste	127,8624	135,0058	149,8432	157,3493
Rural	105,7786	110,7280	119,8603	125,8825
Urbano	148,5757	152,4990	166,9631	176,6342
Brasil	141,8580	145,9423	159,5695	168,6678

Fonte: Dados da pesquisa.

Tabela A.3: Valores dos fluxos médios de serviços mensais para os bens duráveis incluídos no inventário para a POF 2002-2003 e POF 2008-2009

Bens	POF 2002-2003	POF 2008-2009
	Valor do Fluxo de Serviços	Valor do Fluxo de Serviços
Fogão	20,41	29,78
Freezer	8,28	10,16
Geladeira	38,00	63,14
Chuveiro Elétrico	–	3,22
Liquidificador	4,19	6,11
Processador de Alimentos	–	2,06
Grill	–	1,72
Aspirador de Pó	2,25	3,06
Forno Elétrico	–	3,87
Ferro Elétrico	3,22	4,25
Máquina de Lavar Roupas	25,28	32,43
Televisão em Cores	41,35	51,97
Televisão em Preto e Branco	0,29	0,09
Equipamento de Som	22,58	19,71
Rádio	2,39	3,44
Ar-condicionado/Climatizador/Aquecedor de Ar	7,10	9,81
Ventilador e/ou Circulador de Ar	4,05	5,76
Máquina de Costura	3,14	5,53
Automóvel	144,41	440,45
Bicicleta	5,75	7,94
Motocicleta	13,12	52,00
Microcomputador/Notebook/Laptop/Computador Portátil	34,96	59,97
Purificador de Água	1,98	1,86
Forno de Micro-ondas	9,43	10,28
Antena Parabólica	6,85	8,00
Aparelho de DVD	3,93	13,81
Máquina de Secar Roupas	1,65	1,66
Batedeira de Bolo	2,86	3,61
Secador de Cabelos	1,67	3,11
Máquina de Lavar Louças	1,84	1,55

Fonte: Dados da pesquisa.

Tabela A.4: Distribuição do total de gastos per capita das famílias no percentis 20 e 40 para o Brasil, POF 2002-2003 e POF 2008-2009

Variável	Percentil	POF 2002-2003		
		POF 2002-2003	(Inflacionado para jan de 2009)	POF 2008-2009
Despesa Total Per Capita (R\$)	20	97,53	138,17	162,54
	40	163,87	232,15	267,77

Fonte: Dados da pesquisa.

Tabela A.5: Composição da cesta de necessidades básicas da POF 2008-2009

Produto	Caloria por kg (a)	Quantidade Média em kg per Capita por Dia (Percentil 20 a 40) (b)	Total Médio de Caloria per Capita por Dia (a*b) (c)	Quantidade Média em kg Convertida per Capita por Dia (b*0,56) (d)	Total de Calorias Convertido per Capita por Dia (a*d) (e)	Preço
Arroz	1273,3	0,1974304	251,3881280	0,112001476	142,611479600	2,0015330
Feijão	791,4	0,0855037	67,6676282	0,048505907	38,387574800	3,2665570
Refrigerante	380,0	0,1192863	45,3287940	0,067670641	25,714843520	1,3998340
Tomate	180,0	0,0412137	7,4184660	0,023380367	4,208466080	2,3623540
Cebola	295,0	0,0322559	9,5154905	0,018298643	5,398099699	1,8395170
Batata Inglesa	1290,0	0,0495538	63,9244020	0,028111673	36,264057560	1,7076010
Banana	1000,0	0,0716953	71,6953000	0,040672457	40,672456910	2,5490800
Farinha de Mandioca	3630,0	0,1247309	452,7731670	0,070759341	256,856406500	1,6283880
Farinha de Trigo	3600,0	0,0788716	283,9377600	0,044743543	161,076755500	2,0907990
Fubá de Milho	3530,0	0,0770298	271,9151940	0,043698697	154,256401900	1,7159360
Macarrão	3020,0	0,0378459	114,2946180	0,021469828	64,838879610	3,3731880
Pão Francês	3000,0	0,0497154	149,1462000	0,028203348	84,610042680	4,1271640
Biscoito	4721,7	0,0274348	129,5388950	0,015563652	73,486897070	6,1512870
Carne de Boi de Primeira	2374,0	0,0604920	143,6080080	0,034316870	81,468248510	10,0808800
Carne de Boi de Segunda	2662,8	0,0738478	196,6419220	0,041893562	111,554175700	7,1114430
Carne Suína	3505,0	0,0545270	191,1171350	0,030932949	108,419986200	7,0818690
Frango	2025,4	0,0910555	184,4238100	0,051655421	104,622889500	4,7119170
Ovo de Galinha	1460,0	0,0284110	41,4800600	0,016117447	23,531472120	5,9811450
Leite	502,6	0,1855898	93,2848571	0,105284351	52,920126280	1,6266680
Queijo	2894,0	0,0203620	58,9276280	0,011551281	33,429407650	12,1513400
Açúcar	3870,0	0,1238003	479,1071610	0,070231415	271,795576000	1,1185900
Chocolate em Pó	4010,0	0,0140509	56,3441090	0,007971019	31,963787660	7,7212860
Óleo de Soja	8840,0	0,0574135	507,5353400	0,032570449	287,922768200	3,1158660
Margarina	6265,0	0,0167118	104,6994270	0,009480537	59,395566140	5,3483180
Embutido	2269,0	0,0330467	74,9829623	0,018747261	42,537534580	6,8159620
Café	90,0	0,0403040	3,6273600	0,022864298	2,057786819	8,7817840
Total			4054,32382		2300,001687	

Fonte: Dados da pesquisa.

OFERTA DE TRABALHO E SALÁRIO DO IDOSO NO BRASIL

VÍVIAN DOS SANTOS QUEIROZ ORELLANA *
HILTON MARTINS DE BRITO RAMALHO †
GIÁCOMO BALBINOTTO ‡

Resumo

O objetivo deste artigo é investigar o impacto da aposentadoria nos salários dos homens idosos com mais de 65 anos de idade no Brasil usando os dados do Censo Demográfico de 2010. Para tanto, foi estimado um modelo de decisão conjunta de oferta de trabalho, aposentadoria e salários para controlar o viés de seleção amostral que tornaria os coeficientes das equações de salários tendenciosos. Os salários controlados para autoseleção foram usados para calcular o diferencial de rendimentos entre aposentados ou não. Os resultados apontaram que os aposentados ganham salários menores, especialmente os menos instruídos que têm menor chance de se inserirem em melhores ocupações. Assim, a permanência dos aposentados no mercado de trabalho pode ser motivada para complementação de renda e a situação destes poderia melhorar com o adiamento da aposentadoria.

Palavras-chave: Oferta de trabalho; Aposentadoria; Idoso; Salário; *probit* bivariado.

Abstract

The objective of this article is to investigate the impact of retirement on the wages of older men over 65 years of age in Brazil using data from the 2010 Demographic Census. A joint decision model of labor supply and retirement was estimated to control the selection bias in the wages that are used to calculate the income differential between retirees or not. The main result indicates that the retirement reduces the wages of older people, especially the less educated who are less likely to get into better occupations. Thus, the permanence of the retired in the labor market may be motivated to supplement the income and the postponement of retirement could improve the situation of the older men in the labor market.

Keywords: Labor supply; Retirement; Elderly; Wage; Bivariate *probit*.

JEL classification: I21, I23, C14

DOI: <http://dx.doi.org/10.11606/1980-5330/ea153736>

* Professora do Programa de Pós-Graduação em Economia (PPGE) da Universidade Federal do Rio Grande (FURG). E-mail: viviansq13@gmail.com.

† Professor do Programa de Pós-Graduação em Economia (PPGE) da Universidade Federal da Paraíba (UFPB). E-mail: hiltonmbr@gmail.com.

‡ Professor do Programa de Pós-Graduação em Economia (PPGE) da Universidade Federal do Rio Grande do Sul (UFRGS). E-mail: giacomo.balbinotto@ufrgs.br.

1 Introdução

O objetivo deste trabalho é investigar o impacto da aposentadoria nos salários dos idosos brasileiros com mais de 65 anos de idade utilizando os dados do Censo Demográfico de 2010 do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). A metodologia empírica é baseada em Tunali (1986) e consiste de um modelo de decisão conjunta de oferta de trabalho, aposentadoria e salários que é usado para calcular o diferencial de rendimentos por condição de aposentadoria com controle para autosseleção amostral.

A rápida queda nas taxas de fecundidade e mortalidade infantil e adulta vem transformando drasticamente a pirâmide etária do Brasil, aumentando a esperança de vida ao nascer e aproximando o país de sociedades desenvolvidas com acelerado processo de envelhecimento. Como resultado desse avanço, a esperança de vida ao nascer passou de 63 anos de idade em 1980 para 73 anos em 2010 e, de acordo com projeções do IBGE (2008), em 2050 a esperança de vida chegará aos 81 anos. Os fatores que explicam o aumento da longevidade da população são principalmente os avanços na área da medicina, melhora no nível educacional, acesso aos métodos contraceptivos, saneamento básico, urbanização e mudanças na estrutura familiar (Lee 2003).

Uma consequência da maior longevidade é o aumento do número de aposentados. Dados do Censo Demográfico de 2010 mostram que aproximadamente 75% do total de idosos com mais de 60 anos de idade eram aposentados e, mesmo diante disso, os idosos têm participado mais do mercado de trabalho, pois a taxa de atividade desse grupo foi de 27% no mesmo ano, sendo considerada alta para padrões internacionais. Alguns países que fazem parte da Organização para Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE), como Espanha, França e Alemanha registraram as menores taxas de participação de idosos no mercado de trabalho, 2%, 2,1% e 4,6%, respectivamente¹. Essas taxas são explicadas por uma estrutura etária mais envelhecida da população desses países, incentivos do sistema previdenciário para se aposentar e os incrementos de renda que favorecem a escolha do idoso por mais lazer (Hurd 1990, Guillemard & Rein 1993, Gustman & Steinmeier 1984, Lumsdaine & Mitchell 1999, Mete & Schultz 2002, Bertranou & Sánchez 2003).

A significativa participação dos aposentados no mercado de trabalho brasileiro é possível devido a possibilidade de acumular renda do trabalho e aposentadoria, o que não é permitido em grande parte dos países (Tafner 2007). No Brasil também não existe idade mínima para a concessão de aposentadoria por tempo de contribuição e, de acordo com Brugiavini & Peracchi (2005), isso resulta em aposentadorias precoces com baixos valores. Desse modo, os aposentados podem continuar trabalhando para manter um padrão de vida, pois o benefício de aposentadoria pode ser insuficiente para suprir todas as necessidades básicas de um idoso, como saúde, vestuário, alimentação, transporte e habitação (Camarano 2001, Liberato 2003, Furtado 2005).

O estudo da oferta de trabalho dos idosos tem despertado interesse na literatura brasileira e algumas pesquisas apontaram que os principais determinantes dessa decisão são a educação, saúde, idade e valor do benefício de aposentadoria (Afonso & Schor 2001, Camarano 2001, Carrera-Fernandez & Menezes 2001, Liberato 2003, Furtado 2005, Damasceno & da Cunha 2011, Pérez 2005). A escolha ocupacional também foi averiguada por Queiroz &

¹Dados do *International Labour Organization* (ILO 2011)

Ramalho (2009) que encontraram que o aposentado tem mais chance de trabalhar como assalariado informal devido a necessidade de complementação de renda, sugerindo que a postergação da aposentadoria poderia melhorar o bem-estar dos idosos. Queiroz & Jacinto (2012) discutiram a importância do benefício de aposentadoria na redução das horas de trabalho dos idosos. Já Queiroz et al. (2012) observaram que a duração do desemprego é maior para os idosos, quando comparados com os mais jovens, e que a chance de entrada para a inatividade aumenta para os mais velhos devido ao desemprego por desalento. Afonso & Schor (2001), Carrera-Fernandez & Menezes (2001), Moura & Cunha (2010) estudaram os salários dos idosos e os primeiros autores concluíram que o valor do benefício de aposentadoria não afeta os salários.

Diante do exposto, este trabalho visa contribuir empiricamente para a literatura nacional ao gerar novas evidências sobre o impacto da aposentadoria nos salários dos idosos por meio do cálculo do diferencial de rendimentos com controle para seleção amostral. A metodologia é baseada em Tunalí (1986) para estimar a probabilidade de trabalhar e aposentar usando um *probit* bivariado e controlar o duplo viés de seleção nas equações de salários². A aplicação desse método ainda é pouco explorado e se destaca por ser usado para analisar uma nova temática, como é a oferta de trabalho dos idosos, pois grande parte dos estudos sobre idosos usam modelos como o *probit* univariado e desconsideram a importância da aposentadoria. O uso dos dados do Censo Demográfico de 2010 é outra contribuição desse trabalho para o tema.

Além dessa introdução, este artigo está dividido em mais cinco seções. Na Seção 2, é feita uma revisão teórica dos principais modelos neoclássicos de aposentadoria. A Seção 3 apresenta a metodologia empírica e a Seção 4 descreve a base de dados e seus tratamentos. A Seção 5 apresenta os resultados e discussões e, por fim, a Seção 6 é reservada para as conclusões.

2 Referencial Teórico

Nos modelos neoclássicos de oferta de trabalho dos idosos, a aposentadoria é determinada como a escolha entre lazer e trabalho, sendo uma decisão que depende dos salários ofertados e do benefício da aposentadoria. Ao definir a idade de aposentadoria, o indivíduo começa a receber a aposentadoria e aumenta sua preferência por mais lazer, reduzindo sua participação do idoso no mercado de trabalho (Borjas 1996, Mitchell & Fields 1983, 1984).

O idoso maximiza sua função de utilidade intertemporal U , que é uma função positiva do consumo planejado durante o ciclo de vida (C) e do lazer no período de aposentadoria (RET), sujeita a uma restrição de rendimentos intertemporais (Mitchell & Fields 1985):

$$\begin{cases} \text{Max } U = U(C, RET) & \text{sujeito à} \\ C = PDVY(R) + W_0 - B_0. \end{cases} \quad (1)$$

Ou seja, o consumo planejado é igual ao valor presente da renda ($PDVY$) ao longo do ciclo de vida restante do indivíduo mais a riqueza no momento da

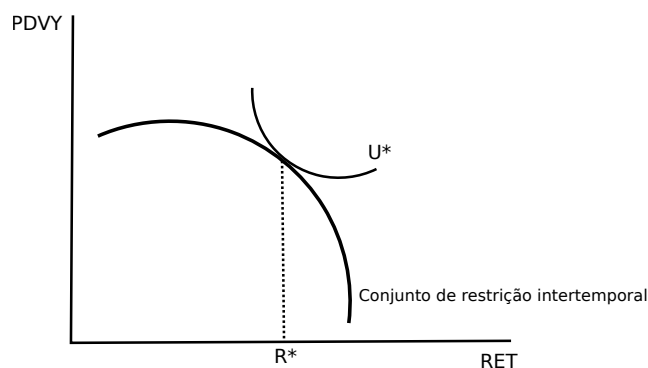
²O método de Tunalí (1986) já foi utilizado em estudos nacionais sobre migração por Ramalho (2008) e no trabalho de Ramalho & Queiroz (2011), embora esses últimos autores tenham usado um *logit* multinomial na primeira etapa. Outro estudo que também aplicou a mesma estratégia empírica foi o de Monte et al. (2011), porém com enfoque sobre a oferta de trabalho.

aposentadoria, W_0 , menos a herança, B_0 ; $RET = N - R$ ou lazer é a diferença entre N , tempo de vida restante, e R , idade de aposentadoria.

O valor presente da renda $PDVY$ depende do momento da idade da aposentadoria R , sendo composto de três elementos:

$$PDVY = \int_0^R E_t \delta_t d_t + \int_R^T (PP_t + SS_t) \delta_t d_t, \quad (2)$$

em que δ_t é o fator desconto refletindo as preferências; E_t é o valor presente de todos os salários líquidos (normalizados para 0); PP_t e SS_t são, respectivamente, benefícios de fundos de previdência privada e da Previdência Social recebidos desde R até a idade da morte T . A idade de entrada para a aposentadoria varia com o ano em que o trabalhador se aposenta e com as regras do sistema previdenciário. A Figura 1 mostra que $PDVY$ é uma função crescente da idade de aposentadoria e função decrescente com RET .



Fonte: Fields & Mitchell (1984)

Figura 1: Decisão de Aposentadoria

A idade ótima de aposentadoria na Figura 1 (R^*) ocorre no ponto onde a inclinação da curva de indiferença se iguala a do conjunto factível como indicado pela restrição restrição intertemporal, ou seja, a utilidade marginal do consumo de um ano adicional de trabalho é igual a utilidade marginal de um ano a mais de lazer (Mitchell & Fields 1984). A partir das Equações (1) e (2), a condição de primeira ordem é:

$$\frac{\partial U}{\partial C} \frac{\partial PDVY}{\partial R} = \frac{\partial U}{\partial RET} \quad \text{ou} \quad \frac{\partial U}{\partial C} \left[E_R - P_R + \frac{\partial P_R}{\partial R} \right] = \frac{\partial U}{\partial RET}, \quad (3)$$

em que P engloba benefícios de aposentadoria privada e da Previdência Social.

A decisão de se aposentar (lazer) é função de dois fatores importantes: preço do lazer (custo de oportunidade) e preferências (entre lazer e trabalho) (Mitchell & Fields 1983, 1984). Assim, a escolha pela aposentadoria é ótima quando se tem:

$$\frac{\partial U}{\partial C} \frac{\partial PDVY}{\partial R} < \frac{\partial U}{\partial RET}, \quad \forall R. \quad (4)$$

Ou seja, $\frac{\partial U/\partial RET}{\partial U/\partial C} = TMS$ é a taxa marginal de substituição entre consumo e lazer e pode ser considerada como o salário de reserva do idoso que é o

salário que ele exige para sair da inatividade ou para abrir mão de uma hora de lazer e ofertar mais trabalho. O salário de reserva pode ser influenciado pelas preferências dos idosos, características pessoais, regras de aposentadoria e oportunidades de rendimentos (Gordon & Blinder 1980). Desse modo, o idoso decide se aposentar quando a TMS é maior do que o salário de mercado, representado por $\partial PDVY/\partial R$, e decide ofertar mais horas de trabalho quando a TMS é menor do que o salário de mercado.

Um aumento no salário gera dois efeitos sobre a oferta de trabalho do idoso³, dado o benefício de aposentadoria constante: i) *efeito renda* que é decorrente de maior poder de compra e resulta em aumento na demanda por lazer (aposentadoria); ii) *efeito substituição* que induz a oferta de trabalho devido ao elevado custo do lazer (salários elevados torna o lazer mais caro), levando ao adiamento da aposentadoria. Esses efeitos atuam em sentidos opostos, pois se o idoso tiver maior preferência por lazer, o efeito renda será dominante e o idoso tende a sair do mercado de trabalho, mas se o trabalhador tiver mais preferência por trabalho, o efeito substituição domina e o trabalhador tende a participar mais tempo do mercado de trabalho.

No caso de haver um aumento no benefício da aposentadoria, mantendo o salário constante, os efeitos renda e substituição seguem na mesma direção, ou seja, diminui a utilidade dos salários e eleva-se a utilidade do lazer, conduzindo o idoso à aposentadoria. Todavia, se um maior benefício de aposentadoria puder ser auferido com a postergação da aposentadoria, então os altos benefícios podem estimular os idosos a passar mais anos trabalhando por meio de um efeito substituição intertemporal de lazer por trabalho.

A elevação da expectativa de vida torna a população de um país mais envelhecida, mas também favorece a participação das pessoas mais velhas no mercado de trabalho. A melhoria na condição geral de saúde é uma explicação para esse aumento da força de trabalho idosa, pois a boa saúde proporciona mais disposição para que os idosos continuem trabalhando (OMS 2005). A autonomia física e mental é essencial para que exerçam as atividades no trabalho de forma eficiente e sem perda da capacidade laborativa, diminuindo os efeitos negativos da redução das oportunidades de trabalho com a idade (Quinn 1979, Clark 1980, Hutchens 1988, Kim & Feldman 2000, McGarry 2004, Mete & Schultz 2002, Giatti & Barreto 2003, Coile 2004, Kalwij & Vermeulen 2005, Pérez 2005, Christensen & Kallestrup-Lamb 2012).

Os homens idosos, por sua vez, tendem a participar mais do mercado de trabalho do que as mulheres, especialmente os homens aposentados, pois as idosas geralmente entram para inatividade e se sustentam com a renda da própria aposentadoria e/ou com a renda do esposo (Liberato 2003). Já os chefes de família e casados são mais propensos a ofertar trabalho porque possuem familiares que são seus dependentes (Blau 1994, Benítez-Silva 2004⁷⁷⁰, Damasceno & da Cunha 2011).

O capital humano é também apontado como um dos mais importantes determinantes da oferta de trabalho dos idosos, pois os rendimentos estão associados positivamente com o capital humano (Schultz 1961, Becker 1962, Ben-Porath 1967). Os idosos com maior nível de educação têm um custo de oportunidade mais elevado quando optam pela inatividade (Lazear 1986, Souza 2003). O alto nível de escolaridade e a experiência acumulada no mercado

³Considerando o lazer como um bem normal, a quantidade demandada de lazer aumenta quando a renda aumenta.

de trabalho incentivam a permanência do idoso no mercado de trabalho devido aos elevados salários ofertados, além do mais, estes fatores favorecerem o acesso aos melhores postos de trabalho (Wajnman et al. 2004, Amarilho & Carlos 2005, Queiroz & Ramalho 2009).

Quanto aos fatores institucionais, Tafner (2007) destacou que o Sistema Previdenciário Brasileiro é muito generoso quando comparado com outros países, pois ignora as transformações demográficas e socioeconômicas que o país vem enfrentando. As regras de aposentadoria por tempo de contribuição, por exemplo, permitem o acesso a aposentadorias precoces e favorecem a permanência do aposentado por mais tempo no mercado de trabalho (Afonso & Schor 2001, Furtado 2005). Mesmo após as reformas previdenciárias implementadas, que visavam desestimular a entrada precoce dos idosos para a aposentadoria, percebe-se que há um contingente considerável de aposentadorias concedidas, indicando que essas mudanças ainda são insuficientes para desestimular a aposentadoria precoce⁴.

As aposentadorias precoces podem refletir baixos valores de aposentadoria (Brugiavini & Peracchi 2005), especialmente em sistemas baseados em tempo de contribuição como o brasileiro. Dessa forma, a insuficiência dos valores dos benefícios de aposentadoria podem levar os aposentados a trabalharem mais tempo a fim de cobrirem suas necessidades básicas e de seus familiares (Afonso & Schor 2001, Camarano 2001, Carrera-Fernandez & Menezes 2001, Furtado 2005, Liberato 2003). Não obstante, os idosos aposentados auferem um menor salário porque tendem a trabalhar menos horas, pois se encontram em uma fase transitória entre um trabalho de jornada completa e saída definitiva da força de trabalho, comumente conhecida na literatura como “aposentadoria gradual” ou *bridge job* (Ruhm 1990, Hurd 1990).

3 Estratégia Empírica

Nesta seção, é apresentada a metodologia empírica que visa estimar as probabilidades conjuntas das decisões de aposentadoria e oferta de trabalho por meio de um sistema probit bivariado e permite controlar a autoseleção amostral que pode tornar os coeficientes das equações de salários tendenciosos. Essa aplicação é uma adaptação da estratégia desenvolvida por Tunali (1986) e se baseia na hipótese de que a oferta de trabalho do idoso está relacionada com a decisão de aposentadoria. Entretanto, tal método supõe que tais decisões ocorrem simultaneamente e mesmo que o ideal fosse que elas acontecessem de forma sequencial, ou seja, o indivíduo trabalha e depois escolhe quando se aposenta, o método apresenta algumas vantagens ao evitar a independência das alternativas irrelevantes que surge nos modelos *logit multinomial*, aninhado e condicional, e está relacionada a não alteração das razões de probabilidade mediante uma mudança no conjunto de escolhas. Além disso, ele supera possíveis problemas de endogeneidade que podem ocorrer quando da inclusão de novas informações no processo de escolha sequencial que ocorre no *probit* ordenado.

A partir do método proposto foi possível mensurar o diferencial de salários controlados para o referido viés de seleção amostral entre aposentados e não

⁴Para uma discussão detalhada sobre as reformas previdenciárias consultar Giambiagi & Tafner (2010) e Mesquita (2012).

aposentados, permitindo inferir se a decisão de aposentadoria e participação no mercado de trabalho foi a melhor escolha.

3.1 Modelo Estrutural da Determinação Conjunta da Oferta de Trabalho, Aposentadoria e Salários

Supõe-se que os benefícios líquidos obtidos pelo idoso ao ofertar trabalho e aposentar-se é dado pelo seguinte sistema de funções de utilidades, respectivamente:

$$Y_1^* = \delta_1(Y_r - Y_{nr}) + \beta_1 Z_1 + \epsilon_1 \quad (5)$$

e

$$Y_2^* = \delta_2(Y_r - Y_{nr}) + \beta_2 Z_2 + \epsilon_2, \quad (6)$$

em que Y_1^* e Y_2^* são índices de utilidades dos idosos em relação à oferta de trabalho e aposentadoria, respectivamente; Y_{nr} e Y_r são os salários-hora (em logaritmo) dos não aposentados e aposentados, respectivamente; Z_1 e Z_2 são os vetores de atributos pessoais relacionados aos custos de oferta de trabalho e aposentadoria, nesta ordem; δ_1 , δ_2 , β_1 e β_2 são os vetores de parâmetros estruturais; ϵ_1 e ϵ_2 são os termos de erro aleatórios que captam a influência de fatores não observados.

Os rendimentos esperados pelo idoso na condição de não aposentado e aposentado são determinados pelas seguintes equações *mincerianas*, respectivamente:

$$Y_{nr} = \alpha_{nr} X_{nr} + \epsilon_{nr} \quad (7)$$

e

$$Y_r = \alpha_r X_r + \epsilon_r, \quad (8)$$

em que α_{nr} e α_r denotam os vetores de parâmetros das equações dos não aposentados e aposentados, respectivamente; X_{nr} e X_r são os vetores de variáveis explicativas que representam as características dos grupos de não aposentados e aposentados; ϵ_{nr} e ϵ_r significam os respectivos termos de erros estocásticos, normalmente distribuídos com média constante e variâncias dadas por σ_{nr}^2 e σ_r^2 .

A forma reduzida do modelo estrutural para a decisão conjunta de oferta de trabalho e aposentadoria pode ser obtida substituindo as equações de rendimentos (7) e (8) no sistema (5) e (6) e redefinindo os termos da seguinte forma:

$$Y_1^* = \pi_1 + \nu_1, Y_1 = \begin{cases} 1 & \text{se } Y_1^* > 0 \\ 0 & \text{se } Y_1^* \leq 0 \end{cases} \quad (9)$$

e

$$Y_2^* = \pi_2 + \nu_2, Y_2 = \begin{cases} 1 & \text{se } Y_2^* > 0 \\ 0 & \text{se } Y_2^* \leq 0 \end{cases}, \quad (10)$$

em que $\pi_1 \equiv [\delta_1(\alpha_r X_r - \alpha_{nr} X_{nr}) + \beta_1 Z_1]$ e $\pi_2 \equiv [\delta_2(\alpha_r X_r - \alpha_{nr} X_{nr}) + \beta_2 Z_2]$ são os vetores de atributos observados; $\nu_1 \equiv [\delta_1(\epsilon_r - \epsilon_{nr}) + \epsilon_1]$ e $\nu_2 \equiv [\delta_2(\epsilon_r - \epsilon_{nr}) + \epsilon_2]$

são os vetores de termos estocásticos que representam fatores não observados, com coeficiente de correlação igual a $\rho \equiv cor(v_1, v_2)$ e variâncias σ_1^2 e σ_2^2 .

Na Equação (9), o idoso decide participar do mercado de trabalho quando $Y_1^* > 0$, logo a variável binária Y_1 assume o valor 1 e 0 caso contrário ($Y_1^* \leq 0$). Já na Equação (10), o idoso decide se aposentar quando o índice de utilidade é positivo ($Y_2^* > 0$) e a variável binária Y_2 assume o valor 1 e 0 caso opte por se manter não aposentado.

Note-se que os rendimentos esperados por condição de aposentadoria (Y_2) são observados se e somente se o idoso participa do mercado de trabalho ($Y_1 = 1$). Quanto aos inativos, há uma censura na amostra que impede de observar os rendimentos dos inativos, já que estes não registram rendimentos positivos.

A decisão de participação do idoso no mercado de trabalho está relacionada a maximização da utilidade obtida com cada escolha. O idoso compara os rendimentos esperados no mercado de trabalho com o seu salário reserva, ou seja, ele vai substituir lazer por trabalho se o salário esperado no mercado de trabalho for maior do que o considerado mínimo necessário para ele abdicar de lazer por trabalho, significando preferência por trabalho e utilidade positiva $Y_1^* > 0$. Caso o salário esperado no mercado de trabalho seja menor do que o salário reserva, o idoso tende a preferir lazer à trabalho, logo a utilidade esperada seria $Y_1^* \leq 0$.

Com relação ao coeficiente de correlação ρ , observe-se que este assume um valor entre -1 e 1 e, se for estatisticamente significativo, implica que as decisões de participação do mercado de trabalho e aposentadoria exibem correlação, ou seja, há interdependência entre os componentes não explicados dos dois índices de utilidade. Assim, há consistência com o modelo adotado em que os fatores não observados que afetam a decisão de participação dos idosos no mercado de trabalho estariam correlacionados com outros atributos determinantes da aposentadoria.

3.2 Estimação

A presença de atributos produtivos não observados favoráveis aos idosos aposentados que trabalham, como perseverança, motivação, etc., podem estar presentes e tornar os idosos autosselecionados na amostra. Assim a estimação das equações lineares de salários (7) e (8) pelo método de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) geraria coeficientes tendenciosos, já que os valores esperados dos termos não explicados poderiam ser $E(\varepsilon_{nr}|Y_1 = 1, Y_2 = 0) \neq 0$ e $E(\varepsilon_r|Y_1 = 1, Y_2 = 1) \neq 0$ (Heckman 1979, Lee 1978, Tunali 1986). Isso pode acontecer devido ao duplo viés de seleção dos idosos quanto a oferta de trabalho e a condição de aposentadoria.

Usando a intuição do método de dois estágios de Lee (1978) e Heckman (1979), Tunali (1986) propõe uma estimação em dois estágios para corrigir os referidos vieses de seleção e obter estimadores consistentes para todas as equações do modelo. O primeiro passo é estimar o modelo reduzido (*probit* bivariado 9 e 10) e verificar se o coeficiente de correlação (ρ) é estatisticamente significativo. Se for constatada a correlação, então a estimação do *probit* bivariado é mais adequada e consistente com a interdependência entre as referidas decisões. Diante disso, pode-se supor que os termos de erro das equações do modelo seguem uma distribuição normal multivariada, com média zero e covariância positiva e definida. Os termos de correção da heterogeneidade não

observada para as equações de salários podem ser computados de acordo com Maddala (1983, p.282) e Tunali (1986, p.238, p.242, p.272-274):

$$\lambda_1 = \begin{cases} \frac{\phi(C_1)\Phi(-C_2^*)}{\Psi(C_1, -C_2, -\rho)} & \text{para ativos não aposentados} \\ \frac{\phi(C_1)\Phi(C_2^*)}{\Psi(C_1, C_2, \rho)} & \text{para ativos aposentados} \end{cases}$$

e

$$\lambda_2 = \begin{cases} -\frac{\phi(C_2)\Phi(C_1^*)}{\Psi(C_1, -C_2, -\rho)} & \text{para ativos não aposentados} \\ \frac{\phi(C_2)\Phi(C_1^*)}{\Psi(C_1, C_2, \rho)} & \text{para ativos aposentados} \end{cases}$$

em que $C_1 \equiv \widehat{\pi}_1$ e $C_2 \equiv \widehat{\pi}_2$ são as predições lineares das Equações (9) e (10), respectivamente; $C_1^* \equiv \frac{C_1 - \rho C_2}{(1 - \rho^2)^{\frac{1}{2}}}$ e $C_2^* \equiv \frac{C_2 - \rho C_1}{(1 - \rho^2)^{\frac{1}{2}}}$ são as combinações das predições; $\Psi(C_1, -C_2, -\rho)$ é a probabilidade conjunta de participar e não aposentar; $\Psi(C_1, C_2, \rho)$ é a probabilidade conjunta de participar e se aposentar; ϕ , Φ e Ψ são, respectivamente, as funções de densidade normal, função de densidade acumulada e função de densidade normal bivariada; ρ é o coeficiente de correlação entre os termos não observados das equações.

Em um segundo estágio, os termos de correção λ_1 e λ_2 entram como regressores adicionais nas equações de salários dos não aposentados (Equação (7)) e dos aposentados (Equação (8)), respectivamente. Logo, as esperanças condicionais de salários obtidas no segundo estágio para não aposentados e aposentados são, respectivamente:

$$E(Y_{nr}|Y_1 = 1, Y_2 = 0) = \widehat{\alpha}_{nr}X_{nr} + \widehat{\sigma}_{nr1}\lambda_1 + \widehat{\sigma}_{nr2}\lambda_2, \quad (11)$$

e

$$E(Y_r|Y_1 = 1, Y_2 = 1) = \widehat{\alpha}_rX_r + \widehat{\sigma}_{r1}\lambda_1 + \widehat{\sigma}_{r2}\lambda_2, \quad (12)$$

em que $\widehat{\alpha}_{nr}$ e $\widehat{\alpha}_r$ são os vetores de parâmetros corrigidos para viés de seleção na amostra; $\widehat{\sigma}_{nr1}$ e $\widehat{\sigma}_{nr2}$ são as estimativas das covariâncias entre os termos ε_{nr} e ν_1 e ε_{nr} e ν_2 , respectivamente; $\widehat{\sigma}_{r1}$ e $\widehat{\sigma}_{r2}$ são as estimativas das covariâncias entre os termos ε_r e ν_1 e ε_r e ν_2 , respectivamente.

O modelo reduzido *probit* bivariado é estimado por Máxima Verossimilhança (MV) e os valores esperados das equações de salários (Equações (11) e (12)) são estimados por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO)⁵.

3.3 Estimação do Diferencial Salarial

Após estimar as equações de salários controladas para o duplo viés de seleção (Equações (11) e (12)), os coeficientes são usados para calcular a diferença entre o salário factual e contrafactual dos aposentados e a diferença entre o salário contrafactual e factual dos não aposentados. O salário factual é a predição linear (salário potencial) do salário médio dos não aposentados (aposentados) e considera somente os coeficientes controlados para viés de seleção na

⁵Segundo Camarano & Trivedi (2005), uma forma de corrigir a matriz de covariância e obter desvios-padrão não tendenciosos é recorrer ao método de reamostragem por *bootstrap*.

amostra, ou seja, $\widehat{\alpha}_{nr}X_{nr}$ e $\widehat{\alpha}_rX_r$ das Equações (11) e (12), respectivamente, excluindo os termos de correção. Já o salário contrafactual é calculado a partir da predição linear do salário dos não aposentados (aposentados) por meio da imputação dos coeficientes corrigidos (com exceção dos termos de correção) sobre as características observáveis da amostra de aposentados (não aposentados): $\widehat{\alpha}_{nr}X_r$ e $\widehat{\alpha}_rX_{nr}$, respectivamente.

O diferencial salarial pode ser calculado para a amostra total de aposentados e não aposentados (Δw) e para as respectivas amostras de aposentados (Δw_r) e não aposentados (Δw_{nr}) da seguinte forma:

$$\Delta w = E(Y_r) - E(Y_{nr}), \quad (13)$$

$$\Delta w_r = E(Y_r|Y_2 = 1) - E(Y_{nr}|Y_2 = 1), \quad (14)$$

e

$$\Delta w_{nr} = E(Y_r|Y_2 = 0) - E(Y_{nr}|Y_2 = 0). \quad (15)$$

No lado direito da Equação (13), $E(Y_r)$ é o salário do aposentado e $E(Y_{nr})$ é o salário do não aposentado. Na Equação (14), $E(Y_r|Y_2 = 1)$ é o salário factual do aposentado e $E(Y_{nr}|Y_2 = 1)$ é o salário contrafactual do aposentado caso tivesse não se aposentado. Já na Equação (15), $E(Y_r|Y_2 = 0)$ corresponde ao salário contrafactual do não aposentado e $E(Y_{nr}|Y_2 = 0)$ ao salário factual do não aposentado.

4 Base de Dados e Tratamentos

A fonte de dados utilizada foi o Censo Demográfico de 2010 do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) que fornece informações importantes para a decisão de oferta de trabalho e aposentadoria dos idosos.

A amostra foi composta por homens idosos com idade entre 65 e 80 anos residentes do meio urbano. A aposentadoria por idade de um homem do meio urbano do Regime Geral da Previdência Social (RGPS) e do Regime Próprio de Previdência Social (RPPS) dos servidores públicos requer que a idade mínima seja de 65 anos e, mesmo que seja possível se aposentar mais cedo, tanto no setor privado (aposentadoria por tempo de contribuição) quanto no setor público (aposentadoria por idade e tempo de contribuição), é necessário que todos os idosos da amostra tenham condição de escolher pela aposentadoria, ou seja, tenham atingido os requisitos para requerê-la, justificando o recorte na amostra em 65 anos de idade. Ademais, a diferença entre os regimes de aposentadoria do setor rural e urbano e por gênero pode afetar de forma diferenciada a oferta de trabalho dos idosos, o que explica a escolha pelos homens do setor urbano.

Cabe ressaltar que também foram excluídos da amostra os trabalhadores ocupados em atividades para o próprio consumo, não remunerados e os desempregados. Estes últimos representavam uma pequena porcentagem da amostra (cerca de 2%), o que poderia causar outro viés de seletividade na amostra.

Na construção das variáveis de resposta do *probit* bivariado, a oferta de trabalho assume o valor 1 quando o idoso está ocupado (trabalho principal) e 0 caso seja inativo, enquanto que a variável de resposta da aposentadoria

assume o valor 1 quando o idoso é aposentado e 0 caso contrário. De acordo com o Censo Demográfico de 2010, o aposentado é definido como o indivíduo que declarou receber rendimento mensal habitual de aposentadoria ou pensão deixada por pessoa da qual era beneficiária⁶.

Com base na literatura, as variáveis explicativas escolhidas foram raça, idade, idade ao quadrado, níveis de escolaridade, estudo, chefe de família, estado conjugal, residência em área metropolitana, variáveis *dummies* para estados brasileiros, total de moradores no domicílio, problemas de saúde⁷, outras rendas do não trabalho, taxa de desemprego adulta no município de residência e número de beneficiários de programas sociais no domicílio. A Tabela A.1 do Apêndice A fornece uma descrição mais detalhada das variáveis usadas nos modelos.

O método de restrição por exclusão de variáveis foi empregado para identificar o modelo empírico (Maddala 1983). Tal método consiste em manter a variável *total de beneficiários de programas sociais* na equação de aposentadoria do *probit* bivariado e omiti-la da equação de oferta de trabalho. Desse modo é possível separar os custos de se aposentar daqueles relacionados a decisão de ofertar trabalho. Também foram excluídas algumas variáveis das equações de salários e mantidas no sistema do *probit* bivariado para identificar os fatores que afetam conjuntamente a oferta de trabalho e aposentadoria, mas não explicam diretamente os salários: *total de moradores, outras rendas do não trabalho, taxa de desemprego adulta no município, problemas de saúde e total de beneficiários de programas sociais*.

Após os recortes mencionados e exclusão dos valores *missings*, a amostra total foi composta de 414.016 homens idosos, dentre os quais 99.988 (24,2%) são economicamente ativos e 314.028 (75,9%) inativos. A Tabela A.2 no Apêndice A apresenta as estatísticas descritivas da amostra.

5 Resultados

Os resultados da primeira etapa do modelo estrutural *probit* bivariado (Equações (9) e (10)) para a determinação conjunta da participação na força de trabalho e aposentadoria são apresentados na Tabela 1, na qual constam os coeficientes e os efeitos marginais sobre as respectivas probabilidades.

O coeficiente de correlação, ρ , foi estatisticamente significativo e negativo, sugerindo que os fatores produtivos não observados que afetam de forma positiva a chance de aposentaria podem contribuir para reduzir a probabilidade de o idoso participar do mercado de trabalho. O teste de razão de verossimilhança⁸ do coeficiente de correlação ρ também foi estatisticamente significativo, corroborando a abordagem teórica de que há interdependência entre aposentadoria e oferta de trabalho. Desse modo, o modelo *probit* bivariado é o mais adequado para avaliar a participação dos idosos no mercado de trabalho.

Com relação à raça, percebe-se que os brancos têm mais chance de participar do mercado de trabalho (2%) e se aposentar (1%), quando comparados

⁶A impossibilidade de separar aposentados e pensionistas é uma limitação decorrente do uso dos dados do Censo Demográfico. Todavia, o número de homens que recebem pensão é muito pequeno e não interfere nos resultados.

⁷Para a construção da variável *dummy de problemas de saúde* foram agregadas as dificuldades mental ou intelectual permanente, caminhar, ouvir relatadas pelos indivíduos.

⁸O teste de razão de verossimilhança é o mais usado para testar a exogeneidade sob a hipótese nula $\rho = 0$.

com outras raças (categoria omitida). Já os idosos de raça negra têm chance reduzida de se aposentar. Os chefes de família e casados registram maiores chances de participar do mercado de trabalho e se aposentar. Esses resultados se relacionam com a necessidade de trabalhar para o sustento familiar. As evidências encontradas também foram observadas por Damasceno & da Cunha (2011), Moura & Cunha (2010).

A idade reduz a probabilidade de o idoso ofertar trabalho em cerca de 6% e eleva a chance de se aposentar em 10%. A variável idade ao quadrado, que representa o crescimento não-linear da produtividade ao longo da vida, exibiu sinal positivo para a probabilidade de oferta de trabalho e negativo para a aposentadoria. Note-se que o efeito total da idade é negativo e crescente sobre a oferta de trabalho, ou seja, a participação dos idosos no mercado de trabalho cai a taxas crescentes. Nesse caso, há uma tendência natural de saída da força de trabalho com o avanço da idade devido à redução da capacidade produtiva e a diminuição da disposição para o trabalho. Tais evidências estão de acordo com os encontrados na literatura (Camarano 2001, Wajzman et al. 2004).

Quanto ao capital humano, é possível constatar que uma maior escolaridade aumenta a chance de o idoso trabalhar. Por exemplo, a probabilidade de trabalhar se eleva em torno de 5% e 6% para os idosos com ensino médio incompleto e superior incompleto, respectivamente, mas essa chance quase triplica (17%) quando o nível superior é concluído. Com relação a chance de aposentadoria, todas as variáveis de nível de escolaridade apresentaram sinal negativo, indicando que a probabilidade se reduz em cerca de 2%, comparativamente à categoria omitida (fundamental incompleto). Ainda se pode observar que os idosos que estudam têm 5% a mais chance de ofertar trabalho e 6% menos chance de se aposentar. Desse modo, os dados sugerem que os idosos com maior nível de escolaridade são os mais propensos a trabalhar e postergar a aposentadoria. Vários trabalhos da literatura apontam que os idosos mais instruídos se deparam com elevado custo de oportunidade ao optarem pelo lazer (efeito substituição maior do que o efeito renda) (Lazear 1986, Souza 2003).

Para os homens idosos que residem em áreas metropolitanas, a probabilidade de ofertar trabalho aumenta em 2% e a chance de se aposentar reduz no mesmo percentual. A maior concentração de vagas de trabalho e salário mais elevados tornam os idosos menos propensos à aposentadoria nas grandes metrópoles. Damasceno & da Cunha (2011) e Moura & Cunha (2010) não levaram em conta a decisão de aposentadoria e encontraram resultado negativo para a oferta de trabalho.

O total de moradores no domicílio aumenta a probabilidade de ofertar trabalho e reduz a chance de aposentadoria. Tal resultado indica que os idosos podem ter que trabalhar mais para contribuir com a renda familiar e para o sustento de outros parentes que vivem no domicílio. Em um contexto de crises sucessivas, desemprego e aumento da pobreza, muitos adultos encontram dificuldade para conseguir trabalho e/ou obter rendimentos mais elevados e acabam sendo sustentados pelos pais idosos que ainda trabalham e muitas vezes recebem aposentadoria (Saad 2004).

Os idosos que recebem outras rendas, como aluguel, juros de poupança, pensões privadas ou aplicações financeiras, são mais propensos a se aposentar (4%). Na ausência dessas rendas, os idosos se tornam mais inclinados a ofertar trabalho para complementar o rendimento familiar. A chance de se aposentar também aumenta para os idosos que residem com pessoas que são

Tabela 1: Regressões bivariadas dos determinantes da oferta de trabalho e aposentadoria

Variáveis	Oferta de Trabalho		Aposentadoria	
	Coefficiente	Efeito marginal	Coefficiente	Efeito marginal
	(1)	(2)	(3)	(4)
Branco	0,0660*** (0,0052)	0,0191*** (0,0015)	0,0309*** (0,0058)	0,0065*** (0,0012)
Negro	0,0165* (0,0089)	0,0047* (0,0025)	-0,0449*** (0,0096)	-0,0099*** (0,0021)
Idade	-0,2039*** (0,0099)	-0,0590*** (0,0029)	0,4578*** (0,0109)	0,0970*** (0,0023)
Idade ao quadrado	0,0018*** (0,0001)	0,0005*** (0,0000)	-0,0051*** (0,0001)	-0,0011*** (0,0000)
Médio incompleto	0,1623*** (0,0081)	0,0481*** (0,0025)	-0,0823*** (0,0091)	-0,0179*** (0,0020)
Superior incompleto	0,2057*** (0,0080)	0,0617*** (0,0025)	-0,0705*** (0,0090)	-0,0152*** (0,0020)
Superior completo	0,5236*** (0,0089)	0,1706*** (0,0032)	-0,0851*** (0,0105)	-0,0185*** (0,0024)
Estuda	0,1722*** (0,0155)	0,0525*** (0,0049)	-0,2400*** (0,0163)	-0,0567*** (0,0043)
Chefe de família	0,1219*** (0,0054)	0,0346*** (0,0015)	0,2262*** (0,0057)	0,0508*** (0,0013)
Vive com cônjuge	0,1914*** (0,0054)	0,0538*** (0,0015)	0,0920*** (0,0058)	0,0199*** (0,0013)
Metrópole	0,0597*** (0,0052)	0,0174*** (0,0015)	-0,1095*** (0,0058)	-0,0236*** (0,0013)
Total de moradores	0,0179*** (0,0013)	0,0052*** (0,0004)	-0,0378*** (0,0014)	-0,0080*** (0,0003)
Outras rendas	-0,0518*** (0,0061)	-0,0150*** (0,0017)	-0,1797*** (0,0067)	-0,0381*** (0,0014)
Taxa de desemprego adulta	-0,0183*** (0,0010)	-0,0053*** (0,0003)	-0,0097*** (0,0011)	-0,0020*** (0,0002)
Problema de saúde	-0,2467*** (0,0046)	-0,0714*** (0,0013)	0,1605*** (0,0051)	0,0340*** (0,0011)
Total de beneficiários	0,0401*** (0,0076)	0,0085*** (0,0016)		
Intercepto	10,8171*** (0,5109)	-23,4176*** (0,5598)		
Dummies estaduais	Sim	Sim	Sim	Sim
Observações	414,016			
ρ	-0,4105***			
Teste RV ($H_0 : \rho = 0$)	$\chi^2_1 = 15.938,50$ ***			

Fonte: Elaboração própria a partir de dados do Censo Demográfico de 2010.

Nota: Teste RV – teste de razão de verossimilhança. Desvios-padrão robustos à heterocedasticidade entre parênteses. Os efeitos marginais foram gerados a partir do método delta. *** Estatisticamente significativa a 1%. ** Estatisticamente significativa a 5%. * Estatisticamente significativa a 10%.

beneficiárias de programas sociais.

A taxa de desemprego da população adulta no município reduz tanto a probabilidade de trabalhar quanto de se aposentar. O aumento da taxa de desemprego no município estimula a concorrência no mercado de trabalho entre idosos e trabalhadores mais jovens, tornando mais difícil para os primeiros conseguirem um emprego (Queiroz et al. 2012). Assim, os idosos podem ter mais dificuldade para alcançar os requerimentos necessários para a aposentadoria.

Quanto à saúde, verifica-se que ter algum problema de saúde reduz em cerca de 7% a possibilidade de trabalhar e eleva em 3% a chance de aposentadoria. Os resultados sugerem que a preservação da autonomia física e mental são de extrema importância para que o idoso possa continuar trabalhando e executando o seu trabalho de forma aceitável. Vários trabalhos na literatura apontaram resultados similares (Metz & Schultz 2002, Giatti & Barreto 2003, Pérez 2005, Kalwij & Vermeulen 2005, Christensen & Kallestrup-Lamb 2012, Juerges et al. 2014).

A Tabela 2 apresenta os resultados da estimação das regressões de salários (Equações (11) e (12)) corrigidas para viés de seleção amostral e obtidas a partir da segunda etapa do *probit* bivariado. Com relação as equações de salários corrigidas (coluna 3 e 4), note-se que os idosos brancos ganham mais do que os negros, o que sugere algum tipo de discriminação por raça. É possível perceber também que os aposentados brancos ganham mais do que os não aposentados.

O avanço da idade contribui para aumentar os salários dos idosos, porém esse incremento é decrescente (sinal negativo da idade ao quadrado). Constata-se também que, com o avanço da idade, o rendimento do aposentado se eleva mais do que o do não aposentado. A explicação para essa diferença pode estar relacionada com a experiência adquirida no mercado de trabalho antes da aposentadoria e o acúmulo de habilidades ao longo da carreira. A literatura do capital humano aponta que os idosos ganham mais com a idade (Becker 1962, Ben-Porath 1967).

Um maior grau de estudo implica em maiores rendimentos. Por exemplo, os idosos que possuem nível superior completo auferem altos salários, quando comparados com a categoria omitida (fundamental incompleto). Cabe ressaltar que os aposentados ganham mais em todos os níveis de estudo, quando comparados com os não aposentados. Entretanto, os não aposentados podem ter ganhos salariais se ainda estudam. A literatura aponta que os idosos mais instruídos trabalham porque se defrontam com um alto custo de oportunidade ao optarem pela inatividade (Lazear 1986, Souza 2003). Além disso, os aposentados são motivados a complementar o benefício de aposentadoria devido à baixa taxa de reposição do fator previdenciário sobre os rendimentos dos mais escolarizados (Furtado 2005).

Os chefes de família e casados ganham mais do que a categoria de comparação, pois essas posições representam comprometimento com o sustento da família. Ademais, os aposentados que se encontram nessas posições auferem mais do que os não aposentados. Já os residentes das grandes metrópoles ganham mais do que aqueles que não residem em metrópoles, pois a concentração de atividade econômica nessas áreas se reflete em mais oportunidades de trabalho e maiores salários. É possível perceber também que os não aposentados que residem em metrópoles recebem maiores rendimentos do que os aposentados.

Tabela 2: Regressões de salários (logaritmo do salário-hora) sem correção e com correção para viés de seleção

Variáveis	Não Corrigida		Corrigida	
	Não aposentado (1)	Aposentado (2)	Não aposentado (3)	Aposentado (4)
Branco	0,2523*** (0,0129)	0,2337*** (0,0095)	0,2622*** (0,0142)	0,2965*** (0,0102)
Negro	-0,0394** (0,0199)	-0,0843*** (0,0165)	-0,0540*** (0,0198)	-0,1330*** (0,0169)
Idade	0,0651** (0,0313)	-0,0372* (0,0197)	0,2169*** (0,0401)	0,3666*** (0,0241)
Idade ao quadrado	-0,0007* (0,0004)	0,0006** (0,0002)	-0,0024*** (0,0005)	-0,0042*** (0,0003)
Médio incompleto	0,4229*** (0,0189)	0,4711*** (0,0145)	0,3926*** (0,0203)	0,4497*** (0,0155)
Superior incompleto	0,7636*** (0,0187)	0,7738*** (0,0143)	0,7344*** (0,0212)	0,7771*** (0,0162)
Superior completo	1,6899*** (0,0200)	1,6078*** (0,0141)	1,6549*** (0,0347)	1,7083*** (0,0209)
Estuda	0,1499*** (0,0377)	0,1760*** (0,0296)	0,0753* (0,0408)	-0,0096 (0,0308)
Chefe de família	0,1999*** (0,0126)	0,0863*** (0,0104)	0,2704*** (0,0251)	0,4005*** (0,0167)
Vive com cônjuge	0,1537*** (0,0142)	0,1178*** (0,0106)	0,1665*** (0,0207)	0,2736*** (0,0143)
Metrópole	0,2388*** (0,0124)	0,3161*** (0,0091)	0,2014*** (0,0142)	0,1978*** (0,0101)
λ_1			-0,2756** (0,1055)	0,2179*** (-0,0366)
λ_2			0,6081*** (0,1156)	1,7626*** (-0,0665)
Intercepto	-0,9173 (1,5869)	4,4581*** (1,0063)	-8,1321*** (1,9985)	-18,1027*** (1,2719)
Dummies estaduais	Sim	Sim	Sim	Sim
Observações	29,180	70,808	29,180	70,808
R ² ajustado	0,3240	0,2889	0,3250	0,2966
Teste de Wald $H_0 : \lambda = 0$			Não aposentado	Aposentado
λ_1			$\chi_1^2 = 6,83^{***}$	$\chi_1^2 = 35,41^{***}$
λ_2			$\chi_1^2 = 27,69^{***}$	$\chi_1^2 = 703,21^{***}$

Fonte: Elaboração própria a partir de dados do Censo Demográfico de 2010.

Nota: Os desvios-padrão dos salários corrigidos são robustos à heterocedasticidade entre parênteses e computados por *bootstrap* com 1.000 reamostragens.

*** Estatisticamente significante a 1%. ** Estatisticamente significante a 5%. *

Estatisticamente significante a 10%.

Os coeficientes associados aos termos de correção das equações de salários dos não aposentados e dos aposentados, λ_1 e λ_2 , mostraram-se estatisticamente significativos. Foram elaborados testes de *Wald* para os parâmetros associados aos respectivos termos e as estatísticas χ^2 revelaram-se significativas a 1%, indicando que pode haver viés de seleção na amostra pela influência de fatores produtivos não observados. Portanto, desconsiderar a importância desses fatores não observados poderia encobrir seus efeitos sobre os salários. Cabe mencionar ainda que a inclusão dos termos de controle reduziu o retorno à educação dos não aposentados e o elevou no caso dos aposentados. Tal constatação pode ser observada ao comparar-se os coeficientes das equações de salários corrigidas (colunas 3 e 4) com os coeficientes das equações de salários sem correção e estimadas por MQO (colunas 1 e 2).

Os resultados do cálculo do diferencial de salários controlados para o viés de seleção amostral podem ser conferidos na Tabela 3. O diferencial de salário foi calculado por escolaridade para verificar a heterogeneidade nos retornos salariais por grupos de estudo.

Constata-se que todos os diferenciais de salários por faixa de escolaridade foram negativos, tanto os corrigidos quanto os não corrigidos (com exceção do nível médio incompleto), indicando que, em termos gerais, a aposentadoria piora a condição dos idosos no mercado de trabalho. Ressalta-se a diferença entre o valor do diferencial de salário não controlado e o controlado para o viés de seleção amostral, reforçando a importância do método aplicado neste estudo.

A partir do sinal negativo do diferencial total corrigido (penúltima linha da coluna 6), constata-se que um idoso que decidir se aposentar e continuar trabalhando ganha em média menos 2,04 de log de salário do que um idoso selecionado aleatoriamente na amostra. O diferencial total da amostra de aposentados (penúltima linha da coluna 4) indica que a aposentadoria piorou a situação destes no mercado de trabalho (redução de 2,02 em log de salário), ou seja, os aposentados poderiam receber maiores salários se tivessem postergado a aposentadoria. Essas evidências sustentam a hipótese de que os idosos aposentados continuam no mercado de trabalho aceitando salários mais baixos porque se inserem em ocupações que oferecem baixas remunerações com intuito de complementar a renda de aposentadoria. Já os resultados dos não aposentados sugerem que a decisão de aposentadoria geraria retornos salariais negativos, isto é, estes perceberiam uma redução de 2,07 de log de salário se estivessem aposentados. Assim, a postergação da aposentadoria poderia melhorar a situação do trabalhador idoso no mercado de trabalho.

Quanto ao nível de escolaridade, percebe-se que o diferencial total (coluna 6) decresce em magnitude com relação ao aumento dos anos de estudo, indicando que os idosos que possuem menor educação são os que sofrem maiores perdas salariais (2,06 em log de salário) se entrarem para a aposentadoria e permanecerem no mercado de trabalho, quando comparados com os de maior instrução (redução de 1,96 em log de salário para o nível superior completo). Tais resultados podem estar relacionados com o fato de que os idosos com menor escolaridade tendem a aceitar condições de trabalho e rendimentos inferiores por falta de melhores oportunidades, pois o menor nível de escolaridade impossibilita a ascensão às melhores ocupações, ao contrário dos mais instruídos que são mais propícios a se engajarem em boas ocupações.

Os valores dos diferenciais salariais para amostras separadas de não aposentados e aposentados, Δw_{nr} e Δw_r , seguem os mesmos padrões observados

Tabela 3: Estimação do diferencial médio de salário (em logaritmo) para aposentados e não aposentados

Escolaridade	Não Corrigido			Corrigido		
	Δw_a (1)	Δw_n (2)	Δw (3)	Δw_a (4)	Δw_n (5)	Δw (6)
Fundamental incompleto	-0,08*** [-0,08;-0,07]	-0,05*** [-0,06;-0,05]	-0,07*** [-0,07;-0,07]	-2,05*** [-2,05;-2,05]	-2,10*** [-2,11;-2,09]	-2,06*** [-2,07;-2,06]
Médio incompleto	0,01 [0,00;0,02]	0,02*** [0,01;0,03]	0,01*** [0,00;0,02]	-1,97*** [-1,98;-1,96]	-2,02*** [-2,04;-2,01]	-1,99*** [-2,00;-1,98]
Superior incompleto	-0,03*** [-0,03;-0,02]	-0,02*** [-0,03;-0,01]	-0,0241*** [-0,03;-0,02]	-1,98*** [-1,99;-1,97]	-2,04*** [-2,06;-2,02]	-2,00*** [-2,01;-1,99]
Superior completo	-0,11*** [-0,12;-0,10]	-0,10*** [-0,11;-0,09]	-0,11*** [-0,11;-0,10]	-1,95*** [-1,96;-1,94]	-2,00*** [-2,02;-1,99]	-1,96*** [-1,97;-1,961]
Total	-0,07*** [-0,08;-0,06]	-0,05*** [-0,06;-0,03]	-0,06*** [-0,07;-0,05]	-2,02*** [-2,03;-2,02]	-2,07*** [-2,08;-2,06]	-2,04*** [-2,04;-2,03]

Fonte: Elaboração própria a partir de dados do Censo Demográfico de 2010.

Nota: O teste *t-student* para diferença de médias foi aplicado para confirmar a significância estatística das estimativas.

*** Estatisticamente significativo à 1%. Os intervalos de 95% de confiança estão entre colchetes.

para o diferencial total, embora o diferencial dos não aposentados seja maior em magnitude do que o calculado para os aposentados em todos os níveis de estudo. Isto indica que o efeito da aposentadoria piora mais a situação dos não aposentados no mercado de trabalho do que a dos aposentados, ou seja, é possível que as perdas salariais fossem maiores para os não aposentados se estes decidissem se aposentar e permanecer trabalhando. Essa diferença pode ser devido ao acúmulo de habilidades ou experiência no mercado de trabalho pelos aposentados e tal constatação é reforçada pelos resultados da Tabela 2 que permitiu concluir que os aposentados ganhavam mais em praticamente todos os atributos produtivos.

6 Conclusões

O objetivo do artigo foi analisar empiricamente o impacto da aposentadoria nos salários dos idosos com mais de 65 anos de idade usando os dados do Censo Demográfico de 2010. Para tanto, foi calculado o diferencial salarial entre aposentados e não aposentados com controle para viés de seleção amostral por meio de uma estratégia empírica de determinação conjunta da oferta de trabalho, aposentadoria e salários.

Os resultados empíricos evidenciaram a existência de uma interdependência entre a participação no mercado de trabalho e aposentadoria. A chance de participação dos idosos no mercado de trabalho aumenta para indivíduos brancos, que estudam, chefes de família, casados, residentes de áreas metropolitanas e para aqueles que possuíam outros moradores no domicílio. Os mais instruídos também apresentam maior chance de permanecer no mercado de trabalho devido ao elevado custo de oportunidade que se deparam ao entrar para a inatividade.

Os fatores que afetam negativamente a oferta de trabalho e aumentam a chance de aposentadoria são idade e problemas de saúde. Como a produtividade do idoso se reduz com o avanço da idade, a entrada para a inatividade acaba acontecendo devido à dificuldade de conseguir trabalho. O idoso com ensino médio incompleto tem menos chance de se aposentar do que aquele com o fundamental incompleto. A taxa de desemprego municipal exibiu efeito negativo sobre a oferta de trabalho e aposentadoria, sugerindo que o idoso enfrenta maior concorrência com os trabalhadores mais jovens. Outras fontes de renda aumentam a preferência do idoso por mais lazer e reduz a chance de ofertar trabalho.

As equações de salários foram corrigidas para o viés de seleção na amostra, pois, desconsiderar os efeitos dos fatores não observados sobre as decisões tornaria os coeficientes tendenciosos, em especial o retorno ao capital humano. Os resultados indicaram que os salários são maiores para os indivíduos brancos, mais velhos, mais escolarizados, que estudavam, chefes de família, casados e que moravam em regiões metropolitanas. Os idosos aposentados ganham mais do que os não aposentados em todos os níveis de estudo, sugerindo que os primeiros podem estar sendo favorecidos pelo capital humano acumulado no mercado de trabalho antes da aposentadoria.

O cálculo do diferencial de salários entre aposentados e não aposentados permitiu observar que a aposentadoria piora a condição dos idosos no mercado de trabalho e que a sua postergação poderia melhorar o bem-estar dos idosos, principalmente dos menos instruídos que possuem mais dificuldade

de se inserirem em ocupações que ofereçam salários mais altos para defender a renda após a aposentaria.

Portanto, a permanência do aposentado no mercado de trabalho corrobora com a hipótese da necessidade de manter um padrão de vida, uma vez que estes percebem perdas salariais no mercado de trabalho. As implicações desses resultados para as políticas públicas reforçam a necessidade de reformas do sistema previdenciário de modo que se estimule a postergação da aposentadoria.

Referências Bibliográficas

Afonso, L. E. & Schor, A. (2001), Oferta de trabalho dos indivíduos com idade superior a 50 anos: algumas características da década de 90, Encontro Nacional de Economia – ANPEC, Anais...Salvador.

URL: <http://www.anpec.org.br/encontro2001/artigos/200106149.pdf>

Amarilho, C. B. & Carlos, S. A. (2005), 'O executivo-empresendedor, sua aposentadoria e o processo de afastamento do trabalho', *Textos Envelhecimento* 8(1), 61–88.

Becker, G. S. (1962), 'Investment in human capital: a theoretical analysis', *The Journal of Political Economy* 70(5), 9–49.

Ben-Porath, Y. (1967), 'The production of human capital and the life cycle of earnings', *Journal of Political Economy* 75(4), 352–365.

Benítez-Silva, H. (2004770), 'Micro determinants of labor force status among older Americans', *Manuscript*.

Bertranou, F. & Sánchez, A. (2003), 'Tendencias en indicadores de empleo y protección social de adultos mayores en América Latina', *Santiago de Chile, Organización Internacional del Trabajo (OIT)*.

Blau, D. M. (1994), 'Labor force dynamics of older men', *Econometrica* 62(1), 117–156.

Borjas, G. J. (1996), *Labor Economics*, The McGraw-Hill Companies.

Brugiavini, A. & Peracchi, F. (2005), 'The length of working lives in Europe', *Journal of the European Economic Association* 3(2/3), 477–486.

Camarano, A. A. (2001), 'O idoso brasileiro no mercado de trabalho', *Texto para Discussão/IPEA*, n. 830.

Camarano, A. C. & Trivedi, P. K. (2005), *Microeconometrics: Methods and Applications*, Cambridge University Press.

Carrera-Fernandez, J. & Menezes, W. F. (2001), 'O idoso no mercado de trabalho: uma análise a partir da região metropolitana de Salvador', *Revista Econômica do Nordeste* 32(1), 52–67.

Christensen, B. J. & Kallestrup-Lamb, M. (2012), 'The impact of health changes on labor supply: evidence from merged data on individual objective medical diagnosis codes and early retirement behavior: diagnosis codes and early retirement', *Health Economics* 21(S1), 56–100.

- Clark, R. L.; Spengler, J. J. (1980), 'The economics of individual and population aging', Cambridge University Press.
- Coile, C. C. (2004), 'Health shocks and couples' labor supply decisions', NBER Working Paper Series, Cambridge, n. 10810.
- Damasceno, F. S. & da Cunha, M. S. (2011), 'Determinantes da participação do idoso no mercado de trabalho brasileiro', *Revista Teoria e Evidência Econômica* 17(36).
- Fields, G. S. & Mitchell, O. S. (1984), *Retirement, Pensions, and Social Security*, MIT Press.
- Furtado, A. C. A. R. (2005), A participação do idoso no mercado de trabalho brasileiro, Technical report, Câmara dos Deputados, Consultoria Legislativa, Série Estudo, Câmara dos Deputados, Consultoria Legislativa, Série Estudo, Brasília.
- Giambiagi, F. & Tafner, P. (2010), *Demografia: A Ameaça Invisível: O Dilema Previdenciário que o Brasil se Recusa a Encarar*, Elsevier, Rio de Janeiro.
- Giatti, L. & Barreto, S. M. (2003), 'Saúde, trabalho e envelhecimento no Brasil', *Cadernos de Saúde Pública* 19(3), 759–771.
- Gordon, R. H. & Blinder, A. S. (1980), 'Market wages, reservation wages, and retirement decisions', *Journal of Public Economics* 14(2), 277–308.
- Guillemard, A. & Rein, M. (1993), 'Comparative patterns of retirement: recent trends in developed societies', *Annual Review of Sociology* 19, 469–503.
- Gustman, A. L. & Steinmeier, T. (1984), 'Partial retirement and the analysis of retirement behavior', *Industrial & Labor Relations Review* 37(3), 403–415.
- Heckman, J. J. (1979), 'Sample selection bias as a specification error', *Econometrica* 47(1), 153–161.
- Hurd, M. D. (1990), 'Research on the elderly: economic status, retirement, and consumption and saving', *Journal of Economic Literature* 28(2), 565–637.
- Hutchens, R. M. (1988), 'Do job opportunities decline with age?', *Industrial & Labor Relations Review* 42(1), 89–99.
- ILO (2011), 'Key indicators of the labour market (KILM)', *International Labour Organization*. Seventh Edition, CD-ROM version.
- Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, I. (2008), 'Projeção da população do Brasil por sexo e idade 1980-1950. uma revisão', (24).
- Juerges, H., Thiel, L., Bucher-Koenen, T., Rausch, J., Schuth, M. & Boersch-Supan, A. (2014), Health, financial incentives, and early retirement: micro-simulation evidence for Germany, Technical report.
- Kalwij, A. & Vermeulen, F. (2005), 'Labour force participation of the elderly in Europe: the importance of being healthy'.

Kim, S. & Feldman, D. C. (2000), 'Working in retirement: the antecedents of bridge employment and its consequences for quality of life in retirement', *Academy of Management Journal* **43**(6), 1195–1210.

Lazear, E. P. (1986), *Retirement from the Labor Force*, Vol. 1, Elsevier Science Publishers, pp. 305–355.

Lee, L.-F. (1978), 'Unionism and wage rates: a simultaneous equations model with qualitative and limited dependent variables', *International Economic Review* pp. 415–433.

Lee, R. (2003), 'The demographic transition: three centuries of fundamental change', *Journal of Economic Perspectives* **17**(4), 167–190.

Liberato, V. C. (2003), A oferta de trabalho masculina "pós-aposentadoria" Brasil urbano-1981/2001, Master's thesis, Faculdade de Ciências Econômicas, Universidade Federal de Minas Gerais.

Lumsdaine, R. L. & Mitchell, O. S. (1999), *New developments in the economic analysis of retirement*, Vol. 3, Elsevier Science, pp. 3261–3307.

Maddala, G. S. (1983), *Limited-Dependent and Qualitative Variables in Econometrics*, Cambridge University Press.

McGarry, K. (2004), 'Health and retirement: do changes in health affect retirement expectations?', *Journal of Human Resources* **39**(3), 624–648.

Mesquita, R. A. (2012), Ensaio sobre a seguridade social no Brasil, Master's thesis, Faculdade de Ciências Econômicas, Universidade Federal do Rio Grande do Sul.

Mete, C. & Schultz, P. (2002), 'Health and labor force participation of the elderly in Taiwan', Economic Growth Center, Yale University, Center Discussion Paper, New Haven, n. 846.

Mitchell, O. S. & Fields, G. S. (1983), 'The economics of retirement behavior', NBER Working Paper Series, n. 1128.

Mitchell, O. S. & Fields, G. S. (1984), 'Economics of retirement behavior', *Journal of Labor Economics* **2**(1), 84–105.

Mitchell, O. S. & Fields, G. S. (1985), Rewards for continued work: the economic incentives for postponing retirement, in 'Horizontal equity, uncertainty, and economic well-being', University of Chicago Press, pp. 269–292.

Monte, P. A., Ramalho, H. M. B. & Pereira, M. L. (2011), 'O salário de reserva e a oferta de trabalho: evidências para o Brasil', *Economia Aplicada* **15**(4), 613–639.

Moura, C. S. d. & Cunha, M. S. d. (2010), 'Fatores determinantes da participação e do rendimento do idoso e não-idoso no mercado de trabalho brasileiro', *A Economia em Revista-AERE* **18**(2), 153–168.

OMS (2005), 'Envelhecimento ativo: uma política de saúde'.

Pérez, E. R. (2005), Saúde e trabalho dos idosos em São Paulo: um estudo através da SABE, Master's thesis, Faculdade de Ciências Econômicas, Universidade Federal de Minas Gerais.

Queiroz, V. d. S. & Ramalho, H. M. d. B. (2009), 'A escolha ocupacional dos idosos no mercado de trabalho: evidências para o Brasil', *Revista Economia (Selecta)* 10(4), 817–848.

Queiroz, V. d. S., Ramalho, H. M. d. B. & Monte, P. A. (2012), A inserção do idoso no mercado de trabalho: evidências a partir da duração do desemprego no Brasil, Encontro Regional de Economia e Fórum BNB de Desenvolvimento – ANPEC, Anais...Fortaleza.

Queiroz, V. S. & Jacinto, P. A. (2012), Os determinantes da alocação de tempo em trabalho pelos homens idosos: evidências para o Brasil, XL Encontro Nacional de Economia – ANPEC, Anais...Porto de Galinhas.

URL: www.anpec.org.br/novosite/br/encontro-2012

Quinn, J. F. (1979), 'Wage determination and discrimination among older workers', *Journal of Gerontology* 34(5), 728–735.

Ramalho, H. M. B. (2008), Migração rural-urbana no Brasil: determinantes, retorno econômico e inserção produtiva, Master's thesis, Programa de Pós-Graduação em Economia, Universidade Federal de Pernambuco.

Ramalho, H. M. B. & Queiroz, V. S. (2011), 'Migração interestadual de retorno e autosseleção: evidências para o Brasil', *Pesquisa e Planejamento Econômico* 41(3), 369–396.

Ruhm, C. J. (1990), 'Bridge jobs and partial retirement', *Journal of Labor Economics* 8(4), 482–501.

Saad, P. M. (2004), *Transferência de Apoio Intergeracional no Brasil e na América Latina*, IPEA, Rio de Janeiro, pp. 169–209.

Schultz, T. W. (1961), 'Investment in human capital', *The American Economic Review* pp. 1–17.

Souza, R. M. D. (2003), Melhor idade? evidências sobre a participação dos idosos brasileiros no mercado de trabalho (1994 a 2000), Master's thesis, Faculdade de Ciências Econômicas, Universidade Federal de Minas Gerais.

Tafner, P. (2007), 'Simulando o desempenho do sistema previdenciário e seus efeitos sobre pobreza sob mudanças nas regras de pensão e aposentadoria'.

Tunali, I. (1986), 'A general structure for models of double-selection and an application to a joint migration/earnings process with remigration', *Research in Labor Economics* 8(Part B), 235–282.

Wajnman, S., Oliveira, A. M. H. C. & OLIVEIRA, E. L. d. (2004), *Os Idosos no Mercado de Trabalho: Tendências e Conseqüências*, pp. 453–480.

Apêndice A

Tabela A.1: Descrição das variáveis usadas nos modelos

Variáveis	Descrição	Variáveis originais do Censo de 2010
Branco	<i>Dummy</i> : 1 se branco; 0 caso contrário*	V0606
Negro	<i>Dummy</i> : 1 se negro; 0 caso contrário*	V0606
Outras raças	<i>Dummy</i> : 1 se outras raças; 0 caso contrário*	V0606
Idade	Idade em anos	V6036
Idade ao quadrado	Idade ao quadrado	V6036
Fundamental incompleto	<i>Dummy</i> : 1 se possui sem instrução e fundamental incompleto; 0 caso contrário*	V6400
Médio incompleto	<i>Dummy</i> : 1 se possui fundamental completo e médio incompleto; 0 caso contrário*	V6400
Superior incompleto	<i>Dummy</i> : 1 se possui médio completo e superior incompleto; 0 caso contrário*	V6400
Superior completo	<i>Dummy</i> : 1 se possui superior completo; 0 caso contrário*	V6400
Estuda	<i>Dummy</i> : 1 se ainda estuda; 0 caso contrário*	V0628
Problemas de saúde	<i>Dummy</i> : 1 se possui problema de saúde; 0 caso contrário*	V0614, V0615, V0616, V0617
Chefe de domicílio	<i>Dummy</i> : 1 se é o responsável pelo domicílio; 0 caso contrário*	V0502
Casado	<i>Dummy</i> : 1 se vive com cônjuge; 0 caso contrário*	V0637
Moradores no domicílio	Número de moradores do domicílio	V6900, V0001, V0300
Taxa de desocupação municipal adulto	Taxa de desocupação no município de residência para os indivíduos com idade entre 18 e 64 anos de idade	V6900, V6910, V0002
Região metropolitana	<i>Dummy</i> : 1 se reside em região metropolitana; 0 caso contrário*	V1004
Número de beneficiários de programas sociais no domicílio	Número de moradores no domicílio que são beneficiários de programas sociais de bolsa família, erradicação do trabalho infantil (PETI) ou outros programas sociais de transferências do governo	V0657, V0658
Salário-hora	Rendimento do trabalho principal por horas trabalhadas durante a semana	V6513
Aposentado	<i>Dummy</i> : 1 se é aposentado; 0 caso contrário*	V0656
Ativo	<i>Dummy</i> : 1 se é economicamente ativo; 0 caso contrário*	V6900
Outras fontes de rendas	<i>Dummy</i> : 1 se recebe renda de aluguel, juros de poupança, etc.; 0 caso contrário*	V0659

Fonte: Elaboração própria a partir de dados do Censo Demográfico de 2010.

* Categoria base.

Tabela A.2: Estatísticas descritivas da amostra

	Economicamente Ativo		Economicamente Inativo	
	Não aposentado	Aposentado	Não aposentado	Aposentado
Branco	55,100%	61,100%	50,300%	55,200%
Negro	8,200%	6,600%	9,400%	7,800%
Outras raças	36,600%	32,400%	40,300%	37,000%
Fundamental incompleto	64,600%	70,500%	81,400%	80,600%
Médio incompleto	10,800%	8,700%	7,800%	7,300%
Superior incompleto	12,900%	9,800%	7,100%	7,500%
Superior completo	11,600%	10,900%	3,600%	4,600%
Não estuda	97,100%	97,800%	97,100%	98,300%
Estuda	2,900%	2,200%	2,900%	1,700%
Não tem problema de saúde	54,400%	46,800%	38,000%	34,300%
Tem problema de saúde	45,600%	53,200%	62,000%	65,700%
Não é chefe de domicílio	27,300%	18,600%	36,300%	24,600%
Chefe de domicílio	72,700%	81,400%	63,700%	75,400%
Não vive com cônjuge	20,300%	18,400%	32,600%	26,400%
Vive com cônjuge	79,700%	81,600%	67,400%	73,600%
Não recebe outras rendas	90,500%	81,300%	72,900%	84,900%
Recebe outras rendas	9,500%	18,700%	27,100%	15,100%
Não reside em área metropolitana	57,700%	64,200%	61,500%	66,400%
Reside em área metropolitana	42,300%	35,800%	38,500%	33,600%
Norte	7,600%	4,600%	6,800%	4,700%
Nordeste	19,300%	20,500%	22,400%	23,500%
Sudeste	48,100%*	47,800%*	48,100%	46,100%
Sul	14,900%	19,700%	13,900%	19,000%
Centro-oeste	10,100%	7,400%	8,700%	6,600%
Médias				
Idade	68,400*	69,900*	70,800	71,700
Moradores no domicílio	3,500	3,100	3,400	3,100
Beneficiários de Prog. Social	0,100	0,100	0,100	0,100
Taxa de desemprego	7,000	6,600		
Salário-hora (R\$ de 2010)	68,520*	69,730*		
Horas trabalhadas	40,500	38,100		
Observações	29,180%	70,808%	29,195%	284,833%
Percentual	7,000%	17,100%	7,100%	68,800%

Elaboração própria a partir de dados do Censo Demográfico de 2010.

Nota: Foi feito o teste *t-student* para a diferença de médias comparando as estatísticas de assalariados e autônomos por condição de aposentadoria.

* Valores que não se mostraram estatisticamente significativos à 10%.

TERMINAIS DE CONTÊINERES NO BRASIL: EFICIÊNCIA INTERTEMPORAL

LEOPOLDO HEITOR CAPELINI KIRCHNER *
VANDER MENDES LUCAS †

Resumo

A evolução recente do setor portuário brasileiro tem levado a impactos significativos sobre a concorrência e sobre a expectativa de maiores ganhos de eficiência. Considerando o valor médio das eficiências nos três anos de análise, na fronteira de eficiência permaneceram dois terminais de grande porte (Tecon Santos Brasil e Libra Terminais – Santos) e um terminal de menor porte (TUP Chibatão). A análise intertemporal através do índice de *Malmquist* mostra que o índice de mudança de tecnologia do Tecon Santos Brasil caiu. Isso significa que os *inputs* estão sendo utilizados de uma maneira menos eficiente que no período anterior.

Palavras-chave: Eficiência Portuária; DEA; Índice de *Malmquist*.

Abstract

The recent evolution of the Brazilian port sector has led to significant impacts on the competition and the expectation of further efficiency gains impacts. By considering the average value of efficiencies in the three years of analysis, two large terminals (Tecon Santos and Libra Terminals - Santos) remain on the efficiency frontier. The intertemporal analysis using the *Malmquist* index shows that this rate for the Tecon Santos Brasil fell. This means that the *inputs* are being used by the port terminals in a less efficient way than in the previous period.

Keywords: Port Efficiency, Data Envelopment Analysis, *Malmquist* Index.

JEL classification: L25, L62, L91, R41

DOI: <http://dx.doi.org/10.11606/1980-5330/ea132525>

* Analista de Regulação da ANTAQ. E-mail: leopoldo.kirchner@antaq.gov.br.

† Professor do Departamento de Economia da Universidade de Brasília. E-mail: vlucas@unb.br.

1 Introdução

Em um passado não muito distante portos prestavam serviços intensivos em trabalho. Porém, eles passaram por grandes mudanças que os tornaram intensivos em capital, o que os levaram à especialização no transporte de diferentes tipos de carga. Em suma, a evolução recente do setor portuário brasileiro pode ser dividida em três momentos históricos¹. O primeiro iniciou-se em 1934 e foi caracterizado por um modelo estatal de gestão portuária. O segundo tem como marco histórico a promulgação da Lei nº 8.630/93 (“Lei dos Portos”) em 1993, que propiciou a abertura do setor ao capital privado. E o terceiro começou em 2012 com a publicação da Medida Provisória nº 595/2012, convertida na Lei 12.815 de 5 de junho de 2013, que estendeu a abertura à participação privada no setor portuário ao eliminar restrições ainda existentes à constituição de terminais de uso privativo. Conforme observamos abaixo, as reformas no setor indicam uma tendência de maior participação privada, com impactos significativos sobre a concorrência e sobre a expectativa de maiores ganhos de eficiência (Coutinho et al. 2012).

Apesar da divisão nestes três momentos históricos em suma o que se observou foi que o transporte marítimo através de contêineres, por exemplo, reduziu substancialmente o custo de movimentação de carga e, também, diminuiu o tempo necessário para embarque e desembarque de navios levando a uma maior eficiência principalmente com o uso de equipamentos especializados. Com isso, análises de eficiência de portos e/ou terminais cresceram muito nesses últimos anos².

Em sua dissertação, Fontes (2006) apresenta um modelo em DEA (Data Envelopment Analysis) para calcular valores numéricos para mensurar a eficiência portuária. O autor levou em consideração a movimentação total de cargas nos portos, independentemente da natureza ou do acondicionamento. O período de análise foi 2002-2004 e foram estudados 31 portos e terminais totalizando assim 93 DMUs (Decision Making Units). A modelagem escolhida foi DEA – BCC orientada a *output*³. O *input* do modelo foi a extensão total de cais aptáveis e os *outputs* do modelo foram a movimentação total de embarcações e movimentação total de carga transportada dentro e fora do cais. Ele chegou a oito DMUs com valor máximo de eficiência: Areia Branca (2002 e 2004), Rio Grande (2004), Santarém (2002), Santos (2003 e 2004), São Sebastião (2004) e Tubarão (2004).

Todos os dados do estudo de Fontes foram dispostos em uma mesma análise. Isso permitiu que se aumentasse o número de DMUs, e como o número de variáveis foi pequeno (um *input* e dois *outputs*), os resultados obtidos através de DEA – BCC apresentaram uma discriminação bem satisfatória. Com relação às DMUs e variáveis escolhidas, Fontes considerou a movimentação do porto como um todo, não importando qual a natureza da carga (granel sólido, granel líquido, carga geral ou contêineres).

¹Veja Coutinho et al. (2012) para uma descrição destes períodos de evolução dos portos no Brasil.

²Veja Coutinho et al. (2012) para uma resenha detalhada da literatura internacional de aplicações de análises de eficiência portuária através de DEA.

³Os modelos são CCR (Charnes et al. 1978) e BCC (Banker et al. 1984). O modelo CCR supõe uma fronteira com retorno constante de escala. Já o modelo BCC admite que a superfície de fronteira de produção apresente retornos variáveis de escala.

Fernandes (2010) analisa a eficiência portuária para 2008 restrita a 21 terminais de contêineres, sejam estes públicos ou privados. A modelagem escolhida foi DEA – BCC orientada a *output* onde os *inputs* do modelo foram comprimento do cais, área do terminal e número de equipamentos e o *output* do modelo foi movimentação total de contêineres em TEU. O autor chegou a cinco DMUs com valor máximo de eficiência no modelo CCR orientado a *output*, sem restrição de pesos: Teconvi, Tecon Salvador, T-37, Tecon Santos e Tecondi. Ao utilizar o modelo BCC orientado a *output* o resultado passou para nove DMUs eficientes: Teconvi, Tecon Salvador, T-37, Rodrimar, Tecon Santos, Tecondi, CP São Francisco do Sul, Pecém e Superterminais.

Coutinho et al. (2012) investigou a existência de retornos crescentes de escala e eficiência de terminais para o ano de 2010. Foram estudados 15 terminais, públicos e privados, totalizando assim 15 DMUs. A modelagem escolhida: DEA – BCC orientada a *output* onde os *inputs* do modelo foram investimentos em máquinas e equipamentos, despesas administrativas e custos de serviços prestados e o *output* do modelo foi a movimentação total de contêineres em TEU.

Quanto à eficiência dos terminais pesquisados no estudo, nota-se que na modelagem CCR apresentaram-se como eficientes os terminais de Paranaguá e Pecém. Já na modelagem BCC, além dos dois já citados apareceram na relação o Tecon Santos Brasil, a Libra Terminais (SP) e o Teconvi. Quando se comparam os resultados obtidos anteriormente com este trabalho, percebe-se que dependendo das variáveis que são utilizadas na análise, o resultado pode ser bem diferente. O estudo realizado pela UnB utilizou basicamente de variáveis financeiras para determinar a eficiência dos terminais, enquanto neste trabalho foram utilizados variáveis físicas e indicadores operacionais.

Considerando a modelagem CCR, Coutinho et al. (2012) mostra que o Terminal de Contêineres de Paranaguá (TCP) apresentou uma eficiência média de 77,90% nos três anos de estudo e o Terminal de Pecém apresentou uma média de 41,27%. Terminais considerados eficientes neste trabalho não obtiveram um bom resultado na análise feita pela UnB. Naquele estudo, sempre considerando a mesma modelagem, o Tecon Santos Brasil apresentou uma eficiência de 75,90%, a Libra Terminais (SP) mostrou uma eficiência de 36,10% e o TUP Chibatão obteve uma eficiência de 41,00%.

Quando se observam os resultados obtidos através da modelagem escolhida naquele estudo, percebe-se que os terminais que alcançaram a eficiência também o fizeram neste trabalho. Novamente é preciso destacar que a modelagem BCC neste trabalho apresentou mais de 70% dos terminais estudados como eficientes.

Fernandes (2010) tem como objetivo avaliar a evolução da produtividade de 23 portos e terminais privativos através do índice de *Malmquist*, comparando os dados de 2008 com o período de 2005. A análise não se restringiu à movimentação de contêineres, sendo considerada a movimentação total da instalação portuária, independente da natureza da carga. Os *inputs* do modelo são comprimento do cais, área do terminal e quantidade de trabalhadores portuários avulsos (TPAs) e os *outputs* do modelo: movimentação total de carga geral, de granel sólido e granel líquido. É importante destacar que a análise deste artigo foi feita sem uma discriminação por natureza da carga. A produtividade de um terminal, assim como a eficiência, é geralmente muito diferente em termos de valores, dependendo da natureza da carga que está sendo operada.

O trabalho de Fernandes mostrou que, em média, os portos brasileiros tiveram um aumento em sua produtividade. Se considerarmos apenas aqueles portos que possuem uma movimentação significativa de contêineres, para podermos comparar com este trabalho, os que obtiveram melhor desempenho foram os Portos de Itaguaí, Paranaguá, Rio de Janeiro, Salvador, Santos, Suape e Vitória. Considerando uma janela de dois anos (2010 → 2012), os terminais que apresentaram acréscimo de produtividade foram o TUP Portonave, o Tecon Sepetiba (Porto de Itaguaí), a APM Terminais (Porto de Itajaí), o Multi-terminais (Porto do Rio de Janeiro) e o Tecon Suape (Porto de Suape).

Em termos de análise nacional, em ambos os estudos foram apontados aumento de produtividade. Este aumento foi mais significativo entre o período de 2005 a 2008 do que no período de 2010 a 2012. Quando decomposmos o índice de *Malmquist*, no trabalho de Fernandes, tanto a mudança de eficiência quanto a mudança de tecnologia apresentaram desempenhos positivos. Entretanto, neste trabalho, o índice de mudança de tecnologia apresentou um pequeno regresso, mas este foi compensado pelo bom desempenho do índice de mudança de eficiência.

Silva et al. (2011) tratam da evolução da produtividade dos portos organizados através do índice de *Malmquist*, comparando os dados de 1999 e 2000. A análise teve restrição à movimentação de contêineres e carga geral em 18 portos brasileiros. Os *inputs* do modelo foram largura da bacia de evolução, largura do canal de acesso, profundidade do canal de acesso, comprimento de cais acostável e profundidade do cais acostável. Já os *outputs* do modelo foram movimentação total de carga geral e contêineres. Tanto para análise de eficiências em um dado momento como durante um período foram considerados retornos constantes de escala. O artigo mostra que a produtividade dos portos aumentou no período analisado. Para a movimentação de contêineres, os Portos de Fortaleza, Itajaí, Manaus, e Salvador obtiveram crescimento no índice de *Malmquist*. No caso de carga geral, o estudo mostrou que 11 portos apresentaram aumento de produtividade. O estudo de Silva et al. (2011) também procurou identificar outliers na amostra analisada, excluindo assim os dados referentes aos Portos de Santos e Itaquí (1999) e Paranaguá, Rio Grande e Rio de Janeiro (2000).

Este artigo está estruturado como segue. A Seção 2 faz uma contextualização sobre a movimentação de cargas no Brasil, dando enfoque à movimentação de contêineres e sua evolução ao longo dos últimos anos. São apresentados, de forma sintética, alguns dos principais portos que movimentam este tipo de carga, e que estarão presentes na análise de eficiência. A Seção 3 expõe a metodologia de análise de eficiência através da análise envoltória de dados – DEA e do índice de *Malmquist*. Sobre DEA serão feitas abordagens das principais definições, a seleção de variáveis para análise e a escolha da modelagem ideal para o tema em questão e sobre o índice de *Malmquist* serão abordadas sua formulação específica bem como o significado desse índice e de suas decomposições. A Seção 4 trata da aplicação detalhada de DEA e do índice de *Malmquist* nos principais terminais de contêineres do Brasil e compara os resultados obtidos com alguns trabalhos realizados neste tema. Por fim, as conclusões.

2 O Setor Portuário Brasileiro

Movimentações portuárias de carga no Brasil mostram que nos anos recentes houve crescimento no país, exceto no ano de 2008 devido ao período da crise financeira mundial. Em 2000 o país movimentou em seus portos 484.660.640 toneladas, enquanto que em 2012 esse valor chegou a 903.765.474 toneladas, o que significa um aumento de 86,5% em 12 anos. Fundamentalmente, o Brasil é um grande movimentador de granéis sólidos e, em média, 60% das mercadorias que passam pelos portos são dessa natureza. Todavia é na carga geral onde se encontra o maior valor agregado das mercadorias, visto que é nessa categoria que se encontra a movimentação de contêineres.

Os portos organizados são os maiores movimentadores de contêineres do país. Geralmente, em cada um dos portos, existe pelo menos um terminal arrendado especializado nesse tipo de operação. Dois portos em particular possuem concorrência interna: o Porto de Santos, que possui quatro terminais arrendados na área do porto organizado (Santos Brasil, Libra Terminais, Ecoporto e Rodrimar) e ainda o cais público, onde diversos operadores realizam essa atividade também; e o Porto do Rio de Janeiro, que possui em sua área dois terminais arrendados (Libra Terminais e Multiterminais). Somente pelo Porto de Santos passaram em média 37,6% dos contêineres de todo o Brasil no período de 2010 a 2012. Outros portos com expressiva movimentação foram Rio Grande (7,7%), Paranaguá (7,4%) e Rio de Janeiro (5,8%).

A participação dos TUPs na movimentação de contêineres vem aumentando gradativamente à medida que estes entram em operação. Em 2010 os portos organizados movimentaram 63.776.712 toneladas (85,5%) enquanto que os TUPs movimentaram 10.854.055 toneladas (14,5%). Em 2012 esses números foram de 71.648.795 toneladas (82%) para os portos organizados e 15.688.423 toneladas para os TUPs (18%). Note que em apenas dois anos a movimentação nesses últimos aumentou em 44%. Os dados parciais de 2013 confirmam essa tendência de crescimento na movimentação de contêineres por parte dos terminais privativos. Além do aumento na movimentação dos terminais existentes, novos vem sendo autorizados nos últimos anos, entre os quais podem ser citados a Portonave/SC, o Porto Itapoá/SC e a Embraport/SP (iniciando suas operações em 2013).

3 Metodologia de Análise

Análise de Envoltória de Dados (Data Envelopment Analysis – DEA) é uma ferramenta que utiliza técnicas como a programação matemática com o objetivo de medir eficiência de unidades produtivas. Esse método de programação permite lidar com um grande número de variáveis e relações (restrições). As unidades que serão comparadas são denominadas Unidade de Tomada de Decisão (*Decision Making Units* – DMU). Para que se possa analisar tais unidades, elas devem possuir as mesmas entradas (denominadas *inputs*) e produzir as mesmas saídas (denominadas *outputs*).

De acordo com Cooper et al. (2006), define-se produtividade como sendo a razão existente entre aquilo que foi produzido (*outputs*) e aquilo que foi gasto para produzir (*inputs*). Desta forma, a produtividade de uma DMU pode ser definida como a razão entre a saída (*output*) e a entrada (*input*), quando se tratar de valores únicos nos dois casos. Quando existem várias entradas e

várias saídas em análise, um índice de produtividade é definido como sendo a combinação linear das saídas dividido pela combinação linear das entradas.

A metodologia DEA permite identificar uma fronteira de eficiência onde o nível máximo de *outputs* obtido a partir de um determinado nível de *inputs* define a fronteira da tecnologia de produção. Uma pontuação, então, é fornecida para cada DMU analisada em relação a essa fronteira, permitindo assim que se realize uma avaliação de eficiência relativa para cada uma dessas unidades em relação a esta fronteira. Eficiência é um conceito relativo, que compara aquilo que foi produzido com os recursos disponíveis, com o que poderia ter sido produzido com os mesmos recursos.

Segundo a definição de *Pareto-Koopmans* (Charnes et al. 1985), pode-se afirmar que uma DMU é eficiente quando não for mais possível:

- Aumentar a quantidade de qualquer um dos produtos por ela gerado sem simultaneamente ser necessário reduzir a quantidade de outro produto gerado ou aumentar as quantidades dos insumos consumidos;
- Diminuir a quantidade de qualquer um dos insumos por ela consumido sem simultaneamente ser necessário aumentar a quantidade de outro insumo consumido ou diminuir as quantidades de produtos gerados.

Uma DMU tem sua eficiência avaliada calculando-se a razão entre a produtividade desta e a maior produtividade observada no conjunto das DMUs sob análise. A análise não precisa ter necessariamente uma única entrada e uma única saída. A metodologia pode levar em consideração múltiplas entradas e saídas, todavia elaborado a partir de várias abordagens de desempenho diferentes.

$$\text{Eficiência} = \frac{\text{Produtividade atual da unidade}}{\text{Produtividade máxima que pode ser alcançada}} \quad (1)$$

Uma vez que a eficiência do conjunto de DMUs esteja definida, as unidades mais eficientes podem balizar aquelas consideradas ineficientes, sendo utilizadas como referências ou *benchmarks* no estabelecimento de metas para se alcançar a eficiência.

Charnes et al. (1978) definiram um modelo de programação linear para medir a eficiência relativa de unidades organizacionais semelhantes, cada uma das quais utilizando múltiplos recursos (*inputs*) para a produção de múltiplos resultados (*outputs*).

Considere um conjunto de n DMUs, $j = 1, \dots, n$, em que cada uma transforma m *inputs*, $x_{ij}, i = 1, \dots, m$ para produzir s *outputs*, $y_{rj}, r = 1, \dots, s$. Para cada DMU j_0 avaliada, é possível obter uma medida de eficiência relativa e_{j_0} , que é dada por:

$$e_{j_0} = \frac{\sum_{r=1}^s u_r \cdot y_{rj_0}}{\sum_{i=1}^m v_i \cdot x_{ij_0}} \quad (2)$$

Onde x representa as entradas, v representa os pesos de cada entrada, y representa as saídas e u representa os pesos de cada saída. Esses pesos são geralmente arbitrados, e essa é uma característica muito importante da metodologia DEA, uma vez que essa escolha permite que as DMUs analisadas posicionem-se da melhor maneira possível na análise de eficiência. Contudo

essa escolha deve ser feita com muita cautela, uma vez que fatores mais importantes podem ser subestimados enquanto que outros menos importantes podem ser superestimados.

De acordo com Lins & Meza (2000), uma das grandes vantagens da DEA é que com a análise da relação de entradas/saídas envolvidas na avaliação de desempenho das DMUs tem-se a indicação dos fatores que interferem positivamente ou negativamente sobre a eficiência dessas. Sendo assim, o uso da DEA indica quais DMUs podem ser utilizadas como *benchmarking* na melhoria do desempenho daquelas unidades menos eficientes. Esses *benchmarks* indicam o que precisa ser modificado nas entradas e saídas e como melhorá-las para transformar unidades ineficientes em unidades eficientes.

Existem quatro modelos básicos de DEA, e para utilizá-los corretamente deve-se fazer uma opção: usar um modelo orientado a *outputs*, no qual se obtém o máximo nível de *outputs* mantendo os *inputs* fixos, ou um modelo orientado a *inputs*, que visa a obter um menor uso de *inputs* dado o nível dos *outputs*.

O uso da análise envoltória de dados pode encontrar algumas barreiras. Um problema comum com a DEA é o fato de que apresenta uma baixa capacidade de ordenação das DMUs quando muitas variáveis (*inputs* e *outputs*) são consideradas para estudo e poucas DMUs estão disponíveis na amostra. Para contornar esse problema deve-se restringir o número de variáveis em questão. Senra et al. (2007) e Kirchner (2013) descrevem alguns métodos para auxiliar na decisão de seleção de variáveis, entre outros, os métodos I-O Stepwise exaustivo completo, multicritério combinatório inicial e o multicritério combinatório por cenários.

Outra maneira de se avaliar DMUs é através do índice de *Malmquist*, que é uma modelagem que permite a avaliação intertemporal, permitindo que se detecte evoluções (ou regressões) de produtividade quando comparados dois períodos de tempo distintos. A modelagem DEA apresentada anteriormente apresenta resultados pontuais. Outra vantagem do índice de *Malmquist* é a possibilidade de avaliação de DMUs que, quando analisadas sob a ótica de uma modelagem DEA básica (seja CCR ou BCC), apresentam eficiência relativa em 100%. Nesta metodologia, é possível saber se houve melhora no índice de mudança de tecnologia, e não somente na mudança de eficiência. Em resumo, as etapas para o cálculo do índice de *Malmquist* são da seguinte forma:

1. Cálculo da distância da DMU j_0 no período t relativa à fronteira do período t .
2. Cálculo da distância da DMU j_0 no período $t+1$ relativa à fronteira do período t .
3. Cálculo da distância da DMU j_0 no período t relativa à fronteira do período $t+1$.
4. Cálculo da distância da DMU j_0 no período $t+1$ relativa à fronteira de $t+1$.
5. Cálculo do índice de eficiência técnica e índice de mudança de tecnologia.
6. Cálculo do índice de *Malmquist*.

4 Mensuração de Eficiência nos Terminais de Contêineres Brasileiros

Em 2012 a movimentação de cargas no país superou a marca de 900 milhões de toneladas. A movimentação de contêineres foi de 87.274.908 de toneladas, ou seja 9,65% do total. Estes contêineres passaram por 22 portos organizados e 6 TUPs.

Apesar do Brasil ser notoriamente conhecido pela movimentação de grãos sólidos (61,32% da movimentação total de mercadorias), a carga contêinerizada é de fundamental importância para o país, por se tratar do transporte de mercadorias de alto valor agregado. Geralmente são manuseados em terminais construídos para tal finalidade, e que utilizam equipamentos de alta tecnologia e mão de obra especializada.

As DMUs foram selecionadas tendo como base a movimentação de contêineres ocorrida em 2012. Uma vez selecionada, essas unidades foram estudadas também nos anos de 2011 e 2010. A Tabela 1 mostra a movimentação de contêineres em todos os terminais do país. Pode-se observar que os 16 primeiros em destaque são responsáveis por 98,5% dessa movimentação. Em razão disso, esse foi o universo escolhido inicialmente para análise de eficiência portuária através do DEA.

Tabela 1: Movimentação de contêineres no Brasil em 2012

Porto/Terminal	Movimentação (t)
Santos	31.271.803
Paranaguá	6.572.802
Rio Grande	6.170.582
Portonave*	5.920.600
Rio de Janeiro	5.649.619
Suape	4.545.651
Itaguaí (Sepetiba)	4.155.727
Itajaí	3.913.188
Vitoria	3.168.455
Itapoá*	3.131.798
Chibatão*	2.996.859
Salvador	2.812.603
Super Terminais*	2.025.026
Pecém*	1.614.035
São Francisco do Sul	1.352.785
Fortaleza	707.034
Vila do Conde	347.526
Imbituba	263.025
Natal	250.960
Belém	224.310
Itaqui	90.465
Santarém	43.692
Recife	36.536
São Sebastião	4.688
Porto Velho	2.822
Forno	1.711
Macapá	500
Tepoti*	106
TOTAL GERAL	87.274.908

Fonte: Sistema Desempenho Portuário – ANTAQ, em 1º de julho de 2013.

* Terminais de Uso Privativo.

Entretanto, os dados não podem ser trabalhados diretamente como estão colocados. No Porto de Santos existem quatro terminais arrendados especializados na movimentação de contêineres: Santos Brasil, Libra Terminais, Ecoporto Santos (antigo Tecondi) e Rodrimar, além da movimentação que ocorre no cais público, mas que não pertence a um terminal especificamente. No cais público do Porto de Santos vários operadores portuários realizam movimentação, e por essa razão não é possível analisar a eficiência da movimentação de contêineres, comparando com os demais terminais arrendados. Isso ocorre também no Porto do Rio de Janeiro, onde dentro da área do porto organizado existem dois terminais de contêineres: Libra Terminais e Multiterminais. Esses terminais concorrem entre eles na região de seu respectivo porto organizado. Faz-se necessário então considerá-los como unidades autônomas, e com isso o número de DMUs passa então para 20, descritas na Tabela 2.

Finalizada a análise dos dados referentes a 2012, passou-se a estudar os dados referentes a 2011 e 2010. Percebeu-se então um problema com dois terminais que tinham sido selecionados previamente. O TUP Porto Itapoá só começou a operar em julho de 2011. Como um dos objetivos desse estudo é acompanhar a evolução da eficiência portuária ao longo do período de 2010 a

Tabela 2: DMUs selecionadas para análise

DMU	Porto/Terminal	Movimentação (t)
DMU-01	Porto de Santos (SP) - Terminal Santos Brasil	16.631.118
DMU-02	Porto de Paranaguá (PR) - TCP	6.495.634
DMU-03	Porto do Rio Grande (RS) - TECON Rio Grande	6.168.145
DMU-04	Terminal de Uso Privativo Portonave (SC)	5.920.600
DMU-05	Porto de Santos (SP) - Libra Terminais (T-35 + T-37)	6.657.242
DMU-06	Porto de Itaguaí (RJ) - TECON Sepetiba	4.155.727
DMU-07	Porto de Itajaí (SC) - APM Terminais***	3.913.188
DMU-08	Porto do Rio de Janeiro (RJ) - Multiterminais	3.593.002
DMU-09	Porto de Suape (PE) - TECON Suape	4.545.651
DMU-10	Terminal de Uso Privativo de Itapoá (SC)*	3.131.798
DMU-11	Porto de Vitória (ES) - TVV	3.111.759
DMU-12	Terminal de Uso Privativo de Chibatão (AM)	2.996.859
DMU-13	Porto de Salvador (BA) - TECON Salvador***	2.812.603
DMU-14	Porto de Santos (SP) - Ecoporto Santos (TECONDI)	2.686.425
DMU-15	Porto de Santos (SP) - Rodrimar	2.055.115
DMU-16	Terminal de Uso Privativo Super Terminais (AM)**	2.025.026
DMU-17	Porto do Rio de Janeiro (RJ) - Libra Terminais	1.972.376
DMU-18	Terminal de Uso Privativo do Pecém (CE)	1.614.035
DMU-19	Porto de São Francisco do Sul (SC) - TESC***	1.352.785
DMU-20	Porto de Fortaleza (CE) - Cais Público	707.034

* O TUP Itapoá não foi considerado no estudo, pois começou a operar apenas em junho/2011.

** O TUP Super Terminais pode ser desconsiderado em função da inconsistência de seus dados em 2010 e 2011.

*** Inclui o respectivo cais público.

OBS1: Em geral os valores desta tabela não são os mesmos da Tabela 1 em razão de movimentações residuais no porto.

OBS2: Foi desconsiderada a movimentação no cais público do Porto de Santos, em razão dessa ter sido realizada por diversos operadores portuários distintos.

2012, foi necessária a exclusão desse terminal da análise. O TUP Super Terminais também apresentou problemas nos anos anteriores a 2012. Ao consultar a base de dados, verificaram-se inconsistências graves relativas ao tempo de operação e à taxa de ocupação de seus berços. Caso esses indicadores venham a ser considerados na avaliação será necessário descartar os dados referentes a esse terminal.

Finalmente, tem-se então 18 ou 19 DMUs (esse número será determinado mais adiante) para trabalhar-se a análise de eficiência portuária através de DEA. Note-se que a movimentação desses terminais soma 82.546.122 de toneladas, equivalente a 94,5% de toda a movimentação de contêineres do país.

Para se determinar quais variáveis serão utilizadas, toda a análise foi feita baseada em uma modelagem DEA-CCR orientada a *output* utilizando os valores obtidos para o ano de 2012. Essa escolha se dá devido ao fato de que o que se deseja com a análise de eficiência nesse estudo é aumentar a quantidade de contêineres movimentados ano após ano, a não ser que se perceba em algum momento que exista uma saturação de movimentação. Baseado nas estatísticas da ANTAQ sabe-se que isso não ocorre, uma vez que o histórico de movimentação de contêineres no país é crescente ao longo dos anos (com exceção do período da crise financeira internacional em 2008).

Foi escolhida como *output* para esse estudo a quantidade de contêineres movimentada. No meio portuário todos os portos e terminais exibem suas estatísticas de recordes de movimentação. O grande objetivo de um terminal é movimentar carga, pois quanto mais carga for movimentada, maior é o lu-

cro desse terminal. Devido a essa importância, nada mais natural que adotar esse indicador como *output*, e mais, como metas finalísticas para aumento de eficiência portuária.

Quanto aos *inputs* um indicador muito utilizado é a área do terminal. Essa variável traduz a capacidade de armazenamento de contêineres, bem como maior agilidade para manuseio de cargas. Terminais que possuem grandes áreas disponíveis conseguem dinamizar melhor sua logística interna, o que influi positivamente em sua produtividade, melhorando assim sua eficiência. Dificilmente esse dado muda em um ano, pois alterações de áreas, sejam em terminais arrendados ou em terminais de uso privativo, precedem de projetos, análises econômico-financeiras e autorizações do órgão regulador, o que demanda bastante tempo.

Outro indicador muito utilizado é o comprimento total do cais. Berços de atracação maiores permitem a operação de navios maiores. Quando se operam navios maiores, a produtividade do terminal aumenta. Além disso, berços maiores permitem a instalação de um maior número de equipamentos (portêineres e MHCs por exemplo), bem como permitem maior mobilidade destes, o que também influencia positivamente a produtividade. Esse indicador também tem uma baixa variação com o passar do tempo e não é coletado eletronicamente pela agência reguladora, sendo esta informada diretamente pelos terminais.

Menos utilizado, mas ainda presente em alguns trabalhos sobre o tema, a profundidade do terminal ou do canal de acesso também pode ser uma variável pertinente. Nos últimos anos o governo federal investiu muito nas dragagens dos principais portos do país. Atualmente esse investimento já mostra resultados, pois navios de maior porte conseguem atracar onde antes era impossível. Profundidades maiores permitem a atracação de navios maiores e mais carregados, além do que a capacidade de um navio aumenta significativamente quando este pode calar mais. Portanto, quanto maior a profundidade, maior a possibilidade de contêineres movimentados.

Um indicador muito bem relacionado com a quantidade de contêineres movimentada em um terminal é o número de atracações. Obviamente, quanto mais navios atracarem em um terminal, maior será sua movimentação de contêineres. Neste estudo, foi considerado para cada terminal o somatório do número de atracações ocorridas no período de um ano. Uma grande importância desse indicador é que ele mostra quando um terminal possui uma hinterlândia⁴ significativa.

Outro dado coletado mensalmente pela ANTAQ é a consignação média (*Consig*) do terminal, que também influencia fortemente no *output* que está em estudo. Esse indicador é definido como sendo o número de contêineres movimentados por atracação em um período de tempo específico, ou seja,

$$Consig_a = \frac{\sum_{i=1}^n ncont_{ai}}{n_a} \quad (3)$$

em que $Consig_a$ é a consignação média do terminal no período a , $ncont_{ai}$ é o número de contêineres movimentados na atracação i do período a e n_a é o número total de atracações ocorridas no terminal no período a . A consignação média dos navios que atracam em um terminal pode ser obtida para

⁴Hinterlândia é a área de influência de um porto que, por concentrar significativa atividade econômica, pode engendrar uma rede urbana de centros urbanos menores.

várias unidades temporais. Terminais que apresentam um alto valor para a consignação média são aqueles ditos como de fim de linha como por exemplo os terminais de uso privativo de Chibatão e Super Terminais. A combinação da consignação média e número de atracções influenciam significativamente a quantidade de contêineres movimentados nos terminais.

Um primeiro indicador de produtividade que pode ser considerado é o tempo médio de operação ($TMop$). Este é definido como sendo o tempo decorrido para realizar toda a operação de carga e descarga de uma atracção, ou seja,

$$TMop_a = \frac{\sum_{i=1}^n Top_{ai}}{n_a} \quad (4)$$

em que $TMop_a$ é o tempo médio de operação do terminal no período a , Top_{ai} é o tempo total de operação da atracção i do período a e n_a é o número total de atracções ocorridas no terminal no período a . Note-se que esse é um indicador, a princípio, inversamente proporcional à quantidade movimentada de contêineres de um terminal, e isso deve ser levado em consideração na análise. Quanto mais tempo gasto na operação de um navio, menos atracções podem ser realizadas no restante do período em análise. O contrário também é verdadeiro, ou seja, quanto menos tempo gasto na operação de um navio, em tese, mais navios podem atracar no restante do período em análise. Foi considerado para análise o inverso do tempo médio de operação anual por terminal.

Outro indicador calculado é a taxa de ocupação dos berços ($Tbercos$). Com todas essas informações pode-se calcular a taxa de ocupação dos berços de um terminal em uma unidade de tempo específica:

$$Tbercos_a = \frac{\sum_{i=1}^n natrac_{ai} \cdot \bar{t}_{ai}}{\sum_{i=1}^n nat_{ai}} \quad (5)$$

em que $Tbercos_a$ é a taxa de ocupação dos berços do terminal no período a , $natrac_{ai}$ é o número de atracções ocorridas no berço i no período a , \bar{t}_{ai} é o tempo médio atracado por navio no berço i no período a e n é o número de berços do terminal. Nesse estudo foi considerado o período de tempo anual e os passos do cálculo da taxa de ocupação dos berços de um terminal é ilustrado na Figura 1, considerando como exemplo o terminal arrendado Santos Brasil localizado na área do Porto de Santos.

Note que pode-se falar de atracções realizadas em um ano no Porto de Santos, por exemplo. Dentro do porto pode-se separar essas atracções para cada um dos terminais arrendados (Santos Brasil, Libra Terminais, Rodrimar, Ecoporto Santos) e o cais público (conhecido como Margem Direita); pode-se ainda especificar aonde foi feita a atracção em cada um desses terminais (em qual berço) e contabilizar a soma de atracções nesse nível, por exemplo, na Santos Brasil existem quatro berços de atracção (SSZ0811, SSZ0812, SSZ0813 e SSZ0816).

O último indicador utilizado nessa análise, mas com certeza extremamente importante quando o assunto é produtividade, é a prancha média de operação. A prancha média é definida como a quantidade de contêineres movimentados por hora, ou seja,

$$Prancha_a = \frac{\sum_{i=1}^n \frac{ncont_{ai}}{Top_{ai}}}{n_a} \quad (6)$$

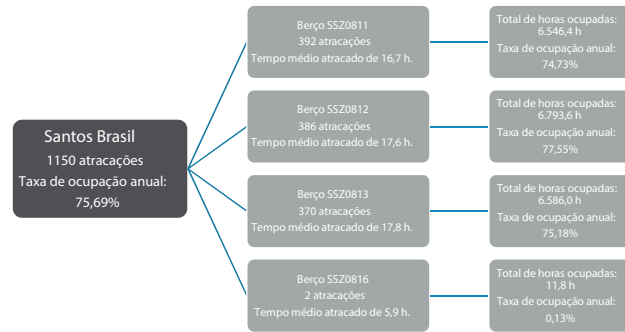


Figura 1: Cálculo da taxa de ocupação dos berços do terminal Santos Brasil

em que $Prancha_a$ é a prancha média do terminal no período a , $ncont_{ai}$ é o número de contêineres movimentados na atracção i do período a , Top_{ai} é o tempo total de operação da atracção i do período a e n_a é o número total de atracções ocorridas no terminal no período a .

Este indicador talvez seja um dos mais importantes nesse tema, uma vez que diversas inferências podem ser atribuídas a ele. Considere, por exemplo, portêineres e MHCs, equipamentos relevantes para movimentação de contêineres na beira do cais. O primeiro consegue atingir a movimentação de até 45 contêineres/hora enquanto que o segundo consegue alcançar até 30 contêineres/hora. O número de equipamentos instalados nos terminais especializados afeta diretamente a capacidade total de operação do terminal. Terminais não especializados geralmente possuem restrição para atracção de navios, pois só podem receber aqueles que possuem equipamentos de bordo, que possuem uma produtividade muito baixa.

Combinado com os equipamentos de beira de cais, existem ainda outros equipamentos que influenciam diretamente a capacidade de movimentação de um terminal. Os contêineres precisam estar disponíveis rapidamente (no caso de embarque) ou então precisam desocupar a área operacional (no caso de desembarque) o mais rápido possível. Para esses fins, citam-se: *RTG*, *reach stackers*, *top-lifts*, *straddle carriers*, *runners*, *empty container handlers* e *terminal tractors*.

Outra inferência que pode ser feita através do indicador prancha média é o número de colaboradores especializados do terminal. É de se esperar que para operar todos os equipamentos citados anteriormente seja necessária uma mão de obra mínima.

Para escolha dessas variáveis, serão utilizados os indicadores físicos e operacionais referentes ao ano de 2012. Para o *output* é a quantidade de contêineres movimentada no terminal (QUANT). Para os *inputs* deve-se escolher variáveis dentre: área do terminal (AREA), comprimento total de cais (CCAIS), profundidade do terminal ou do canal de acesso (PROF), quantidade de atracções (NATRAC), consignação média (CONSIG), inverso do tempo médio de operação (ITOP), taxa de ocupação dos berços (BERÇOS) e prancha média (PRANCHA).

Pelo Método I-O Stepwise exaustivo completo, os *inputs* selecionados são: número de atracções, área do terminal, consignação média e prancha média.

Pelo Método Multicritério Combinatório Inicial, os *inputs* selecionados são: número de atracções, prancha média, consignação média e taxa de ocupação dos berços. E pelo Método Multicritério Combinatório por Cenários, os *inputs* selecionados são: número de atracções, prancha média, consignação média, taxa de ocupação dos berços, profundidade do terminal e comprimento total de cais do terminal.

Outra análise importante que deve ser considerada é a correlação entre as variáveis de *input* e a variável de *output*. Os valores dessas correlações são dados na Tabela 3.

Observe que as maiores correlações observadas com relação ao *output* escolhido são, nessa ordem (em módulo): número de atracções, prancha média, área do terminal, consignação média, taxa de ocupação dos berços, comprimento total de cais do terminal, profundidade do canal e o inverso do tempo médio de operação.

A Figura 2 resume os resultados descritos até então. Os indicadores número de atracções, prancha média e consignação média aparecem nos três métodos estudados, e não resta a menor dúvida que devam ser utilizados para se calcular a eficiência de um terminal de contêineres. Resta determinar se é necessária a inclusão de um ou mais indicadores com base nos resultados obtidos até então.

Do ponto de vista apenas de modelagem numérica, pode-se perceber que o resultado, em termos de eficiência média dos terminais, é muito maior quando se considera a inclusão da área do terminal. Nota-se também que os valores dessas eficiências médias são muito próximos quando consideramos a inclusão da taxa de ocupação dos berços apenas comparando com a inclusão desta, da profundidade do terminal e do comprimento total de cais do terminal. Em ambos os casos, os valores obtidos são 8,5% menores do que aquele obtido com a inclusão da área do terminal. Certamente, do ponto de vista matemático, a variável área do terminal contribui muito mais para o cálculo da eficiência do terminal do que as demais. Além disso, perceba que a correlação com a quantidade de contêineres movimentada é maior que quaisquer outras variáveis em dúvida de utilização nesse ponto.

Do ponto de vista da metodologia DEA, não convém adicionar muitas variáveis com um número reduzido de DMUs para análise, pois além de poder acarretar na existência de muitas DMUs na fronteira de eficiência (baixa discricionariedade), pode-se observar que algumas variáveis não terão participação alguma com sua inclusão no aumento de eficiência. Parece ser muito coerente utilizar-se da regra descrita no método multicritério combinatório inicial, que sugere a interrupção do acréscimo de variáveis quando o número de DMUs em estudo não for superior ao quádruplo do número de variáveis envolvidas (*inputs* e *outputs*).

Finalmente, chega-se a uma conclusão sobre quais indicadores devem ser considerados na análise de eficiência dos terminais de contêineres através de DEA: como *inputs* serão utilizados número de atracções, prancha média, consignação média e área do terminal. Como *output* já foi definido o indicador quantidade de contêineres movimentada, sendo esse um objetivo a ser sempre maximizado quando se falar de aumento de eficiência.

A partir desse ponto, uma vez que se têm as variáveis definidas, far-se-á a análise através de uma das duas modelagens: DEA-CCR orientado a *output* ou DEA-BCC orientado a *output*. As próximas tabelas mostram o resultado ob-

Tabela 3: Matriz de correlações entre as variáveis em estudo, em 2012

NATRAC	CONSIG	CCAIS	AREA	ITOP	BERCOS	PRANCHA	PROF	QUANT	
NATRAC	1,0000								
CONSIG	0,1919	1,0000							
CCAIS	0,2608	0,0366	1,0000						
AREA	0,5916	0,4241	0,1610	1,0000					
ITOP	0,2354	-0,5276	0,1912	-0,2218	1,0000				
BERCOS	0,4780	0,1273	-0,2103	0,3827	0,2087	1,0000			
PRANCHA	0,6406	0,3860	0,3956	0,2745	0,5065	0,4354	1,0000		
PROF	-0,0463	0,1040	-0,4780	0,1568	0,0703	0,3853	-0,0407	1,0000	
QUANT	0,8994	0,5428	0,3287	0,6562	0,0141	0,4452	0,7305	-0,1000	1,0000

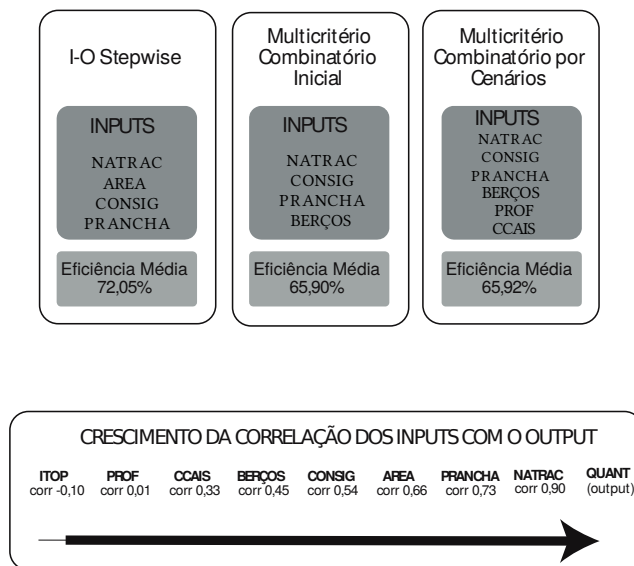


Figura 2: Resultados obtidos para escolha dos indicadores a serem considerados para medição da eficiência nos terminais movimentadores de contêineres

tido para todos os anos em análise (2010, 2011 e 2012), nas duas modelagens supracitadas.

Uma percepção importante aqui é o baixo poder discriminatório entre as eficiências que é notório no modelo BCC. Para fins de análise de eficiência, e ainda a evolução dessas eficiências ao longo do tempo, percebe-se claramente que o modelo CCR é mais adequado ao propósito desse estudo.

O gráfico da Figura 3 ilustra o comportamento das eficiências calculadas de 2010 a 2012, ordenadas de forma decrescente de eficiências segundo o ano mais recente da análise. Interessante notar que das nove DMUs que tiveram eficiência acima de 80% em 2012, três se mantiveram em 100% por todos os anos e cinco apresentaram evolução de eficiência ao longo do período em estudo.

Neste estudo podemos destacar dois grupos de terminais. O primeiro grupo é composto pelos terminais eficientes, que foram os mesmos durante os 3 períodos de estudo:

- Tecon Santos Brasil (DMU-01), terminal arrendado localizado no Porto de Santos, especializado na operação de contêineres, e o maior do país em termos de quantidade movimentada.
- Libra Terminais (DMU-05), cuja operação engloba os terminais T-35 e T-37, ambos dentro da área do porto organizado de Santos.
- Terminal de Uso Privativo de Chibatão (DMU-12), localizado em Manaus, é um dos principais terminais do norte do país.

O segundo grupo importante para análise aqui é composto pelos terminais que, ao observar o ano de 2012, alcançaram um índice de eficiência acima de 80%. Destes terminais, cinco apresentam crescimento sistêmico na medida de eficiência:

Tabela 4: Eficiência dos terminais de contêineres de 2010 a 2012

	Modelo DEA-CCR				Modelo DEA-BCC		
	2010	2011	2012		2010	2011	2012
DMU-01	100,00	100,00	100,00	DMU-01	100,00	100,00	100,00
DMU-02	73,36	76,82	83,64	DMU-02	100,00	91,52	100,00
DMU-03	87,03	76,18	76,51	DMU-03	100,00	100,00	95,97
DMU-04	60,25	74,17	82,27	DMU-04	80,15	81,26	100,00
DMU-05	100,00	100,00	100,00	DMU-05	100,00	100,00	100,00
DMU-06	43,07	41,66	55,88	DMU-06	100,00	100,00	68,24
DMU-07	68,50	79,37	89,63	DMU-07	79,29	88,55	95,53
DMU-08	37,87	48,07	54,65	DMU-08	99,96	100,00	86,50
DMU-09	60,46	84,12	46,25	DMU-09	91,23	100,00	77,17
DMU-11	73,36	83,17	82,63	DMU-11	90,92	98,12	100,00
DMU-12	100,00	100,00	100,00	DMU-12	100,00	100,00	100,00
DMU-13	60,19	51,99	65,09	DMU-13	100,00	94,47	100,00
DMU-14	93,59	95,31	82,78	DMU-14	100,00	100,00	92,41
DMU-15	60,51	61,50	58,89	DMU-15	100,00	100,00	100,00
DMU-16	60,22	87,72	90,29	DMU-16	100,00	100,00	100,00
DMU-17	41,60	45,61	48,52	DMU-17	100,00	100,00	100,00
DMU-18	41,13	44,70	37,98	DMU-18	100,00	100,00	100,00
DMU-19	52,13	56,51	42,36	DMU-19	100,00	100,00	100,00
DMU-20	41,74	35,83	33,63	DMU-20	100,00	100,00	100,00
EFF	66,05	70,67	70,05	EFF	96,92	97,57	95,57

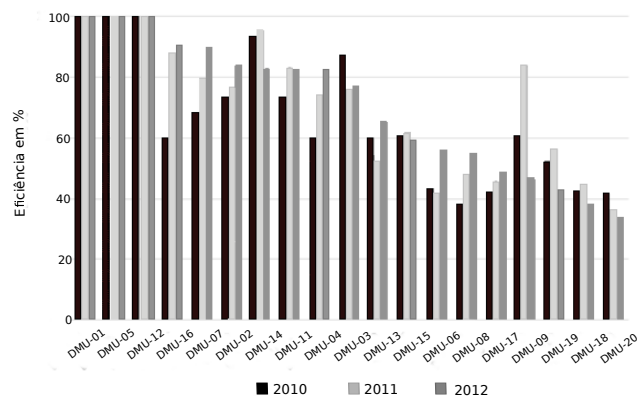


Figura 3: Eficiência das DMUs de 2010 a 2012 segundo DEA-CCR orientado a *output*

- Terminal de Uso Privativo Super Terminais (DMU-16), localizado em Manaus, é um dos principais terminais do norte do país, vizinho ao TUP Chibatão, teve uma evolução de sua eficiência relativa de 60,2% para 90,3%.
- APM Terminais (DMU-07), terminal arrendado do Porto de Itajaí, é o único operador de contêineres deste último, atuando tanto no cais preferencial quanto no cais público, teve uma evolução de sua eficiência relativa de 68,5% para 89,6%.
- TCP (DMU-02), terminal arrendado do Porto de Paranaguá. É o segundo terminal do país em questão de movimentação de contêineres. Mostrou uma evolução de sua eficiência relativa de 73,4% para 83,6%.
- TVV (DMU-11), terminal arrendado do Porto de Vitória, apresentou uma evolução de sua eficiência relativa de 73,4% para 82,6%, sendo esse último valor ligeiramente menor do que o apresentado em 2011, quando atingiu 83,2%.
- Terminal de Uso Privativo da Portonave (DMU-04), localizado em Santa Catarina, é um terminal que entrou em operação recentemente e já mostra uma melhoria significativa em sua eficiência segundo os dados apresentados, evoluindo no período de 60,3% para 82,3%.

Para uma análise da evolução das eficiências utiliza-se o índice de *Malmquist* (IM) que tem por objetivo avaliar os índices de produtividade em diferentes datas, além de decompor esses valores em sub-índices denominados índice de eficiência técnica (IE) e índice de mudança de tecnologia (IT). Analisando esses valores, pode-se tirar conclusões acerca das causas que contribuem para um aumento (ou diminuição) da eficiência total de uma DMU. Na teoria, o índice de *Malmquist* também é conhecido como Fator de Produtividade Total (PFT).

A análise através do índice de *Malmquist* preenche um “vazio” deixado pela análise de eficiência através de DEA-CCR ou ainda de DEA-BCC. Nesta metodologia é possível identificar progressão (ou regressão) na produtividade

de DMUs definidas como eficientes em ambos os períodos de um estudo. A Tabela 5 fornece o valor desses índices para todas as situações possíveis de análise no período de 2010 a 2012.

Observe que o terminal Santos Brasil (DMU-01) sempre manteve o índice de mudança de eficiência técnica igual a unidade, o que é coerente com o resultado obtido através da metodologia DEA-CCR, onde em todos os períodos esse terminal permaneceu com 100% de eficiência. Todavia foi detectado uma leve piora nos indicadores de mudança de tecnologia.

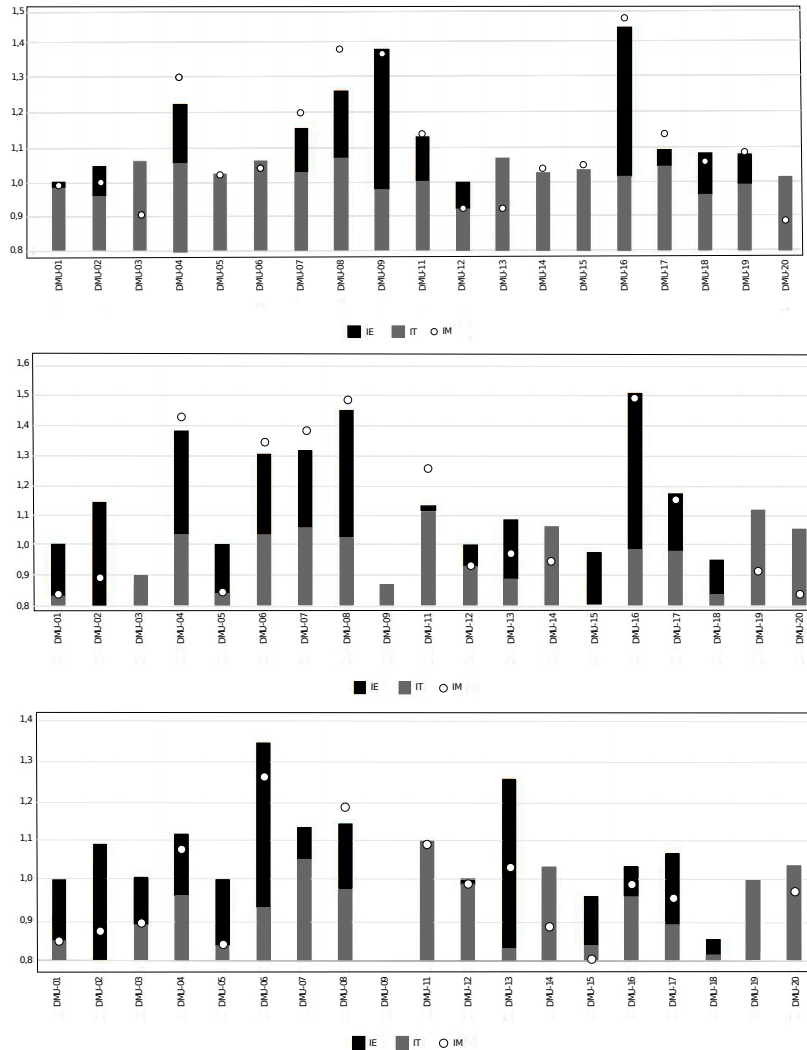
De outro ponto de vista, a Libra Terminais – Santos (DMU-05) também manteve a unidade no índice de mudança de eficiência técnica, o que corrobora também com o resultado apresentado na metodologia DEA-CCR. No caso da Libra, além da eficiência relativa se manter em 100% em todos os anos, houve um incremento no índice de mudança de tecnologia, o que significa que os insumos no período $t+1$ estão sendo melhor aproveitados.

Este é o significado do índice de mudança de eficiência. Quando o valor é superior à unidade, isso significa que comparando os dados do período $t+1$ com o período t (período t como referência), a DMU aproximou-se mais da fronteira de eficiência. Já o índice de mudança de tecnologia mostra que a DMU está aproveitando de uma melhor maneira seus insumos para produzir o *output*.

Quando se compara 2011 com 2010, percebe-se que houve uma melhora no IM dos terminais em sua grande maioria e o valor médio da amostra foi 1,1028. Isso já não ocorre quando se compara 2012 com 2011. Neste caso, apenas seis terminais apresentaram uma melhoria nesse índice, e o IM médio ficou em 0,9283. Essa situação fica muito clara quando se comparam os dados no gráfico da Figura 4.

Tabela 5: Decomposição do índice de *Malmquist* nos períodos de 2010 a 2012

	2010 e 2011			2011 e 2012			2010 e 2012		
	IM	IE	IT	IM	IE	IT	IM	IE	IT
DMU-01	0,9902	<u>1,0000</u>	0,9902	0,8491	<u>1,0000</u>	0,8491	0,8315	<u>1,0000</u>	0,8315
DMU-02	1,0067	<u>1,0472</u>	0,9614	0,8713	<u>1,0887</u>	0,8003	0,8884	<u>1,1401</u>	0,7792
DMU-03	0,9306	<u>0,8753</u>	1,0632	0,8929	<u>1,0043</u>	0,8890	0,7890	<u>0,8791</u>	0,8975
DMU-04	1,3017	<u>1,2309</u>	1,0575	1,0667	<u>1,1093</u>	0,9616	1,4235	<u>1,3655</u>	1,0425
DMU-05	1,0242	<u>1,0000</u>	1,0242	0,8380	<u>1,0000</u>	0,8380	0,8426	<u>1,0000</u>	0,8426
DMU-06	1,0286	<u>0,9674</u>	1,0632	1,2503	<u>1,3411</u>	0,9323	1,3411	<u>1,2975</u>	1,0336
DMU-07	1,1954	<u>1,1588</u>	1,0316	1,1876	<u>1,1292</u>	1,0518	1,3840	<u>1,3085</u>	1,0577
DMU-08	1,3627	<u>1,2692</u>	1,0737	1,1083	<u>1,1369</u>	0,9748	1,4819	<u>1,4429</u>	1,0270
DMU-09	1,3680	<u>1,3914</u>	0,9832	0,4141	<u>0,5498</u>	0,7532	0,6618	<u>0,7650</u>	0,8652
DMU-11	1,1438	<u>1,1338</u>	1,0089	1,0900	<u>0,9935</u>	1,0972	1,2587	<u>1,1264</u>	1,1175
DMU-12	0,9251	<u>1,0000</u>	0,9251	0,9905	<u>1,0000</u>	0,9905	0,9276	<u>1,0000</u>	0,9276
DMU-13	0,9258	<u>0,8637</u>	1,0719	1,0362	<u>1,2520</u>	0,8276	0,9594	<u>1,0813</u>	0,8872
DMU-14	1,0483	<u>1,0184</u>	1,0293	0,8961	<u>0,8685</u>	1,0318	0,9386	<u>0,8845</u>	1,0612
DMU-15	1,0562	<u>1,0165</u>	1,0391	0,8007	<u>0,9574</u>	0,8363	0,7847	<u>0,9732</u>	0,8063
DMU-16	1,4843	<u>1,4568</u>	1,0189	0,9898	<u>1,0293</u>	0,9615	1,4814	<u>1,4995</u>	0,9879
DMU-17	1,1529	<u>1,0964</u>	1,0516	0,9478	<u>1,0637</u>	0,8911	1,1439	<u>1,1662</u>	0,9809
DMU-18	1,0507	<u>1,0867</u>	0,9668	0,6914	<u>0,8497</u>	0,8137	0,7733	<u>0,9234</u>	0,8375
DMU-19	1,0832	<u>1,0841</u>	0,9991	0,7492	<u>0,7496</u>	0,9994	0,9058	<u>0,8127</u>	1,1147
DMU-20	0,8741	<u>0,8583</u>	1,0184	0,9684	<u>0,9386</u>	1,0318	0,8474	<u>0,8056</u>	1,0518

Figura 4: Decomposição do índice de *Malmquist* nos períodos de 2010 a 2012

5 Conclusões

A análise de eficiência deve ser pautada em alguns pilares fundamentais. Especificamente no caso de terminais portuários, deve-se primeiramente decidir o tipo de carga que será analisada. A operação de um terminal de contêineres é diferente da operação de um terminal de granel líquido ou de um terminal que movimentava minério de ferro, por exemplo. O porte dos navios é diferente, a infra-estrutura é diferente, os tempos operacionais são diferentes.

A escolha dos indicadores que serão utilizados na análise também é muito importante. Não se deve escolher uma quantidade excessiva de variáveis, pois esse tipo de escolha faz com que muitas DMUs fiquem localizadas na fronteira de eficiência, enfraquecendo assim o poder discriminatório da metodologia.

Neste estudo foram considerados quatro *inputs* e um *output* e os resultados no modelo CCR demonstraram que apenas três DMUs foram consideradas como eficientes.

Neste estudo, em primeiro lugar, limitou-se a natureza da carga a ser movimentada nos terminais: carga containerizada. Não foram diretamente utilizados os dados dos portos como um todo, o que diminuiu um pouco a pressão dos números do Porto de Santos em relação aos demais portos. Por se tratar da análise de terminais especializados, optou-se por separá-los, e com isso, o Porto de Santos ficou subdividido em quatro terminais arrendados (Tecon Santos Brasil, Libra Terminais, Rodrimar e Ecoporto Santos) e o Porto do Rio de Janeiro em dois (Libra Terminais e Multiterminais). Em segundo lugar, os valores das eficiências encontrados nesta modelagem foram bem coerentes. Considerando o valor médio das eficiências nos três anos de análise, na fronteira de eficiência permaneceram dois terminais de grande porte (Tecon Santos Brasil e Libra Terminais – Santos) e um terminal de menor porte (TUP Chibatão). Os terminais menos eficientes na média, segundo a modelagem CCR, foram o Porto de Fortaleza, o TUP Pecém e a Libra Terminais – Rio de Janeiro. Os três terminais realmente estão entre os de menor escala de movimentação, mas é importante observar os resultados dos terminais Multiterminais e Tecon Sepetiba. Ambos os terminais possuem uma escala de movimentação de contêineres bem maior, mas tiveram resultados médios de eficiência muito semelhantes aos piores encontrados na pesquisa.

Portanto, a modelagem CCR apresentou excelentes resultados com as variáveis escolhidas para análise neste artigo. Os valores de eficiências obtidos para os anos de 2010, 2011 e 2012 mostraram-se bastante coerentes. É importante destacar aqui o valor de se ter um bom histórico de dados. Ao analisar a eficiência dos terminais, incorporando os próximos anos, será possível fazer diversas comparações, com diversas variáveis distintas, e optar por um conjunto de indicadores que reflita a situação dos terminais de modo ainda mais preciso.

A análise intertemporal através do índice de *Malmquist* mostra a evolução da produtividade de um terminal de contêineres. Neste estudo foram feitas três análises: 2010/2011, 2011/2012 e 2010/2012 (sendo sempre o mais antigo como referência inicial), todas orientadas a *outputs*.

A primeira conclusão que se pode obter é que o fato de um terminal se manter na fronteira de eficiência nos três anos quando foi aplicada a metodologia DEA – CCR não significa necessariamente que houve uma manutenção de seus índices de produtividade. Na verdade, a diferença aparece na decomposição do índice de *Malmquist* em índice de mudança de eficiência e índice de mudança de tecnologia.

Como visto anteriormente, três terminais mantiveram-se na fronteira de eficiência durante 2010, 2011 e 2012. Analisando o índice de mudança de tecnologia destes três terminais, observamos que no caso do Tecon Santos Brasil esse índice caiu, apresentando uma piora nesse critério. Isso significa que, apesar de se manter na fronteira de eficiência, os *inputs* estão sendo utilizados de uma maneira menos eficiente que no período anterior. A Libra Terminais – Santos apresentou uma melhora no primeiro período (2010/2011) e uma piora no segundo (2011/2012) e o TUP Chibatão mostrou piora nos dois períodos analisados.

Cinco terminais apresentaram melhoras sucessivas nos períodos analisados: TUP Portonave/SC, Tecon Sepetiba/RJ, APM Terminais/SC, Multitermi-

nais/RJ e TVV/ES. Quatro terminais apresentaram quedas sucessivas na série estudada: Tecon Santos Brasil, Tecon Rio Grande, TUP Chibatão e o Porto de Fortaleza.

De posse desses índices, a ANTAQ poderá estipular algumas metas que façam com que os terminais mostrem uma evolução de produtividade. Por exemplo, considere o caso do TUP Pecém. Caso a movimentação de contêineres em 2012 fosse de 135.000 toneladas ao invés das 92.904 toneladas registradas, e todos os demais terminais mantivessem seus resultados originais, a eficiência não aumentaria (manteria 44,7%), mas o índice de *Malmquist* teria uma alteração significativa (aumentaria de 0,6914 para 1,0047). Este é um número bem mais plausível como meta do que as quase 245.000 toneladas calculadas como ineficiência direta do modelo CCR. Para a Libra Terminais – Santos, por exemplo, a meta de movimentação de contêineres que tornaria o índice de *Malmquist* maior que a unidade (aumentaria de 0,8380 para 1,0015) seria 550.000 toneladas.

Referências Bibliográficas

- Banker, R., Charnes, A. & Cooper, W. W. (1984), 'Some models for estimating technical and scale inefficiencies in data envelopment analysis', *Management Science* 30(9), 1078–1092.
- Charnes, A., Cooper, W. W., Lewin, A. Y. & Seiford, L. (1985), *Data envelopment analysis*, 2 edn, Boston, KAP.
- Charnes, A., Cooper, W. W. & Rhodes, E. (1978), 'Measuring the efficiency of decision making units', *European Journal of Operational Research* 2(6), 429–444.
- Cooper, W. W., Seiford, L. M. & Tone, K. (2006), *Introduction to data envelopment analysis and its uses with DEA-solver software and references*.
- Coutinho, P., Oliveira, A. R. d., Carvalho, A. X. Y. d., Britto, P. A. P. d., Lustosa, P., Camargo, R. S. d. & Lucas, V. (2012), Comparativo das estruturas de custos e avaliação de projetos/investimentos entre terminais portuários de uso público e terminais portuários de uso privativo misto, Technical report, CERME-UnB.
- Fernandes, R. L. (2010), Avaliação dos terminais que movimentam contêineres no Brasil através da análise envoltória de dados. Rio de Janeiro, COPPE/UFRJ.
- Fontes, O. H. P. M. (2006), Avaliação da eficiência portuária através de uma modelagem DEA. Niterói, UFF.
- Kirchner, L. H. C. (2013), Avaliação da eficiência dos terminais de contêineres através da análise envoltória de dados e do índice de *Malmquist*. Brasília, 96 fls. Dissertação de Mestrado, UnB, Centro de Estudos e Regulação de Mercados – CERME – REGEN.
- Lins, M. P. E. & Meza, L. A. (2000), Análise envoltória de dados: perspectivas de integração no ambiente do apoio à decisão. Rio de Janeiro, COPPE/UFRJ.

Senra, L. F. A. D. C., Nanci, L. C., Mello, J. C. C. B. S. & Meza, L. A. (2007), 'Estudo sobre métodos de seleção de variáveis em DEA', *Revista Pesquisa Naval* (27), 191–207.

Silva, F. G. F., Martins, F. G. D., Rocha, C. H. & Araujo, C. E. F. (2011), 'Análise exploratória da eficiência produtiva dos portos brasileiros', *Revista Transportes* .

DÉFICITS GÊMEOS NO BRASIL: QUAL A RELAÇÃO DE CAUSALIDADE?

TÚLLIO ASSIS SOUZA *
CLEOMAR GOMES DA SILVA †

Resumo

Este artigo analisa a causalidade na hipótese dos déficits gêmeos para o caso brasileiro, isto é, se o desempenho das contas públicas impacta as transações correntes, ou vice-versa. A metodologia utilizada envolve a estimação de Modelos Autorregressivos de Defasagens Distribuídas para dados trimestrais de 1999 a 2013. Os resultados mostram uma relação de longo prazo das transações correntes e do PIB para o resultado primário do setor público. Em relação ao curto prazo, o mecanismo de correção de erros indica causalidade das transações correntes para o resultado primário. Mas causalidade oposta não pode ser comprovada.

Palavras-chave: Déficit Gêmeos; Transações Correntes; Resultado Primário; Modelos ARDL.

Abstract

This paper aims at analyzing the causality relationships between the twin deficits in Brazil, that is, if either current account movements impact public accounts, or vice-versa. The econometric methodology applied is related to the estimation of Autoregressive Distributed Lag models for the quarterly data ranging from 1999 to 2013. The results show a long-term relationship from current account and GDP to public sector primary surplus. Regarding the short term, the error correction mechanism indicates causality going from the current account to the primary results. On the other hand, the opposite causality could not be found.

Keywords: Twin Deficits; Current Account; Primary Results; ARDL Models.

JEL classification: F32, C32, H62.

DOI: <http://dx.doi.org/10.11606/1980-5330/ea154349>

* Instituto de Economia, Universidade Federal de Uberlândia. E-mail: tullio-assis@hotmail.com

† Instituto de Economia, Universidade Federal de Uberlândia & Pesquisador CNPq. E-mail: cleo-margomes@ufu.br

1 Introdução

As relações macroeconômicas de determinado país possuem dinâmicas particulares, mas que devem ser coordenadas de forma a otimizar o processo econômico e gerar bem-estar para todos os agentes econômicos. Não é aconselhável que um país incorra em déficits recorrentes em suas contas externas, pois o resultado poderá ser uma crise no balanço de pagamentos, com consequências desastrosas. Déficits recorrentes nas contas públicas também não são aconselháveis, nem tampouco a ocorrência de ambos simultaneamente. Daí surge o debate sobre os déficits gêmeos, que é a proposição de uma forte conexão entre as contas públicas e o desempenho das transações correntes.

Esse debate ganhou maior notoriedade ao final do século passado, quando pesquisadores e analistas tentaram explicar a ocorrência simultânea dos déficits fiscais e em conta corrente na economia dos Estados Unidos. Em linhas gerais, conforme pode ser visto em Feldstein (1992) e Frankel (2006), as explicações para o fenômeno sugeriam que as contas públicas desajustadas eram uma das principais fontes causadoras de desajustes também nas contas externas. Entretanto, a evidência empírica, tal como será discutido em seção posterior, tem mostrado a possibilidade de haver diferentes relações de causalidade entre essas variáveis, ou até de inexistir tal causalidade.

Essa discussão não deixa de ser menos importante para a economia brasileira, que tem mostrado queda continuada nos saldos em transações correntes desde meados dos anos 2000. Por outro lado, aproximadamente nesse mesmo período, o superávit primário do setor público tem apresentado dificuldade em permanecer próximo ao nível de 4% do PIB. Por sua vez, o resultado nominal também retomou trajetória negativa, apresentando déficit superior a 3% do PIB em alguns anos após a intensificação da crise financeira internacional de 2008.

Esses percentuais mostram que, pelo menos de forma aparente e superficial, há forte indicação de ocorrência de déficits gêmeos na economia brasileira. Posto isso, a compreensão dessas relações econômicas e a busca de evidências empíricas do fenômeno dos déficits gêmeos para o caso brasileiro são motivações importantes para esta pesquisa, dado que contribuirão para o debate dentro da literatura e para a formulação de políticas que busquem o ajustamento dessas contas macroeconômicas para um comportamento sustentável de longo prazo.

Desse modo, este estudo investigará a hipótese dos déficits gêmeos brasileiros, em especial a relação de causalidade entre o lado fiscal da economia e o resultado das transações correntes. Porém, não se pretende afirmar que os déficits gêmeos são autoexplicativos, de forma que outras variáveis são consideradas nas estimações econométricas, entre elas, o produto interno bruto, a taxa de câmbio e a taxa de juros. A metodologia utilizada envolve a estimação de Modelos Autorregressivos de Defasagens Distribuídas (ARDL). O período de análise está delimitado do terceiro trimestre de 1999 ao último de 2013.

As estimações econométricas indicam que o resultado primário do setor público é influenciado, no longo prazo, pelo desempenho do PIB e das transações correntes. Em relação ao curto prazo, o mecanismo de correção de erros indica significância estatística para as transações correntes, ou seja, há causalidade das transações correntes para o resultado primário. No entanto, quanto se faz a reversão da análise econométrica, a causalidade do resultado primário para as transações correntes não é confirmada.

Além desta introdução, este artigo possui mais cinco seções. Na Seção 2, realiza-se uma revisão dos fundamentos teóricos e empíricos sobre o comportamento dos déficits gêmeos e a Seção 3 traz uma análise da conjuntura econômica e dos déficits gêmeos no Brasil. A Seção 4 descreve a metodologia econométrica, os dados e os modelos a serem analisados, ao passo que a Seção 5 analisa os resultados. Por fim, são apresentadas as considerações finais na última seção.

2 Fundamentos Teóricos e Empíricos

Abel & Bernanke (2001), Saleh (2006), Baharumshah et al. (2009), Chang & Hsu (2009), Holmes (2011) e Ratha (2012) indicam que o déficit fiscal pode afetar negativamente os saldos comerciais, por meio do excesso de absorção doméstica. Os autores argumentam que o déficit público estimula a demanda doméstica que, por sua vez, tende a aumentar a demanda por importações e reduzir a quantidade de bens exportáveis, provocando uma piora no saldo comercial.

Resende (2009) aponta que o déficit público pode apenas deslocar gastos privados (*crowding out*) e/ou estimular a poupança privada (Equivalência Ricardiana¹) sem afetar o saldo em transações correntes. Mas mesmo considerando a ausência desses fatores (*crowding out* e Equivalência Ricardiana) é restrito o número de casos em que o déficit fiscal provoca alteração nos preços relativos². Considerando o regime de taxa de câmbio nominal fixa, o déficit público provoca valorização da taxa de câmbio real, somente quando a economia está em pleno emprego. Quando o regime de taxa de câmbio é fluante, a apreciação cambial ocorre se: i) a economia opera aquém do pleno emprego e, paralelamente, há plena (ou elevada) mobilidade de capitais e o déficit público é financiado por meio de emissão de dívida e, ii) as hipóteses de pleno emprego e plena mobilidade de capitais são satisfeitas conjuntamente Resende (2009).

Nota-se que esses autores tratam da explicação dos déficits gêmeos pelo lado fiscal da economia. Essa relação de causalidade é verificada, seja por insuficiência de poupança nacional – conforme sugere a interpretação pelas contas nacionais – ou excesso de absorção doméstica ou pelo canal de transmissão da taxa de câmbio real.

Entretanto, essa relação de causalidade não é a única apontada pela literatura e isso fica claro quando são analisadas as evidências empíricas sobre o tema. Em linhas gerais, algumas diferentes relações de causalidades entre os déficits gêmeos são encontradas: i) tradicional: na qual o déficit fiscal causa o déficit em transações correntes; ii) relação inversa, ou seja, os desequilíbrios externos provocam o déficit fiscal; iii) causalidade bidirecional, isto é, as duas relações de causalidade anteriores são verdadeiras, iv) relação causal divergente, indicando que melhores resultados nas contas públicas são acompanhados de piores resultados comerciais. Por fim, a inexistência de causalidade entre os déficits gêmeos também é apontada pela análise empírica.

Para essa linha de argumentação, as evidências empíricas indicam que a falta de padronização nas estimações econométricas, tanto em relação ao mé-

¹Sobre Equivalência Ricardiana ver Barro (1989) e Romer (2011).

²Segundo Resende (2009), o excesso de absorção doméstica somente provoca redução nos saldos comerciais quando causa apreciação da taxa de câmbio real.

todo quanto às variáveis utilizadas, contribui para a obtenção de diferentes resultados. Além disso, algumas relações de causalidade são mais plausíveis dependendo do estágio de desenvolvimento da economia, do regime de taxa de câmbio, do nível de emprego, da forma de financiamento dos gastos públicos, da mobilidade de capitais, das decisões de consumo e investimento, dentre outros fatores.

Por exemplo, Anoruo & Ramchander (1998) verificaram a existência de relação de causalidade inversa em cinco economias do sudeste asiático - Índia, Indonésia, Coreia de Sul, Malásia e Filipinas. A justificativa para o resultado encontrado recai sobre uma piora comercial ocasionada por choques externos, com impactos negativos nas contas públicas. Assim, os déficits gêmeos podem ser explicados por um desequilíbrio externo. Além disso, os autores ressaltaram que os resultados comerciais possuem dois efeitos sobre as contas públicas. O primeiro é um efeito direto, visto que um menor volume de comércio externo afeta negativamente a arrecadação fiscal. O segundo é um efeito indireto, dado que um desequilíbrio na balança comercial pode levar a um desaquecimento da atividade econômica, levando governos a aumentarem os gastos públicos, buscando a recuperação econômica.

Baharumshah et al. (2006) testaram a relação entre os déficits gêmeos em quatro países do sudeste asiático. O método utilizado foi o de Vetores de Correção de Erros (VEC) com dados trimestrais de 1976:1 a 2004:4³. Os resultados indicaram causalidade tradicional, inversa e bidirecional. Para a Tailândia, as evidências empíricas sugeriram que os déficits orçamentários provocam déficits em conta corrente, ou seja, uma causalidade tradicional. Em relação à Indonésia, os resultados indicaram que a causalidade é inversa, partindo dos déficits em conta corrente para os déficits orçamentários. Já Malásia e Filipinas apresentaram causalidade em ambas as direções.

Kim & Roubini (2008) estudaram a economia dos EUA durante o período de 1973 a 2004. Utilizando a metodologia de VAR, a evidência encontrada foi de relação de causalidade divergente, ou seja, choques positivos (negativos) nos déficits orçamentários reduzem (aumentam) os déficits em conta corrente. Os autores justificam esses resultados argumentando que em momentos de recessão econômica a produção declina, assim como as receitas fiscais. Ao mesmo tempo, o saldo em conta corrente pode melhorar, como resultado da queda dos investimentos. Por outro lado, um boom tecnológico pode levar ao aumento significativo dos investimentos e, assim, reduzir o saldo em conta corrente. Já o orçamento público pode melhorar, como resultado do crescimento da produção.

Misztal (2012) encontrou evidências de Equivalência Ricardiana nos países bálticos no período de 1999:1 a 2010:2. Segundo o autor, a redução da poupança pública foi compensada pelo aumento da poupança privada. Desse modo, as contas públicas e os saldos externos não apresentaram relação de causalidade.

Sobrino (2013) encontrou evidências de causalidade inversa nos déficits gêmeos da economia peruana durante o período de 1990 a 2012. Por meio de funções impulso-resposta, decomposição de variância e testes de causalidade Granger, o autor mostra que os gastos públicos são mais sensíveis às variações na conta corrente do que as receitas fiscais. Além disso, melhores resultados na conta corrente tendem a reduzir o déficit público. Entretanto, o autor

³Para a Malásia a base de dados abrange o período até 1998:2.

argumenta que tais resultados têm maiores probabilidades de ocorrência em economias pequenas, com dependência tributária das receitas de exportações.

Para o caso brasileiro, Islam (1998) estudou a relação causal entre os déficits fiscais e os déficits comerciais no Brasil entre os anos de 1973 e 1991. Utilizando Testes de Causalidade de Granger, a conclusão foi que há uma relação bidirecional de causalidade entre os déficits gêmeos brasileiros. Assim, a piora das contas públicas brasileiras contribuiu para a queda na balança comercial, assim como os menores saldos externos levaram a piores resultados fiscais.

Fonseca Neto & Teixeira (2004) investigaram as restrições de natureza externa à política econômica no Brasil para o período de 1991 a 2003 e encontraram evidências de causalidade inversa nos déficits gêmeos. De acordo com os autores, os déficits comerciais, para serem financiados, impedem patamares baixos das taxas de juros. Estes, por sua vez, resultam no crescimento do serviço da dívida pública, contribuindo para o aumento do déficit nominal.

Aristovnik & Djuric (2010) fizeram uso de um painel dinâmico para dados de 15 países da União Europeia, para o período 1995-2008, e não encontraram causalidade. Já Holmes (2011) chegou ao resultado de causalidade tradicional para os EUA, utilizando a metodologia VEC, para o período 1947-2009. Para o caso grego, a pesquisa de Kalou & Paleologou (2012) chegou ao resultado de causalidade inversa, para o período 1960-2007, ao passo que Stournaras (2013) encontrou causalidade tradicional para o período 1975-2000. Ratha (2012) utilizou a metodologia ARDL para analisar o caso indiano, entre 1998 e 2009, e encontra um resultado de causalidade tradicional ou até inexistente. Para o caso egípcio, El-Baz (2014) encontra causalidade inversa e divergente para o período 1990-2012. Aloryito et al. (2016) rejeitaram a hipótese dos déficits gêmeos para um painel de 41 países da África, para o período 2000-2012. A Tabela 1 apresenta uma síntese de mais trabalhos empíricos.

3 Déficit Gêmeos na Economia Brasileira: Uma Análise Macroeconômica

Em 1998-1999, a economia brasileira sofreu um ataque especulativo que culminou na substituição da âncora cambial pelo regime de metas de inflação (RMI). Apesar do temor de volta das altas taxas de inflação, o RMI conseguiu alcançar – apesar do não cumprimento dos limites da meta de inflação em alguns anos (Tabela 2) – o objetivo principal de estabilidade monetária.

As alterações no campo macroeconômico não se limitaram ao regime cambial e à política monetária. Em 2000, a política fiscal brasileira passou a ter de forma mais clara as diretrizes de sua condução, com a promulgação da Lei de Responsabilidade Fiscal. De fato, o superávit primário caminhou para níveis próximos a 4% do PIB, pelo menos até meados dos anos 2000 (Tabela 3).

Nos anos de 2001 e 2002, com o fim da bolha especulativa nas bolsas mundiais e as crises na Argentina, no sistema energético brasileiro e de confiança e credibilidade em relação à eleição presidencial no Brasil, o cenário econômico foi alterado. A elevação da taxa Selic para níveis superiores a 20% a.a. não foi suficiente para conter a saída de capitais estrangeiros, a depreciação cambial e a elevação da taxa de inflação. Ao final de 2002, a taxa básica de juros alcançou 25% a.a., a taxa de câmbio nominal 3,5 (US\$/R\$) e a inflação fechou em 12,5%.

Tabela 1: Literatura Empírica – Causalidade entre os Déficits Gêmeos

Autores	Países	Método	Período	Causalidade
Normandin (1999)	Canadá e EUA	VAR	1950-1992	Tradicional
Bartolini & Lahiri (2006)	OCDE (18) 26 países	Efeito Fixo	1972-2003	Tradicional
		Efeito Fixo	1972-1998	Tradicional
Chen (2007)	EUA	Sistema de Equações	1975-2004	Tradicional
Mukhtar et al. (2007)	Paquistão	Causalidade Granger	1975-2005	Bidirecional
Arize & Malindretos (2008)	África (10)	VEC	1973-2005	Bidirecional e Inversa
Neaime (2008)	Líbano	Causalidade Granger	1970-2006	Tradicional
Marinho (2008)	Egito	VEC	1974-2003	Inversa
Baharumshah et al. (2009)	Malásia/Tailândia/ Filipinas Indonésia/Singapura	VEC	1960-2003	Tradicional
				Inexistência
Araújo et al. (2009)	35 países	Causalidade Granger	1991-2000	Inexistência
Rafiq (2010)	EUA/Reino Unido	VAR	1972-2009	Divergente
Magazzino (2012)	Itália	Causalidade Granger	1970-2010	Inversa

Nota: Elaboração Própria.

Tabela 2: Indicadores do Regime de Metas de Inflação (% a.a.) – Brasil: 1999-2014

Ano	Inflação Efetiva	Meta de Inflação	Limites Inferior e Superior
1999	8,94	8,00	6 – 10
2000	5,97	6,00	4 – 8
2001	7,67*	4,00	2 – 6
2002	12,53*	3,50	1,5 – 5,5
2003	9,30*	4,00	1,5 – 6,5
2004	7,60	5,50	3 – 8
2005	5,69	4,50	2 – 7
2006	3,14	4,50	2,5 – 6,5
2007	4,46	4,50	2,5 – 6,5
2008	5,90	4,50	2,5 – 6,5
2009	4,31	4,50	2,5 – 6,5
2010	5,91	4,50	2,5 – 6,5
2011	6,50	4,50	2,5 – 6,5
2012	5,84	4,50	2,5 – 6,5
2013	5,91	4,50	2,5 – 6,5
2014	6,41	4,50	2,5 – 6,5

Fonte: Elaboração própria com dados do BCB e IBGE.

*A taxa de inflação ficou fora do limite superior da meta.

Em 2003, com o início do novo mandato presidencial e a sinalização de continuidade com a política macroeconômica do governo anterior, as saídas de capitais foram perdendo fôlego, a taxa de inflação caminhou para os níveis de tolerância e a taxa Selic iniciou trajetória moderada de queda Gomes & Aidar (2005).

Tabela 3: Indicadores Seleccionados das Contas Públicas (% PIB) – Brasil: 1999-2014*

Ano	DLSP	Superávit Primário	Despesa de Juros	Déficit Nominal
1999	44,53	2,30	7,60	5,30
2000	45,54	2,40	5,80	3,40
2001	52,02	2,80	6,30	3,50
2002	60,38	3,20	7,70	4,50
2003	54,83	3,30	8,50	5,20
2004	50,61	3,70	6,60	2,90
2005	48,44	3,80	7,40	3,60
2006	47,27	3,20	6,80	3,60
2007	45,53	3,30	6,20	2,80
2008	38,53	3,40	5,40	2,00
2009	42,07	2,00	5,30	3,30
2010	39,15	2,70	5,20	2,50
2011	36,41	3,10	5,70	2,60
2012	35,29	2,40	4,90	2,50
2013	33,57	1,90	5,20	3,30
2014	36,02	-0,18	5,88	6,06

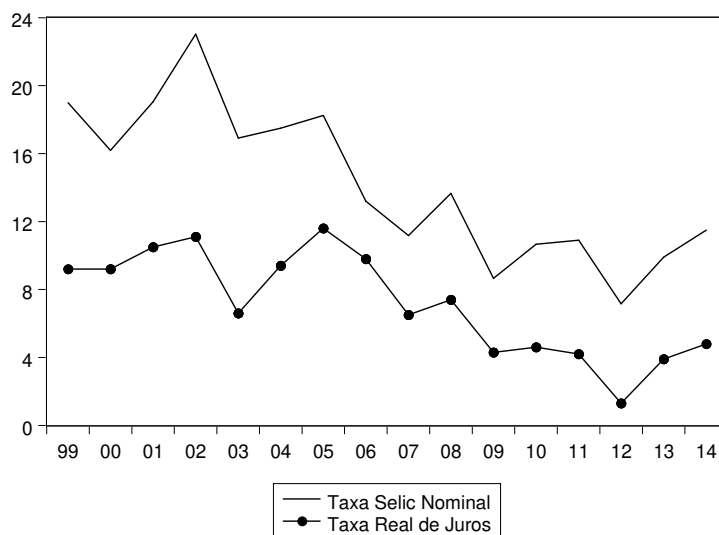
Fonte: Elaboração própria com dados do BCB e STN.

*Acumulado até novembro/2014.

A partir de 2004, a inflação da economia brasileira ficou sistematicamente dentro dos limites de tolerância estabelecidos pelo Comitê de Política Monetária (Copom) – e abaixo do centro da meta nos anos de 2006-2007 e 2009. Pela ineficiência dos mecanismos de transmissão do RMI, para alcançar a meta de inflação, a taxa básica de juros da economia brasileira foi bem superior às observadas em outras economias com estágios de desenvolvimento semelhante à brasileira Modenesi (2010). De 2003 a 2008, em média, a Taxa Selic foi superior a 15% a.a. 1. As altas taxas de juros praticadas refletiram nas contas públicas, pois apesar de um superávit primário em torno de 3% a 4% do PIB, o resultado nominal alcançou um déficit médio de 3,7%, durante os anos de 1999-2008.

O diferencial de taxa de juros interna e externa foi acompanhado de um desempenho econômico mundial médio de 4,2% a.a., entre os anos de 2002-2008 (FMI 2014). Esses fatores, adicionados às oportunidades de investimento direto na economia doméstica (IDEs), contribuíram para um processo de apreciação da moeda interna, ficando na média em 1,73 (US/R), entre 2004-2011 2. Paralelo ao desempenho econômico mundial e à apreciação cambial brasileira, a economia chinesa cresceu 11% a.a., em média de 2002-2008, e tornou-se a principal parceira comercial brasileira no segmento de produtos básicos a partir de 2009 Souza & Veríssimo (2013).

A valorização da moeda doméstica, o desempenho econômico da China, as vantagens comparativas brasileiras no setor de commodities e a pouca efetividade das políticas de aumento da competitividade na produção de bens de maior valor agregado resultaram em um crescimento da participação das commodities, em detrimento dos manufaturados, na pauta exportadora brasileira



Fonte: BCB. *Expectativa, Boletim Focus (2014)

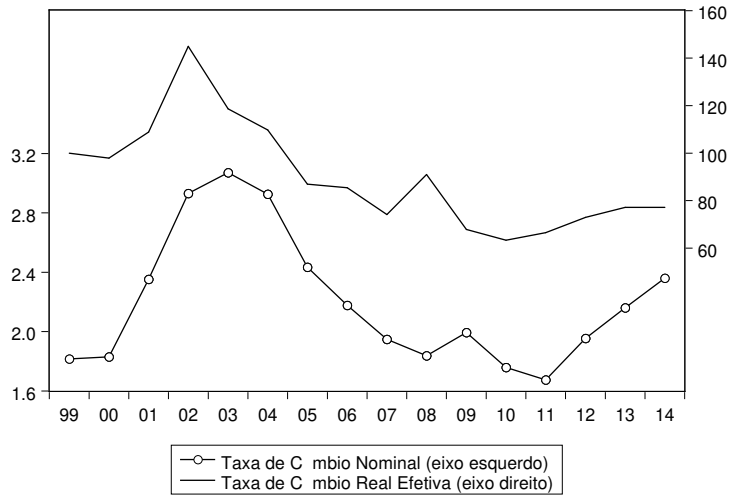
Figura 1: Taxa Básica de Juros Selic e Taxa de Juros Reais (% a.a.) Brasil: 1999-2014*

3. Alcançando uma participação em torno de 70% a partir de 2010 Souza & Veríssimo (2013).

Em função do desempenho econômico mundial e chinês e, principalmente, da valorização de preços das commodities e do aumento do seu quantum exportado, a balança comercial brasileira apresentou um superávit médio de mais de 4% do PIB, entre 2002-2007. Em resposta aos maiores saldos comerciais, as transações correntes apresentaram superávits nos anos de 2003-2007, na ordem de 1,1% do PIB Souza & Veríssimo (2013).

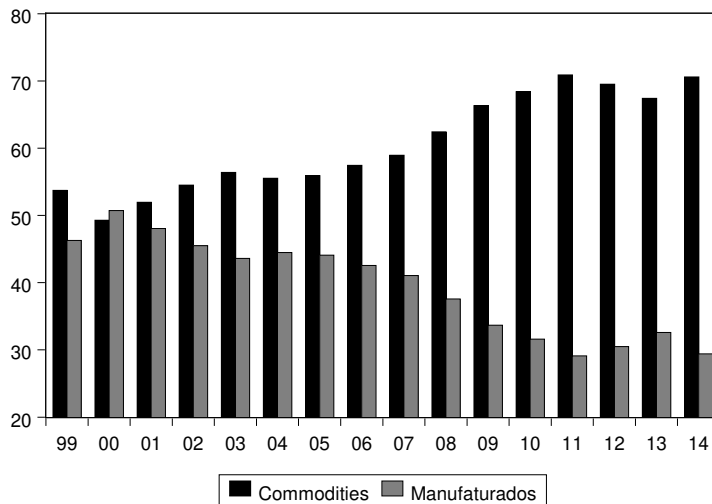
Impulsionado pelo crescimento mundial, pelos saldos comerciais e pela elevação dos salários e do consumo doméstico, a taxa de crescimento do PIB brasileiro foi considerável durante os anos de 2004 a 2008, conforme visto no 5. Com a crise econômica e financeira mundial a partir de 2007, e os seus reflexos na economia brasileira, as taxas de crescimento econômico diminuíram e as políticas monetária e fiscal sofreram alterações. A taxa básica de juros foi reduzida nesse período, fechando o ano de 2008 em 8,75% a.a. e alcançando 7,25% a.a. em 2011. Em relação à política fiscal, foram adotadas medidas para o arrefecimento dos efeitos negativos da crise internacional, tais como: o aumento do crédito público; reduções do IPI (automóveis, linha branca, bens de capital, materiais de construção); do IOF (entrada de capitais no país, financiamento de motocicletas e seus similares e operações de crédito às pessoas físicas) Moreira & Soares (2010).

As baixas taxas de crescimento da economia brasileira nos anos de 2011-2014 levaram à adoção de medidas adicionais, entre elas: desoneração da folha de pagamentos, atingindo mais de 40 setores; desoneração da cesta básica; redução da CIDE sobre gasolina e diesel para zero; redução da alíquota do PIS e COFINS sobre trigo e massas para zero; aumento dos limites das faixas de tributação do SIMPLES e do MEI (MF 2013).



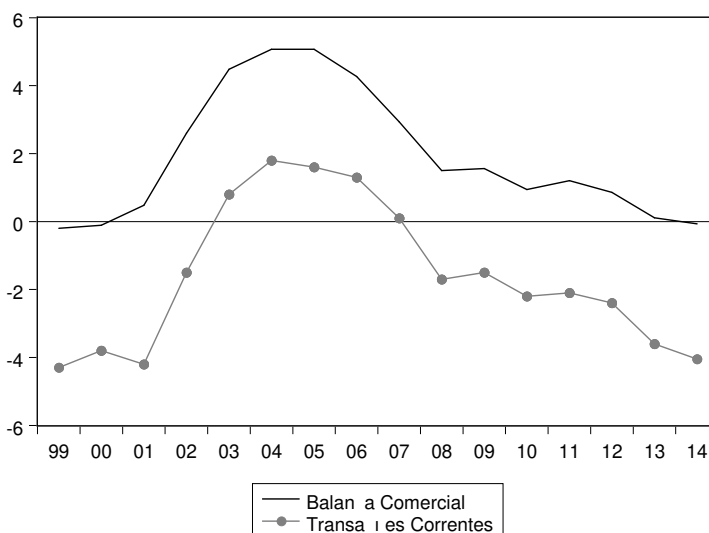
Fonte: BCB e BIS. *Expectativa da taxa de câmbio nominal, Boletim Focus (2014). Taxa de câmbio real até 2013.

Figura 2: Taxa de Câmbio Nominal Venda (Média do Período) e Taxa de Câmbio Real Efetiva – Brasil: 1999-2014*



Fonte: MDIC. *Acumulado até novembro/2014

Figura 3: Participação das Commodities e Manufaturados na Pauta de Exportações Brasileiras (%) – Brasil: 1999-2014*



Fonte: BCB. *Acumulado até novembro/2014

Figura 4: Transações Correntes e Balança Comercial (% PIB) – Brasil: 1999-2014*

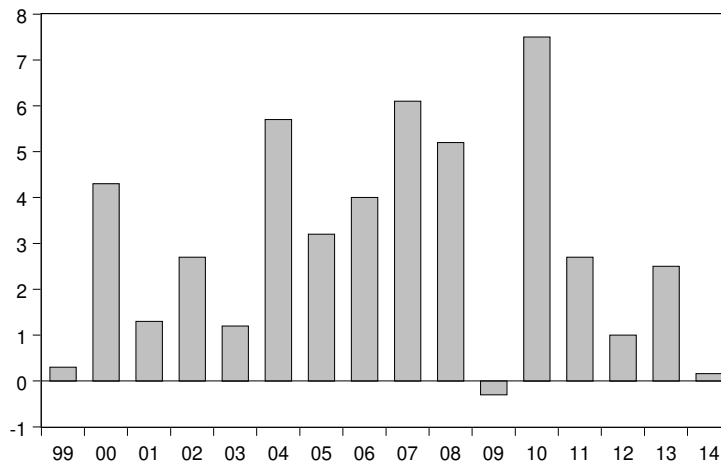
As medidas anticíclicas do governo contribuíram para uma redução do superávit primário para a casa dos 2% do PIB a.a., no período de 2009-2013 (Tabela 3). Em 2014, com as dificuldades do governo em cumprir a meta de superávit primário, a Lei N°. 13.053/2014 alterou a regra anterior do cálculo do resultado primário – fixada pela Lei N°. 12.919/2013 –, permitindo o abatimento dos investimentos no Programa de Aceleração do Crescimento (PAC) e das desonerações tributárias.

Em relação ao desempenho externo brasileiro, observa-se uma piora dos saldos comerciais desde meados dos anos 2000. Contribuem para isso, as desvantagens nos termos de troca⁴ de uma pauta comercial composta majoritariamente de exportações de commodities. Decerto, em momentos de aquecimento da economia há aumento da demanda por bens de capitais e produtos de maior valor agregado – o que ocorreu até 2008. Por outro lado, com o início da crise mundial e o desaquecimento das economias, os saldos comerciais, dependentes em grande parte da valorização de preços e do aumento do quantum exportado de commodities, sofreram uma maior queda.

4 Metodologia Econométrica, Dados e Modelos

A análise empírica desenvolvida neste trabalho está baseada nos Modelos Autorregressivos de Defasagens Distribuídas (ARDL), propostos nos trabalhos de Pesaran & Shin (2004), Pesaran et al. (1999) e Pesaran et al. (2001). Essa abordagem é uma extensão dos modelos ADL tradicionais, aplicados em sé-

⁴Termos de troca referem-se à relação entre o preço dos bens e serviços exportados e o preço dos bens e serviços importados.



Fonte: IBGE. *Expectativa, Boletim Focus (2014)

Figura 5: Taxa de Crescimento do PIB (% a.a.) – Brasil: 1999-2014*

ries temporais estacionárias, para o estudo de relações em nível com variáveis integradas de ordem 1, $I(1)$.

A escolha dessa metodologia justifica-se por algumas vantagens em relação aos testes de cointegração em variáveis não estacionárias – Johansen (1991), Phillips & Hansen (1990), Engle & Granger (1987) – e aos modelos de vetores autorregressivos (VAR). Primeiro, a técnica de cointegração proposta por Pesaran et al. (2001) pode ser aplicada em um conjunto de variáveis com diferentes ordens de integração, possibilitando o tratamento de dados puramente $I(0)$, puramente $I(1)$, ou com as duas ordens de integração. Segundo, o teste de cointegração em modelos ARDL tende a ser mais eficiente para captar as relações de longo prazo em amostras pequenas de dados (Pesaran & Shin 2004). Por fim, um nível ótimo de defasagens pode ser determinado para cada uma das variáveis do modelo ARDL, por intermédio de um critério de seleção previamente escolhido.

A abordagem ARDL consiste na verificação da existência de vetores de longo prazo. Confirmada essa relação, estimam-se os coeficientes de longo e curto prazo, bem como a velocidade de ajustamento ao equilíbrio de longo prazo. Para tanto, o modelo ARDL é estimado na forma de vetores de correção de erros (ARDL-ECM), podendo ser especificado como se segue:

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \alpha_1 \tau + \delta_1 y_{t-1} + \delta_2 x_{t-1} + \sum_{i=0}^n \phi_{1i} \Delta y_{t-i} + \sum_{i=0}^n \phi_{2i} \Delta x_{t-i} + \epsilon_t \quad (1)$$

em que: Δ indica primeira diferença; x_0 e x_1 são termos de constante e tendência; δ_i , $i = 1, 2$, são parâmetros de longo prazo; ϕ_i , $i = 1, 2$, são parâmetros de curto prazo; ϵ_t é o termo de erro.

O teste de cointegração desenvolvido por Pesaran et al. (2001) é um teste Wald (teste-F) para a verificação da significância conjunta dos parâmetros de longo prazo. Entretanto, sob a hipótese nula de não existência de cointegração,

os valores críticos do teste Wald não possuem uma distribuição assintótica padrão para qualquer ordem de integração dos regressores. Para isso, Pesaran et al. (2001) fornecem uma banda de valores críticos, em que o nível inferior é calculado com a hipótese de que todas as variáveis do modelo ARDL são estacionárias e a banda superior com a hipótese de que todas as variáveis são I(1). Cabe ressaltar que hipóteses adicionais são consideradas, como a utilização (ou não) de intercepto e tendência.

Definida a banda de valores críticos, a estatística-F do teste Wald é comparada com ela. A hipótese nula é de não existência de vetores de cointegração, $H_0: \delta_1 = \delta_2 = 0$, e a hipótese alternativa é de existência de relação de longo prazo entre as variáveis do modelo, $H_1: \delta_1 \neq \delta_2 \neq 0$. Dessa forma, se a estatística-F do teste Wald ficar abaixo da banda inferior de valores críticos, a hipótese nula não é rejeitada. Se a estatística-F for maior que a banda superior de valores críticos, a hipótese nula é rejeitada. Por fim, se a estatística-F ficar dentro do intervalo de valores críticos, é necessário conhecer a ordem de integração das variáveis.

As variáveis utilizadas na estimação dos modelos ARDL possuem periodicidade trimestral e estão definidas como se segue:

- rp = resultado primário do setor público, fluxo acumulado em 12 meses (% PIB), disponível nas estatísticas do BCB;
- tc = saldo em transações correntes, fluxo acumulado em 12 meses (% PIB), disponível nas estatísticas do BCB;
- pib = log do índice do produto interno bruto com ajuste sazonal, disponível no IBGE;
- eer = log do índice da taxa de câmbio real efetiva, disponível no BIS;
- r = taxa de juros real anualizada, disponível nas estatísticas do BCB e no IBGE;
- inf = log do índice de preço ao consumidor amplo (IPCA), disponível no IBGE;
- D = *dummy* para a crise mundial (2009:1 a 2010:2 = 1).

A utilização da série do resultado primário, em vez do resultado nominal, justifica-se por esta última ser muito influenciada na economia brasileira pelo comportamento da taxa de juros. Em relação à *dummy* para a crise econômica e financeira mundial, o período foi definido a partir da observação do comportamento das variáveis utilizadas nas estimações econométricas e dos resultados dos testes de estabilidade dos coeficientes: soma cumulativa recursiva dos resíduos e soma cumulativa recursiva dos resíduos ao quadrado.

O período de análise está delimitado entre o terceiro trimestre de 1999 ao último de 2013. A delimitação decorre das alterações no campo macroeconômico no ano de 1999, entre elas, a mudança para o regime de câmbio flutuante em janeiro e a adoção de regime de metas para a inflação a partir de julho desse mesmo ano. Para o período pós 2013, os dados sofrem influência do cenário político e econômico do país e apresentam significativas variações. Ênfase para a forte deterioração fiscal, principalmente no segundo semestre

de 2014, com fortes impactos nas principais variáveis macroeconômicas. Assim, com o objetivo de reduzir a influência desses choques no comportamento das variáveis, optou-se por essa delimitação temporal.

Para a análise da relação de causalidade entre os déficits gêmeos são estimados dois modelos ARDL. O Modelo 1 indica qual a influência do saldo em transações correntes sobre o comportamento do resultado primário do setor público, utilizando como variáveis de controle o PIB e uma *dummy* para a crise econômica e financeira mundial. O Modelo 2 testa a relação inversa, isto é, o impacto do resultado primário sobre o desempenho das transações correntes. Além das duas variáveis de controle do modelo anterior, são acrescentadas as taxas de câmbio e de juros. As equações são descritas a seguir⁵

Modelo 1:

$$rp_t = x_0 + x_1 \tau + D_t + \sum_{i=0}^n \beta_1 rp_{t-i} + \sum_{i=0}^n \beta_2 tc_{t-i} + \sum_{i=0}^n \beta_3 pib_{t-i} + v_t \quad (2)$$

Modelo 2:

$$tc_t = x_0 + x_1 \tau + D_t + \sum_{i=0}^n \beta_1 tc_{t-i} + \sum_{i=0}^n \beta_2 rp_{t-i} + \sum_{i=0}^n \beta_3 pib_{t-i} + \sum_{i=0}^n \beta_4 eer_{t-i} + \sum_{i=0}^n \beta_5 r_{t-i} + \epsilon_t \quad (3)$$

em que: x_0 e x_1 são termos de constante e tendência; β_i , $i = 1, 2, 3 \dots n$, são parâmetros do modelo; v_t e ϵ_t são termos de erro.

5 Resultados

Conforme já ressaltado, se as estatísticas do teste de cointegração ficarem entre os valores críticos calculados por Pesaran et al. (2001) é necessário conhecer a ordem de integração das variáveis para a rejeição da hipótese nula. Desse modo, foram realizados quatro testes de raiz unitária: Augmented Dickey-Fuller (ADF), Phillips-Perron (PP), Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) e o Teste de Dickey-Fuller Modificado pela estimação por Mínimos Quadrados Generalizados (DF-GLS)⁶. Os resultados são apresentados na Tabela 4.

Com exceção do KPSS, todos os testes de raiz unitária indicam que as séries temporais utilizadas na estimação dos modelos ARDL são integradas de ordem 1, ao nível de 1% de significância estatística.

Após a realização dos testes de raiz unitária, o passo seguinte é a definição das defasagens do modelo ARDL. Utilizando o critério de seleção de Schwarz, o Modelo 1 é definido como ARDL (1,0,1) e o Modelo 2 como ARDL(2,0,0,1,0).

Daí, parte-se para a verificação da existência de vetores de cointegração entre as variáveis. A Tabela 5 apresenta os resultados do teste Wald. A hipótese nula de ausência de vetores de cointegração entre as variáveis do modelo é rejeitada ao nível de 5% de significância estatística nos dois testes realizados.

⁵As variáveis utilizadas nas estimações econométricas estão em linha com os trabalhos empíricos de Sobrino (2013); Kalou & Paleologou (2012); Kim & Roubini (2008); Marinheiro (2008); Chen (2007) e Baharumshah et al. (2006).

⁶Ver Dickey & Fuller (1979), Phillips & Perron (1988), Kwiatkowski et al. (1992) e Elliot et al. (1996).

Tabela 4: Resultados dos Testes de Raiz Unitária

Variáveis	ADF	PP	KPSS	DF-GLS
RP	-1,87	-2,26	0,21	-1,92
TC	-1,51	-1,15	0,21	-1,42
PIB	-2,99	-2,29	0,11	-2,93
EER	-2,68	-0,71	0,12	-1,94
R	-2,71	-2,76	0,15**	-2,79

ADF, PP e DF-GLS: H_0 = série com raiz unitária.

KPSS: H_0 = série estacionária.

* e ** denotam rejeição da hipótese nula a 1% e 5% de nível de significância, respectivamente.

Isso porque as estatísticas F de 15,66 e 5,12 – para as variáveis dos Modelos 1 e 2, respectivamente – são maiores que a banda superior de valores críticos calculados por Pesaran et al. (2001) de 4,85 e 5,85.

Tabela 5: Testes de Cointegração

Modelo 1: ARDL (1,0,1)		Modelo 2: ARDL (2,0,0,1,0)	
Variável Dependente: Resultado Primário		Variável Dependente: Transações Correntes	
Estatística-F	Valores Críticos	Estatística-F	Valores Críticos
15,66**	4,87 – 5,85	5,12**	3,79 – 4,85

Valores críticos calculados por Pesaran et al. (2001).

**Denota rejeição da hipótese nula ao nível de 5% de significância estatística.

Procedendo com a análise empírica, após a verificação da existência de cointegração entre as variáveis dos Modelos 1 e 2, são estimados os coeficientes dessa relação de longo prazo. A Tabela 6 mostra que, no Modelo 1, os coeficientes são positivos e estatisticamente significantes para as transações correntes e para o PIB. Esses resultados indicam que, no longo prazo, uma redução dos saldos em transações correntes de 1% provoca uma queda no superávit primário de 0,25%. Em relação ao PIB, seu impacto é de 16,6%.

Tabela 6: Coeficientes de Longo Prazo

Modelo 1: ARDL (1,0,1)			Modelo 2: ARDL (2,0,0,1,0)		
Variável Dependente: Resultado Primário			Variável Dependente: Transações Correntes		
Regressores	Coefficiente	Estatística-t [prob]	Regressores	Coefficiente	Estatística-t [prob]
TC	0,25	8,03 [0,00]	RP	0,52	0,65 [0,52]
PIB	16,59	4,69 [0,00]	PIB	25,42	3,00 [0,00]
D	- 1,07	-5,08 [0,00]	EER	14,83	2,95 [0,01]
C	-72,43	-4,48 [0,00]	R	67,16	2,16 [0,04]
T	- 0,15	-4,81 [0,00]	C	-197,19	-3,33 [0,00]

Para o Modelo 2, nota-se que o coeficiente do resultado primário não é significativo para a explicação do saldo em transações corrente. Por outro

lado, as variáveis de controle, PIB, taxa de câmbio e taxa de juros possuem significância estatística ao nível de 1% e 5%.

As estimações dos coeficientes de longo prazo dos dois modelos ARDL indicam que os déficits gêmeos da economia brasileira são explicados pelo comportamento das transações correntes e das variáveis de controle: PIB, taxa de câmbio e taxa de juros. No longo prazo, a variável fiscal não apresenta significância estatística. Portanto, não se verifica a causalidade tradicionalmente apontada entre os déficits fiscais e os déficits em transações correntes, na qual, aqueles causam estes. Por outro lado, é possível afirmar que a piora no desempenho comercial da economia brasileira ao longo da última década tem contribuído negativamente para os resultados fiscais.

Seguindo com a análise empírica, são estimados os dois modelos na forma de vetores de correção de erros para a obtenção dos coeficientes de ajustamento. A Tabela 7 apresenta os resultados dessas estimações. No modelo ARDL-ECM 1 apenas a variação das transações correntes apresentou significância estatística, isto é, desvios da trajetória de longo prazo do resultado primário são corrigidos, em parte, pela variação do saldo em transações correntes. Ademais, o coeficiente da equação de correção de erros (ECM) de -0,58, estatisticamente significativo, sugere que 58% do desvio da trajetória de longo prazo do resultado primário são corrigidos pelos seus ajustamentos (coeficientes) de curto prazo no trimestre seguinte.

Para o modelo ARDL-ECM 2, os coeficientes de ajustamento com significância estatística são as variações das transações correntes com uma defasagem, do PIB e da taxa de juros. O ECM indica que 8% do desvio da trajetória de longo prazo das transações correntes são corrigidos por esses ajustamentos de curto prazo.

A estimação dos vetores de correção de erros aponta para a mesma relação de causalidade verificada no longo prazo. Isto é, as transações correntes são estatisticamente significativas para a determinação do resultado fiscal, o que é um típico caso de causalidade inversa, indo dos desequilíbrios externos para o déficit fiscal. Por outro lado, o resultado fiscal não apresenta significância estatística para a explicação do desempenho externo.

De fato, a evidência empírica de causalidade inversa já foi amplamente detectada na literatura, como os trabalhos de Anoruo & Ramchander (1998), para os casos da Índia, Filipinas, Malásia, Coreia do Sul e Indonésia, Fonseca Neto & Teixeira (2004), para o caso brasileiro, Marinheiro (2008) e El-Baz (2014), para o Egito, Kalou & Paleologou (2012), para a Grécia, Sobrino (2013), para o caso peruano.

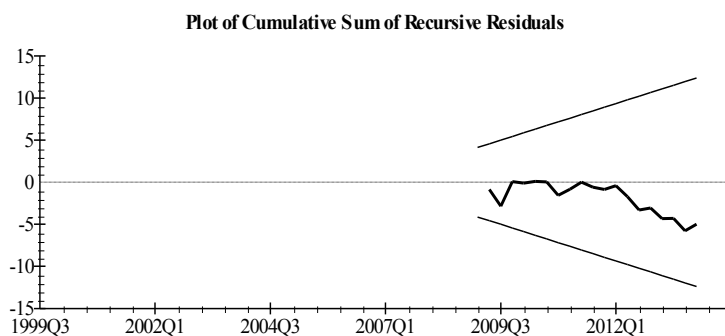
Avaliando os resultados empíricos encontrados e os dados da economia brasileira, é possível notar que, nos períodos em que os saldos externos apresentaram uma trajetória favorável, as contas públicas caminharam na mesma direção. Da mesma forma, os menores saldos comerciais foram acompanhados de piores resultados fiscais. A especialização produtiva e exportadora, ocorrida ao longo dos anos 2000, aumentou a sensibilidade das variáveis macroeconômicas aos choques do comércio internacional. Períodos de aquecimento dos preços internacionais das commodities foram acompanhados de melhores resultados na balança comercial, nas taxas de crescimento econômico e nos resultados fiscais. Por outro lado, a desvalorização dos preços desses bens resultou em menores saldos comerciais, contribuindo para a piora dos indicadores da atividade econômica e das contas públicas.

Tabela 7: Coeficientes de Curto Prazo

Modelo 1: ARDL (1,0,1) Variável Dependente: Resultado Primário			Modelo 2: ARDL (2,0,0,1,0) Variável Dependente: Transações Correntes		
Regressores	Coefficiente	Estatística-t [prob]	Regressores	Coefficiente	Estatística-t [prob]
dTC	0,14	5,00 [0,00]	dTC1	0,56	5,24 [0,00]
dPIB	1,74	0,50 [0,62]	dRP	0,04	0,60 [0,55]
dD	- 0,62	-4,92 [0,00]	dPIB	1,92	2,93 [0,01]
dC	-41,84	-4,62 [0,00]	dEER	- 0,12	-0,29 [0,78]
dT	- 0,09	-4,93 [0,00]	dR	5,08	2,12 [0,04]
ECM(-1)	- 0,58	-6,37 [0,00]	dC	-14,91	-3,46 [0,00]
			ECM(-1)	- 0,08	3,58 [0,00]

5.1 Testes de Diagnóstico e de Estabilidade dos Coeficientes da Regressão

Para testar a estabilidade dos coeficientes das regressões estimadas foram realizados os testes propostos por Brown et al. (1975) de Soma Cumulativa dos Resíduos Recursivos (CUSUM) e Soma Cumulativa dos Quadrados dos Resíduos Recursivos (CUSUMQ). As 6 a 9 mostram que os valores críticos de CUSUM e CUSUMQ estão dentro da banda de valores críticos, calculados a 5% de significância estatística. Assim, a hipótese nula de estabilidade dos coeficientes não é rejeitada para nenhum dos testes realizados. Isso indica estabilidade dos parâmetros dos modelos estimados.

**Figura 6:** CUSUM – Modelo 1

A Tabela 8 apresenta os resultados dos testes de diagnóstico para os dois modelos estimados. Verifica-se que, ao nível de 5% de significância estatística, os resíduos da Regressão 1 possuem ausência de correlação serial, têm distribuição normal e são homoscedásticos.

Para o Modelo 2, a hipótese nula de ausência de correlação serial é rejeitada ao nível 5% de significância estatística. Assim, os coeficientes dessa regressão perdem a propriedade de eficiência, ou seja, de variância mínima. Desse modo, os resultados obtidos pela Equação (2), apesar de não viesados,

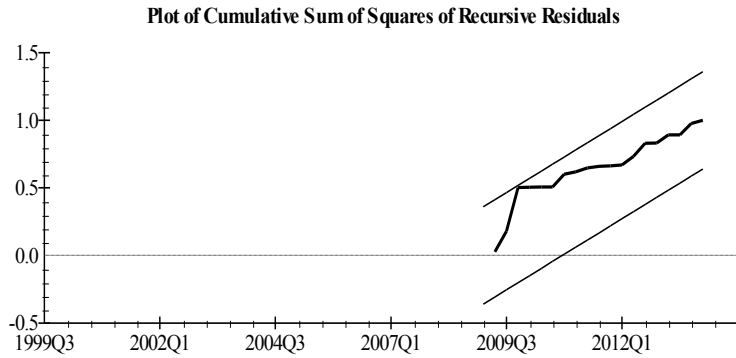


Figura 7: CUSUMQ – Modelo 1

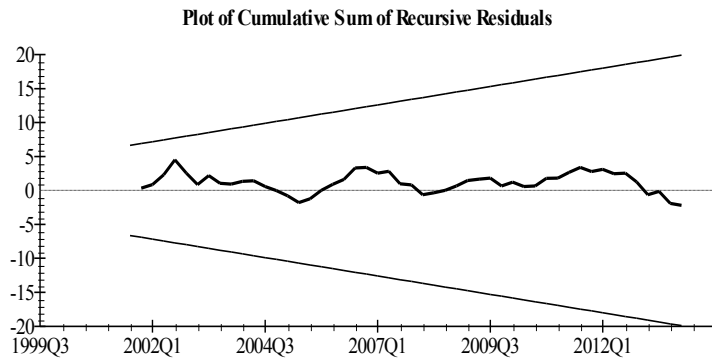


Figura 8: CUSUM – Modelo 2

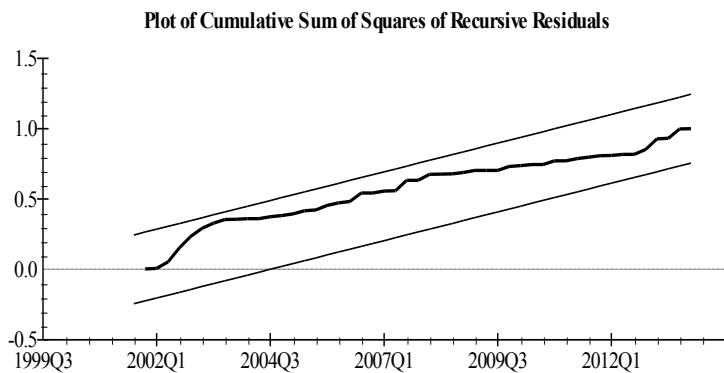


Figura 9: CUSUMQ – Modelo 2

Tabela 8: Testes de Diagnóstico

Modelo 1: ARDL (1,0,1)		Modelo 2: ARDL (2,0,0,1,0)	
Variável Dependente:		Variável Dependente:	
Resultado Primário		Transações Correntes	
Testes	Prob.	Testes	Prob.
Correlação Serial ¹	0,16	Correlação Serial	0,01**
Normalidade ²	0,51	Normalidade	0,90
Heteroscedasticidade ³	0,05	Heteroscedasticidade	0,40

¹ Teste LM Breusch-Godfrey – H_0 : ausência de correlação serial.

² Teste White – H_0 : os resíduos são homoscedásticos.

³ Teste Jarque-Bera – H_0 : os resíduos possuem distribuição normal.

** denota rejeição da hipótese nula a 5% de nível de significância estatística.

possuem correlação serial.

6 Considerações Finais

A fim de analisar a relação de causalidade dos déficits gêmeos no Brasil, este artigo estimou um primeiro modelo, cujo intuito foi captar o impacto do setor externo na política fiscal. Nesse caso, foi verificado que no longo prazo as transações correntes e o PIB possuem efeitos estatisticamente significantes sobre o resultado primário do setor público. Em relação aos ajustamentos de curto prazo do resultado primário, a variação das transações correntes também apresentou coeficiente com significância estatística.

No segundo modelo, verificou-se a influência do resultado fiscal sobre os saldos externos, mas não foi possível constatar uma relação de causalidade. Portanto, o comportamento do resultado primário não mostrou efeito com significância estatística para a explicação do desempenho externo da economia brasileira.

Todavia, apenas com a estimação do primeiro modelo verificou-se que a relação causal unidirecional das contas públicas para as contas externas deveria ser rejeitada para o caso brasileiro. Ou seja, a explicação tradicional dos déficits gêmeos não foi validada, visto que a piora do desempenho externo da economia brasileira, juntamente com as menores taxas de crescimento econômico, contribuíram para a redução do superávit primário e, conseqüentemente, aumento do déficit nominal.

Tais resultados corroboram os já encontrados na literatura. Estudos precedentes para o Brasil, revisados neste trabalho, apontaram para a influência do desempenho da balança comercial sobre os resultados das contas públicas. Outras importantes economias apresentaram resultados semelhantes como África do Sul, Índia e Coreia do Sul. Essas evidências empíricas são justificadas pela influência do setor exportador na atividade econômica. Assim, uma especialização produtiva tenderá a aumentar a resposta das contas públicas às variações do comércio internacional.

Por fim, conclui-se que apenas políticas de austeridade fiscal não são suficientes para o controle dos déficits gêmeos nacionais. Para um comportamento sustentável das variáveis macroeconômicas abordadas são necessárias políticas que garantam a sustentabilidade dos saldos comerciais, isto é, medidas

que contribuam para o aumento da competitividade dos produtos domésticos, sobretudo daqueles com maior valor agregado.

7 Agradecimentos

Cleomar Gomes da Silva agradece o apoio financeiro do CNPq e da FAPEMIG. Túllio Assis Souza agradece o apoio financeiro da CAPES.

Referências Bibliográficas

- Abel, A. B. & Bernanke, B. S. (2001), *Macroeconomics*, 4 ed. edn, Boston, Addison Wesley Longman.
- Aloryito, G. K., Senadza, B. & Nketiah-Amponsah, E. (2016), 'Testing the twin deficits hypothesis: effect of fiscal balance on current account balance - a panel analysis of sub-saharan Africa', *Modern Economy* 7, 945–954.
- Anoruo, E. & Ramchander, S. (1998), 'Current account and fiscal deficits: evidence from five developing economies of Asia', *Journal of Asian Economics* 9(3), 487–501.
- Araújo, T. F., Oliveira, A. C., Resende, M. F. C. & Moro, S. (2009), 'Déficits gêmeos e taxa de câmbio real', *Revista de Economia Contemporânea* 13(1), 5–30.
- Aristovnik, A. & Djuric, S. (2010), 'Twin deficits and the feldstein-horioka puzzle: a comparison of the EU member states and candidate countries', *Munich Personal RePEc Archive* (24149) .
- Arize, A. C. & Malindretos, J. (2008), 'Dynamics linkages and granger causality test between trade and budget deficits: evidence from Africa', *African Journal of Accounting, Economics, Finance and Banking Research* 2(2), 1–19.
- Baharumshah, A. Z., Ismail, H. & Lau, E. (2009), 'Twin deficits hypothesis and capital mobility: the ASEAN-5 perspective', *Jurnal Pengurusan* 29, 15–32.
- Baharumshah, A. Z., Lau, E. & Khalid, A. M. (2006), 'Testing twin deficits hypothesis using vars and variance decomposition', *Journal of the Asia Pacific Economy* 11(3), 331–354.
- Barro, R. J. (1989), 'The ricardian approach to budget deficits', *The Journal of Economic Perspectives* 3(2), 37–54.
- Bartolini, L. & Lahiri, A. (2006), 'Twin deficits: twenty years later', *Current Issues in Economics and Finance* 2(7).
- Boletim Focus, B. F. (2014), 'Banco central do brasil', Disponível em: <<http://www.bcb.gov.br/pec/GCI/PORT/readout/readout.asp>>.
- Brown, R. L., Durbin, J. & Evans, J. M. J. (1975), 'Techniques for testing the constancy of regression relationships over time', *Journal of the Royal Statistical Society* 37(2), 149–192.

Chang, J.-C. & Hsu, Z. (2009), 'Causality relationships between the twin deficits in the regional economy', Department of Economics, National Chin Nan University.

Chen, D. Y. (2007), 'Effects of monetary policy on the twin deficits', *The Quarterly Review of Economics and Finance* 47(2), 279–292.

Dickey, D. A. & Fuller, W. A. (1979), 'Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root', *Journal of the American Statistical Association* 74(366), 427–431.

El-Baz, O. (2014), 'Empirical investigation of the twin deficits hypothesis: the Egyptian case (1990-2012)', *Munich Personal RePEc Archive* (53428).

Elliot, G., Rothemberg, T. & Stock, J. H. (1996), 'Efficient tests for an autoregressive unit root', *Econometrica, Munich Personal RePEc Archive* 64(4), 813–836.

Engle, R. F. & Granger, C. W. J. (1987), 'Co-integration and error correction: representation, estimation and testing', *Econometrica* 55, 251–276.

Feldstein, M. (1992), 'The budget and trade deficits aren't really twins', *NBER Working Paper* (3966).

FMI, F. M. I. (2014), 'Estatísticas financeiras internacionais', Disponível em: <<http://www.imf.org/external/fin.htm>>.

Fonseca Neto, F. A. & Teixeira, J. R. (2004), 'Crescimento com restrição de balanço de pagamentos e déficits gêmeos no Brasil a partir dos anos noventa', XXXII Encontro Nacional de Economia, João Pessoa, Paraíba.

Frankel, J. (2006), *Twin deficits and twin decades in The Macroeconomics of Fiscal Policy*, Cambridge, MIT Press.

Gomes, C. & Aidar, O. (2005), 'Política monetária no brasil: os desafios do regime de metas de inflação', *Revista Economia Ensaios* 20(1), 45–63.

Holmes, M. J. (2011), 'Threshold cointegration and the short-run dynamics of twin deficit behaviour', *Research in Economics* 65, 271–277.

Islam, M. F. (1998), 'Brazil's twin deficits: an empirical examination', *Atlantic Economic Journal* 26(2), 121–128.

Johansen, S. (1991), 'Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in gaussian vector autoregressive models', *Econometrica* 59, 1551–1580.

Kalou, S. & Paleologou, S.-M. (2012), 'The twin deficits hypothesis: revisiting an EMU country', *Journal of Policy Modeling* 34, 230–241.

Kim, S. & Roubini, N. (2008), 'Twin deficit or twin divergence? fiscal policy, current account, and real exchange rate in the US', *Journal of International Economics* 74(2), 362–383.

Kwiatkowski, D., Phillips, P. C. B., Schmidt, P. & Shin, Y. (1992), 'Testing the null hypothesis of stationary against the alternative of a unit root: how sure are we that economic time series are non-stationary?', *Journal of Econometrics* 54, 159–178.

- Magazzino, C. (2012), 'The twin deficits phenomenon: evidence from Italy', *Journal of Economic Cooperation and Development* **33**(3), 65–80.
- Marinheiro, C. F. (2008), 'Ricardian equivalence, twin deficits, and the felds-tein-horioka puzzle in Egypt', *Journal of Policy Modelling* **30**, 1041–1056.
- MF, M. d. F. (2013), 'Economia brasileira em perspectiva', Disponível em: <<http://www.tesouro.fazenda.gov.br/relatorio-mensal-da-divida>>.
- Misztal, P. (2012), 'The link between government budget and current account in the baltic countries', *MPRA Paper* (40784).
- Modenesi, A. M. (2010), 'Política monetária no brasil pós plano real (1995-2008): um breve retrospecto', *Economia & Tecnologia* **21**.
- Moreira, T. B. S. & Soares, F. A. R. (2010), 'A crise financeira internacional e as políticas anticíclicas no Brasil', Disponível em: <http://www3.tesouro.fazenda.gov.br/Premio_TN/XVPremio/politica/1pfceXVPTN/Tema_3_1.pdf>.
- Mukhtar, T., Zakaria, M. & Ahmed, M. (2007), 'An empirical investigation for the twin deficits hypothesis in Pakistan', *Journal of Economic Cooperation* **28**(4), 63–80.
- Neaime, S. (2008), 'Twin deficits in Lebanon: a time series analysis', *Lecture and Working Paper Series* (2).
- Normandin, M. (1999), 'Budget deficit persistence and the twin deficits hypothesis', *Journal of International Economics* **49**(1), 171–193.
- Pesaran, M. H. & Shin, Y. (2004), 'An autoregressive distributed-lag modeling approach to cointegration analysis', *Econometrics and Economic Theory in the 20th Century: The Ragnar Frisch Centennial Symposium*, Cambridge.
- Pesaran, M. H., Shin, Y. & Smith, R. J. (2001), 'Bounds testing approaches to the analysis of level relationships', *Journal of Applied Econometrics* **16**(3), 289–326.
- Pesaran, M., Shin, Y. & Smith, R. J. (1999), 'Bounds testing approaches to the analysis of long-run relationships', *Journal of the American Statistical Association* **94**, 621–634.
- Phillips, P. C. B. & Hansen, B. E. (1990), 'Statistical inference in instrumental variables regression with $i(1)$ processes', *The Review of Economic Studies* **57**(1), 99–125.
- Phillips, P. C. B. & Perron, P. (1988), 'Testing for a unit root in time series regression', *Biometrika* **75**(2), 335–346.
- Rafiq, S. (2010), 'Fiscal stance, the current account and the real exchange rate: some empirical estimates from a time-varying framework', *Structural Change and Economic Dynamics* **21**, 276–290.
- Ratha, A. (2012), 'Twin deficits or distant cousins? evidence from India', *South Asia Economic Journal* **13**(1), 51–68.

Resende, M. F. C. (2009), 'Déficits gêmeos e poupança nacional: abordagem teórica', *Revista de Economia Política* **29**(1), 24–4.

Romer, D. (2011), *Advanced macroeconomics*, 4 ed. edn, New York, McGraw-Hill.

Saleh, A. S. (2006), 'Long-run linkage between budget deficit and trade deficit in Lebanon: results from the UECM and bounds tests', *Journal of Economics and Management* **14**(1), 29–48.

Sobrino, C. R. (2013), 'The twin deficits hypothesis and reverse causality: a short-run analysis of Peru', *Journal of Economics, Finance and Administrative Science* **18**(34), 9–15.

Souza, T. A. & Veríssimo, M. P. (2013), 'O papel das commodities para o desempenho exportador brasileiro', *Indicadores Econômicos FEE* **40**(2), 79–94.

Stournaras, C. F. (2013), 'Twin deficits in Greece: theory and evidence from the last drachma', Disponível em: < <http://ssrn.com/abstract=2205047>>.

ANÁLISE DA EFICIÊNCIA DOS DEPARTAMENTOS DE ECONOMIA DE INSTITUIÇÕES DE ENSINO SUPERIOR DO BRASIL

ALÉSSIO TONY CAVALCANTI DE ALMEIDA*
HILTON MARTINS DE BRITO RAMALHO†
ERYKA FERNANDA MIRANDA SOBRAL‡
ANDREA FERREIRA DA SILVA§

Resumo

Este artigo examina a eficiência dos departamentos de economia no Brasil, considerando os resultados de ensino e pesquisa. O método de Análise Envoltória de Dados com fronteira sequencial e replicações *bootstrap* foi usado para estimar os escores de eficiência no período de 2009 e 2012. Tais estimativas foram condicionadas, em uma análise de regressão, à indicadores socioeconômicos dos alunos e das instituições em um modelo com efeitos fixos. Os resultados mostram que o nível de eficiência técnica dos departamentos, em média, reduziu de 80% para 64% no período, ao passo que a eficiência de escala foi sempre superior a 93%. Ademais, os departamentos compostos por alunos com melhores condições socioeconômicas tendem a apresentar um maior nível de eficiência técnica.

Palavras-chave: Economia; Educação Superior; Eficiência; DEA; Regressão.

Abstract

This article investigates the efficiency of economics departments in Brazil, considering the results of teaching and research. We use Data Envelopment Analysis with sequential frontier and *bootstrap* replications to estimate the efficiency scores between 2009 and 2012. These estimates were conditioned to socioeconomic indicators of students and higher education institutions in a fixed effects model. The results show that the technical efficiency level of the departments, on average, decreased from 80% to 64% in the period, while the scale efficiency was always higher than 93%. In addition, departments composed of students with better socioeconomic backgrounds tend to have a higher level of technical efficiency.

Keywords: Economics; Higher Education; Efficiency; DEA; Regression.

JEL classification: I21, I23, C14

DOI: <http://dx.doi.org/10.11606/1980-5330/ea122240>

* Programa de Pós-Graduação em Economia, Universidade Federal da Paraíba – PPGE/UFPB. E-mail: alessio@ccsa.ufpb.br

† PPGE/UFPB. E-mail: hilton@ccsa.ufpb.br.

‡ PPGE/UFPB. E-mail: fmsobral@hotmail.com.

§ PPGE/UFPB. E-mail: andrea.economia@yahoo.com.br.

1 Introdução

O ensino de Ciências Econômicas tem longa tradição no Brasil. Conforme relata de Castro (2001), seu início esteve atrelado aos cursos de Técnicas Comerciais, Direito e Engenharia desde o período colonial. Todavia, apenas em 1946 foi criado o primeiro curso oficial de economia integrado à Universidade do Brasil, através da Faculdade Nacional de Ciências Econômicas. A partir dos anos de 1950, vários cursos de economia surgiram em todo país. Em 2012, dados do Censo da Educação Superior apontavam que o Brasil contava com 250 cursos de graduação em economia em 196 instituições de ensino superior. Ademais, conforme o relatório de avaliação trienal dos programas de pós-graduação em economia 2010-2012, existiam 55 cursos de Mestrado e 26 de Doutorado.

Ao se comparar as estruturas curriculares de vários cursos das áreas sociais (Administração, Contabilidade e Direito), é possível perceber que o ensino de economia vem requerendo cada vez mais uma maior base de conhecimento em Matemática e em Estatística, dado o crescente emprego de modelos teóricos formalizados, replicáveis e com previsões passíveis de testes empíricos. Por outro lado, é bastante conhecida a dificuldade dos estudantes brasileiros com Matemática, como pode ser constatado nos resultados da Prova Brasil, do Exame Nacional do Ensino Médio (ENEM) e na posição do país no *ranking* do Programa Internacional de Avaliação de Estudantes¹ (PISA). Tais características, conjugadas à imprecisão das atribuições da profissão de economista no mercado de trabalho, parecem respaldar os altos índices de retenção e evasão escolar observados nos cursos de Ciências Econômicas.

Conforme dados do Exame Nacional de Desempenho dos Estudantes (ENADE) para o ano de 2012, o tempo médio de conclusão de um estudante do Curso de Economia é o maior dentre alguns cursos da área de Ciências Sociais (Administração, Contabilidade e Direito). Em média, um estudante de economia leva 5,2 anos para se graduar, independentemente do turno e da rede administrativa da Instituição de Ensino Superior (IES). Esse tempo passa para 6,5 anos, quando se consideram alunos de IES públicas matriculados no período da noite². Além desse fator, os cursos de graduação em economia no país têm uma alta taxa de evasão (60%), conforme estimativas a partir do Censo Superior de 2012. No período de 2009 e 2012, observam-se também mudanças significativas nas condições de oferta dos cursos de economia no país. Conforme dados do Censo Superior, houve um crescimento de 65% no número de departamentos nas IES públicas, muito embora tenha ocorrido uma redução no total de departamentos em 3%, em decorrência do fechamento de cursos ofertados por IES privadas.

Diante desse quadro, torna-se relevante investigar como as práticas de ensino e de alocação de recursos dos departamentos de economia no Brasil vêm repercutindo na formação de estudantes e na produção acadêmica na área. Enquanto unidades tomadoras de decisão, alguns departamentos podem combinar insumos disponíveis (corpo docente, corpo discente, corpo técnico e infra-

¹Por exemplo, no PISA de 2012, o Brasil ficou na posição 58º dentre 65 países na média do exame de Matemática (Organization for Economic Co-operation and Development 2014).

²Vale ressaltar que a maioria dos estudantes de economia estão matriculados em horário noturno. Ademais, quando se compara o indicador de tempo de conclusão para o curso de economia entre IES públicas e privadas no turno da manhã, essa diferença é de 1 ano, enquanto que no período noturno, passa para 1,7 anos, conforme microdados do ENADE de 2012.

estrutura) de modo a produzir resultados eficientes nas dimensões de ensino e pesquisa. Tais práticas de excelência podem servir de referência para outras unidades se ajustarem na busca de melhores resultados e orientar políticas governamentais na área de educação superior.

Ao contrário de estudos realizados para outros países (Maddena et al. 1997, Johnes 2006a, Kao & Hung 2008, Halkos et al. 2012, Aziz et al. 2013), no Brasil pouco se conhece a respeito do desempenho dos departamentos de cursos de ensino superior na oferta de serviços educacionais e produção científica, em especial na área de economia. A maioria dos estudos realizados nesse campo de análise se limitam a comparações agregadas por IES (Belloni 2000, Façanha & Marinho 2001, Costa et al. 2012, 2015), não considerando possíveis efeitos específicos a cada gestão departamental e área do conhecimento científico. Por outro lado, apesar de alguns desses estudos apontarem para a importância de diferenças regionais na discriminação de práticas eficientes, não há ponderações para aspectos associados ao lado da demanda por cursos superiores, especialmente em termos de condições contextuais dos alunos. Neste caso, cursos que atraem discentes com melhor *background* poderiam produzir rendimento acadêmico superior vis-à-vis a cursos com discentes de condições diferentes, o que afetaria a comparabilidade da produtividade entre os departamentos (Joumady & Ris 2005, Johnes 2006b).

Esse estudo, portanto, procura contribuir para a discussão em destaque ao comparar os departamentos de economia no Brasil em termos de práticas eficientes na oferta de formação superior e produção acadêmica. Para tanto, emprega-se, inicialmente, a abordagem de Análise Envoltória de Dados com Fronteira Sequencial (DEA-S) e *bootstrap*, levando em consideração insumos dos departamentos e variáveis de resultado referentes ao ensino e à pesquisa. Em seguida, os escores de eficiência são condicionados à indicadores socioeconômicos dos alunos, para verificar o quanto da eficiência técnica dos departamentos podem ser atribuíveis a qualidade do corpo discente.

Afora essa introdução, esse artigo está organizado da seguinte forma: a Seção 2 apresenta uma revisão da literatura especializada; a Seção 3 aborda os métodos adotados; na Seção 4 são discutidos os procedimentos de tratamento e uso de dados; na Seção 5 é feita uma discussão dos resultados e, por fim, a Seção 6 é reservada às considerações finais.

2 Revisão da Literatura

Alguns estudos documentados na literatura especializada se preocuparam em mensurar a eficiência de IES em diversos países. De forma geral, é possível encontrar trabalhos científicos com comparações entre diferentes instituições e entre diferentes departamentos dentro de uma mesma instituição, ou de modo mais restrito, pesquisas direcionadas a um determinado curso dentre diferentes instituições. Em sua maioria, esses estudos utilizam a metodologia DEA, haja vista a possibilidade de construção flexível de fronteiras de produção do setor educacional mediante o uso de múltiplos insumos e múltiplos produtos (Casado & Souza 2007, Costa et al. 2012). A Tabela 1, a seguir, sumariza os principais *inputs* e *outputs* utilizados pela literatura.

Um exemplo desse tipo de avaliação é o estudo de Maddena et al. (1997), em que foi analisada a eficiência dos departamentos de economia das universidades australianas, comparando entidades que receberam financiamento do

Governo para pesquisa e ensino com aqueles que não foram contemplados. Com o intuito de fornecer uma avaliação quanto ao sucesso de tal investimento em reduzir o hiato de eficiência entre os departamentos de economia, o estudo fez uma avaliação da eficácia dos programas do governo australiano em 24 universidades entre os anos de 1987 e 1991. Assim, por meio da aplicação DEA, foram utilizados os seguintes insumos (*inputs*): publicações oriundas das pesquisas, número de funcionários por departamento (administrativos e docentes), qualificações dos profissionais e o número de estudantes de graduação; e como produtos (*outputs*): o número de estudantes concluintes da graduação e o número de concluintes do curso de pós-graduação. Por fim, concluíram que, todos os departamentos de economia alcançaram ganhos de eficiência, enquanto que a diferença entre o desempenho das universidades contempladas com o programa de incentivo a pesquisa e as que não receberam tal política reduziu-se ao longo do tempo.

Joumady & Ris (2005) investigaram o efeito das instituições de ensino superior na vida profissional dos alunos recém formados na graduação. Para uma amostra de estudantes provenientes de 210 instituições de um grupo de oito países europeus (Itália, Espanha, França, Áustria, Finlândia, Grã-Bretanha, Alemanha e Holanda), foram aplicados questionários após três anos de formados. Usando o método DEA, os referidos autores analisaram três modelos de eficiência: i) o primeiro (modelo de competências), referindo-se ao que a universidade acrescentou em termos de formação utilizou por *inputs*: notas de entrada na universidade, qualidade dos professores e qualidade de materiais didáticos utilizados na formação do aluno e, por *outputs*: nível de competência vocacional adquirida (conhecimento teórico e de métodos) e de competência genérica adquirida (solucionar problemas, competência analítica, habilidade para aprender); ii) o segundo (modelo de ajustamento), sob o pressuposto de que a universidade deve gerar competências que correspondam às necessidades no mercado de trabalho, estimou a eficiência da aprendizagem após a conclusão do curso no emprego do aluno utilizando como *inputs*: o número de tentativas que o aluno na procura por emprego, duração do trabalho e importância do conhecimento adquirido na universidade para o trabalho (*background* do estudo) e, como *outputs*: a diferença entre o nível de competência vocacional adquirida e necessária, a diferença de competência genérica adquirida e necessária e a distância entre o que se aprendeu e o que se necessita no trabalho atual; iii) por fim, no terceiro modelo, realizou uma análise global (junção do primeiro e segundo modelo).

Os resultados do trabalho de Joumady & Ris (2005) sugerem que as universidades britânicas, holandesas e austríacas são as mais eficientes; as espanholas, finlandesas e italianas são consideradas menos eficientes; e poucas foram as instituições eficientes para os três modelos, demonstrando a necessidade de uma maior transferência de conhecimento em conformidade com as competências requeridas no mercado de trabalho de cada país.

Já Johnes (2006a) concentrou-se em examinar a eficiência no contexto do ensino superior para um conjunto de mais de 100 instituições da Inglaterra nos anos de 2000 e 2001. Esse estudo utilizou quatro *inputs*: quantidade e qualidade dos alunos de graduação e pós-graduação, despesas de administração, número de docentes em tempo integral e valor dos pagamentos de juros e amortização. Também foram empregados os seguintes *outputs*: o conceito do curso de pós-graduação, total de graduados saindo dos cursos e pesquisas. Seus resultados sugeriram que enquanto os níveis de *inputs* e *outputs* diferem

Tabela 1: Sumarização da literatura sobre a eficiência de cursos, departamentos e universidades

Estudo	Objeto de estudo	Inputs	Outputs
Maddena et al. (1997)	24 departamentos de economia de universidades australianas em 1987 e 1991	Docentes e pesquisadores	Concluintes da graduação e da pós-graduação; publicação de artigos
Belloni (2000)	33 universidades federais brasileiras	Docentes	Concluintes da graduação e da pós-graduação, artigos publicados e indicador de qualidade da pós-graduação
Façanha & Marinho (2001)	Instituições de ensino superior brasileiras de 1995 a 1998	Docentes (total, tempo integral e parcial); técnicos administrativos	Total de ingressantes por meio do vestibular, docentes com doutorado; total de cursos, total de matrículas por grandes áreas
Joumady & Ris (2005)	210 instituições de um grupo de oito países europeus	Notas de entrada na universidade, qualidade dos professores e qualidade de materiais didáticos e demais utilizados na formação do aluno; número de tentativas que o aluno buscou emprego, duração do trabalho e importância do conhecimento adquirido na universidade para o trabalho (<i>background</i> do estudo)	Conhecimento teórico; habilidade para aprender e solucionar problemas; a diferença entre o nível de competência vocacional adquirida e necessária e a diferença sobre o que se aprendeu e o que se necessita para trabalhar
Johnes (2006a)	100 instituições inglesas no ano acadêmico 2000/2001	Docentes; índice de quantidade e qualidade dos ingressos da graduação; recursos financeiros (depreciação, juros e gastos com biblioteca e administração central), excluindo os custos de pessoal docente	Índice de quantidade e qualidade da graduação; concluintes da pós-graduação; financiamento de pesquisas
Johnes (2006b)	2.547 alunos de graduação em economia de universidades do Reino Unido em 1993	Notas de entrada, gênero e estudou em escola de ensino médio independente	Medidas de habilidades acadêmicas
Casado & Souza (2007)	Cursos de graduação presenciais da área de Engenharia de Produção de instituições de ensino superior brasileiras	Nota da infraestrutura, nota de organização didática pedagógica, proporção de professores mestres, proporção de professores doutores, proporção de professores com regime integral ou parcial e número de vagas no ano do ENADE	Nota do ENADE e número de concluintes no ano de aplicação do ENADE
Kao & Hung (2008)	41 departamentos da Universidade Nacional de Cheng Kung em Taiwan	Número de funcionários; despesas operacionais e espaço usado por cada departamento na instituição	Total de crédito de horas por docente; publicações; financiamento externo
Worthington & Lee (2008)	35 universidades australianas entre 1998 e 2003	Docentes e técnicos administrativos; despesas não laborais e de investigação; carga-horária da graduação e pós-graduação	Concluintes da graduação e pós-graduação; bolsas de publicações oficiais e dos setores nacionais
Aziz et al. (2013)	22 departamentos acadêmicos de uma universidade da Malásia	Número de docentes e técnicos administrativos; despesas operacionais anuais	Concluintes; financiamento de pesquisas; publicações
Costa et al. (2012) e Costa et al. (2015)	49 Institutos federais de ensino superior do Brasil no período de 2004 a 2008	Custo corrente por aluno, número de alunos em tempo integral por docentes, número de alunos em tempo integral por funcionários e índice de qualificação do corpo docente	Alunos formados por alunos matriculados e conceito da Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (CAPES) para a pós-graduação

Fonte: Elaboração própria.

entre as instituições inglesas, os índices de eficiência obtidos entre elas não são significativamente diferentes. Dessa forma, o autor em destaque mostrou que há eficiência geral em todas as IES da Inglaterra e que o alto nível de eficiência merece uma discussão mais aprofundada.

Em uma investigação mais restrita, Johnes (2006b) aplicou a DEA a fim de avaliar a eficiência de ensino para o curso de graduação em economia de 2.547 universidades do Reino Unido em 1993, comparando os resultados de nível agregado e individual das DEAs. Nesse trabalho, o referido autor seguiu uma metodologia desenvolvida pela economia da educação, em que a eficiência individual é decomposta em dois elementos: um atribuível à instituição em que o aluno estudou, e o outro atribuível ao próprio estudante. Utilizando como *input* a nota de entrada do aluno na universidade, o gênero e se frequentou escolas privadas, para dados individuais; e, a média da universidade em relação as demais e o percentual de graduados do gênero feminino e que frequentaram escolas privadas, para dados do departamento. Por sua vez, como *output* utilizou, o aproveitamento acadêmico. Seus resultados mostraram que utilizar DEA para um nível agregado, que inclui tanto o componente institucional dos departamentos como o individual dos alunos, produz resultados enganosos, pois não se sabe se os esforços para aumentar a eficiência foram provenientes dos alunos ou das próprias instituições. Ademais, a análise em nível individual permite identificar para cada instituição se é o esforço que seus alunos colocam no estudo ou se é seu desempenho em relação as demais instituições que limita o aumento de eficiência. Isso tem implicação na escolha da estratégia para aperfeiçoar seu desempenho.

Kao & Hung (2008) avaliaram a eficiência de 41 departamentos acadêmicos da Universidade Nacional de *Cheng Kung*, em Taiwan, por meio da DEA. Para essa, utilizaram como *inputs*: a quantidade de pessoas trabalhando nos departamentos, despesas operacionais e espaço; e como os *outputs*: as cargas horárias, publicações e doações externas. Os escores de eficiência indicaram que os departamentos devem utilizar os recursos recebidos do governo de forma mais eficiente, tendo em vista, a redução que os subsídios governamentais por estudantes às universidades sofreram nos últimos anos. Ademais, essa eficiência pode ser alcançada não apenas investigando os resultados educacionais produzidos pelo departamento, mas também investigando a utilização dos recursos na produção desses resultados.

Por sua vez, Worthington & Lee (2008) utilizando a metodologia DEA, por meio do método não paramétrico do índice *Malmquist*, conseguiram decompor o crescimento da produtividade de 35 universidades australianas em dois elementos: mudança na eficiência técnica ao longo do tempo (*catch-up*) e mudanças na tecnologia (*frontier-shift effect*) ao longo do tempo. Assim, foram empregados os seguintes *inputs*: o pessoal docente e não docente, as despesas não laborais e de investigação, bibliotecas, serviços públicos, carga horária de graduação, carga horária de estudantes de pós-graduação, e como *outputs*: o número de concluintes de graduação, mestrado e doutorado, bolsas e publicações. Eles concluíram que o crescimento anual de produtividade média de 3,3 pontos percentuais, para todas as universidades, foi em grande parte atribuível ao progresso tecnológico (deslocamento para cima da fronteira), a partir de ganhos feitos pelas universidades na oferta de serviços de biblioteca eletrônica, gerenciamento de estudantes online e, intercâmbio de estudantes.

Aziz et al. (2013) também investigaram a eficiência para departamentos acadêmicos, porém, na Malásia. A partir do método DEA, considerando como

inputs: o número de docentes, o número de técnicos e as despesas operacionais anuais, e como *outputs*: o número de graduados por ano, número de concessão de pesquisas por órgãos financiadores e o número de publicações acadêmicas por membros do corpo docente, identificaram que quase todos os departamentos utilizam eficientemente os seus recursos para produzirem capital humano (estudantes formados) para o mercado de trabalho.

Em relação aos trabalhos documentados na literatura nacional, destaca-se o estudo de Belloni (2000), que construiu indicadores de eficiência produtiva e por meio da metodologia DEA realizou uma avaliação de eficiência para 33 universidades federais brasileiras. Este autor empregou três modelos, em que o *input* era sempre o mesmo, isto é, o número de professores. No primeiro modelo o número total de formandos foi usado como *output*, para o segundo o número total de formandos e o número de artigos publicados, e para o terceiro o número total de formandos, o número de artigos publicados e um indicador da qualidade da pós-graduação, a partir dos quais foi verificada que a propriedade de retornos constantes à escala não se aplica ao caso das universidades públicas federais. Assim, a partir dessa evidência, seus resultados foram produzidos de acordo com o modelo DEA-BCC, com retornos variáveis à escala, que o levou a concluir que apenas seis das 33 universidades federais avaliadas foram consideradas tecnicamente eficientes e que as maiores possibilidades de crescimento da produtividade concentram-se em alterações nos projetos acadêmicos da maioria das universidades, na direção de uma ênfase maior nas atividades de pesquisa.

Façonha & Marinho (2001), também por meio da DEA, desenvolveram um estudo sobre as informações divulgadas pelos Censos de Ensino Superior dos anos de 1995, 1996, 1997 e 1998, relativos às atividades das IES e referentes a programas de pós-graduações brasileiros. Eles compararam o desempenho das grandes regiões brasileiras, entre as diferentes naturezas administrativas das IES e entre as grandes áreas do conhecimento. Para a referida análise, foram empregadas como variáveis *inputs*: o total de docentes (em tempo integral e parcial), o total de docentes com doutorado e o total de servidores. Já os *outputs* foram: o total de ingressantes por meio do vestibular, o total de cursos, o total de concluintes, o total de matrículas realizadas em diversas áreas e inscrições em primeira opção. Seus achados indicam que heterogeneidades regionais são importantes na discriminação dos indicadores de eficiência. Apesar do aumento expressivo da eficiência relativa das IES, os autores em foco sugerem a necessidade de ajustes, apontando para a possibilidade de expansão do sistema educacional.

Na mesma linha, Casado & Siluk (2012) analisaram a eficiência dos cursos de graduação presenciais da área de Engenharia de Produção nas IES brasileiras, levando em consideração aspectos de desempenho organizacional e de qualidade, a partir da DEA e da análise de fronteira invertida para certificar o resultado. Para a referida análise, utilizaram a base de dados do ENADE tratando como *inputs*: a nota da infraestrutura, a nota de organização didática pedagógica, a proporção de professores mestres, a proporção de professores doutores, a proporção de professores com regime integral ou parcial e o número de vagas no ano do ENADE, e como *outputs*: a nota do ENADE e o número de concluintes no ano de aplicação do ENADE. Dentre suas principais conclusões pode-se destacar que as instituições devem adequar sua cesta de insumos, para atingir um nível de eficiência ótimo, como por exemplo, buscar elevar sua nota no ENADE e utilizar-se de estratégias educacionais para

aumentar o número de concluintes.

O estudo de Costa et al. (2012) é outro trabalho de destaque para o Brasil. Estes autores estimaram a fronteira de produção educacional para institutos federais (IFS) brasileiros no período de 2004 a 2008. Por meio do método DEA-SBM (*Slacks Based Measure*), no formato de folgas, consideraram os indicadores de gestão educacional das próprias instituições observando-as em dois subconjuntos: o Grupo A, contendo instituições com maior atuação no ensino da pós-graduação e na pesquisa (28 instituições); e um Grupo B, incluindo instituições que tem pouca ou nenhuma atuação no ensino de pós e na graduação (21 instituições). Destarte, utilizando como *outputs* alunos formados por alunos matriculados e conceito CAPES/MEC para a pós-graduação, e como *input* o custo corrente por aluno equivalente, número de alunos em tempo integral por docentes equivalentes, número de alunos em tempo integral por funcionários equivalentes e um índice de qualificação do corpo docente, sugeriram que as causas de ineficiência da produção educacional dos IFS variam de acordo com o grupo de análise. No Grupo A, o elevado número de alunos por professores e o aumento do custo por aluno foram causas de ineficiência. Já para o Grupo B, o elevado número de alunos por professores e por funcionários e o índice de qualificação do corpo docente foram os fatores que mais comprometeram a eficiência.

Em relação à literatura especializada, este trabalho complementa a discussão sobre a produtividade relativa na oferta de serviços de educação superior, ao desenvolver uma análise de eficiência direcionada para os departamentos de economia de instituições de ensino superior no Brasil. Ademais, metodologicamente foi feita uma avanço na literatura da área, no sentido de usar um modelo de fronteira não paramétrica com dados em painel e correção *bootstrap*, bem como fazendo um segundo estágio para verificar como as diferenças nos resultados de eficiência técnica dos departamentos podem ser induzidas por fatores atribuíveis ao próprio aluno.

3 Metodologia

Considerando o objetivo deste estudo, ele é desenvolvido em duas etapas. Na primeira, a abordagem DEA sequencial com *bootstrap* é utilizada para o cálculo da eficiência dos departamentos de economia do Brasil. Por sua vez, na segunda etapa, emprega-se um modelo de regressão linear com dados em painel para investigar que fatores estão associados às diferenças de eficiência entre as unidades departamentais.

3.1 Medida de eficiência dos departamentos de economia

Conforme destaca Maddena et al. (1997), a medição do desempenho organizacional, por meio de sua eficiência, é uma parte essencial da implementação, monitoramento e avaliação do processo produtivo de uma unidade tomadora de decisão (*decision making unit*, DMU). Em termos da teoria microeconômica, a definição e cálculo de eficiência requer a determinação da função de produção para verificar as melhores práticas produtivas e tecnologicamente factíveis.

Nesse contexto, a abordagem DEA, introduzida por Charnes et al. (1978) e Banker et al. (1984), vem sendo amplamente utilizada em diferentes áreas,

incluindo as análises acerca do desempenho da oferta dos serviços educacionais de nível superior, tal como verificado na revisão da literatura deste estudo. De acordo com Bogetoft & Otto (2011), o uso dessa abordagem se deve, em especial, a sua flexibilidade da forma funcional da fronteira de produção, utilização de múltiplos insumos e produtos, poucas hipóteses sobre o comportamento dos dados, uso de variáveis com diferentes unidades de medidas e identificação das unidades de referência (*benchmarking*) para cada DMU ineficiente.

Na hipótese de múltiplos insumos e produtos, a DEA, por meio de programação matemática linear, estabelece pesos considerando o conjunto de dados disponíveis, através dos quais a *performance* das unidades da própria amostra delimita os critérios de avaliação. A DEA para múltiplos insumos e produtos trabalha com variáveis agrupadas em vetores: $y = (y_1, y_2, \dots, y_J)$ para os produtos (*outputs*); $x = (x_1, x_2, \dots, x_I)$ para os insumos (*inputs*).

Para conceituar formalmente a mensuração de eficiência na provisão dos serviços de educação superior, são consideradas as seguintes hipóteses: existem n planos de produção dos serviços educacionais ($k = 1, \dots, n$) em dado período de tempo t . Esses planos de produção combinam $i = 1, \dots, I$ insumos $x_i^k = (x_1^k, \dots, x_I^k)$, para produzir $j = 1, \dots, J$ produtos $y_j^k = (y_1^k, \dots, y_J^k)$. Baseado nos trabalhos de Maddena et al. (1997), Belloni (2000), Halkos et al. (2012), a função de produção deste estudo usa os recursos humanos e carga horária do curso de graduação como insumos, e publicações, qualidade do curso de graduação e alunos concluintes de graduação e pós-graduação como medidas de produtos³. Vale ressaltar que nesse estudo a DMU é definida pela gestão do departamento de economia das IES brasileiras, o que inclui a oferta dos cursos de graduação e pós-graduação.

A presença da dimensão tempo nos dados referentes aos insumos e aos resultados educacionais permitem uma avaliação mais robusta da eficiência em termos de desempenho organizacional (Färe et al. 1994, Tulkens & Vanden Eeckaut 1995, Färe & Grosskopf 1996). Dessa maneira, este trabalho propõe o uso da fronteira temporal de eficiência de forma sequencial, aproveitando-se da estrutura de dados em painel para avaliar a *performance* dos departamentos de economia. A dependência temporal dos escores de eficiência, incorporada pela fronteira sequencial, baseia-se na suposição de que desempenhos auferidos no passado ainda são factíveis (replicáveis) no presente, excluindo a possibilidade de retrocesso técnico na função de produção. A título de exemplo, no caso deste estudo, possíveis reduções de eficiência no tempo são atribuídas ao gerenciamento departamental, à reputação da instituição e/ou a fatores exógenos (não controláveis pela DMU), como indicadores de atratividade do mercado de trabalho para o economista na região⁴, e não a pioras da tecnologia educacional.

De acordo com Tulkens & Vanden Eeckaut (1995), o conjunto de produção de referência (CPR) para uma dada DMU pode ser representado pela Equação (1).

$$\Gamma_o = \{(x^k, y^k) | x^k \in \mathbb{R}_+^I, y^k \in \mathbb{R}_+^J, k = 1, \dots, n\}, \quad (1)$$

Onde Γ_o é o conjunto total dos dados; x é o vetor de *inputs* e y é o vetor de *outputs*; n é o número total de planos de produções observados; $\Gamma(\Gamma_o)$ é o CPR,

³A descrição detalhada dos vetores x e y é feita na próxima seção (ver Tabela 2).

⁴Fator esse que pode afetar a demanda dos cursos.

construído a partir de Γ_o .

Considerando a disponibilidade de dados em série de tempo, os n planos de produção podem ser avaliados por meio da Equação (2).

$$\Gamma_o^{KT} = \{(x^{kt}, y^{kt}) | x^{kt} \in \mathbb{R}_+^I, y^{kt} \in \mathbb{R}_+^J, k = 1, \dots, n, t = 1, \dots, m\}, \quad (2)$$

Onde K, T referem-se, respectivamente, ao conjunto de DMUs e de períodos.

Nesse cenário, o cálculo da fronteira sequencial requer uma CPR para cada período, usando as observações do ponto no tempo $\gamma = 1$ até $\gamma = t$. Assim, o subconjunto de referência que deve ser considerado para fins da estimação do escore de eficiência é selecionado para m sucessivos CPR sequenciais, de modo que: $\Gamma_o^{K(1,t)} = \cup_{\gamma=1}^t \Gamma_o^{k\gamma}$ e $\Gamma_o^{K(1,t)} = \{(x^{k\gamma}, y^{k\gamma}) | k = 1, \dots, n, \gamma = 1, \dots, t\}$, com $t = 1, \dots, m$.

O cálculo do nível de eficiência técnica pela DEA (com dados de corte ou com dados em painel) mensura o desempenho relativo de unidades organizacionais semelhantes, ao ponderar a razão entre produtos e insumos, gerando um único indicador de performance para cada DMU.

Não obstante, a literatura especializada, como Simar & Wilson (1998, 2000) e Simar & Wilson (2008), aponta que esses escores “determinísticos” e relativos de eficiência são muito sensíveis a observações atípicas e a pequenas variações na amostra. A partir de B reamostragens, o escore de eficiência (θ) pode ser calculado B vezes, provendo um estimador $\hat{\theta}_b^{kt*}$, com $b = 1, \dots, B$, o que permite o desenvolvimento de uma distribuição empírica das estimativas de eficiência para cada DMU e o cálculo de um escore de eficiência com correção de viés (θ_{bc}). As Equações 3 e 4 mostram as especificações, de acordo com Simar & Wilson (2008), da estimativa do θ_{bc} e de sua variância para a DMU k no período t .

$$\hat{\theta}_{bc}^{kt} = \hat{\theta}^{kt} - \text{viés}_B^{kt}(\hat{\theta}^{kt}) = 2\hat{\theta}^{kt} - B^{-1} \sum_{b=1}^B \hat{\theta}_b^{kt*}, \quad (3)$$

$$\hat{\sigma}_{kt}^2 = B^{-1} \sum_{b=1}^B \left[\hat{\theta}_b^{kt*} - B^{-1} \sum_{b=1}^B \hat{\theta}_b^{kt*} \right]^2. \quad (4)$$

Trabalhos como Johnes (2006a,b), Halkos et al. (2012), aplicados a avaliação do desempenho do ensino superior, fazem a correção de possíveis vieses das estimativas de eficiência por meio de *bootstrap*, bem como sugerem que essa abordagem permite um melhor ranqueamento de desempenho, por estabelecer intervalos de confiança das medidas de eficiência e, assim, assegura uma identificação com diferenças estatísticas de resultados entre cada DMU.

Nesse contexto, esta pesquisa integra a extensão da abordagem DEA-S com o procedimento *bootstrap* de reamostragem para avaliar a eficiência dos departamentos de economia das instituições públicas e privadas de ensino superior no Brasil, considerando 1.000 replicações *bootstrap* e um nível de significância de 5%. Como estão incluídas na análise instituições públicas, que apresentam certas amarras legais para reduzir o emprego de recursos humanos, os cálculos de eficiência são orientados para o produto.

3.2 Eficiência condicionada

Dada à heterogeneidade entre os diferentes departamentos de economia em termos de fatores sociais, econômicos, demográficos e regionais, torna-se rele-

vante uma análise de segundo estágio acerca do desempenho dessas unidades avaliadas, especialmente condicionando os resultados de eficiência aos atributos dos alunos.

Nos estudos de Joumady & Ris (2005) e Johnes (2006b), para o caso da Europa, foram incluídas variáveis referentes aos ingressantes dos cursos, como a nota de entrada, na função de produção educacional. Segundo esses autores, tal medida se faz importante para uma melhor avaliação do desempenho organizacional de um curso ou de uma instituição de ensino, dada o papel da qualidade do aluno na função de produção. Cursos que atraem alunos com maiores níveis de habilidades cognitivas (medida captada pela nota de entrada) tendem a ter melhor rendimento acadêmico, o que aumentaria o nível de eficiência da DMU.

Dessa forma, considerando a indisponibilidade de dados sobre a nota de entrada dos discentes nos períodos em análise, foi incluído no modelo de regressão variáveis relacionadas à valorização profissional⁵ (Bartalotti & Menezes Filho 2007) e à reputação da instituição (Walsh et al. 2017) na época da escolha do curso, como *proxies* para a qualidade do discente. A hipótese é que boas condições do mercado de trabalho, representada por melhores salários, e instituições com maior reputação acadêmica atrairiam uma demanda mais qualificada. Ademais, em uma das especificações do modelo, incluiu-se a nota do ENADE referente às questões de formação geral como uma *proxy* do estoque de habilidade cognitiva dos discentes não trabalhadas diretamente (como conteúdo específico) durante o curso de Ciências Econômicas.

Para tanto, considere-se o seguinte modelo de regressão linear com efeitos fixos para a estimação condicional de escores de eficiência⁶:

$$\theta_{bc,it} = \mathbf{L}_{it-4}\boldsymbol{\Gamma} + \mathbf{z}_{it}\boldsymbol{\beta} + \mu_i + \varepsilon_{it}, \quad (5)$$

Onde $\theta_{bc,it}$ é o escore de eficiência da DMU i no período t ; \mathbf{L}_{it-4} representa o vetor composto por variáveis que medem a qualidade do corpo discente na entrada do curso ($t-4$), visto que esse período corresponde, em média, a duração de um curso de economia no país; \mathbf{z}_{it} é um vetor de outras características observadas (*background* socioeconômico dos discentes e atributos das IES) que potencialmente discriminam os referidos escores, que são melhor detalhadas na próxima seção; $\boldsymbol{\Gamma}$ e $\boldsymbol{\beta}$ são vetores de parâmetros; μ_i é um vetor de características não observadas entre as DMUs constante no tempo; ε_{it} é um termo randômico normalmente distribuído com média zero e variância constante e cada DMU $i = 1, 2, \dots, n$ é observada no período $t = 1, 2, \dots, T$.

Conforme Wooldridge (2010), a estimação da Equação (5) pode ser feita por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) considerando a seguinte equação em diferenças (desvio da equação com médias das variáveis no tempo – transformação por dentro):

$$\Delta\theta_{bc,it} = \Delta\mathbf{L}_{it-4}\boldsymbol{\Gamma} + \Delta\mathbf{z}_{it}\boldsymbol{\beta} + \Delta\varepsilon_{it}, \quad (6)$$

⁵Conforme salientam Betts (1996), Montmarquette et al. (2002) e Bartalotti & Menezes Filho (2007), a escolha por uma profissão é função das expectativas dos indivíduos quanto à qualidade da inserção ocupacional no futuro. Desse modo, indivíduos mais hábeis tendem a demandar cursos que permitem uma formação profissional com maiores rendimentos esperados.

⁶Como a variável dependente do modelo é o índice de eficiência corrigido de viés, não se tem a questão de variável censurada à direita e, assim, para o presente caso não se faz necessário o uso de modelo de regressão censurada, como o *Tobit*.

Onde $\Delta\theta_{bc,it} \equiv (\theta_{bc,it} - \bar{\theta}_{bc,i})$; $\Delta\mathbf{L}_{it-4} \equiv (\mathbf{L}_{it-4} - \bar{\mathbf{L}}_i)$; $\Delta\mathbf{z}_{it} \equiv (\mathbf{z}_{it} - \bar{\mathbf{z}}_i)$; $\Delta\varepsilon_{it} \equiv (\varepsilon_{it} - \bar{\varepsilon}_i)$; $\bar{\theta}_i = T_i^{-1} \sum_{t=1}^{T_i} \theta_{it}$, $\bar{\mathbf{L}}_i = T_i^{-1} \sum_{t=1}^{T_i} \mathbf{L}_{it-4}$, $\bar{\mathbf{z}}_i = T_i^{-1} \sum_{t=1}^{T_i} \mathbf{z}_{it}$ e $\bar{\varepsilon}_i = T_i^{-1} \sum_{t=1}^{T_i} \varepsilon_{it}$, são médias para cada DMU i no tempo no tocante ao escore de eficiência, variáveis de controle e termo randômico, respectivamente.

Portanto, o estimador de efeitos fixos (Equação (6)) elimina o efeito de variáveis não observadas invariantes no tempo (μ_i) e permite a obtenção de parâmetros consistentes.

4 Dados

A construção da base de dados desta pesquisa envolveu o cruzamento de informações de diversas fontes, a saber: microdados do Censo da Educação Superior (CES) e do Exame Nacional de Desempenho dos Estudantes (ENADE) do Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira (INEP), microdados do Censo dos Diretórios dos Grupos de Pesquisa (DGP) do Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq), Relatórios de Avaliações Trienais dos Cursos de Pós-Graduação (RAT) da Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (CAPES) e microdados da Relação Anual de Informações Sociais (RAIS) do Ministério do Trabalho e Emprego (MTE). A periodicidade do estudo definida nos anos 2009 e 2012 se deve ao fato das diferentes bases de dados usadas só permitirem o cruzamento sem grandes perdas amostrais a partir de 2009 e a obtenção de dados com identificação do código docente para o CES⁷ de 2009 e 2012, bem como os dados do ENADE, do RAT e do DGP definem o intervalo trienal da análise.

Tendo como parâmetro a literatura da área (Maddena et al. 1997, Belloni 2000, Avkiran 2011), o vetor de *inputs* é composto pelo recurso primário para a produção dos departamentos de economia, que é o número de docentes, já que a formação do economista é mais intensiva em recursos humanos do que outras formações (como Biologia, Química, Medicina etc.) que requerem mais recursos materiais (equipamentos, medicamentos, produtos químicos, entre outros). Isso também é justificável pela indisponibilidade de dados para mensurar os recursos financeiros e de capital especificamente empregados por cada departamento. Ademais, a separação dos docentes em dois grupos de formação – com doutorado e demais formações (graduação, especialização ou mestrado) – captura possíveis diferenças nos custos departamentais, visto que a titulação é um dos componentes principais para diferenciação salarial. Em termos gerais, os insumos utilizados buscam espelhar o custo dos departamentos a partir da carga horária e dos recursos humanos.

Baseando-se em Worthington & Lee (2008), a carga horária do curso de graduação foi considerada como *input*, medindo o comprometimento dos insumos humanos para às atividades de ensino, assim como cursos com maior carga horária são relativamente mais custosos para a instituição (consumo de energia elétrica, custo de oportunidade dos alunos e dos docentes etc.)⁸.

⁷Na base de dados do CES aberta (disponível no sítio do INEP), o código docente não está disponível, o que impossibilita identificar o quantitativo de professores por curso. Dessa forma, uma tabela auxiliar com tal código foi obtida através da Lei de Acesso à Informação junto ao INEP para 2009 e 2012.

⁸A carga horária do curso de economia estabelecida por meio da Resolução nº 2 (18/06/2007) da Câmara de Educação Superior do Conselho Nacional de Educação, que dispõe sobre cursos

O vetor de *outputs*, como adotado na maior parte das pesquisas internacionais (Maddena et al. 1997, Belloni 2000, Kao & Hung 2008, Aziz et al. 2013), é formado por medidas relacionadas ao ensino, conclusão e qualidade do curso de graduação, e à pesquisa, esta última sendo mensurada pela quantidade de publicação em periódicos nacionais e internacionais. Ressalta-se que as variáveis usadas no cálculo do nível de eficiência estão medidas, preferencialmente, em nível (como o quantitativo de docentes, concluintes e publicações), a fim de estimar a eficiência de escala dos departamentos.

A Tabela 2 apresenta de forma sumarizada as variáveis usadas em cada um dos dois estágios deste estudo por período e por fonte de origem dos dados.

As informações relacionadas ao número de concluintes da pós-graduação *stricto sensu* foram calculadas a partir do número de teses e dissertações defendidas no acumulado do triênio de avaliação da CAPES⁹, isto é, de 2007 a 2009 e de 2010 a 2012. O quantitativo da produção em periódicos foi levantado usando os dados censitários dos DGP no CNPq, por meio dos quais contou-se o número de artigos dos pesquisadores cadastrados nos grupos de pesquisas da área de economia vinculados às instituições de ensino superior de um dado município¹⁰.

Conforme apresentado por Novaes (2008), existe uma elevada ineficiência no sistema de pareceres nos periódicos em economia, com um tempo médio de 20 meses entre a submissão e o aceite nos principais periódicos internacionais: *American Economic Review*, *Econometrica*, *Journal of Political Economy* e *Review of Economic Studies*. Considerando que esse processo ineficiente de revisão também seja recorrente entre os periódicos nacionais e visto que 76% da produção acadêmica no censo do DGP está concentrada no país, utilizou-se a informação das publicações com um descompasso temporal de dois anos ($t + 2$).

A Tabela A.1 no apêndice do trabalho reporta as estatísticas descritivas das variáveis explicativas utilizadas na etapa de eficiência condicional. A amostra de departamentos de economia usada nesta pesquisa foi de 163 DMUs, em 2009, e 152 DMUs, em 2012, tendo em conta os seguintes filtros: cursos de economia classificados pelo código da Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE), 314E02; cursos que possuam pelo menos um discente concluinte da graduação, para garantir um tempo mínimo de funcionamento para formação de uma primeira turma (importante, sobretudo, para cursos novos). Esses valores representam, respectivamente, 63,4% e 61,0% do universo total de departamentos na área. De forma geral, as estatísticas descritivas apontam que os departamentos de economia possuem, em média, 40 anos de existência, concentram-se na região Sudeste do país e são providos em sua maior parte em instituições privadas, com alunos em sua grande maioria estudando no período noturno. Entre 2009 e 2012, as variáveis que apresentaram mudanças significativas, a pelo menos 5%, foram o percentual de IES da rede pública ofertantes de cursos de economia (aumento

de graduação na modalidade presencial e estipula apenas limiares mínimos. Dessa forma, como exposto na Tabela 2, o *input* carga horária apresenta uma variabilidade de 278 horas no ano de 2012, com um valor mínimo de 2.460 horas, na Universidade Federal do Rio Grande do Sul (UFRGS), e um valor máximo de 4.932 horas, na Faculdade de Campinas (FACAMP).

⁹Nos relatórios de avaliações da CAPES, essa informação está agregada para o triênio, o que impossibilita a contagem para anos específicos do triênio avaliado.

¹⁰Para evitar dupla contagem intra-instituição, os dados foram filtrados pelo código de identificação do Currículo *Lattes* de pesquisadores que estavam inseridos em mais de um grupo de pesquisa dentro da mesma instituição.

Tabela 2: Definição das variáveis de *input* e *output* para o DEA e variáveis para o segundo estágio da pesquisa

Tipo	Variável	Fonte	Período
I – Eficiência incondicional			
Inputs	Carga-horária do curso de graduação (x_1)	CES/INEP	2009 e 2012
	Número de docentes com doutorado (x_2)	CES/INEP	2009 e 2012
	Número de docentes com outras formações (x_3)	CES/INEP	2009 e 2012
Outputs	Número de concluintes na graduação (y_1)	CES/INEP	2009 e 2012
	Média da nota do ENADE dos concluintes da graduação (y_2)	ENADE/INEP	2009 e 2012
	Número de concluintes na pós-graduação <i>stricto sensu</i> (y_3)	RAT/CAPES	2007-2009 e 2010-2012
	Número de publicações em periódicos nacionais e internacionais (y_4)	DGP/CNPq	2011 e 2014
II – Eficiência condicional			
	Percentual de alunos da cor negra	CES/INEP	2009 e 2012
	Percentual de alunos que recebem apoio social da instituição	CES/INEP	2009 e 2012
	Percentual de alunos matriculados no turno da noite	CES/INEP	2009 e 2012
	Percentual de pais dos alunos com ensino primário incompleto	ENADE/INEP	2009 e 2012
	Percentual de mães dos alunos com ensino primário incompleto	ENADE/INEP	2009 e 2012
	Percentual de alunos com alta renda familiar (6 salários mínimos ou mais)	ENADE/INEP	2009 e 2012
	Percentual de alunos que estudaram o ensino médio em escola pública	ENADE/INEP	2009 e 2012
	Salário do economista relativo a outras profissões de ensino superior	RAIS/MTE	2005 e 2008
	Salário-hora do economista	RAIS/MTE	2005 e 2008
	Taxa de participação do economista na força de trabalho formal	RAIS/MTE	2005 e 2008
	Reputação da IES (Índice Geral de Cursos – IGC)	INEP	2005-2007 e 2008-2010
	Nota do ENADE: proficiência na formação geral	ENADE/INEP	2009 e 2012
	Média da idade do corpo docente	CES/INEP	2009 e 2012
	Percentual de docentes com bolsa de pesquisa	CES/INEP	2009 e 2012
	Razão entre total de docente e total servidores técnicos da IES	CES/INEP	2009 e 2012
	Percentual de alunos que acham a infraestrutura inadequada do curso	ENADE/INEP	2009 e 2012
	Total de alunos ingressantes na IES	CES/INEP	2009 e 2012
	Tempo de criação do curso de graduação em economia*	CES/INEP	2009 e 2012
	Variável binária para instituição pública*	CES/INEP	2009 e 2012
	Variável binária de localização do departamento na capital estadual*	CES/INEP	2009 e 2012
	Variáveis binárias de localização em grandes regiões*	CES/INEP	2009 e 2012

Fonte: Elaboração própria.

Nota: *Variáveis usadas apenas nos modelos sem efeito fixo do departamento.

de 23,6 pontos percentuais), maior escolaridade dos pais e das mães dos alunos, maior taxa de docentes com bolsas de pesquisa e uma melhoria no Índice Geral de Cursos (IGC) em 7,7%, na média. Destaca-se que o IGC é usado como uma *proxy* do nível de reputação acadêmica da IES vinculada ao curso de economia na época da escolha do discente em relação ao curso e a IES. O IGC é um indicador usado pelo INEP como uma medida sintética da performance geral de todos os cursos de graduação, pós-graduação e produção científica das instituições de ensino.

Em relação aos indicadores de mercado de trabalho, a variável salário-hora do economista foi calculada considerando a média salarial dos trabalhadores formais com os seguintes códigos brasileiros de ocupação (CBO) de 2002: 251210 – Economista agroindustrial; 251205 – Economista; 251220 – Economista industrial; 251225 – Economista do setor público; 251230 – Economista ambiental; 251235 – Economista regional e urbano; 251215 – Economista financeiro; 203510 – Pesquisador em Economia; 234805 – Professor de Economia. Embora o economista possa ter inserção ocupacional em outras áreas, os CBOs supracitados são aqueles em que existem uma maior propensão de um formado em Ciências Econômicas estar exercendo a função. Adicionalmente, a profissão do economista é regulamentada pelo Conselho Federal de Economia, tendo como código-chave 2512 do CBO.

A Tabela 3 apresenta as estatísticas descritivas das variáveis usadas com *inputs* e *outputs* na função de produção educacional dos departamentos de economia. Conforme as estatísticas descritivas das variáveis para o período mais recente, os departamentos de economia, em média, são compostos por um total de 43 docentes (sendo 20 deles com a formação de doutor), os cursos de graduação têm uma carga horária de pouco mais de 3.100 horas com um desvio-padrão de 282 horas. Quanto aos produtos, verifica-se que em 2012, a quantidade de concluintes na graduação e na pós-graduação foi, respectivamente, de 34 e 15 discentes, com um desempenho médio no ENADE de 31 (escala de 0 a 100) e 201 publicações em periódicos nacionais e internacionais no acumulado do triênio (2010-2012). Em termos de evolução, nota-se um crescimento no tamanho dos departamentos no período de 2009 a 2012, em 22,9% no número total de docentes, com destaque para a participação dos professores com doutorado. O maior departamento de economia no Brasil, em termos de professores, em 2009 era a Universidade de Brasília (UNB), que também apresentava a maior nota do ENADE e a maior quantidade de publicações. Já em 2012, a UFRJ deteve o maior número de professores, enquanto que a Pontifícia Universidade Católica de São Paulo (PUCSP) se destacou em termos de concluintes da graduação e a Universidade Federal do Ceará (UFC) foi destaque na formação de alunos pós-graduados.

Como ressalta Sarkis (2006), a abordagem DEA presume que os vetores de produtos e de insumos sejam estritamente positivos. Assim, seguindo a recomendação do referido autor, foram adicionadas uma constante arbitrária (neste caso uma constante igual a uma unidade) para todas as variáveis que apresentavam informações nulas¹¹, como docentes com doutorado (x_2), número de concluintes da pós-graduação (y_3) e produção em periódicos (y_4).

¹¹Essa estratégia não impõe mudanças no ranqueamento (Sarkis 2006).

Tabela 3: Estatísticas descritivas para as variáveis de *input* e *output*

Estatística		INPUTS			
		Carga-horária* x_1	Docentes com Doutorado x_2	Docentes com outras formações x_3	
2009	Observações	163,00	163,00	163,00	
	Mínimo	2.460,00	0,00	3,00	
		[UFRGS]	[L1]	[IAESUP]	
	Máximo	4.932,00	178,00	89,00	
		(FACAMP)	(UNB)	(UNB)	
	Média	3.102,00	13,00	22,00	
	DP	282,00	24,00	16,00	
2012	Observações	152,00	152,00	152,00	
	Mínimo	2.460,00	0,00	3,00	
		[UFRGS]	[L2]	[FICS]	
	Máximo	4.932,00	257,00	152,00	
		(FACAMP)	(UFRRJ)	(UFRRJ)	
	Média	3.116,00	20,00	23,00	
	DP	278,00	30,00	18,00	
		OUTPUTS			
		Concluintes na Graduação y_1	Nota do ENADE y_2	Concluintes na Pós-Graduação y_3	Publicações em periódicos y_4
2009	Observações	163,00	163,00	163,00	163,00
	Mínimo	3,00	18,00	0,00	0,00
		[L3]	[IESAM]	[L5]	[L6]
	Máximo	218,00	63,00	208,00	4.116,00
		(UEL)	(UNB)	(UFC)	(UNB)
	Média	38,00	38,00	12,00	168,00
	DP	36,00	8,00	32,00	457,00
2012	Observações	152,00	152,00	152,00	
	Mínimo	3,00	5,00	0,00	0,00
		[L4]	[UEFS]	[UFSM]	UEFS
	Máximo	237,00	52,00	273,00	3.738,00
		(PUCSP)	(EESP)	(UFC)	(UNB)
	Média	34,00	31,00	15,00	201,00
	DP	32,00	5,00	40,00	482,00

Fonte: Elaboração própria.

Legenda: DP = Desvio-Padrão; *em horas; entre parênteses, sigla da IES com mínimo valor no indicador; entre colchetes, a IES com máximo valor.

^a **L1** = FANORPI, IAESUP, FAHOR, UNIFAE, UNIUV, UNICRUZ, FIFE, FARES, UNIFEG, UNIFAI, UNESC, FASAR, UCP, CEAP, FTC, CESMAC, FAVIP, FCHE, UVV, UEMS, FECEA, FIP, UNINORTE; **L2** = ISCA, FICS, UVV, ESAMC, ALFA, FECEA, FIP, UNEMAT, FACIMP, FEST; **L3** = ALFA, FACAPE, UNESC; **L4** = UNEB, UFGD, FRB; **L5** = UFPEL, UFAL, UEL; **L6** = UNINOVE, UEFS, PUC-CAMPINAS.

5 Resultados

A Tabela A.2 reporta os principais resultados do modelo DEA de fronteira sequencial para um painel de dados desbalanceado (2009 e 2012), considerando os escores de eficiência técnica com retornos variáveis (denotado também como eficiência técnica pura) com e sem correção de viés por *bootstrap*¹². Vale notar que foram empregados três insumos (carga horária do curso de graduação, número de docentes com doutorado, número de docentes com outras formações) e quatro produtos (número de concluintes no curso de graduação, média da nota do ENADE dos concluintes da graduação, número de concluintes na pós-graduação *stricto sensu*, número de publicações em periódicos nacionais e internacionais). Ademais, os dados estão organizados pelo tipo da IES (privada e pública).

Os resultados indicam uma tendência de redução, estatisticamente significativa a pelo menos 1%, do desempenho médio das unidades departamentais avaliadas no interregno 2009-2012. É possível observar que o nível médio de eficiência varia entre os modelos DEA com e sem correção de viés de 80,3% a 85,9%, em 2009, e 64,4% a 69,8%, em 2012, respectivamente. Em geral, os escores de eficiência produzidos com reamostragem (*bootstrap*) apresentam médias inferiores àquelas calculadas de forma específica para uma única amostra de dados. Conforme Simar & Wilson (2008), a correção por *bootstrap* produz estimadores de eficiência menos sensíveis ao processo de geração dos dados, sendo mais robustos, por exemplo, a problemas com observações atípicas. Nesta pesquisa, a redução de viés, em média, foi de -7,7% com IC(viés, 95%)=[-8,3%; -7,1%], em 2009, e de -11,1% com IC(viés, 95%)=[-12,1%; -10,2%], em 2012.

Ao se comparar os escores de eficiência técnica entre departamentos de IES privadas e de IES públicas constata-se que, em média, não há diferença estatística entre os desempenhos dessas unidades. Por outro lado, quando as DMUs são distribuídas segundo intervalos de eficiência por quartis algumas diferenças chamam atenção. Primeiro, a tendência de piora de práticas produtivas ocorre não apenas na média, mas em toda a distribuição dos departamentos. Nesse aspecto, observa-se que, entre 2009 e 2012, houve uma transição de várias unidades classes de baixa produtividade relativa. Por exemplo, em 2009 havia 71 departamentos na classe de maior eficiência ($0,85 < \theta_{bc} \leq 0,98$) e 10 unidades na classe de menor desempenho ($0,35 < \theta_{bc} \leq 0,62$), enquanto em 2012 esses quantitativos passaram para 8 e 68 DMUs, respectivamente. Esse padrão de transição também é observado quando se analisam os departamentos de economia por tipo de IES (privada ou pública), de modo que tais evidências sugerem uma piora na oferta de serviços de ensino e de produção acadêmica na maior parte das DMUs¹³.

Outro dado importante diz respeito à redução observada do total de unidades departamentais ao longo do período estudado. Considerando a amostra

¹²Na Tabela A.2 no Apêndice, encontra-se a lista dos 20 departamentos de economia com maior e menor eficiência, bem como distribuições dos escores de eficiência com e sem correção de viés por *bootstrap* encontram-se apresentados na Figura A.1.

¹³O crescimento da demanda por periódicos nacionais e internacionais em conjunto com o maior tempo para aceite de publicações pode ter contribuído para uma tendência de queda no número de publicações. Muito embora, no total, a média de publicações teve um aumento, esse valor na verdade está sendo influenciado pela mudança de composição do quantitativo de departamentos.

Tabela 4: Descrição dos escores de eficiência do modelo DEA sequencial com retornos variáveis (VRS), total e por rede administrativa da IES – 2009 e 2012

	Total		IES privada		IES pública	
	2009	2012	2009	2012	2009	2012
Eficiência técnica pura						
média (sem correção)	85,90 (1,03)	69,76 (1,27)	85,97 (1,17)	71,51 (1,66)	85,63 (2,13)	67,55 (1,96)
média (com correção)	80,30 (0,86)	64,39 (1,03)	80,54 (1,00)	66,24 (1,34)	79,38 (1,68)	62,05 (1,58)
Distribuição por quartil						
$0,35 < \theta_{bc} \leq 0,62$	10,00 [6,13]	68,00 [44,74]	9,00 [6,98]	36,00 [42,35]	1,00 [2,94]	32,00 [47,76]
$0,62 < \theta_{bc} \leq 0,72$	31,00 [19,02]	48,00 [31,58]	23,00 [17,83]	26,00 [30,59]	8,00 [23,53]	22,00 [32,84]
$0,72 < \theta_{bc} \leq 0,85$	51,00 [31,29]	27,00 [17,76]	40,00 [31,01]	17,00 [20,00]	11,00 [32,35]	10,00 [14,93]
$0,85 < \theta_{bc} \leq 0,98$	71,00 [43,56]	8,00 [5,26]	57,00 [44,19]	6,00 [7,06]	14,00 [41,18]	2,00 [2,99]
Eficiência de escala						
média (sem correção)	94,36 (0,57)	94,77 (0,58)	93,86 (0,69)	94,90 (0,87)	96,25 (0,77)	94,60 (0,74)
média (com correção)	93,75 (0,59)	94,08 (0,63)	93,34 (0,71)	94,35 (0,93)	95,30 (0,77)	93,75 (0,82)
Distribuição por escala*						
Retorno constante	23,00 [14,11]	13,00 [8,55]	17,00 [13,18]	7,00 [8,24]	6,00 [17,65]	6,00 [8,96]
Retorno crescente	110,00 [67,48]	111,00 [73,03]	85,00 [65,89]	63,00 [74,12]	25,00 [73,53]	48,00 [71,64]
Retorno decrescente	30,00 [18,40]	28,00 [18,42]	27,00 [20,93]	15,00 [17,65]	3,00 [8,82]	13,00 [19,40]
Total de DMUs	163,00	152,00	129,00	85,00	34,00	67,00
Insumos (média)						
Carga horária (mil) (x_1)	3,10 (0,02)	3,12 (0,02)	3,14 (0,03)	3,15 (0,03)	2,97 (0,04)	3,07 (0,03)
Docentes doutores (x_2)	14,29 (1,89)	20,23 (2,46)	8,29 (0,96)	11,73 (1,45)	37,09 (7,10)	31,01 (4,98)
Demais docentes (x_3)	21,78 (1,24)	23,05 (1,50)	19,67 (1,20)	19,54 (1,46)	29,76 (3,50)	27,49 (2,77)
Produtos (média)						
Graduados (y_1)	38,03 (2,79)	34,39 (2,61)	33,31 (3,14)	30,98 (3,89)	55,94 (5,16)	38,72 (3,23)
Nota ENADE (y_2)	38,25 (0,63)	30,88 (0,44)	37,03 (0,66)	31,11 (0,52)	42,86 (1,44)	30,58 (0,75)
Pós-graduados (y_3)	12,55 (2,51)	16,18 (3,25)	6,29 (1,82)	9,04 (3,10)	36,29 (8,80)	25,24 (6,08)
Publicações (y_4)	169,40 (35,80)	202,10 (39,10)	84,70 (26,30)	52,80 (22,60)	490,60 (126,40)	391,60 (78,30)

Fonte: Elaboração própria.

Nota: Erro-padrão entre parênteses. Distribuição percentual entre colchetes; média com correção refere-se ao escore de eficiência com correção do viés por 1000 replicações *bootstrap*.

*Para identificação do tipo de retorno de escala, foram usados os modelos DEA de fronteira sequencial com retornos constantes, decrescentes e variáveis de escala sem o processo de reamostragem.

final utilizada nesta pesquisa¹⁴, enquanto que no ano de 2009 haviam 163 departamentos de economia, em 2012 esse número diminuiu para 152. Em particular, chama atenção a forte redução no tocante à oferta de cursos de economia no âmbito das IES privadas, cujo total de departamentos passou de 129 unidades em 2009 para 85 unidades em 2012 (-34,1%). Na contramão deste processo, o número de departamentos de economia nas IES públicas passou de 34, em 2009, para 67, em 2012. Tais alterações na composição da oferta dos cursos de economia podem estar associadas às políticas do governo federal no período, como o Programa de Reestruturação e Expansão das Universidades Federais (REUNI) e Programa Universidade para Todos (PROUNI).

O REUNI foi criado por meio do decreto nº 6.096/2007, tendo iniciado as suas ações em 2008, com destaque para ampliação do número de matrículas, interiorização dos campi e realização de concursos para docentes e técnicos administrativos da rede federal, contando com investimento já em 2008 de R\$ 415 milhões¹⁵. Dessa maneira, a expansão na oferta de matrículas promovida pelo REUNI, nos primeiros anos do programa, já poderiam gerar impacto nos indicadores de rendimento acadêmico da graduação em 2012 (como uma redução na taxa de conclusão dos cursos, dado o problema de reprovação e evasão dos novos alunos em face às deficiências da educação básica). Ademais, o aumento do quadro de docentes¹⁶ também gerariam efeitos nos *inputs* do modelo DEA dos departamentos de economia da rede federal de ensino superior.

Outro programa federal que pode ter exercido influência para alterar a composição da oferta dos cursos de economia no intervalo de tempo considerado na presente pesquisa foi o PROUNI, um programa de concessão de bolsas de estudo para egressos do ensino médio estudarem em instituições privadas de ensino superior. O PROUNI teve início no ano de 2005, com concessão de mais 112 mil bolsas, e uma significativa expansão a partir de 2008, período em que as bolsas concedidas foram superiores a 220 mil por ano¹⁷. Nesse contexto, o PROUNI ampliou o leque de opções de escolha de cursos e instituições por parte dos alunos, afetando a demanda por vagas no ensino superior e a provisão de vagas, sobretudo, na rede privada¹⁸. Essas intervenções governamentais no mercado de educação superior podem estar por trás das significativas mudanças nos indicadores de eficiência técnica no curto período de tempo avaliado.

Segundo Ferreira & Gomes (2009) e Cooper et al. (2011), os escores de eficiência pelo modelo DEA podem ser decompostos em eficiência técnica pura e de escala, possibilitando identificar diferentes fontes de ineficiência. A eficiência de escala se relaciona com o tamanho da operação da DMU, enquanto a

¹⁴Essa tendência observada na amostra final também foi constatada com o universo de departamentos de economia no Brasil, conforme apresentado na introdução.

¹⁵Informação disponível no sítio do programa, em <<http://reuni.mec.gov.br/>>.

¹⁶Segundo Souza et al. (2015), entre 2008 e 2012, foram autorizados quase 22 mil novas vagas docentes na rede federal de ensino.

¹⁷Dados disponíveis nas estatísticas e dados do programa em <<http://prouniportal.mec.gov.br/>>.

¹⁸Considerando o crescimento expressivo de vagas em cursos como Administração, Direito e Enfermagem na rede privada a partir de meados de 2000, o PROUNI (juntamente com outras iniciativas de financiamento estudantil) podem ter estimulado uma substituição de oferta de vagas de economia na rede privada por cursos que tinham maior apelo da demanda dos estudantes. Esse fator pode ser uma explicação para a redução no número de departamentos de economia em IES particulares entre 2009 e 2012.

eficiência técnica pura supõe a comparação por escala similares. Ao se analisar a distribuição dos departamentos de economia conforme o tipo de retorno de escala percebe-se que a maioria das DMUs, tanto em IES privadas (74% em 2012) quanto em IES públicas (72% em 2012), ainda opera em tamanho pequeno (retornos crescentes). Tal evidência sugere que tais unidades poderiam se beneficiar de ganhos de produtividade (redução de custos operacionais) a partir de uma possível expansão de suas escalas. Contudo, esses ganhos seriam limitados, dado que o nível de eficiência de escala (com e sem correção por *bootstrap*), em média, foi superior a 90% em 2009 e 2012.

Nesse sentido, medir a eficiência técnica e de escala dos departamentos pode fornecer subsídios para planejamento das DMUs no curto e longo prazo, tendo em vista o redimensionamento do quadro de docentes e geração de incentivos para ampliação dos indicadores de ensino e pesquisa. Conforme o ranqueamento apresentado na Tabela A.2 no Apêndice pelo nível de eficiência técnica com retornos variáveis de escala (conhecida como eficiência técnica pura), nota-se a existência de departamentos com as melhores classificações nesse critério operando com algum grau de ineficiência de escala (seja crescente ou decrescente).

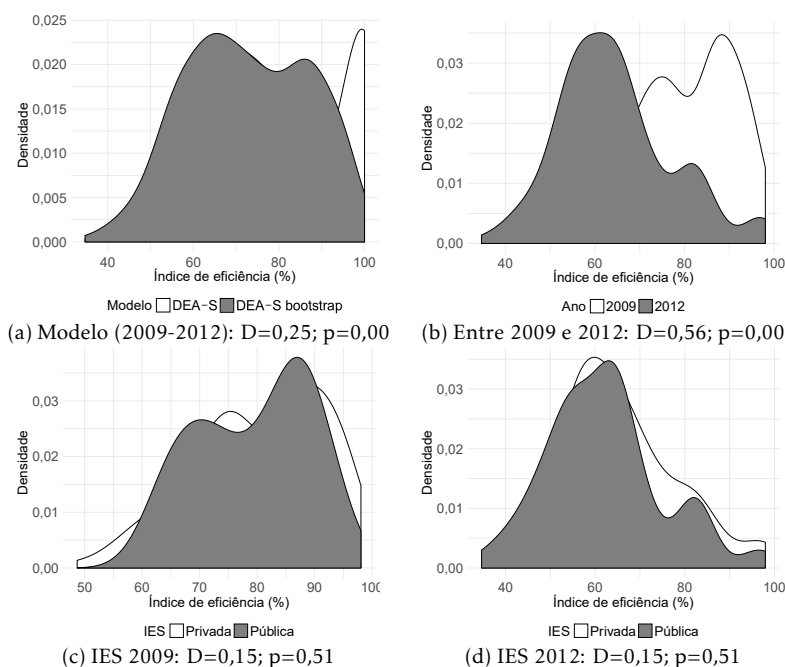
Os dados da Tabela 4 também permitem relacionar o desempenho das DMUs com seus valores médios de *inputs* e *outputs*. Por exemplo, considerando médias estatisticamente diferentes, pode-se afirmar que a redução na média de desempenho dos departamentos verificada entre os anos de 2009 e 2012, parece ter sido acompanhada por um ligeiro aumento na média de docentes doutores (+41,6% variação média) e forte redução da nota dos graduados no ENADE (-19,3%). No caso dos departamentos de IES privadas, se observa um padrão similar, isto é, considerável redução da nota média do ENADE (-15,9%) e aumento médio de docentes com doutorado (+41,5%). Já nos departamentos vinculados a IES públicas, a piora de desempenho médio se conjuga a uma diminuição significativa da média de graduados (-30,8%) e redução da nota do ENADE (-28,6%).

No intuito de melhor explorar algumas evidências apresentadas na tabela anterior, a Figura 1 ilustra resultados de estimativas de funções densidades de núcleo para os escores de eficiência técnica das DMUs estudadas comparando os seguintes aspectos: (i) diferenças estatísticas na distribuição de eficiência de unidades departamentais após correção de viés pelo método *bootstrap* (Figura 1)(a); (ii) diferenças de distribuições inter-período (Figura 1)(b); (iii) comparações de distribuições de eficiência entre departamentos de economia de IES privadas e IES públicas por período (Figura 1)(c) e Figura 1)(d). A partir da Figura 1(b), considera-se apenas o índice de eficiência corrigido de viés.

No tocante à correção de viés dos escores de eficiência, os resultados revelam que o uso do método DEA com reamostragem *bootstrap*, referendado por Simar & Wilson (2008), produziu uma mudança significativa da distribuição dos escores de eficiência técnica. Em geral, conforme observado na Figura 1, os escores obtidos pelo DEA de fronteira sequencial com reamostragem possuem distribuição menos assimétrica comparada àquela estimada a partir de escores calculados sem o uso de *bootstrap*.

A Figura 1(b) revela evidências consistentes com os dados apresentados na Tabela 4. Ou seja, há diferenças estatisticamente significativas entre as distribuições estimadas para os períodos de 2009 e 2012 partir da DEA sequencial com *bootstrap*. Em geral, é possível observar uma maior concentração de

Figura 1: Comparação entre as distribuições dos escores de eficiência técnica dos departamentos de economia conforme o modelo DEA, o período e o tipo de IES



Fonte: Elaboração própria. D é a estatística do teste de Kolmogorov-Smirnov de igualdade entre duas distribuições contínuas; p refere-se ao p-valor.

massa de probabilidade à esquerda na distribuição do período mais recente; fato que reforça uma piora nas práticas de oferta de serviços de ensino superior e de produção acadêmica para grande parte das DMUs. Por outro lado, a característica *trimodal* da distribuição para o ano de 2012, também revela a presença de dois grupos (clubes) de poucos departamentos que se mantêm mais à direita da distribuição, isto é, com melhores práticas produtivas.

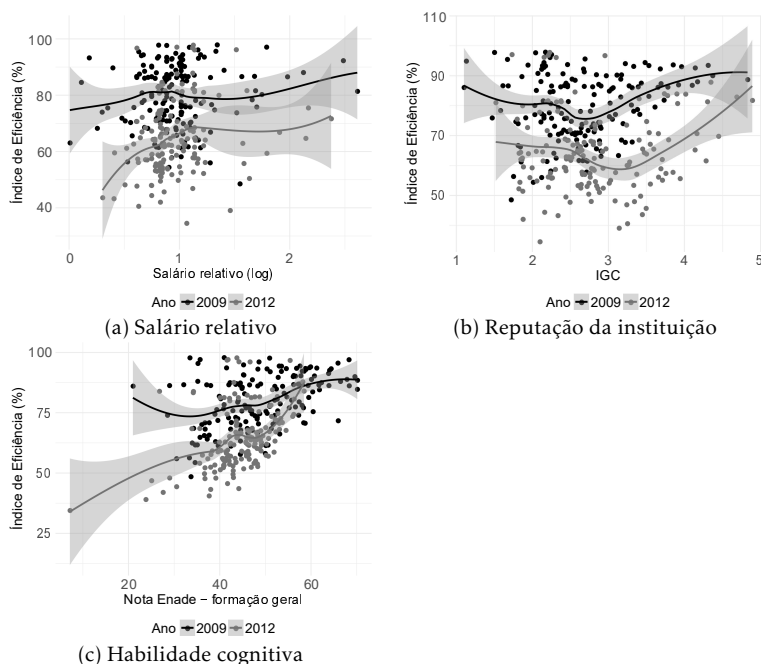
Os achados nas Figuras 1(c) e 1(d) indicam que não há diferença estatística entre as distribuições dos indicadores de eficiência entre departamentos de IES privadas e de IES públicas. Ou seja, nos períodos investigados, não há evidência de que o desempenho das unidades departamentais esteja associado a diferenças administrativas entre IES privadas e públicas, pelo menos no que tange a uma comparação incondicional.

Uma questão importante que pode influenciar o desempenho dos departamentos de economia refere-se a qualidade dos alunos ingressantes nos cursos de graduação, em particular, no que se refere às habilidades inatas e conhecimentos adquiridos, sobretudo em Matemática, durante o ensino médio (Johnes 2006b). Uma vez que, por indisponibilidade de informações sobre as notas de entradas dos alunos, as estimativas de indicadores de eficiência técnica desse trabalho não incorporaram nenhum *input* que potencialmente ponderasse tais aspectos, a estratégia adotada foi a de correlacionar possíveis influências da qualidade do corpo discente usando análise de regressão, levando em conta três *proxies*: diferenças relativas de remuneração observadas nos mercados regionais de trabalho (salário relativo do economista), reputação da IES (medido pelo IGC) e o nível de habilidade cognitiva dos alunos no

componente de conhecimento geral do ENADE.

Nesse sentido, a Figura 2 apresenta resultados de uma exploração inicial na busca de alguma associação estatística entre escores de eficiência técnica dos departamentos de economia¹⁹ e as diferentes variáveis *proxies* utilizadas para a qualidade dos alunos. Note-se que os dados de dispersão entre as variáveis em destaque são separados por período de análise e incluem ajustamentos de curvas não paramétricas com intervalo de confiança (95%) obtidas com o uso de regressão polinomial local.

Figura 2: Escores de eficiência técnica *versus* variáveis *proxies* para a qualidade dos discentes, 2009 e 2012



Fonte: Elaboração própria. As curvas e os seus intervalos de confiança (95% de confiança) são ajustadas por regressão polinomial local.

Embora não se caracterize como uma evidência robusta, os dados, em especial, para o ano de 2012 sugerem uma associação direta entre eficiência dos departamentos de economia e a qualidade dos alunos. Essa relação fica mais notória na Figura 2(c), em que a qualidade do discente é captada pelo desempenho dos discentes do curso no componente de formação geral do ENADE, questões que não são competências especificamente trabalhadas no curso de Ciências Econômicas. Nas outras duas Figuras (2(a) e 2(c)) as relações não são muito bem definidas, muito embora os municípios cujos mercados de trabalho praticam remuneração relativas acima do centro da distribuição geral de salários para ocupações de nível superior observa-se uma relação positiva com a eficiência.

Os resultados apresentados até aqui referem-se aos indicadores de eficiência técnica auferidos pelas unidades departamentais dos cursos de economia,

¹⁹Considerando a baixa variabilidade nos escores de eficiência de escala e índices com valores maiores que 90% (em média), a análise de segundo estágio se concentra no indicador de eficiência técnica.

contudo assumindo implicitamente que as DMUs defrontam-se com as mesmas condições de partida. Não obstante, fatores relativos ao perfil dos alunos (qualidade do discente e atributos socioeconômicos), características específicas das IES e outras variáveis omitidas não foram consideradas, de maneira que tais fatos podem influir na hipótese de homogeneidade de condições externas as DMUs e, assim, na eficiência técnica que pode ser atribuída a gestão dos departamentos.

Dessa maneira, considerando a heterogeneidade de condições de iniciais entre os diferentes departamentos de economia do Brasil, incluindo indicadores de qualidade do discente (expectativa salarial, reputação da IES e habilidade cognitiva), perfil dos alunos e professores, assim como, características da IES, a Tabela 5 apresenta sete modelos de regressão. Os Modelos 1, 2 e 3 são direcionados a uma análise com dados agrupados dos dois períodos, enquanto os demais modelos referem-se aos coeficientes obtidos por meio de um painel balanceado com efeito fixo. Além da diferenciação do controle para efeito fixo, os modelos possuem diferentes especificações para os indicadores que medem a qualidade do discente.

O nível de ajustamento dos modelos, medido pelo coeficiente de determinação (R^2) ajustado varia de 23,8% a 68,1%, sendo o Modelo 7 o que apresenta o maior grau de qualidade por esse indicador. Os modelos relativamente mais “ingênuos” não controlam parte dos fatores não observados (sobretudo, aqueles que são fixos no tempo), entretanto, permitem identificar correlações de alguns fatores interessantes para o entendimento do desempenho dos departamentos dos cursos de economia.

Nos Modelos 1, 2 e 3, após condicionar o índice de eficiência técnica por um conjunto de variáveis observadas, percebe-se que os departamentos pertencentes às instituições públicas possuem, em geral, um desempenho médio inferior aos cursos de economia providos por instituições privadas. Conforme o Modelo 3, por exemplo, as IES públicas apresentam, em média, um escore de eficiência 4,5 pontos percentuais (p.p.) menor que o observado pelas IES privadas. Um fato relevante no período estudado diz respeito ao processo de recomposição na oferta dos cursos de economia no Brasil (ver Tabela 4), em que, na média, pode ter gerado uma piora de performance relativa das instituições públicas. Isso pode ser melhor compreendido pelo fato das instituições privadas terem passado por uma redução no quantitativo total de departamentos de economia entre 2009 e 2012, provavelmente assegurando a sobrevivência de cursos mais rentáveis. Por outro lado, houve um processo de crescimento do número de departamentos em IES públicas em 65%, fruto de uma política de expansão do governo de cursos superiores, onde essa maior ineficiência pode estar também associada ao problema de escala – o número de IES com retornos de escala crescente aumentou de 25 para 48 no período.

Das covariadas incluídas nos modelos com controle para efeito fixo (do 4 ao 7), representadas basicamente pelo perfil socioeconômico do aluno, atributos dos docentes e dos cursos, de modo geral observou-se de forma mais estável a significância estatística de variáveis relacionadas ao *background* socioeconômico do aluno – como raça, escolaridade da mãe e renda familiar –, a infraestrutura das IES e o total de alunos. De acordo com as estimativas, departamentos que apresentam alunos com condições socioeconômicas mais desfavoráveis tendem a possuir menores níveis de eficiência técnica. Os percentuais de alunos negros e mães com baixa escolaridade (com ensino primário incompleto) mostraram-se correlacionados negativamente, em média,

Tabela 5: Resultados dos modelos de regressão. Variável dependente: escore de eficiência técnica (em %)

Covariadas	(1)	(2)	(3)	Modelo (4)	(5)	(6)	(7)
Atributos dos alunos							
Raça (negra)	-0,2360**	-0,2550***	-0,2440***	-0,3320**	-0,3470**	-0,3240***	-0,3210***
Apoio social da IES	0,0500	0,0410	0,0730	0,0470	0,0170	0,0040	-0,0040
Pai com baixa escolaridade	0,0120	-0,0060	-0,0240	-0,0490	-0,0260	-0,0470	-0,0610
Mãe com baixa escolaridade	-0,1900***	-0,1860***	-0,1420***	-0,2060**	-0,2360**	-0,1360**	-0,1180*
Estuda no turno da noite	-0,0600**	-0,0390	-0,0250	-0,0420	0,0450	-0,0470	-0,0770
Família com alta renda	0,2050***	0,1580***	0,0910*	0,2970***	0,2900***	0,1420*	0,1330*
Ensino médio em escola pública	-0,0100	0,0060	0,0040	0,0580	0,0670	-0,0280	-0,0120
Salário relativo	4,6190***			11,1330**			0,4780*
Salário-hora	-0,8120**			-1,4950			-0,0640
Salário-hora ao quadrado	0,0030			0,0060			0,0040
Taxa de economistas na FT	0,3250			-0,3030			-0,1300
Taxa de economistas na FT (ao quadrado)	-0,0060*			0,0003			0,0005
Reputação da IES		1,1390			-0,0460		-4,9280
Habilidade cognitiva: formação geral			0,8710***			1,1510***	1,1530***
Características do corpo docente e da IES							
Idade dos docentes	-4,6210*	-4,7680*	-4,8230**	-5,9500	-5,5260	-0,0650	-0,9260
Idade dos docentes ao quadrado	0,0440	0,0460*	0,0480**	0,0590	0,0550	-0,0070	0,0010
Docentes com bolsa de pesquisa	0,0060	0,0200	0,0570	-0,2060	-0,2260*	-0,0720	-0,0390
Razão docente/servidor técnico	0,5790	0,5770	0,4950	1,2560	1,0320	2,0450**	2,0840**
Baixa infraestrutura da IES	-0,0710	-0,0700	-0,0910**	-0,1590*	-0,1660*	-0,1410**	-0,1300**
Total de alunos (log)	-0,9370	-1,0820	-1,3320**	-10,1240**	-11,2230***	-9,5350***	-9,4610***
Tempo de criação do curso	-0,0230	-0,0160	-0,0480				
IES pública	-4,5560**	-3,5390	-4,4730**				
Centro-Oeste	12,4900***	8,1290**	5,8020*				
Nordeste	3,6230	4,2190	4,6620				
Sudeste	7,2910**	5,0490	3,0530*				
Sul	4,3540	0,9710	-0,8770				
Capital estadual	3,7180	-0,3780	1,9360				
Intercepto	216,3830***	215,1610***	179,5270***				
Efeito fixo				X	X	X	X
N	292,0000	287,0000	292,0000	264,0000	264,0000	264,0000	264,0000
R ²	0,2380	0,1730	0,4220	0,3500	0,2750	0,6730	0,6810

Fonte: Elaboração própria.

Nota:*** Estatisticamente significativo a 1%. ** Estatisticamente significativo a 5%. * Estatisticamente significativo a 10%. FT = Força de trabalho

com o desempenho relativo das DMUs, ao passo que departamentos com uma maior composição de alunos com renda familiar de seis salários mínimos ou mais apresentam maior eficiência. A correlação do *background* familiar e a eficiência está em consonância com evidências encontradas na literatura, visto que Sampaio et al. (2011), por exemplo, conseguem identificar um papel importante das condições dos alunos na evasão do ensino superior e, complementarmente, na taxa de conclusão – que compõe um dos *outputs* do modelo de eficiência utilizado.

As instituições que apresentaram baixas condições gerais das instalações físicas de salas de aula, bibliotecas e ambientes de trabalho e estudo para o funcionamento do curso de economia possuíram menores níveis de eficiência, sinalizando que a infraestrutura dos cursos podem ser importantes para a ampliação da produtividade dos departamentos. Contudo, uma redução marginal de 1% no percentual de cursos com condições de infraestrutura desfavoráveis geram uma baixa repercussão na eficiência técnica. De acordo ainda com os resultados dos Modelo 6 e 7, as DMUs com uma maior razão docente por servidor técnico administrativo são mais eficientes. Esse fator mede, em certo grau, a organização da hierarquia superior ao departamento (gestão da IES). Dessa forma, os cursos ofertados em IES com melhor gerenciamento relativo do corpo docente apresentam incrementos de 1,32 p.p. na eficiência departamental, em face a uma sinalização de recursos da instituição pró capital humano responsável pela pesquisa e ensino.

Em relação às variáveis regionais (observáveis fixas no tempo) presentes nos Modelo 1 a 3, ressalta-se que os cursos de economia providos por departamentos situados nas regiões Centro-Oeste e Sudeste possuem uma maior eficiência, em média, do que departamentos localizados em outras regiões do país – em geral, locais com menor nível de desenvolvimento. Tais achados podem estar associados a possibilidade desses departamentos conseguirem atrair alunos e docentes mais hábeis, em decorrência do ambiente econômico mais dinâmico, como realçado por Bartalotti & Menezes Filho (2007) e Avkiran (2011), em termos das condições do mercado de trabalho para a escolha dos indivíduos por uma profissão e das oportunidades de obtenção de financiamento de projetos de pesquisa.

Considerando que uma demanda de alunos mais hábeis e motivados pelo curso de economia afeta positivamente a *performance* das DMUs, este estudo utilizou três tipos de *proxies* para condicionar a eficiência técnica pelo nível de qualidade do discente: indicadores de mercado de trabalho, reputação da IES e a nota do ENADE no componente de formação geral (habilidade cognitiva). De forma global, departamentos situados em locais com maior salário relativo e que possuem alunos com maior proficiência no ENADE no componente geral têm maior escore de eficiência técnica, já a variável que mede a reputação da IES – por meio do indicador de qualidade das instituições utilizado pelo INEP – não se mostrou significativo estatisticamente em nenhuma das especificações.

Dessa forma, os Modelos 4 e 7, com efeito fixo dos departamentos, aponta que locais em que a profissão de economista possui maior expectativa salarial às outras ocupações de nível superior (salário relativo), o nível de eficiência departamental é maior, com uma elasticidade que varia de 0,2% (Modelo 7) a 0,43% (Modelo 4). Em igual direção de sinal, estima-se uma elasticidade de 0,75% (Modelos 6 e 7) para variável de proficiência do ENADE no componente geral. Esses resultados ratificam a tendência de relação positiva entre essas

variáveis e o nível de eficiência, como visto visualmente nas Figuras 2(a) e 2(c). Todavia, no caso dos coeficientes das regressões dispostos na Tabela 5, isso é constatado com base em um controle para outras variáveis observadas e não observadas (efeitos heterogêneos específicos dos departamentos).

Portanto, os níveis de eficiência dos departamentos de economia, independente da especificação utilizada, apresentaram correlação, em especial, com às variáveis relacionadas aos atributos dos alunos. Essas evidências, em consonância com a literatura internacional da área (Johnes 2006b), sugerem uma importância da qualidade do corpo discente, fator não controlável diretamente pelas gestões dos departamentos, para uma análise mais justa entre as diferentes DMUs no que concerne à relação comparativa de insumos e produtos.

6 Considerações Finais

Esse artigo analisou o nível de eficiência dos cursos de economia no Brasil, levando em consideração o papel de variáveis contextuais relacionadas à qualidade do corpo discente e das IES. Usando dados provenientes de diversas fontes, a saber CES e ENADE do INEP, RAT/CAPES, DGP/CNPq e da RAIS/MTE, foram estimados indicadores de eficiência para unidades departamentais com um modelo DEA de fronteira sequencial com correção de viés por reamostragens (*bootstrap*). Ademais, em segunda etapa, os indicadores de eficiência técnica corrigidos de viés foram condicionados a um conjunto de variáveis contextuais a partir de um modelo de regressão com efeitos fixos.

Os resultados mostraram uma alteração significativa da distribuição de desempenho das unidades departamentais entre os anos de 2009 e 2012, com uma redução de eficiência técnica em cerca de 20% no período avaliado, com os departamentos exibindo, em média, um nível de eficiência técnica de 64,4%, no último período. Em geral, houve uma maior concentração de DMUs com práticas de ensino e produção científica relativamente piores às práticas de referência, dados os níveis de *inputs*. Tal evidência foi acompanhada por uma redução importante no número de departamentos de economia associados às IES privadas e crescimento daqueles vinculados às IES públicas, assim como foram constatadas: (i) forte diminuição da nota média dos concluintes de graduação no ENADE, sobretudo nas IES públicas; (ii) elevação da média de docentes com doutorado nos departamentos de IES privadas e (iii) significativa redução da média de graduados nos departamentos de IES públicas. Essa mudança nos indicadores de eficiência no período investigado pode estar relacionada com intervenções governamentais no mercado de educação superior (como os programas federais REUNI e PROUNI), que podem ter repercutido na composição da oferta dos cursos de economia e nos indicadores acadêmicos, sobretudo, em 2012.

A identificação de um elevado percentual de departamentos operando com ineficiência de escala, além de problemas relacionados com baixa produção relativa dado os insumos empregados, mostra-se importante para orientar o planejamento e resultados desejados pelos departamentos de economia no curto e longo prazo. Como um percentual considerável da oferta dos cursos de economia é de responsabilidade de IES públicas, os ajustamentos nos insumos, especialmente, no quadro de docentes pode ser um processo mais demorado dada às amarras legais e burocráticas do setor público brasileiro, sendo um exercício mais complexo o processo de reestruturação das escalas de opera-

ção. Quanto a questão da ineficiência técnica, as alterações podem ser providas, relativamente, em um menor espectro de tempo, de modo que a gestão dos departamentos de economia podem tentar gerar incentivos para ampliar a produção, atualizar a grade curricular e melhorar os indicadores de conclusão dos cursos.

Os resultados encontrados, no primeiro estágio, sugerem que as ineficiências dos departamentos de economia estão mais relacionadas com desperdícios do que a problemas na escala de funcionamento dos departamentos, visto que a eficiência de escala, em média, foi superior a 93% em todo o período. As evidências providas pela abordagem DEA se mostram relevantes para os gestores dos departamentos no sentido de melhor entender as ineficiências com base em DMUs pertencentes a um mesmo conjunto de referência (unidades eficientes com conjunto similar de entradas e saídas) e melhorar a utilização dos recursos escassos.

No que tange às principais evidências do segundo estágio, os escores de eficiência técnica se mostraram correlacionados com o *background* socioeconômico dos discentes, evidenciando que departamentos compostos por alunos com condições sociais mais favoráveis tendem a apresentar, em média, uma maior produtividade relativa. Ademais, as *proxies* utilizadas para captar a qualidade do corpo discente, particularmente o salário relativo e a habilidade cognitiva dos alunos, também se associaram positivamente com o indicador de eficiência, indicando a importância de se ponderar o desempenho das DMUs por fatores não controláveis diretamente pela gestão departamental e, assim, prover uma melhor comparabilidade entre os diferentes departamentos.

Por fim, ressaltam-se que os esforços empreendidos nesta pesquisa não esgotam as discussões sobre a eficiência dos recursos na provisão de ensino superior na área de economia, tendo em vista às limitações das variáveis utilizadas nesta pesquisa (em ambos os estágios), pelo período de tempo estudado ou pela falta de aprofundamento de alguns resultados – como a medição do impacto dos programas federais no mercado de educação superior no Brasil e seus efeitos nos resultados de ensino e pesquisa. Contudo, considerando a escassez de pesquisas no país com esse enfoque específico para estudar a eficiência da provisão de cursos, como o de economia, a presente análise mensurou o desempenho relativo dos departamentos. Enquanto unidades tomadoras de decisão, alguns departamentos de economia podem empregar os insumos disponíveis de modo a produzir resultados mais eficientes nas dimensões de ensino e pesquisa, em que as práticas de excelência podem servir de referência para outras unidades se ajustarem na busca de melhores resultados e orientar políticas governamentais na área de educação superior.

Referências Bibliográficas

Avkiran, N. K. (2011), Applications of data envelopment analysis in the service sector, *in* W. W. Cooper, L. M. Seiford & J. Zhu, eds, 'Handbook on Data Envelopment Analysis', 2 edn, Springer, New York, chapter 15, pp. 403–443.

Aziz, N. A. A., Janor, R. M. & Mahadi, R. (2013), 'Comparative departmental efficiency analysis within a university: a DEA approach', *Procedia - Social and Behavioral Sciences* 90(InCULT 2012), 540–548.

Banker, R. D., Charnes, A. & Cooper, W. (1984), 'Some models for estimating technical and scale inefficiencies in data envelopment analysis', *Management Science* **30**(9), 1078–1092.

Bartalotti, O. & Menezes Filho, N. (2007), 'A relação entre o desempenho da carreira no mercado de trabalho e a escolha profissional dos jovens', *Economia Aplicada* **11**(4), 487–505.

Belloni, J. A. (2000), Uma metodologia de avaliação da eficiência produtiva de universidades federais brasileiras, Doutorado, Universidade Federal de Santa Catarina.

Betts, J. R. (1996), 'What do students know about wages? evidence from a survey of undergraduates', *The Journal of Human Resources* **31**(1), 27–56.

Bogetoft, P. & Otto, L. (2011), *Benchmarking with DEA, SFA, and R*, Springer, New York, vol. 157.

Casado, F. L. & Siluk, J. C. M. (2012), Aferição da eficiência técnica em cursos de engenharia de produção do Brasil, in 'XXXII Encontro Nacional de Engenharia de Produção', ENEGEP, Bento Gonçalves, p. 15.

Casado, F. & Souza, A. (2007), 'Análise envoltória de dados: conceitos, metodologia e estudo da arte na educação superior', *Revista do Centro de Ciências Sociais* p. 17.

Charnes, A., Cooper, W. & Rhodes, E. (1978), 'Measuring the efficiency of decision making units', *European Journal of Operational Research* **2**(6), 429–444.

Cooper, W. W., Seiford, L. M. & Zhu, J. (2011), *Handbook on data envelopment analysis*, 2 edn, Springer, New York.

Costa, E. M., de Souza, H. R., Ramos, F. d. S. & da Silva, J. L. M. (2012), 'Eficiência e desempenho no ensino superior: uma análise da fronteira de produção educacional das IFES brasileiras', *Rev. Econ. Contemp.* **16**(3), 415–440.

Costa, E. M., Ramos, F. d. S., de Souza, H. R. & Sampaio, L. M. B. (2015), 'Dinâmica da eficiência produtiva das instituições federais de ensino superior', *Planejamento e Políticas Públicas* **44**(jan./jun.), 51–84.

de Castro, N. J. (2001), *O economista: a história da profissão no Brasil*, 1 edn, Corecon-SP, São Paulo.

Façanha, L. O. & Marinho, A. (2001), 'Instituições de ensino superior governamentais e particulares: avaliação comparativa de eficiência', *Texto para Discussão IPEA* (813), 1–33.

Färe, R. & Grosskopf, S. (1996), *Intertemporal production frontiers: with dynamic DEA*, Kluwer Aca, Norwell.

Färe, R., Grosskopf, S., Norris, M. & Zhang, Z. (1994), 'Productivity growth, technical progress, and efficiency change in industrialized countries', *The American Economic Review* **84**(1), 66–83.

- Ferreira, C. M. d. C. & Gomes, A. P. (2009), *Introdução à análise envoltória de dados*, UFV, Viçosa.
- Halkos, G. E., Nickolaos, G. & Kourtzidis, S. A. (2012), 'Measuring public owned university departments' efficiency: a bootstrapped dea approach', *Journal of Economics and Econometrics* 55(2), 1–24.
- Johnes, J. (2006a), 'Data envelopment analysis and its application to the measurement of efficiency in higher education', *Economics of Education Review* 25(3), 273–288.
- Johnes, J. (2006b), 'Measuring teaching efficiency in higher education: an application of data envelopment analysis to economics graduates from UK Universities 1993', *European Journal of Operational Research* 174(1), 443–456.
- Joumady, O. & Ris, C. (2005), 'Performance in European higher education: a non-parametric production frontier approach', *Education Economics* 13(2), 189–205.
- Kao, C. & Hung, H.-T. (2008), 'Efficiency analysis of university departments: an empirical study', *Omega* 36(4), 653–664.
- Maddena, G., Savagea, S. & Kempa, S. (1997), 'Measuring public sector efficiency: a study of economics departments at Australian universities', *Education Economics* 5(2), 153–168.
- Montmarquette, C., Cannings, K. & Mahseredjian, S. (2002), 'How do young people choose majors?', *Economics of Education Review* 21(6), 543–556.
- Novaes, W. (2008), 'A pesquisa em economia no Brasil: uma avaliação empírica dos conflitos entre quantidade e qualidade', *Revista Brasileira de Economia* 62(4), 467–495.
- Organization for Economic Co-operation and Development (2014), *PISA 2012 Results in Focus*, OECD, Washington, D.C.
- Sampaio, B., Sampaio, Y., de Mello, E. P. & Melo, A. S. (2011), 'Desempenho no vestibular, background familiar e evasão: evidências da UFPE', *Economia Aplicada* 15(2), 287–309.
- Sarkis, J. (2006), Preparing your data for DEA, in N. K. Avkiran, ed., 'Productivity Analysis in the Service Sector with Data Envelopment Analysis', 3 edn, UQ Business School, Brisbane, chapter 12, pp. 115–124.
- Simar, L. & Wilson, P. W. (1998), 'Sensitivity analysis of efficiency scores: how to bootstrap in nonparametric frontier models', *Management Science* 44(1), 49–61.
- Simar, L. & Wilson, P. W. (2000), 'A general methodology for bootstrapping in non-parametric frontier models', *Journal of Applied Statistics* 27(6), 779–802.
- Simar, L. & Wilson, P. W. (2008), Statistical inference in non-parametric frontier models: recent developments and perspectives, in H. O. Fried, C. A. K. Lovell & S. S. Schmidt, eds, 'The Measurement of Productive Efficiency and Productivity Change', 1 edn, number January, Oxford University Press, chapter 4.

Souza, C. D., Filippo, D. & Casado, E. (2015), 'Impacto do programa de apoio a planos de reestruturação e expansão das universidades federais brasileiras (reuni) na atividade investigativa: crescimento, qualidade e internacionalização', *Em Questão* 21(3), 336–367.

Tulkens, H. & Vanden Eeckaut, P. (1995), 'Non-parametric efficiency, progress and regress measures for panel data: methodological aspects', *European Journal of Operational Research* 80(3), 474–499.

Walsh, S., Flannery, D. & Cullinan, J. (2017), 'Analysing the preferences of prospective students for higher education institution attributes', *Education Economics* pp. 1–18.

Wooldridge, J. M. (2010), *Econometric analysis of cross section and panel data*, 2 edn, MIT Press.

Worthington, A. C. & Lee, B. L. (2008), 'Efficiency, technology and productivity change in Australian universities, 1998-2003', *Economics of Education Review* 27(3), 285–298.

Apêndice A Apêndice

Figura A.1: Comparação entre as distribuições dos escores de eficiência entre os modelos com e sem *bootstrap* entre 2009 e 2012

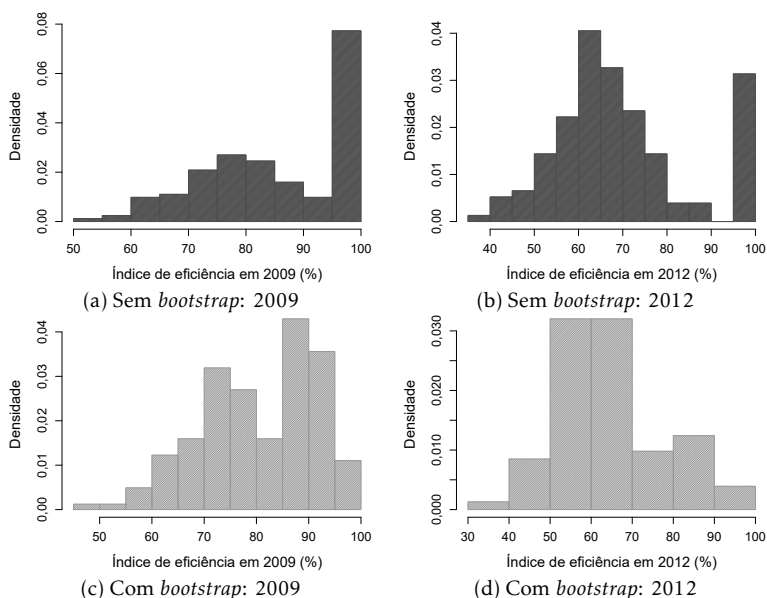


Tabela A.1: Estatísticas descritivas para as variáveis explicativas usadas no modelo de regressão

Variável explicativa	2009		2012		Diferença	
	Média	DP	Média	DP	Valor	p-valor
Percentual de alunos da cor negra	6,990	10,960	6,630	8,080	-0,360	0,734
Percentual de alunos que recebem apoio social da instituição	3,180	13,320	5,910	18,990	2,730	0,128
Percentual de pais dos alunos com ensino primário incompleto	31,810	20,750	26,690	16,480	-5,120	0,014
Percentual de mães dos alunos com ensino primário incompleto	26,850	19,450	20,420	15,520	-6,430	0,001
Percentual de alunos matriculados no turno da noite	80,520	34,200	78,360	35,210	-2,160	0,567
Percentual de alunos com renda familiar com 6 salários mínimos ou mais	43,250	22,810	42,800	22,080	-0,450	0,857
Percentual de alunos que estudaram o ensino médio em escola pública	59,860	26,340	57,140	25,440	-2,720	0,341
Salário do economista relativo a outras profissões	2,850	1,470	2,760	1,200	-0,090	0,550
Salário-hora do economista	23,030	9,580	23,500	9,670	0,470	0,654
Participação do economista na força de trabalho (por 10 mil trabalhadores)	18,760	10,900	19,230	10,570	0,470	0,686
Reputação da IES (Índice Geral de Cursos)	2,610	0,660	2,810	0,720	0,200	0,009
Nota do ENADE: formação geral	48,440	10,160	44,270	7,060	-4,170	0,000
Média da idade do corpo docente	44,790	5,140	45,480	4,480	0,690	0,185
Percentual de docentes com bolsa de pesquisa	2,270	5,850	6,260	14,180	3,990	0,001
Razão docente-servidores técnicos da IES	1,610	1,340	1,410	0,790	-0,200	0,085
Percentual de alunos que acham a infraestrutura inadequada do curso	24,340	22,590	19,310	19,660	-5,030	0,032
Total de alunos ingressantes na IES	4267,570	9139,050	5679,850	14786,210	1412,280	0,294
Tempo de criação do curso de graduação	38,230	18,720	39,840	19,510	1,610	0,451
Percentual de instituição pública	33,710	47,400	42,680	49,610	8,970	8,869
Percentual de departamentos na Região Norte	8,430	27,860	7,320	26,120	-1,110	70,401
Percentual de departamentos na Região Nordeste	15,170	35,970	15,850	36,640	0,680	86,175
Percentual de departamentos na Região Sudeste	42,700	49,600	43,900	49,780	1,200	82,276
Percentual de departamentos na Região Sul	23,600	42,580	24,390	43,070	0,790	86,401
Percentual de departamentos na Região Centro-Oeste	10,110	30,230	8,540	28,030	-1,570	61,728
Percentual de departamentos na capital estadual	46,630	50,030	47,560	50,090	0,930	86,357
Observações	163,00		152,00			

Fonte: Elaboração própria.

Tabela A.2: Lista dos 20 Departamentos de Economia mais e menos eficientes em 2012, pai-nel balanceado (132 observações por ano), dados ordenados pelo escore de eficiência técnica sem viés (DEA-S *bootstrap*)

	Mais eficientes				Menos eficientes				
	IES	UF	θ_{bc}	Var.(%)	IES	UF	θ_{bc}	Var.(%)	
1,00	FECEA ^C	PR	96,98	8,91	113,00	UESB ^C	BA	52,61	-32,81
2,00	FIP ^C	PB	96,23	10,88	114,00	FAE ^C	PR	52,52	-33,42
3,00	UNEMAT ^C	MT	96,16	36,20	115,00	UCPEL ^C	RS	52,42	-26,23
4,00	UVV [*]	SP	84,59	-1,99	116,00	CIESA ^D	AM	52,35	-14,70
5,00	UFRJ [*]	ES	84,55	-11,72	117,00	UNISANT ^C	SP	51,51	-22,97
6,00	IBMEC [*]	RJ	84,16	-3,40	118,00	UESC ^C	BA	51,12	-28,43
7,00	UNESP [*]	MG	84,11	-11,07	119,00	UFS ^C	SE	50,54	-22,26
8,00	PUCSP ^{*,1}	SP	83,35	-4,78	120,00	UEL ^C	PR	49,97	-42,01
9,00	UFC ^{*,2}	CE	82,40	-5,06	121,00	FEC-FAAP ^C	SP	49,66	-26,99
10,00	EBEF [*]	RJ	82,31	-7,39	122,00	UFMG ^C	PB	48,25	-46,62
11,00	UNESC [*]	CE	81,54	-5,76	123,00	UNIR ^C	RO	48,11	-26,83
12,00	URCA ^{*,3}	SC	81,37	-10,42	124,00	UFRPE ^{C,4}	PE	48,07	-21,99
13,00	UCAM [*]	RJ	81,36	10,99	125,00	UNISO ^C	SP	47,89	-23,54
14,00	FESURV [*]	MG	81,16	-6,30	126,00	UFES ^C	ES	47,15	-35,08
15,00	N.PAIVA ^C	RJ	81,12	3,26	127,00	UFRRJ ^C	RJ	43,81	-40,93
16,00	CESVA [*]	DF	81,05	-6,17	128,00	UNITAU ^D	SP	43,38	-44,10
17,00	UNB [*]	RS	80,93	-6,96	129,00	FOC ^C	SP	42,17	-47,01
18,00	UFRGS [*]	GO	80,80	43,88	130,00	FURG ^C	RS	40,67	-48,07
19,00	FIVJ [*]	MG	78,40	-13,50	131,00	UFMS ^C	MS	39,45	-55,70
20,00	UNINILT. ^D	AM	77,93	-2,86	132,00	UEFS ^C	BA	34,69	-48,26

Elaboração própria.

Nota: Var.(%) refere-se a variação da eficiência entre 2009 e 2012.

Legenda: tipo de retorno de escala em 2012, C=Crescente, *=Constante e D=Decrescente; nome do município para os casos de IES com mais de um departamento: 1=São Paulo; 2=Fortaleza; 3=Criciúma; 4=Recife.

N.PAIVA=NEWTON PAIVA; UNINILT.=UNINILTONLINS; UNISANT.=UNISANT'ANNA

BIOFUELS AND FOOD: CAN BRAZILIAN ETHANOL PRODUCTION AFFECT DOMESTIC FOOD PRICES?

DANIEL HENRIQUE DARIO CAPITANI *

Resumo

O crescimento na produção de biocombustíveis tem promovido um debate sobre seus efeitos na segurança alimentar, objetivando o presente trabalho a avaliar os possíveis impactos da produção brasileira de etanol sobre os preços domésticos de alimentos. Para isso, utiliza-se um modelo autorregressivo estrutural com correção de erros (VECM), incluindo, também, o preço internacional do petróleo e a taxa de câmbio. Os resultados apontam para uma baixa influência do etanol sobre os demais preços, inferior ao do petróleo e taxa de câmbio. Os choques simulados nos preços do etanol não apontam influências significativas sobre outros preços. Neste sentido, os possíveis efeitos adversos da produção de biocombustível não se aplicam ao Brasil.

Palavras-chave: Biocombustíveis; Etanol; Cana-de-açúcar; Análise de Preços; Modelos autorregressivos.

Abstract

The increasing production of biofuels has promoted a debate on the effect of biofuels on food prices. This paper examines the impact of Brazilian domestic ethanol production on several local agricultural food commodities, using a structural autoregressive model with error correction (VECM). Other variables are included in the model, such as oil prices and exchange rate. Overall, results indicate that Brazilian ethanol has a low impact on domestic food commodity prices, even less than impacts of oil and exchange rate. Simulated price shocks for ethanol do not seem to have significant influence overestimated commodity prices. Results suggest that concerns expressed in the biofuel-food debate have little relevance in the Brazilian ethanol context.

Keywords: Biofuel; Ethanol; Sugarcane; Price Analysis; Autoregressive Model.

JEL classification: C32, Q02, Q11, Q16.

DOI: <http://dx.doi.org/10.11606/1980-5330/ea124294>

* Assistant Professor, School of Applied Sciences, University of Campinas (FCA/UNICAMP).
Email: daniel.capitani@fca.unicamp.br.

1 Introduction

The prices of agricultural commodities have exhibited significant increases since the early 2000s. For many commodities, international prices reached near or at record levels over the period. Simultaneously, biofuel production has expanded around the world. The two most important producers, USA and Brazil, had a remarkable increase in their ethanol production during the 2000-2015. USA corn ethanol production grew from 15 billion liters to 65 billion liters, while Brazilian sugarcane production increased from 10 to 29 billion liters (RFA, 2015; UNICA, 2015). In addition, Brazilian biodiesel production expanded from 0.7 billion liters to 4 billion liters from 2005 to 2015 (ABIOVE 2016).

The rise in biofuel production resulted from policies in the industrialized countries since 1990-2000s which actively supported domestic biofuel industries in order to achieve energy security and to develop a direct substitute for fossil fuels. The major purpose of these policies was to reduce the use of fossil fuels and, consequently, greenhouse gas emissions. However, many tradeoffs from biofuel increases were pointed out in order to understand the benefits of the change from fossil fuel to biofuels use. As result of these concerns, sustainability became an essential condition for the long-term feasibility of biofuels and for public support for biofuels (Elbehri et al. 2013).

One of these questions has stimulated the food vs. fuel debate and raised questions about the potential contribution of biofuels to the increasing of food prices (Hochman et al. 2011, Chen & Khanna 2013). The biofuel-food correlation prompted several studies to assess the possible increases in biofuel production, prices, and their effect on the price of food commodities (Vacha et al. 2013). In high-income countries, however, with crops comprising a small share of the final cost of food in the consumer basket, the impact of biofuels on food prices tends to be smaller in terms of consumer budget constraints than in low-income countries, where expenditure on less processed food is higher, while income levels are lower (Hochman et al. 2011)

The most important research questions relating to the development of biofuels are based on economic modeling of direct and indirect land use change (LUC, iLUC) or focused on commodity price relationships concerned with understanding the impact of increased biofuel production and consumption (Serra & Zilberman 2013, Kristoufek et al. 2014). Thus, the relationships between food, energy, biofuels, and commodity prices have become a pertinent topic for discussion and accurate analysis regarding the sustainability of biofuel production emerging from several studies in different markets (Timilsina et al. 2011, Vacha et al. 2013, Kristoufek et al. 2014).

Overall, most of the economic studies have focused their analysis on the USA corn ethanol market using a partial equilibrium model to assess LUC and iLUC impacts, or estimating econometric models to evaluate relationships between prices of ethanol, feedstocks and fossil fuels. However, few studies have assessed biofuel and food price associations in the emerging markets, where food security issues are more relevant. In Brazil, despite traditional ethanol production and the recent expansion of sugarcane cropland, a small number of studies have been conducted which mostly assess the impacts of LUC and iLUC (Nassar et al. 2011, Chen & Khanna 2013, Nuñez et al. 2013).

Other studies have had the central proposition of assessing price linkages in the Brazilian ethanol market using alternative statistical or econometric

models and have limited their analysis to ethanol, gasoline, oil, and sugar (Rapsomanikis & Hallam 2006, Balcombe & Rapsomanikis 2008, Drabik et al. 2015, Kristoufek et al. 2015). Thus, there is a gap in research, namely studies proposing the inclusion of other important variables in an econometric time series model to explain the dynamics of ethanol and food prices at a domestic level. This is relevant, considering the number of food commodities which are produced near sugarcane croplands in Brazil. Furthermore, many of these food commodities are largely exported. Therefore, the model demands the inclusion of new variables to capture the particular dynamics of this market.

Regarding concerns about potential effects of biofuel production on food and energy, especially in the developing countries, the objective of this paper is to assess the impact of sugarcane ethanol prices on the price of major crops and food commodities in the Brazilian market. The empirical discussion will rely on the study of sugarcane expansion since the establishment of a bi-flex fuel vehicle fleet in 2003, which encouraged the increase in sugarcane cropping, mostly destined for hydrous ethanol production. Brazil is the largest sugarcane producer in the world, and the biggest sugar and ethanol exporter. In the past few decades, domestic production was concentrated in the Southeast, substantially in Sao Paulo State East and central areas. Recently, production has expanded to other areas in Sao Paulo and other nearby states, especially the Midwest, to traditional extensive agricultural land with crops and cattle production. Thus, investigation of the hypothetical effects of sugarcane ethanol production on regional food prices and production is required.

Results of this study can provide a more comprehensive analysis of the relationship between commodity prices and biofuels in one of the most important bioethanol markets in the world. The findings of this investigation can contribute to those of other recent studies concerning the biofuel and food debate, and give a better understanding of the impact of biofuels on Brazilian domestic food commodity prices. The inclusion of food prices for commodities largely produced in Brazil, as well as the exchange rate and oil prices in a structural auto-regressive model with error correction can help to explain the dynamics of agricultural commodities prices in Brazil, as well as contributing to an understanding of the particular consequences for this market of rapid ethanol expansion.

2 Background

The food crisis of 2008 generated a large number of studies examining the causes of peaks in food commodity prices. The growing importance of the biofuels vs. fuel debate has encouraged research interested in the most relevant markets. Initially, several studies proposed an impacts assessment of US corn ethanol production on crop production and food commodity prices (Rajagopal et al. 2007, Sexton et al. 2008, Ajanovic 2011, Zhang et al. 2010, Hochman et al. 2012, Serra et al. 2011b). One of the first studies that proposed an investigation of the increase of US corn ethanol (Rajagopal et al. 2007) employed a conceptual microeconomic model with a back-of-the-envelope estimate of wealth transfers resulting from US ethanol production. The study concluded that the partial government subsidies for corn used for ethanol production were balanced by a positive net energy balance in comparison to gasoline production. However, the authors warned of the socioeconomic impact

of biofuel production that is largely dependent on the adoption of technology and management of different biomass and crop supply chains.

Sexton et al. (2008) estimated the impact of USA ethanol production on food and fuel markets and their effects on welfare. The authors developed a global multi-market partial equilibrium model which considered two regions (USA and the rest of world) and comprised of corn, soybean, biofuel and gasoline markets. The different scenarios using 2007 data led to the conclusion that US ethanol production had significantly reduced gasoline prices, but had simultaneously contributed to international food shortages, warning of the need to adopt new technologies and increase the yield of crops used for biofuel production.

Hochman et al. (2012) developed a partial equilibrium model to quantify the influences of biofuel production on increasing food prices during the period of 2001-2008, including the food commodities inventory. The study showed that, if inventory effects were not taken into account, the impact of biofuel production and several other factors on food commodity prices inflation would be overestimated. The estimated empirical model pointed out that if the inventory is properly accounted for, the external impact on food prices exhibits a significant reduction. The study also revealed that other factors, such as speculation, trade policy and weather shocks, might be partly responsible for food price inflation and should be taken into account.

To understand the relationship between corn, ethanol, gasoline, and oil prices in the USA market, Serra et al. (2011b) estimated an autoregressive vector model and the long-run price relationships. The study found that both corn and gasoline prices partly explain domestic ethanol prices, suggesting that corn biorefineries may suffer losses if the price of ethanol does not fully adjust to the eventual rise in corn prices. Zhang et al. (2009) developed a similar study, applying multivariate autoregression estimators to assess the volatility of wholesale prices of ethanol, corn, soybeans, gasoline, and oil in the USA market using data from 1989 through 2007. In general, the results indicate that gasoline prices influence oil and ethanol prices, while ethanol prices may only have short-term effects on agricultural prices, not long-term.

However, as shown, discussion in the published literature is generally unclear concerning the effects of ethanol on other commodity markets, which is probably a consequence of using several methodological approaches with different assumptions and modeling calibrations, resulting in different conclusions (Hochman et al. 2011, Zilberman et al. 2012, Vacha et al. 2013). Thereby, the interest in the biofuel production tradeoffs can be associated with the possible impact on food commodity prices and, consequently, over food security in developing countries. Therefore, the importance of emerging markets in ethanol production, such as Brazil, associated with the low number of studies focused on these markets has prompted research to further the understanding of how biofuel production can affect domestic crops-food production and prices in the second largest ethanol producer in the world.

The economic impact of sugarcane expansion in Brazil has been discussed in a few studies using different methodological approaches. For example, Nassar et al. (2011) discussed the main methodologies used to quantify aspects of changed land use resulting from the expansion of biofuel production. This study highlighted the problem of models that focus on GHG emissions related to the agricultural sector, rather than emphasizing on biofuel production. Following these results, it is apparent that many studies have discussed and/or

applied partial equilibrium models to assess aspects of land use change in crop production, pastures and forest. Chen & Khanna (2013) investigated the major effect of biofuel policies on USA food prices using a multi-market and multi-period equilibrium model. Nuñez et al. (2013) investigated biofuel policies in Brazil and USA and developed a mathematical model to estimate the impact of biofuel mandates and trade distortions on land use, agricultural commodity and transportation fuel markets, as well as on the global environment. Martinez et al. (2013) proposed an investigation of the socio-economic impact of bioethanol production in the Brazilian Northeast using an input-output model concerned with estimating the added-value, imports and employment derived from increased regional biofuel production. Other studies have proposed a detailed examination of the long-term relationship between domestic food prices and ethanol production in Brazil, especially ethanol, gasoline, sugar, and oil prices (Rapsomanikis & Hallam 2006, Balcombe & Rapsomanikis 2008, Serra 2011, Serra et al. 2011a, Kristoufek et al. 2015).

As with previous studies of other markets, price analysis research studies have dealt with price transmission and causality effects on the food-biofuels system. Attempts to theoretically model the food-biofuels price relationship are relatively new and have generally focused on evaluating patterns in price levels. Time series models may be useful for predicting the signs, price behavior and relative magnitude of the impact, rather than partial equilibrium models, that differ in terms of complexity and underlying assumptions. In addition, some general statistical properties of time-series dynamics should be considered to provide accurate price forecasts (Serra & Zilberman 2013). A central property of time-series is that the dynamics of a system of variables may be characterized by the existence of a long-term relationship and a built-in tendency to adjust to this equilibrium (Chen et al. 2010, Serra & Zilberman 2013).

The price level interaction between biofuels and commodity markets has mainly focused on the US biofuel market, using different data and periodicity. Most of these studies have examined the association between biofuels and feedstock prices also using fossil fuel prices. The most common methodological approaches used in studies focused on the US market are cointegration analysis, Granger causality test, as well as the estimation of a Vector Autoregressive Model with errors correction (VECM) (Serra & Zilberman 2013).

Rapsomanikis & Hallam (2006) conducted the first study involving price analysis of the Brazilian biofuel market using non-linear versions of error-correction models to understand sugar-oil and ethanol-oil relationships, finding that crude oil drives long-term prices of ethanol and sugarcane in Brazil. A similar study by Balcombe & Rapsomanikis (2008) investigated the long-run relationship between ethanol, sugar and oil prices. Their findings pointed out to the influence of oil prices on ethanol and sugar prices, as well as the effect of sugar prices on domestic ethanol prices. The conclusions of the study suggest that biofuels do not appear to have any significant impact on commodity prices in this market.

Serra et al. (2011a) assessed volatility spillovers in Brazilian ethanol, oil and sugar markets. Their findings suggest that volatility transmission directions are from oil and sugar markets for the ethanol market. Another study aimed at understanding oil-sugar-ethanol price transmissions in Brazil was developed by Serra (2011), using nonparametric correction to time series esti-

mations they also found that oil and sugar prices drove ethanol prices in one direction.

Kristoufek et al. (2015) used a wavelet coherence methodology to investigate the relationship between ethanol and feedstock prices in the USA and Brazil. This method enables the discovery of price connections and their evolution simultaneously, as well as the frequency domain in both markets. The study showed that, even in USA and in Brazil, there was a long-run relationship between ethanol prices and its feedstock or substitute (corn and sugar prices), being strong and stable in time. As in the other studies, the authors identified that feedstocks drove ethanol prices both in the short- and long-term.

Despite the heterogeneity of the modeling reported in the literature, even among studies that estimated distinct econometric models, it is noted that previous studies using econometric background essentially included few variables directly related to ethanol production as the main feedstocks (e.g. corn and sugarcane) and close substitute goods (gasoline, oil and sugar). Furthermore, the analysis of food and biofuel competition in emerging countries, such as Brazil, are less frequent, more homogenous and indicate the absence of important variables that may contribute to a better understanding of the dynamics of domestic food commodity markets.

Taking this into consideration, this research proposes to bring new elements to the discussion, focusing on Brazil, an emerging country and second largest ethanol producer in the world. Thus, this study aims to support and shed new light on elements of the biofuel vs food debate, especially in the emerging markets, since the measurement of possible impacts of ethanol production on several food markets, including the most relevant grain and protein domestic markets, as well as those crop/livestock areas that are closest to the expanding sugarcane area. In addition, the study investigated other important variables that may affect food prices in Brazil, such as oil prices and exchange rates, estimating all variables together in a structural autoregressive model with error correction.

3 Methods

This study uses a times-series framework for the analysis of fuel and agricultural prices, proposing a methodological approach that comprises cointegration analysis and the estimation of a Structural VECM, consisting of a system of simultaneous equations that enable the dependency relationships between the variables to be obtained. Furthermore, this method can provide a variance decomposition of forecast errors, as well as estimate structural shocks through an impulse-response function from a structured contemporaneous relationship matrix, as proposed by Sims (1986) and Bernanke (1986).

The impulse-response function provides the forecast of impulse elasticities for k futures periods. The elasticities represent the behavior of price variables following shocks in one variable based on their past and current errors, enabling forecast of the path of simultaneous shocks under the system variables. The variance decomposition of predictable errors helps the understanding of the portion of each variable in the explanation of the others, showing the evolution of their dynamic behavior and enabling the determination of the predictable errors that can be explained by the variable itself, as

well by the others (Enders 2004). Further, the Structural VECM improves the autoregressive vector with errors correction estimation for the contemporaneous relationship of the variables system, allowing an indication of the proper number of matrix restrictions, regarding the economic theory, and the restriction of maximum number of contemporaneous restrictions (Hamilton 1944). The structural VECM consists of a structural VAR with errors correction. The SVAR is represented by the following equation:

$$B_0 x_t = B_1 x_{t-1} + B_2 x_{t-2} + \dots + B_p x_{t-p} + e_t \tag{1}$$

where x_t is the vector of each system variable; B_j are the matrices ($n \times n$) for each j ; B_0 is the matrix of contemporaneous relationships; and e_t is a vector $n \times 1$ of orthogonal shocks where the components are not serially correlated.

The errors corrections are considered in the SVAR if the cointegration analysis points to the existence of a long-run relationship in the simultaneous variables system. The cointegration analysis adopted is based on the methodological approach proposed by (Johansen 1988). The Johansen test is indicated on models with two or more variables. This test provides the ranking of a number of cointegration vectors and can be expressed by the following equation:

$$\Delta y_t = \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta y_{t-i} + \Pi y_{t-1} + \mu + \psi d_t + \epsilon_t \tag{2}$$

where y_t is a vector ($k \times 1$) of variables $I(1)$; ϵ_t ($0, \Sigma$) and $E(\epsilon_t \epsilon_s') = 0$ for each t different than s ; and d is vector of binary variables to capture the stationary variation.

The Johansen test, as well as the VECM, are applied to combinations of ethanol prices and agricultural commodity prices as the feedstock that represents some of the most important agricultural markets in Brazil. Also, other important variables that can affect domestic commodity prices are included, such as international oil prices and the exchange rate.

The cointegration test must be preceded by a test of nonstationarity for each individual variable under consideration. For this study, the augmented Dickey-Fuller (ADF) unit root test was considered. The test is generated from the following regression:

$$\Delta y_t = \alpha + \beta_t + \eta y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \phi_i \Delta y_{t-1} + e_t \tag{3}$$

where y_t is the variable assessed; α is a constant; β is the coefficient on a time trend; p is the lag order of the autoregressive process; and e_t is the stochastic term of white noise. In addition, the GLS transformed Dickey-Fuller test (DF-GLS) is employed. The procedure for the DF-GLS unit root test is efficient in terms of power, using the transformed data to perform a usual ADF unit root test (Ng & Perron 2001).

4 Empirical Model

One of the advantages of the autoregressive vector model is the low degree of requirement of theoretical restrictions under its structure, i.e., it is required only the specificity of the variables groups that interact into the system and

the determination of the lag criteria to obtain the variables interaction dynamics. In addition, the Bernanke and Sims decomposition 6 of the Structural autoregressive vector enables to estimate only the proper variables interactions into the system, according to the model restrictions.

Therefore, the empirical model used in the SVAR with error correction model admits that food commodity prices (dependent variables) may be affected by ethanol prices (independent variable). Consequently, the contemporaneous relationship adopts these propositions. However, considering the importance of international, prices on the cost of production of commodities, the proposed model also takes into account the possible effect of this fossil fuel over food commodity prices. Additionally, the large volume of Brazilian commodity exports within a scenario of high volatility in the exchange rate, the model also considers the Brazilian Real/US Dollar exchange, especially to explain the commodity group traded on the international market. Therefore, the model premises are that ethanol may affect all food commodity prices, oil prices may influence the cost of production of some commodities, and the exchange rate can have significant effects on some large-volume traded commodities. Thus, the summarized structured multi-regression system estimated using SVAR modeling is expressed as:

$$P_i^{food} = \beta_1 + \beta_2 P_i^{ethanol} + \beta_3 P_i^{oil} + D_1 + D_2 + \epsilon_i \quad (4)$$

$$P_i^{trade\ food} = \beta_1 + \beta_2 P_i^{ethanol} + \beta_3 P_i^{oil} + \beta_3 P_i^{exchange\ rate} + D_1 + D_2 + \epsilon_i \quad (5)$$

P_i^{food} represents whole food commodities in the estimated system; $P_i^{trade\ food}$ represents the food commodities that may be mostly affected by the exchange rate; D_1 and D_2 are two *dummy* variables for better adjustment of the model, with D_1 representing the positive peak of international food prices, and D_2 the period of Brazilian federal intervention policies concerning domestic gasoline prices. Note that this multi-equation system requires other equations changing the ordination of dependent and explanatory variables, as well as the introduction of their lag criteria.

Thus, in addition to the general regressions expressed above, the SVAR estimates other particular regressions, including some variables that may have strong relationships, such as sugar and oil prices over ethanol prices, and soybean over corn prices.

5 Data

Data for the empirical analysis consist of monthly domestic cash prices of: ethanol and sugar prices in Sao Paulo State; the most important agricultural commodity markets near the Sao Paulo sugarcane area; oil; and the Brazilian exchange rate. All agricultural commodity prices were obtained from the Center for Advanced Studies and Applied Economics of the University of Sao Paulo (CEPEA) for the period from February 2004 through February 2016 (145 observations). In addition to ethanol prices (hydrous), the model included sugar, soybeans, corn, wheat, rice, cassava (starch), and cattle (livestock). In addition, the model comprised the international oil prices (Europe Brent spot price) and the real exchange rate between Brazilian Real and the

US dollar. Two *dummy* variables are used. The first, relating to the periods of peaks in international commodity prices during 2008-2009, was to control the impact of exogenous issues on commodity price behavior. The second *dummy* variable relates to the period 2011-2016 which included the intervention by the Brazilian government in gasoline prices and suppressing the regular (free) volatility in the domestic ethanol prices, especially the positive price deviations¹.

6 Results

Before exploring the main findings from the time series models estimation, a chart analysis is presented to illustrate the behavior of commodity and fuel prices² during the period of 2004-2016 (Figures 1 and 2). Overall, agricultural commodity prices in Brazil had similar trade behavior during the periods considered in this study (Figure 1). Most prices exhibited an abnormal increase through 2007-2009, which results from the general increase in international commodity prices. Sugar and cassava prices exhibited higher volatility over the period, but not necessarily behaving in the same way as other prices. The ethanol prices showed a peak during the first quarter of 2011, but generally has less volatility than other prices (Figure 2). An important observation is the increase in ethanol prices during 2015-2016, after years of strong federal intervention in gasoline prices.

For the price series stationarity analysis, the augmented Dickey-Fuller unit root test was employed to assess the null hypothesis of the unit root in each variable. The price series were transformed to a logarithm basis and tested for the existence of a unit root. The test statistics supported the presence of a unit root in the level data indicating non-stationarity in each of the price series³. After testing the same procedure with the inclusion of one difference in the price series, the results suggest the lack of a unit root with 99% confidence level for each series. The Dickey-Fuller test results are shown in Table 1 and 2, for ADF and DF-GLS unit root test.

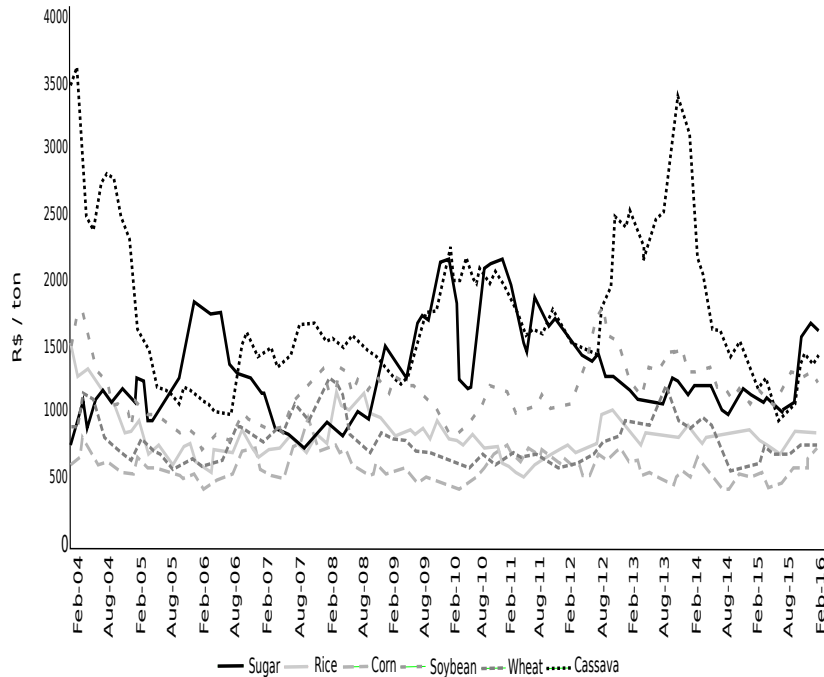
The Johansen trace test applied to combination of fuel prices, agricultural prices and exchange rate detected the presence of a long-run relationship between them⁴. The results pointed to the presence of three cointegration vectors at the 5% significance level (Table 3). To investigate the long-run relationship between the variables, as well as their particular short-run interactions, the VECM was estimated.

¹Another series of agricultural prices were initially considered, such as anhydrous ethanol, sugarcane and nearby markets of orange juice, dairy (milk), broiler and pork. However, some of the price series were at a stationary level (e.g. anhydrous ethanol, sugarcane, orange juice and dairy products) and their use was not applicable. Moreover, in order to attend statistical properties of the autoregressive model, the decision points out not to use sugarcane, broiler and pork prices, once the identification of cointegration and unidirectional causality of cattle prices in both broiler and pork prices, and from hydrous ethanol and sugar prices on sugarcane prices.

²Grain and cereals prices (R\$/tons) deflated by general price index (IGP-DI). Note that time series estimations uses logarithmical from these prices, although Figures 1 and 2 indicate real prices at original scale.

³The exceptions were corn (ADF and DF-GLS tests) and rice prices (ADF test) only with interception, at 5% significant level. The others ADF and DF-GLS tests in level for both corn and rice suggest nonstationarity for these prices.

⁴Lag length determination test suggests the use of one lag in the estimation of the Johansen test, as well as in the VECM.



Source: CEPEA (2016)

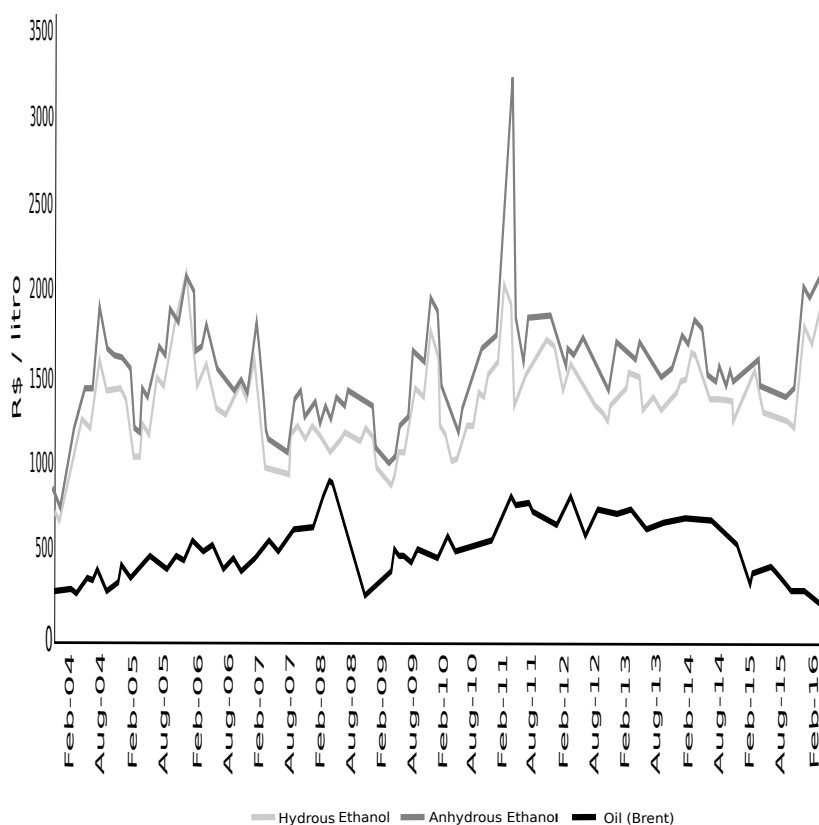
Figure 1: Monthly cash prices for agricultural crops in Brazil, 2004-2016

Table 1: Results from ADF unit root test for each variable

	τ_τ	Prob	τ_μ	Prob τ	Prob	$\Delta\tau$	Prob	Lags
Cassava	-2,789	0,204	-2,771	0,065	-0,731	0,398	-7,339*	0 3
Corn	-3,065	0,119	-3,112	0,028**	0,022	0,688	-8,852*	0 1
Cattle	-2,789	0,204	-1,300	0,629	0,560	0,836	-9,642*	0 1
Hydrous Ethanol	-2,882	0,172	-2,769	0,065	0,537	0,831	-6,057*	0 7
Rice	-3,287	0,073	-3,425	0,018**	-0,773	0,380	-9,794*	0 3
Soybean	-3,092	0,112	-2,657	0,084	-0,533	0,484	-8,784*	0 1
Sugar	-2,463	0,346	-2,429	0,136	0,217	0,748	-8,460*	0 2
Wheat	-3,093	0,112	-2,345	0,159	-0,511	0,494	-6,232*	0 3
Oil	-1,448	0,843	-1,933	0,316	-0,227	0,603	-8,884*	0 1
Exchange Rate	-0,802	0,962	-0,687	0,846	0,756	-7,722*	0	1

Source: Research data.

* Significant at 1% level; ** Significant at 5% level.



Source: CEPEA (2016), ANP (2016)

Figure 2: Monthly cash prices of fuels in the Brazilian market, 2004-2016

Table 2: Results from DF-GLS unit root test for each variable

	τ_τ^a	τ_μ^b	$\Delta\tau_\tau^a$	$\Delta\tau_\mu^b$	Lags
Cassava	-1,868	-1,047	-7,215*	-5,038*	3
Corn	-2,474	-2,404**	-8,767*	-8,513*	1
Cattle	-2,162	-1,205	-9,527*	-9,012*	1
Hydrous Ethanol	-2,904	-1,177	-4,437*	-2,836*	1
Rice	-1,171	-0,500	-3,577*	-3,604*	2
Soybean	-2,169	-1,687	-5,931*	-4,033*	1
Sugar	-2,113	-1,040	-4,580*	-2,735*	2
Wheat	-2,915	-1,651	-5,462*	-5,580*	2
Oil	-1,082	-1,078	-8,815*	-6,822*	1
Exchange Rate	-0,554	-0,787	-8,120*	-7,478*	1

Source: Research data.

a: Critical values at 1% and 5% respectively -3.530 and -2.988.

b: Critical values at 1% and 5% respectively -2.581 and -1.943.

* Significant at 1% level; ** Significant at 5% level.

Table 3: Results from Johansen cointegration test to the general model

$H_0 : (p-r)$	$H_A : r$	Eig. Value	Trace	Trace *	Frac95	P-value	P-value *
10	0	0,920	598,454	576,176	239,121	0,000*	0,000*
9	1	0,369	234,039	226,287	197,220	0,000*	0,001*
8	2	0,307	167,709	162,835	159,319	0,015**	0,031**
7	3	0,281	114,926	112,047	125,417	0,186	0,249
6	4	0,175	67,422	66,000	95,514	0,801	0,839
5	5	0,111	39,652	38,971	69,611	0,949	0,958
4	6	0,070	22,676	22,374	47,707	0,962	0,966
3	7	0,046	12,281	12,164	29,804	0,918	0,922
2	8	0,022	5,469	5,438	15,408	0,758	0,761
1	9	0,015	2,237	2,232	3,841	0,135	0,135

Source: Research data.

* Significant at 1% level; ** Significant at 5% level.

A VECM specifies the short-run dynamics of each price series from a framework that is related to a long-run equilibrium relationship. The first results from the estimation of a structural VECM consist of a matrix of contemporaneous relationships that provide the outputs according to the previous coherent economic structure of each variable's relationship inside the VECM.

Basically, the structure of the VECM was based on a simulation of the influence of ethanol and sugar prices on all crop prices. Also, it is assumed that ethanol and sugar prices affect each other. Another assumption is that oil price is an important variable that can affect all agricultural prices once it impacts the cost of agricultural inputs. The exchange rate is an important variable to be tested against some agricultural prices, especially those with a large interaction in Brazilian international trade, such as exported commodities (soybeans, corn and sugar) and imported commodities (wheat). Finally, some specific interactions may be considered, such as the close association between soybean and corn prices. Finally, as previously mentioned, two *dummy* variables were considered as exogenous variables⁵.

The estimated coefficients of the influence of simulated variables are expressed in the contemporaneous relationship matrix (Table 4)⁶. Overall, six out of twenty estimated coefficients are statistically significant. Supposing a shock to ethanol price, only rice is statistically significant, exhibiting a price increase if the ethanol price increases. Three of five simulated shocks to the exchange rate are significant. Sugar, wheat and soybean reacted significantly to shocks to the exchange rate. Simulated shocks to oil prices only appear to be significant in terms of soybean prices. In addition, soybean price shocks were statistically significant in terms of corn prices, as expected. Non-simulated shocks to sugar were significant, suggesting a weak association of this commodity with other food commodity prices.

Despite the small number of statistically significant coefficients, none of the estimated coefficients and their standard deviations exhibited large ampli-

⁵The *dummies* consider the adjustment for high agricultural commodity price increases during 2008-2009 and the government intervention in gasoline prices since 2011.

⁶After Structural VECM estimation, three residue tests were applied. First, the Breusch-Godfrey autocorrelation test suggests no serial correlation between residues in the first lag. Second, the joint variables Jarque-Bera normality test shows that residues are normally multivariate. Third, the joint White heteroskedasticity test (not including cross terms) indicated the homogeneity of residue variance, i.e. random variables are homocedastic. Results are available on request.

Table 4: Estimated coefficients in the contemporaneous relationship matrix

Shocks From	On	Expected Signal	Estimated Coefficients	Std. Error	Signif. Level
Sugar	Ethanol	+	-0,316	0,802	0,693
Oil	Ethanol	+	0,190	0,164	0,246
Ethanol	Sugar	+	0,546	0,443	0,217
Oil	Sugar	+	0,044	0,103	0,667
Exchange Rate	Sugar	+ or -	-0,377	0,193	0,051***
Ethanol	Rice	+	0,107	0,057	0,058***
Ethanol	Cattle	+	0,059	0,036	0,106
Exchange Rate	Cattle	+ or -	-0,078	0,090	0,391
Ethanol	Corn	+	0,087	0,056	0,117
Soybean	Corn	+	0,714	0,101	0,000*
Oil	Corn	+	0,029	0,066	0,662
Exchange Rate	Corn	+ or -	0,013	0,156	0,936
Ethanol	Soybean	+	-0,061	0,046	0,190
Oil	Soybean	+	0,165	0,053	0,002*
Exchange Rate	Soybean	+ or -	0,403	0,126	0,001*
Ethanol	Wheat	+	0,007	0,047	0,882
Oil	Wheat	+	0,082	0,053	0,125
Exchange Rate	Wheat	+	0,255	0,126	0,044**
Ethanol	Cassava	+	0,026	0,065	0,686
Oil	Cassava	+	-0,011	0,071	0,874

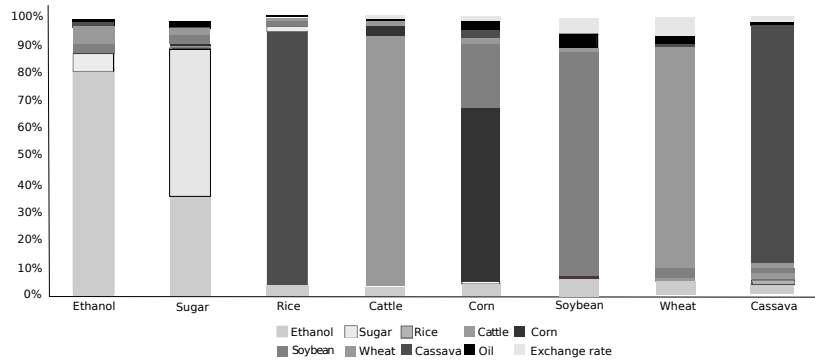
Source: Research data.

* Significant at 1% level; ** Significant at 5% level.

tudes, which indicates a reasonable adjustment in the model. The coefficient signs were mostly satisfactory, as expected. The exceptions were the negative value for the impact of ethanol on soybean prices, for sugar on ethanol and the impact of oil price on cassava. All the described exceptions exhibited negative values. In addition, the shocks of exchange rate exhibited different values with different commodities, since some of them are largely exported (sugar, soybean, cattle, corn) or imported (wheat).

In addition to the VECM estimation analysis, the assessment of the variance decomposition of forecast errors for evaluated variables produced some interesting results. Overall, variance decomposition results for crop prices exhibited similar degrees of influence of ethanol prices, oil prices and exchange rate (Figure 3). The participation of these variables in explaining crop prices was generally minor and does not seem to be largely significant. Oil prices and exchange rate had shown slight relevance to most agricultural markets. Only two commodities had more than 5% of their variance explained by exchange rate, wheat (8.2%) and soybean (6%), imported and exported in large quantities by Brazil, respectively. Oil prices explained over 5% of soybean prices (about 6.6%) only, which is the largest cropped agricultural commodity in Brazil and may be strongly affected by international oil price dynamics. Ethanol had exhibited a large association only with sugar, accounting for 35.1% of sugar variance. The other crops were explained by 5.5% (soybean) or less, also suggesting a small influence of ethanol over the explanatory variables.

From the inferences found with other commodities, sugar had little significant influence on other prices. However, soybeans prices had shown a relative importance in explaining corn prices (24.6%), and small influence over other markets, highlighting ethanol and sugar prices. Another interesting finding



Source: Research data.

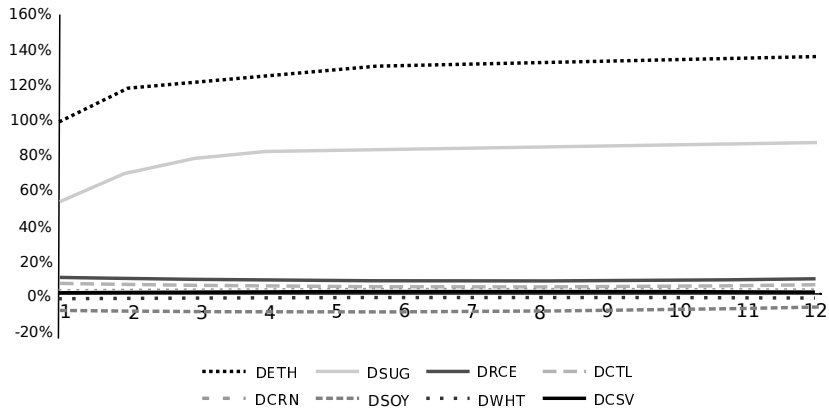
Figure 3: Commodity price average variance decomposition of forecast error

is the (small) influence of rice prices on cassava prices; corn prices on cattle prices; and cassava prices on corn prices. These isolated cases suggest that some particular agricultural markets may also be as relevant to explaining crop prices in a similar level as biofuels and oil prices, or some macroeconomic variables, such as the exchange rate. From the estimated results, it is evident that neither ethanol, oil, nor exchange rate had a strong influence over food commodity prices. In comparison to other substitute goods in some markets (e.g. ethanol and sugar; corn and soybean), these variables had weak influence over food price dynamics in Brazil.

The estimation of impulse-response functions supports most of the previous findings. Overall, there is no significant evidence of large increases in prices of commodities after positive shocks in the explanatory variables (ethanol, sugar, oil, and exchange rate). The main results are expressed in Figures 2–6, and represent the cumulative shocks from increases of ethanol, sugar, oil and soybean prices as on the exchange rate.

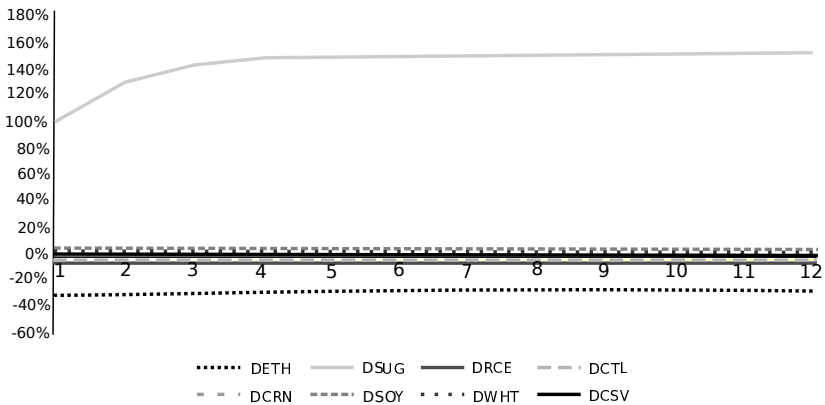
An ethanol price shock exhibited a significant impact on sugar price (Figure 4). A positive shock to ethanol price (100%) exhibited significant influence only for sugar prices (80%), besides the ethanol price itself (14%). Thus, a shock to ethanol price does not seem to affect prices of food commodities, producing small (rice, cattle and cassava), null (corn and wheat), or slight negative cumulative impacts (soybean). Similar effects were observed from a sugar price shock on other commodities (Figure 5). Sugar price itself increased about 150%. Unexpectedly, it suggested a negative effect on ethanol price (–30%) and no increase in food commodity prices. These findings may suggest that, irrespective of the reason for the fast increase in Brazilian sugarcane production (i.e. the harvest destination for sugar or ethanol production), it seems that positive shocks for both commodity prices may not have dramatic effects on the boundary agricultural markets (prices).

Following the process of shock simulation on explanatory variables, a positive shock in oil prices also showed weak effects on prices of agricultural commodities, as observed previously from the effect of shocks on ethanol and sugar prices. However, it seems to be higher than those simulated price shocks to ethanol or sugar prices. For example, wheat, soybean, corn, sugar, and ethanol exhibited a small increase, from 10% to 20% (Figure 6), especially in the first and second period after the oil shock, indicating that some agricul-



Source: Research data.

Figure 4: Impulse-response function from a given ethanol price shock



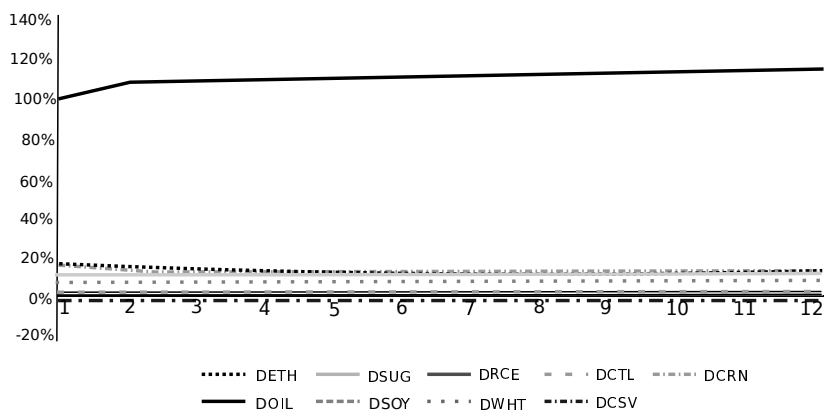
Source: Research data.

Figure 5: Impulse-response function from a given sugar price shock

tural markets tend to react quickly (but not expressively) to oil shock, by cost increases, being able to recover their market equilibrium in the short-run. In addition, there was no impact of oil prices on cattle, cassava and rice prices.

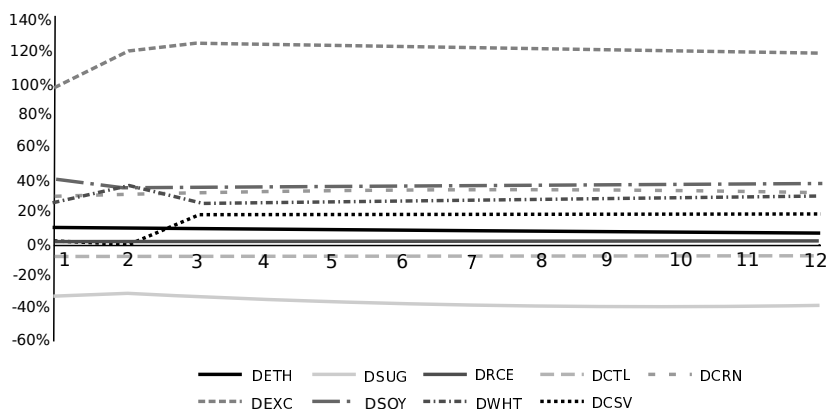
The simulated exchange rate shock caused increases in some agricultural commodity prices (as well as price volatility). Overall, a positive shock (100%) in this variable resulted in moderate price increases for soybean (40%), wheat and corn (32%), cassava (20%), and ethanol (8%), which are mostly Brazilian agricultural markets largely associated with international trade (Figure 7). In the short-run, some impacts may be greater, as observed in the simulated oil price shocks, possibly by the increasing (decreasing) the cost of production (margins). It is important to highlight an important issue concerning the Brazilian exchange rate during the period of the study. From 2004 to 2013, the exchange rate was relatively stable, exhibiting no large deviations as in earlier periods. After 2014, a significant currency devaluation affected the Brazilian exchange rate. So, the impulse-response findings suggest that moderate variations in the exchange rate may incur similar or larger impacts on Brazilian agricultural prices than fuel prices.

In addition to the most relevant variables considered to have more in-



Source: Research data.

Figure 6: Impulse-response function from an oil price shock



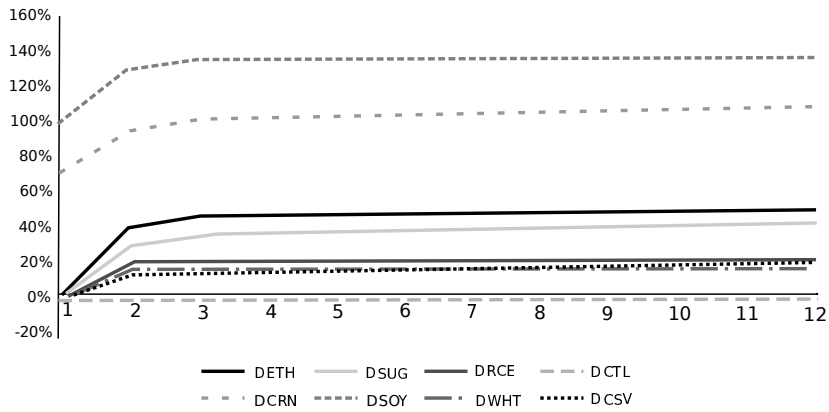
Source: Research data.

Figure 7: Impulse-response function from a given exchange rate shock

fluence over other food commodity prices, a simulated soybean price shock showed an interesting result (Figure 8). This commodity is much more relevant to explaining the increase in other prices than exchange rate, ethanol, sugar, or oil prices. A shock in soybean prices (100%) may sustain significant increases in corn prices (above 100%), as well as in domestic soybean prices themselves (135%). In addition, this shock may increase ethanol and sugar prices by 40% (the opposite was not observed, as indicated in Figure 3 and 4). The only commodity price not affected by soybean was cattle. These findings suggest that soybean, the largest volume crop harvested in Brazil⁷, may strongly influence other agricultural markets, even more significantly than other variables such as sugar, ethanol, oil, or exchange rates.

Summarizing the results presented in Figures 3–8, it is possible to note that Brazilian ethanol cannot be associated with positive price influences in regional food markets. This biofuel had even less impact on the dynamics of food prices than other commodities, such as soybean and oil, or macroeco-

⁷Brazil is the largest soybean exporter and the second largest producer. Soybean harvested area in Brazil was close to 32 million hectares in 2015, and corn and sugarcane harvested areas close to 22 million and 9 million hectares, respectively (CONAB 2016).



Source: Research data.

Figure 8: Impulse-response function from a given soybean price shock

conomic indicators, such as exchange rate. Further, results presented in Figure 3 suggest that ethanol is closely associated with sugar prices, indicating that its price is much more associated with some particular economic and technical issues inside the domestic sugarcane production chain.

7 Conclusions

The purpose of this study was to investigate the impact of the expansion of sugarcane ethanol production in Brazil on domestic agricultural/food commodity markets. In particular, this research focused on price analysis and the long-run relationships of fuels and agricultural prices. The study proposed the use of cointegration analysis, as well as the estimation of an autoregressive vector model with errors correction (VECM). The structural VECM applied for the most reasonable associations between the considered variables proposed the identification of the main causality effects from positive shocks in key independent variables, such as ethanol, sugar and oil prices, and exchange rate.

General results showed that, regarding the expansion of sugarcane and ethanol production in Brazil over the past years, the prices of agricultural commodities do not seem to be affected by biofuel production at the domestic level. The model outputs suggested that there are no significant effects of ethanol (or sugar) prices on the price of major consumed crops. These findings emphasize one related issue discussed in the price analysis literature regarding the previous research topics. The paper conclusion is connected to other recent studies that used time series models to capture prices, long-run relationship and causality to assess the impact of biofuel production on food prices. In the Brazilian context, the general results connected to the main findings described by Balcombe & Rapsomanikis (2008) and Kristoufek et al. (2015) in two studies focused on fuel and food interactions considering the Brazilian market. However, as pointed out, these studies concentrated their analysis on the interactions between ethanol, oil, gasoline, and sugar prices, ignoring food commodities that could highlight the problem of food security, or macroeconomic variables that usually affect the behavior of prices at the domestic level.

Although the long-run relationship of the variables is considered in the

model, it is not possible to affirm that ethanol is the most important variable for explaining commodity prices. According to the results of VECM estimation, it is possible to observe that oil prices and exchange rate had a similar (or larger) impact on agricultural prices than ethanol prices, which in turn can also explain the three cointegration vectors found using the Johansen test estimation.

The VECM results showed similar effects of ethanol, sugar, oil, and exchange rate on agricultural prices. These effects are mostly of low significance to explain commodity price discovery. Consequently, the importance of Brazilian biofuels as an explanation for agricultural prices is equivalent to (or less than) the effects resulting from shocks on oil prices or exchange rate. It is important to note that soybean had a significant impact on other agricultural food commodities, especially corn, highlighting that the largest grain harvest in the country must have much more influence on general food markets than sugarcane outputs, such as ethanol and sugar.

Therefore, the inclusion of one relevant macroeconomic variable, such as exchange rate, contributed to calibration of the biofuel and fuel model and to an understanding that some particular variables can give a better adjustment to the model. Taking this into consideration, an interesting question would be to explore the influence of local macroeconomic and microeconomic conjunctures in the analysis of food prices. For example, developing countries tend to exhibit much greater volatility in their exchange rate than developed countries. If their agricultural commodities are exported (imported), as in Brazil, it would be desirable to consider this variable in a model. Similar assumption is associated to the impact of soybean over corn prices, which reflect a strong relationship between the two largest crops in this country. This shows that these commodities, which also affect protein prices, such as cattle, dairy, poultry and pork, might have a large influence on each other and not necessarily have any connection with the recent sugarcane expansion in Brazil.

It is important to note that the research results should be understood with caution and interpolated with other study results that applied different economic models as, for example, the general or partial equilibrium models considering land use issues. Still, one reason that could explain this null influence of ethanol prices is the government intervention in the gasoline production, prices and distribution in the Brazilian market, especially during the period of 2008–2015. The Brazilian federal government has adopted a policy to control gasoline prices in order to maintain the economic policy goals regarding desirable inflation targets. Gasoline prices have been stabilized, discouraging higher increases in ethanol (biofuel) prices. Thus, ethanol prices are not flowing as in a free trade market (also corroborated by the low international trade and the absence of a referenced price discovery market). Considering this issue, new modeling adjustments are desirable in futures studies. One alternative approach is expanding data periodicity or including additional analysis to understand the long-run relationship between gasoline, biofuels and crop prices.

Overall, the findings of this study can offer new insights on the food-biofuel debate in a developing economy. In addition, this study might provide new perceptions, once it assesses a market where sugarcane ethanol is important and does not promote direct competition with feed production, such as corn ethanol. The adoption of time series models can provide an alternative methodological approach to the previous research investigations, with a com-

prehensive study which includes several commodities important for domestic food security. In particular, results can shed light on the discussion of social and economic sustainability of biofuels and on future policies regarding bio-fuel production incentives.

Bibliography

ABIOVE (2016), 'Biodiesel: production and delivery'. Brazilian Association of Vegetable Oil Industries.

URL: <http://www.abiove.org.br>

Ajanovic, A. (2011), 'Biofuels versus food production: does biofuels production increase food prices?', *Energy* 36(4), 2070–2076.

ANP (2016), 'Statistical data: fuel'. National Agency of Petroleum, Natural Gas and Biofuels.

URL: <http://www.anp.gov.br>

Balcombe, K. & Rapsomanikis, G. (2008), 'Bayesian estimation and selection of nonlinear vector error correction models: the case of the sugar-ethanol-oil nexus in Brazil', *American Journal of Agricultural Economics* 90(3), 658–668.

Bernanke, B. S. (1986), Alternative explanations of the money-income correlation, in 'Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy', Vol. 25, pp. 44–100.

CEPEA (2016), 'Prices indexes'. Center for Advanced Studies On Applied Economics.

URL: <http://www.cepea.esalq.usp.br>

Chen, S. T., Kuo, H. J. & Chen, C. C. (2010), 'Modeling the relationship between the oil price and global food prices', *Applied Energy* 87(1), 2517–2525.

Chen, X. & Khanna, M. (2013), 'Food vs. fuel: the effect of biofuel policies', *American Journal of Agricultural Economics* 95(2), 289–295.

CONAB (2016), 'Harvest and production data'. National Food Supply Agency.

URL: <http://www.conab.gov.br>

Drabik, D., Gorter, H., Jus, D. R. & Tilmisina, G. R. (2015), 'The economics of Brazil's ethanol-sugar markets, mandates, and tax exemptions', *American Journal of Agricultural Economics* 97(5), 1433–1450.

Elbehri, A., Segerstedt, A. & Liu, P. (2013), Biofuels and sustainability challenge: a global assessment of sustainability issues, trends and policies for biofuels and related feedstocks, FAO, Rome, p. 188.

Enders, W. (2004), *Applied econometrics time series*, John Wiley & Sons.

Hamilton, J. D. (1944), *Time series analysis*, Princeton University Press.

Hochman, G. Kaplan, S., Rajagopal, D. & Zilberman, D. (2012), 'Biofuels and food-commodity prices', *Agriculture* 2(3), 275–281.

Hochman, G., Rajagopal, D., Timilsina, G. & Zilberman, D. (2011), The role of inventory adjustments in quantifying factors causing food price inflation. Working Paper 5744, World Bank.

Johansen, S. (1988), 'Statistical analysis of cointegration vectors', *Journal of Economics Dynamics and Control* **12**(1), 231–254.

Kristoufek, L., Janda, K. & Zilberman, D. (2014), 'Price transmission between biofuels, fuels, and food commodities', *Biofuels, Bioproducts & Biorefining* **8**(1), 362–373.

Kristoufek, L., Janda, K. & Zilberman, D. (2015), 'Co-movements of ethanol related prices: evidence from Brazil and the USA', *GCB Bioenergy* **8**(2), 346–356.

Martinez, S. H., Eijck, J. V., Cunha, M. P., Guilhoto, J. M., Walter, A. & Faaij, A. (2013), 'Analysis of socio-economic impacts of sustainable sugarcane-ethanol production by means of inter-regional input-output analysis: demonstrated for northeast brazil', *Renewable & Sustainable Energy Reviews* **28**(1), 290–316.

Nassar, A. M., Harfuch, L., Bachion, L. C. & Moreira, M. R. (2011), 'Biofuels and land-use changes: searching for the top model', *Interface Focus* **1**(1), 224–232.

Ng, S. & Perron, P. (2001), 'Lag length selection and the construction of unit root tests with good size and power', *Econometrica* **69**(6), 1519–1554.

Nuñez, H. M., Önal, H. & Khanna, M. (2013), 'Land use and economic effects of alternative biofuel policies in Brazil and United States', *Agricultural Economics* **44**(1), 487–499.

Rajagopal, D., Sexton, S. E., Roland-Holst, D. & Zilberman, D. (2007), 'Challenge of biofuel: filling the tank without emptying the stomach?', *Environmental Research Letter* **2**(1), 1–9.

Rapsomanikis, G. & Hallam, D. (2006), Threshold cointegration in the sugar-ethanol-oil price system in Brazil: evidence from nonlinear vector error correction models, in 'Commodity and Trade Policy Research Working Paper', number 22, Rome: FAO.

Serra, T. (2011), 'Volatility spillover between food and energy market: a semi-parametric approach', *Energy Economics* **33**(1), 1155–1164.

Serra, T. & Zilberman, D. (2013), 'Biofuel-related price transmission literature: a review', *Energy Economics* **37**(1), 141–151.

Serra, T., Zilberman, D., Gil, J. M. & Goodwin, B. K. (2011a), 'Price volatility in ethanol markets', *European Review of Agricultural Economics* **38**(1), 259–280.

Serra, T., Zilberman, D., Gil, J. M. & Goodwin, B. K. (2011b), 'Nonlinearities in the US corn-ethanol-oil prices system', *Agricultural Economics* **42**(1), 35–45.

- Sexton, S., Rajagopal, D., Zilberman, D. & Hochman, G. (2008), 'Food versus fuel: how biofuels make food more costly and gasoline cheaper?', *Agricultural and Economic Resource* **12**(1), 1–6.
- Sims, C. A. (1986), 'Are forecasting models usable for policy analysis?', *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review* **10**(1), 2–16.
- Timilsina, G., Mevel, S. & Shrestha, A. (2011), 'Oil price, biofuels and food supply', *Energy Policy* **39**(1), 8098–8105.
- Vacha, L., Karrel, J., Kristoufek, L. & Zilberman, D. (2013), 'Time-frequency dynamics of biofuel-fuel-food system', *Energy Economics* **233–241**(40), 1.
- Zhang, Z., Lohr, L., Escalante, C. & Wetzstein, M. (2009), 'Ethanol, corn and soybean price relations in a volatile-vehicle fuels market', *Energies* **2**(1), 230–239.
- Zhang, Z., Lohr, L., Escalante, C. & Wetzstein, M. (2010), 'Food versus fuel: what do prices tell us?', *Energy Policy* **38**(1), 445–451.
- Zilberman, D., Hochman, G., Rajagopal, D., Sexton, S. & Timilsina, G. (2012), 'The impact of biofuels on commodity food prices: assessment of findings', *American Journal of Agricultural Economics* **95**(2), 275–281.

PRECIFICAÇÃO AO MERCADO DAS EXPORTAÇÕES BRASILEIRAS DE PRODUTOS INDUSTRIALIZADOS

SÉRGIO KANNEBLEY JÚNIOR *
LEONARDO KIYOSHI KINOSHITA ASSAHIDE †

Resumo

Este trabalho testa a hipótese de precificação a mercado para as exportadoras brasileiras de produtos manufaturados, utilizando para isso o modelo de Marston (1990), por meio da estimação de modelos de correção de erros em painel. Estimamos elasticidades de precificação a mercado para o longo prazo com valor médio de 0,62 e de 0,18 para o curto prazo. Testamos também a hipótese de precificação assimétrica no curto prazo e verificamos que os exportadores tendem a suavizar o repasse cambial quando a taxa real de câmbio está sobreapreciada e promover um maior repasse cambial em momentos de sobredepreciação cambial.

Palavras-chave: Precificação ao mercado; taxa real de câmbio; modelo de correção de erros em painel; exportações.

Abstract

This article tests for pricing to market hypothesis for the Brazilian exporters of manufactured goods, using the Marston (1990), through the estimation of panel error correction models. We estimate long and short run elasticities for pricing to the market with an average value of 0.62 and 0.18 respectively. We also tested the hypothesis of asymmetric pricing to market in the short run and found that exporters tend to smooth the exchange rate pass through when the real exchange rate is overvalued and promote greater exchange rate pass through in periods of undervalued real exchange rate.

Keywords: Asymmetric pricing to market; Real exchange rate; Error correction models with threshold.

JEL classification: F12, F14, C23

DOI: <http://dx.doi.org/10.11606/1980-5330/ea115583>

* Professor do Departamento de Economia da FEARP-USP. E-mail: skj.usp@gmail.com

† Mestre em Economia Aplicada pela FEARP-USP.

1 Introdução

Sob a hipótese de mercados imperfeitos, os exportadores podem ajustar suas margens de lucro a fim de suavizar os impactos das variações cambiais sobre os preços, havendo a possibilidade para ajustamentos incompletos dos preços em moeda estrangeira. Segundo Krugman (1986), as evidências de repasse cambial incompleto seriam resultado de uma prática de discriminação de preços internacionais induzida pelas variações da taxa de câmbio, denominada de precificação ao mercado. As recentes flutuações das taxas de câmbio renovam o interesse em seus impactos sobre a competitividade das exportações brasileiras de produtos manufaturados e a investigação da hipótese de precificação ao mercado para o caso brasileiro.

De particular interesse sobre a competitividade dos bens comercializáveis, está a discriminação entre os mercados doméstico e estrangeiro. Este artigo tem o objetivo de medir o repasse cambial aos preços de exportações em relação aos preços de bens similares destinados ao mercado doméstico. Contudo, a estimação desse grau de repasse envolve problemas de erro de medida e endogeneidade gerados pela não observabilidade completa dos custos marginais das firmas e pelo efeito das variações cambiais sobre a produção e sobre os custos dos insumos importados, que impactam sobre o custo marginal. Com isso, para se obter essa medida de repasse cambial é necessário separar os efeitos da variação da taxa de câmbio, que induzem a mudança do *markup*, de seus efeitos causadores de variações nos custos.

Marston (1990) desenvolve um modelo teórico em que uma firma monopolista discrimina preços entre os mercados doméstico e internacional, demonstrando que a elasticidade de precificação ao mercado depende da convexidade da curva de demanda no mercado exportador e de variações dos custos marginais decorrentes das variações do produto. Um dos méritos do trabalho de Marston (1990) encontra-se na estratégia de identificação do parâmetro de elasticidade de precificação ao mercado, baseada no fato de o custo marginal ser um fator comum ao produto destinado aos mercados doméstico e internacional, o que permite isolar seu efeito e estimar a elasticidade de precificação ao mercado como a resposta do relativo de preços entre o mercado externo e doméstico à variação da taxa real de câmbio. Knetter (1989) também desenvolve uma estratégia de identificação similar, buscando separar os efeitos das variações cambiais sobre as variações de custos e do *markup* por meio da estimação de um modelo com efeitos fixos para os preços de exportações. Em nosso trabalho, optamos por utilizar o modelo de Marston (1990) em razão do mesmo permitir a obtenção de elasticidades de precificação ao mercado no curto e no longo prazo, fornecendo uma interpretação direta do parâmetro em função das variações da taxa real de câmbio, além de fornecer estimativas de parâmetros para os demais determinantes da formação de preços em mercados sob concorrência imperfeita.

Evidências internacionais de precificação ao mercado foram produzidas por diversos autores. Knetter (1989) demonstra que enquanto os exportadores alemães tendem a estabilizar os preços em dólar no mercado americano, os exportadores americanos são pouco sensíveis à taxa de câmbio, ajustando os preços na moeda do país estrangeiro de forma a amplificar o impacto das variações cambiais. Gagnon & Knetter (1995), ao analisar especificamente as exportações de automóveis por parte dos produtores japoneses, alemães e americanos, evidenciam diferentes comportamentos em termos de ajusta-

mento de suas margens de lucro, sendo os exportadores japoneses aqueles que praticam maior ajustamento de suas margens de lucro nesse mercado. Marston (1990), ao procurar explicar a margem entre os preços de exportação em Iene e os preços domésticos para um amplo conjunto de bens, incluindo bens de transporte e eletrônicos, demonstra que as firmas japonesas respondem a variações da taxa real de câmbio precificando a mercado, variando o relativo de preços de exportações em relação aos preços domésticos em resposta as variações da taxa real de câmbio. No entanto, ao avaliar a possibilidade de efeitos assimétricos da taxa de câmbio, conclui que para a maioria dos produtos analisados que a precificação à mercado seria invariante à direção da variação da taxa de câmbio. Gil-Pareja (1995) testou potenciais assimetrias no comportamento de precificação ao mercado para indústrias exportadoras em diversos membros da União Europeia entre 1986 e 1994. Esse autor demonstrou que a precificação para mercado é um comportamento pervasivo, em concordância com os resultados de Knetter (1994), não rejeitando também a hipótese nula de simetria para a maior parte dos produtos analisados. No entanto, Byrne et al. (2013) argumentam que as repostas de preços de exportações à taxa de câmbio pode ser instável no tempo, associando períodos de alta volatilidade cambial a maiores ajustamentos da margem de lucro bruta a fim de mitigar efeitos adversos sobre a demanda, com evidências favoráveis a essa hipótese ao analisar o comportamento de preços das exportações do Reino Unido.

Com relação à precificação das exportações brasileiras, os trabalhos de Kannebley Júnior (2000) e Ferreira & Sansó (1999) estimam o repasse cambial aos preços de exportação em moeda estrangeira e concluem de modo similar que o repasse é bastante baixo, principalmente em períodos de alta inflação como ocorreu posteriormente ao fracasso do Plano Cruzado até meados dos anos de 1990. Por outro lado, Correa (2012) produziu uma análise do grau de repasse cambial em nível setorial para o período de 1995 a 2005, concluindo que o repasse do câmbio aos preços das exportações é incompleto, com prevalência de elasticidades no intervalo de 0,45 a 0,70. Especificamente com relação ao grau de precificação ao mercado, Barroso (2012), utilizando a especificação com efeitos fixos proposta por Knetter (1989) em uma abordagem de cointegração em painel, apura uma elasticidade média de precificação ao mercado de 0,58. Seus resultados também são distintos por grau de intensidade tecnológica, apontando uma relação positiva entre o repasse cambial e o grau de intensidade tecnológica do setor. Da Silva Correa et al. (2016) apresentam uma pesquisa sobre práticas de precificação das firmas brasileiras em que destaca que a formação de preços baseada em uma regra de *markup* é prática usual nas firmas, sendo que firmas exportadoras, em sua maioria (58%), fixam seus preços em moeda doméstica (reais) e convertem seu preço na moeda do país estrangeiro. Para os exportadores, os custos de insumos intermediários e a taxa de câmbio são os principais determinantes das variações de preços das exportações. Essas práticas são consistentes com os pressupostos teóricos que são utilizados nos modelos de precificação em mercados, o que reforça o interesse na condução de nossa pesquisa.

No presente trabalho, fazemos uso de uma base de dados inédita que conta com informações de exportações para 26 setores industriais, destinados a 6 países importadores distintos durante o período de 1999 a 2012. Esse período, além de não ter sido analisado anteriormente, conta com uma relativa estabilidade macroeconômica e uma estabilidade do regime cambial poucas vezes registradas em outros estudos sobre tema no Brasil. Diferentemente da maior

parte da literatura sobre o tema, são estimados modelos de correção de erros em painel, obtendo-se estimativas de curto e longo prazo para a elasticidade de precificação ao mercado. Nossos resultados indicam que a elasticidade de precificação ao mercado está entre 0,6 e 0,7 para as exportações de produtos industrializados no longo prazo e entre 0,2 e 0,3 para o curto prazo. Os grupos de setores com maior grau de precificação são os setores produtores de bens de capital e de bens de consumo não duráveis. Também verificamos, por meio da estimação de modelos não lineares, que os exportadores apresentam um comportamento assimétrico com relação à taxa de câmbio, tendendo a suavizar o repasse cambial quando a taxa real de câmbio está sobreapreciada e promover um maior repasse cambial em momentos de sobredepreciação cambial. Utilizando medidas alternativas de desalinhamento cambial obtivemos elasticidades entre 0,3 e 0,5 para períodos de sobredepreciação e de elasticidades entre zero e 0,2 em períodos de sobreapreciação.

Além desta introdução o artigo ainda conta com mais estas cinco seções, sendo a primeira onde se apresenta o modelo teórico proposto por Marston (1990). A segunda seção discute a implementação empírica desse modelo com dados em painel, além de apresentar os métodos de estimação utilizados no estudo. Na terceira seção, é apresentada a base de dados utilizada, além de fatos estilizados sobre a relação entre o relativo de preços e medidas de taxa de câmbio de real. Na quarta seção são discutidos resultados no agregado e desagregados segundo categorias de uso, além da estimação de modelos não lineares sob a suposição de precificação ao mercado assimétrica no curto prazo. Por fim, na quinta seção são tecidas considerações finais sobre as estimações e relações com a literatura de formação de preços.

2 Modelo de precificação ao mercado

A fim de demonstrar o comportamento de precificação ao mercado, Marston (1990) elabora um modelo considerando uma firma monopolística em uma determinada indústria que produz no seu próprio país e vende tanto para o mercado doméstico a um preço P_{jt} , como para o mercado externo a um preço P_{jt}^* , sendo S_t a taxa de câmbio, P_t e P_t^* os respectivos níveis gerais de preços. A firma alterará a razão entre o preço externo e preço doméstico, $X_{jt} = (S_t P_{jt}^* / P_{jt})$, em razão de variações cambiais, variações dos custos ou da demanda. Assume-se que a firma tenha uma função de custos, $c(\cdot)$ e faça face às funções de demanda doméstica $Q(\cdot)$ e demanda externa $Q^*(\cdot)$. Definindo produto doméstico Y_t , produto externo Y_t^* , salários W_t e preços das matérias-primas P_t^m , a função lucro π_{jt} é dada por:

$$\pi_{jt} = P_{jt} Q\left(\frac{P_{jt}}{P_t}, Y_t\right) + S_t P_{jt}^* Q^*\left(\frac{P_{jt}^*}{P_t^*}, Y_t^*\right) - c\{[Q(\cdot) + Q^*(\cdot)], W_t, P_t^m\} \quad (1)$$

As condições de primeira ordem são dadas por:

$$\begin{aligned} \frac{P_{jt} Q_1}{P_t} + Q(\cdot) - \frac{C_1 Q_1}{P_t} &= 0 \\ \frac{P_{jt}^* Q_1^*}{P_t^*} + Q^*(\cdot) - \frac{C_1^* Q_1^*}{P_t^*} &= 0 \end{aligned}$$

o que leva às expressões escritas em termos dos *markups*:

$$\begin{aligned} P_{jt} &= C_1(.)M\left(\frac{P_{jt}}{P_t}, Y_t\right) \\ S_t P_{jt}^* &= C_1(.)M^*\left(\frac{P_{jt}^*}{P_t^*}, Y_t^*\right) \end{aligned} \quad (2)$$

em que C_1 é a função de custo marginal, sendo o Subscrito 1 indicando a derivada da função custo com relação ao primeiro argumento da função, Q_1 é a derivada da função de demanda com relação ao primeiro argumento, sendo o mesmo caso para Q_1^* . $M(.)$ é o *markup* do preço doméstico sobre o custo marginal e $M^*(.)$ é o *markup* do preço para exportação sobre o custo marginal (expresso em moeda doméstica). Os *markups* podem ser escritos em função das elasticidades-preço das demandas doméstica e externa, $\mu = -\frac{Q_1 P_{jt}}{Q} e \mu^* = -\frac{Q_1^* P_{jt}^*}{Q^*}$, respectivamente. Com isso tem-se $M(.) = \mu/(\mu - 1)$ e $M^*(.) = \mu^*/(\mu^* - 1)$.

Conseqüentemente, os preços no mercado doméstico e externo não são independentes, na medida em que estão ligados por meio de alterações que ocorrem no custo marginal $C_1(.)$. Como o custo marginal é um fator comum a ambos mercados, então $X_{jt} = (M^*(.)M(.))$, de modo que alterações no relativo de preços devido a variações cambiais ocorrerão por meio das diferentes respostas das elasticidades-preço da demanda a essas variações.

As respostas dos preços em relação às mudanças na taxa de câmbio dependem de dois fatores: convexidade da curva da demanda no mercado e das alterações no custo marginal decorrente da quantidade de produção. Por meio da diferenciação total das condições de primeira ordem, é possível obter a elasticidade do preço externo em relação à taxa de câmbio (β_1), i.e. o repasse cambial ao preço de exportação (externo)¹. De forma análoga, é possível obter o repasse cambial ao preço doméstico (β_2), ambos dados por:

$$\beta_1 = \frac{\left(\frac{\partial P_{jt}^*}{P_t^*}\right)}{\left(\frac{\partial S_t}{S_t}\right)} = -\frac{H_{11} S_t}{|H|} < 0 \quad \beta_2 = \frac{\left(\frac{\partial P_{jt}}{P_t}\right)}{\left(\frac{\partial S_t}{S_t}\right)} = -\frac{t[M^*(.)C_{11}Q_1^*]P_t^*}{|H|} \geq 0 \quad (3)$$

sendo:

$$\begin{aligned} H_{11} &= 1 - (C_1 M_1)/P_t - ((M(.))C_{11} Q_1)/P_t; \\ H_{22} &= S_t - (C_1 M_1^*)/P_t^* - (M^*(.)C_{11} Q_1^*)/P_t^* \\ e |H| &= H_{11} H_{22} - [M(.))M^*(.))(C_{11})^2 Q_1 Q_1^*]/(P_t P_t^*) \end{aligned} \quad (4)$$

em que C_{11} é a derivada do custo marginal em relação ao produto. Sendo $P_{jt}^* = \frac{C_1}{S_t} M^*\left(\frac{P_{jt}^*}{P_t^*}, Y_t^*\right)$, a depreciação cambial representa uma redução nos custos. Usando o fato que $C_1 > 0$ e que $Q_1 < 0$ Marston (1990) demonstra que $H_{11} > 0$ e por raciocínio semelhante que $H_{22} > 0$, tal que $|H| > 0$ e com isso $\beta_1 < 0$. O repasse cambial aos preços de exportação somente será completo ($\beta_1 = -1$) se os custos marginais forem constantes ($C_{11} = 0$) e a curva de demanda por elasticidade constante ($\tau^* = 0$) como veremos a seguir². A depreciação da taxa

¹Os graus de repasse foram derivados a partir de:

$$\begin{bmatrix} 1 - \frac{M_1 C_{11} Q_1}{P_t} - \frac{C_1 M_1}{P_t} & \frac{M C_{11} Q_1^*}{P_t^*} \\ -\frac{M^* C_{11} Q_1^*}{P_t^*} & S_t - \frac{M_1^* C_{11} Q_1^*}{P_t^*} - \frac{C_1 M_1^*}{P_t^*} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} dP_{jt} \\ dP_{jt}^* \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0 \\ P_{jt}^* dS_t \end{bmatrix}$$

²No caso de custos marginais constantes: $\beta_1 = \frac{-S_t}{S_t - (M_1^* P_{jt}^*)/(M^*(.)P_t^*)}$.

de câmbio afetará o preço doméstico caso o custo marginal varie com a produção, isto é, $C_{11} > 0$. No caso de custos marginais constantes, $C_{11} = 0$, o preço doméstico não responderá à variação cambial. Assim sendo, dado que $Q_1^* < 0$ então $\beta_2 \geq 0$. Por fim, sendo $\ln X_{jt} = \ln S_{jt} + \ln P_{jt} - \ln P_{jt}^*$, a elasticidade do relativo de preços à taxa de câmbio, α_1 , representa o efeito de precificação ao mercado:

$$\alpha_1 = \frac{\partial X_{jt}}{X_{jt}} = 1 + \beta_1 - \beta_2 = \frac{-\tau^* S_t H_{11} + \tau \left(\frac{M^*(\cdot) C_{11} Q_1^*}{P_t^*} \right)}{|H|} \quad (5)$$

em que τ é a elasticidade do *markup* doméstico com relação ao preço doméstico; e τ^* é a elasticidade do *markup* no mercado externo com relação ao preço externo, definidas como: $\tau = (M_1 P_{it}) / (M(\cdot) P_t)$ e $\tau^* = (M_1^* P_{it}^*) / (M^*(\cdot) P_t^*)$ ³. Essas elasticidades podem ser positivas, negativas, ou nulas na medida em que dependem das respectivas curvas de demanda. Portanto, α_1 dependerá dos sinais de τ e τ^* , dado que $|H| > 0$. Restringindo-se à hipótese de que $C_{11} > 0$, é possível observar dois casos principais em relação às elasticidades dos *markups*. Quando se supõe funções de demanda com elasticidades constantes, então os *markups* são constantes, suas elasticidades em relação aos preços são nulas ($\tau = \tau^* = 0$) e com isso $\alpha_1 = 0$. Isto é, os preços (internos e externos) são afetados apenas pelas variações do custo marginal comum a ambos, de modo que o relativo de preços permanece inalterado e não há precificação ao mercado⁴. Sendo assim, para que ocorra precificação ao mercado os *markups* precisam responder a variações nos preços. Dessa forma, um aumento dos preços reduz o *markup* sobre os custos marginais e uma queda nos preços aumenta o *markup* ($\tau, \tau^* < 0$). Isso se dá com qualquer curva de demanda mais linear do que uma curva de demanda com elasticidade constante. Nesse caso uma depreciação da moeda doméstica ($dS_t > 0$) diminui os preços de exportação (na moeda do mercado importador), aumentando o *markup*. Com o aumento do *markup* a redução do preço externo é menor que do que a depreciação cambial, ou seja, o repasse cambial é incompleto ($-1 < \beta_1 < 0$). Se o preço for convertido para a moeda do exportador, o seu valor será maior em termos percentuais ($0 < 1 + \beta_1 < 1$). Pelo lado dos preços domésticos, se os custos marginais aumentarem com o aumento da produção, os preços domésticos aumentam com a depreciação da moeda ($\beta_2 > 0$), havendo em consequência uma redução do *markup*. Nesse caso a margem entre os preços estrangeiros e domésticos deve aumentar, ou seja, a elasticidade da precificação ao mercado será positiva, porém inferior à unidade ($0 < \alpha_1 < 1$)⁵. Para determinar os demais fatores que afetam os preços relativos, uma expressão em forma reduzida é obtida por meio da diferenciação total das condições de primeira ordem Equação (2), resolvendo-se para dX_{jt}/X_{jt} :

³Esse resultado é obtido a partir de $\alpha = \frac{|H| - H_{11} S_t - \frac{Q_1^* C_{11} M_1^*}{P_t^*}}{|H|}$, usando o fato de que $C_1 = \frac{P_{it}}{M} = \frac{P_{it}^*}{M^*}$, em que M_1 e M_1^* são as derivadas dos *markups* com relação ao relativo de preços, o primeiro argumento das funções.

⁴O mesmo resultado seria obtido com $C = 0$, pois $\alpha = 1 + \beta = 1 - 1 = 0$.

⁵De fato, desde que $\tau^* < 0$, mesmo que $C_{11} = 0$, então $0 < \alpha_1 < 1$, mas nesse caso com $\beta_2 = 0$. O caso em que as elasticidades do *markup* são positivas são também analisadas pelo autor ($\tau, \tau^* > 0$), mas sendo inconsistentes com os fatos estilizados de repasse cambial incompleto, não são reportadas aqui. Para o leitor interessado ver Marston (1990).

$$\frac{dX_{jt}}{X_{jt}} = \alpha_1 \left(\frac{dR_t}{R_t} \right) + \alpha_2 \left(\frac{dY_t^*}{Y_t^*} \right) + \alpha_3 \left(\frac{dY_t}{Y_t} \right) + \alpha_4 \left[\frac{\left(\frac{dW_t}{P_t} \right)}{\left(\frac{W_t}{P_t} \right)} \right] + \alpha_5 \left[\frac{\left(\frac{dP_t^m}{P_t^m} \right)}{\left(\frac{P_t^m}{P_t} \right)} \right] \quad (6)$$

em que $R_t = (S_t P_t^*)/P_t$ é a medida agregada de relativos de preços, isto é, de taxa de câmbio real; Y_t^* é o produto interno bruto real; Y_t a produção doméstica; W_t/P_t o salário real no país produtor e P_t^m/P_t o nível de preço real das matérias-primas. A influência dos níveis gerais de preços ocorre por meio das respectivas funções de demanda. As elasticidades de X_{it} com relação aos dois níveis gerais de preços, P_t^* e P_t , seguem como:

$$\begin{aligned} \frac{dX_{it}}{dP_t^*} \frac{P_t^*}{X_{it}} &= \alpha_1 \\ \frac{dX_{it}}{dP_t} \frac{P_t}{X_{it}} &= -\alpha_1 - \frac{S_t}{|H|} (\tau - \tau^*) \end{aligned} \quad (7)$$

Ou seja, o aumento no nível geral de preços estrangeiro tem efeito igual a uma desvalorização cambial. Já o aumento no nível geral de preços doméstico tem um efeito maior, ou menor, ao de uma desvalorização cambial dependendo das diferenças entre as elasticidades do *markup* com relação aos preços, $(\tau - \tau^*)$. Os parâmetros α_2 e α_3 representam as elasticidades-renda sobre o relativo de preços, mas seus impactos dependerão das diferenças entre as elasticidades do *markup* com relação aos preços, $(\tau - \tau^*)$, e das elasticidades dos *markups* com relação à renda. O autor tem dificuldade de prever o sinal e a magnitude desses parâmetros em razão dos seus diversos componentes. Os parâmetros α_4 e α_5 refletem os efeitos de alterações de preços relativos dos fatores de produção. Suas respectivas expressões são dadas por:

$$\alpha_4 = (\tau - \tau^*) \frac{[C_{12} W_t S_t]}{C_1 |H|} \geq \text{ou} \leq 0 \quad (8)$$

$$\alpha_5 = (\tau - \tau^*) \frac{[C_{13} P_t^m S_t]}{C_1 |H|} \geq \text{ou} \leq 0 \quad (9)$$

e serão nulos caso em que as funções de demanda tenham a mesma curvatura ($\tau = \tau^*$), ou então sejam curvas com elasticidade constante ($\tau = \tau^* = 0$). O que fica notório é que o impacto dos preços dos fatores de produção somente será não nulo caso as curvaturas das funções de demanda sejam distintas. Assim, a menos que o comportamento da demanda seja extremamente diferente nos dois mercados essas elasticidades devem ter magnitude reduzida. Por ser a função de custos marginais homogênea de grau nos preços dos insumos é possível escrever $\frac{dX_{it}}{dP_t} \frac{dP_t}{X_{it}} = -\alpha_1 - \alpha_4 - \alpha_5$, o que explica a Equação (6) estar expressa em termos reais e α_1 ser o principal parâmetro de interesse, representando a elasticidade de precificação de mercado⁶.

Em suma, esse modelo permite racionalizar o fato estilizado do grau de repasse cambial incompleto aos preços de exportações, bem como a distinção entre o grau de repasse cambial e o grau de precificação ao mercado entre os mercados doméstico e externo.

⁶Isto é, pela Lei de Euler: $C_W + C_P^m = C$, fazendo com $\alpha + \alpha = S_t(\tau - \tau^*)$.

3 Especificação para teste da hipótese de precificação ao mercado

A contrapartida empírica para a Equação (6) é uma versão log-linear dada por:

$$\Delta x_{jt} = \alpha_1 \Delta r_t + \alpha_2 \Delta y_t^* + \alpha_3 \Delta y_t + \alpha_4 \Delta \frac{w_t}{p_t} + \alpha_5 \Delta \frac{p_t^m}{p_t} \quad (10)$$

em que as variáveis em letras minúsculas correspondem ao logaritmo da variável original, isto é, $\Delta x_{jt} = \ln(X_{jt}) - \ln(X_{jt-1})$. Admitindo a possibilidade de que firmas fixem os preços externos em moeda internacional com base em informações disponíveis em $(t-1)$, q_{jt} e p_{jt} estariam pré estabelecidos. Nesse caso Marston (1990) argumenta que o relativo de preços também seria afetado por desvios não previstos da taxa nominal de câmbio, ou seja:

$$\Delta x_{jt} = (\Delta s_t - E_{t-1} \Delta s_t) \alpha_1 \Delta r_t + \alpha_2 \Delta y_t^* + \alpha_3 \Delta y_t + \alpha_4 \Delta \frac{w_t}{p_t} + \alpha_5 \Delta \frac{p_t^m}{p_t} \quad (11)$$

Sob a hipótese de que a taxa nominal de câmbio segue um processo de caminho aleatório (*random walk*), em que $E_{t-1} s_t = s_{t-1}$, então $E_{t-1} \Delta s_t = (E_{t-1} s_t - E_{t-2} s_{t-1}) = (s_{t-1} - s_{t-2})$, fazendo com que o erro expectacional para a taxa nominal de câmbio seja dada pela diferença entre a variação do último período e a variação do período anterior, $(\Delta s_t - \Delta s_{t-1})$. Essa variável é adicionada apenas na especificação de curto prazo na medida em que seu efeito é transitório e assim como nos resultados estimados pelo autor, é esperado que tanto a taxa real de câmbio como a surpresa cambial possuam efeitos positivos nos preços relativos⁷. Entretanto, a especificação dada pela Equação (10) desconsidera a possibilidade de relações de longo prazo entre as variáveis. De fato, a solução empírica dada por Marston (1990) para esse problema, ao tratar os efeitos dos erros expectacionais sobre o comportamento do relativo de preços e considerar a possível heterogeneidade na precificação das exportações derivada da própria heterogeneidade dos tipos de bens, foi incorporar uma dinâmica ao relativo de preços por meio de inclusão de defasagens para as variáveis do lado direito da equação. No entanto, caso as variáveis sejam não estacionárias, é possível admitir que as variáveis inclusas na Equação (6) definam uma relação de cointegração. Nesse caso, a representação empírica de Marston (1990) apresentaria um erro de especificação devido à não inclusão do desvio dessa relação de longo prazo, que deveria ser expressa por meio de um modelo de correção de erros. Adicionando uma terceira dimensão às variáveis, ao se considerar que um produtor doméstico pode exportar para mais de um país, então o mesmo modelo poderia ser utilizado para representar a precificação entre o país doméstico e o país estrangeiro i . Partindo de uma relação dinâmica entre o relativo de preços e as demais variáveis explicativas representada por um modelo autoregressivo de defasagens distribuídas, ARDL(p, q), em que x_{ijt} corresponde ao relativo de preços do setor j , entre o

⁷Supondo que não há precificação a mercado, e os α 's sejam iguais a zero, então o Δx é afetado somente pelas surpresas cambiais $(\Delta s_t - \Delta s_{t-1})$. Se não houver surpresa cambial entre os períodos $t-2$ e $t-1$, então a variação nos preços relativos será igual a surpresa cambial entre os períodos $t-1$ e t , isto é, $\Delta x_{jt} = \Delta s_t$. No entanto, se não houver surpresa cambial entre t e $t+1$ também não haverá efeito em Δx_{jt+1} fazendo com que $x_{jt+1} = x_{jt}$, de modo que a alteração não esperada da taxa nominal de câmbio entre $t-1$ e t possua apenas um efeito transitório sobre o relativo de preços.

país doméstico e o país i no tempo corrente t e $z_{it} = y_{it}, y_{it}, p_{it}, p_{it}$. Assim sendo, temos o modelo dinâmico:

$$x_{ijt} = \sum_{k=1}^p \lambda_{ijk} x_{ijt-k} + \sum_{k=1}^q \delta'_{ijk} z_{it-k} + \mu_i + \epsilon_{ijt} \quad (12)$$

De acordo com Pesaran et al. (1999) a partir de um modelo ARDL, é possível reparametrizá-lo e obter o termo:

$$ecm_{ijt} = x_{ijt-1} - \theta_1 r_{it} - \theta_2 y_{it}^* - \theta_3 y_{it} - \theta_4 c_{jt} \quad (13)$$

em que i indica o país, j o setor e t o tempo; e c_{jt} é o custo setorial (a variável foi utilizada agregando as informações das variáveis de nível real dos salários e preços reais das matérias-primas). O termo de longo prazo será incluído como uma das variáveis explicativas do modelo. Dessa forma, será estimada a seguinte equação:

$$\Delta x_{ijt} = \sum_{k=1}^{p-1} \lambda_{ijk}^* x_{ijt-k-1} + \sum_{k=1}^q \delta_{ijk}^* \Delta z_{ijt-k} + \phi_{ij} ecm_{ijt} + \mu_i + \epsilon_{ijt} \quad (14)$$

A partir dessa formulação em um modelo de correção de erros em painel é possível se distinguir os parâmetros de curto e longo prazo do modelo. Por se tratar de elasticidades, conforme é previsto pela teoria econômica, os parâmetros de longo prazo devem possuir magnitudes superiores aos seus correspondentes de curto prazo. Com relação às variáveis de controle (renda do país importador, nível da produção industrial, nível dos salários reais e nível dos preços reais das matérias-primas), é esperado que a renda do país importador possua efeito positivo, pois um aumento da renda representaria um aumento de demanda externa. Como o nível de produção setorial está associado à renda e à demanda interna, a produção doméstica deve ter um efeito negativo nos preços relativos. Os custos (salários e preços das matérias-primas) aumentam os preços internos e externos, dessa forma, o sinal do coeficiente dependerá da capacidade de discriminação dos preços em cada setor, o que estaria relacionado às elasticidades-preço do *markup* conforme mencionado anteriormente na seção teórica. A literatura sobre a estimativa de painéis dinâmicos heterogêneos em que, tanto a dimensão em *cross-section*, como a dimensão temporal, são grandes, apresenta diversas abordagens para a estimativa da Equação (14). Em um extremo, o estimador de efeitos fixos poderia ser aplicado aos conjuntos de séries temporais agrupadas e somente os interceptos seriam permitidos diferir entre os grupos (estimador *Pooled*). Esse estimador é inconsistente caso a hipótese de que os coeficientes não sejam iguais, algo bastante provável em um caso de grupos com três dimensões. No outro extremo, o modelo pode ser estimado separadamente para cada grupo de país e setor, e uma média aritmética simples dos coeficientes ser calculada. Este é o estimador *Mean Group* (MG) proposto por Pesaran & Smith (1995). Com esse estimador, tanto os coeficientes de inclinação como os interceptos e as variâncias dos erros são permitidos variar para cada grupo, garantindo-se a consistência das estimativas mesmo que os coeficientes não sejam iguais. Este estimador não leva em conta a possibilidade de que alguns parâmetros podem ser os mesmos para todos os grupos e pode ter um custo em termos de eficiência no caso das restrições de igualdade serem válidas. Em um caso intermediário, Pesaran et al.

(1999) propõem o estimador *Pooled Mean Group* (PMG) que combina agrupamento e média. Esse estimador permite que os coeficientes de curto prazo, intercepto e variância dos erros variem entre os grupos, restringindo os coeficientes de longo prazo a serem os mesmos para todos os grupos. As estimações são realizadas por máximo verossimilhança devido à não linearidade dos parâmetros. No entanto, é importante lembrar que os estimadores PMG e MG assumem que os regressores são fracamente exógenos. A fim de assegurar estimativas consistentes na eventualidade de endogeneidade de algumas das variáveis consideradas no modelo também serão realizadas estimativas de equações de longo prazo por meio dos estimadores *Pooled* e *Mean Grouped - Dynamic Ordinary Least Squares* (DOLS) propostos por Pedroni (2001a), *Pooled* e *Mean Grouped - Fully Modified Ordinary Least Squares* (FMOLS) propostos por Pedroni (2001b). Os estimadores DOLS e FMOLS consideram a autocorrelação dos erros, além de permitir a presença de variáveis endógenas. Uma das diferenças entre eles consiste no fato do DOLS controlar o efeito do *feedback* endógeno de forma paramétrica, enquanto o FMOLS controla de modo não paramétrico. Os resultados apresentados serão produzidos por esses diferentes estimadores, com exceção do estimador *Pooled*, que impõe restrições excessivas ao modelo.

4 Bases de dados e fatos estilizados

Uma das inovações deste trabalho foi testar a hipótese de precificação ao mercado, utilizando uma base de dados em painel composta por 3 dimensões (país i , setor industrial j e tempo t). A base de dados possui para a variável dependente, 6.440 observações, em 115 dimensões *cross-section*, sendo 56 períodos. Os dados trimestrais estão compreendidos entre o primeiro trimestre de 1999 e o quarto trimestre de 2012 para 26 setores industriais, classificados segundo a Matriz de Relações Industriais. São analisadas as exportações brasileiras para seis mercados: Argentina, Chile, China, Estados Unidos, Japão e México. Os 6 mercados importadores analisados correspondem à aproximadamente 45% das exportações de produtos manufaturados no período, sendo 22% para a Argentina, 3% para o Chile, 2% para a China, 13% nos Estados Unidos, 1% para o Japão e 4% para o México. O relativo de preços $X_{i,j,t}$ difere de acordo com o país i , a indústria j e ao longo do tempo t , sendo calculada a partir da razão entre os preços setoriais de exportação por país da FUNCEX (Fundação Centro de Estudos do Comércio Exterior - www.funcexdata.com.br), convertida em moeda nacional (Real) pela taxa nominal de câmbio Real-Dólar, e os Índices de Preços ao Produtor Amplo (IPA-FGV) por setor industrial. Para cada país foram utilizadas as medidas de taxa real de câmbio, $R_{i,t}$, calculadas pela FUNCEX (Fundação de Estudos do Comércio Exterior) por meio da razão entre o correspondente índice de preços atacadista externo, corrigido pela taxa nominal de câmbio, e o índice de preços atacadista doméstico (IPA-DI da FGV), de onde também foram extraídas as informações de taxa de câmbio nominal $s_{i,t}$ entre os seis países e a moeda nacional. Os dados para a variável de produto interno bruto real do país importador i , $Y_{i,t}$, foram extraídas do banco de dados da OCDE (Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico). Para a produção doméstica foi utilizado o índice de produção trimestral $Y_{j,t}$ calculado pelo IBGE (Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística). Já o índice de custo $C_{j,t}$, foi obtido por meio da relação entre razão

entre o índice de preços de exportação e o índice de rentabilidade da FUNCEX para cada setor⁸. As estatísticas descritivas das variáveis em logaritmo são apresentadas na Tabela 1. Pode-se observar que a quantidade de observações também não é idêntica, havendo diferenças nos números de observações por *cross-section*.

A fim de exemplificar a associação entre o relativo de preços e o indicador de taxa real de câmbio são apresentadas na Figura 1 os gráficos por país para o setor da siderurgia⁹. Pode-se observar que há uma forte associação nos movimentos dos preços relativos e da taxa real de câmbio, principalmente para as exportações para a Argentina e para os Estados Unidos. Na Tabela 2, essa associação é demonstrada estatisticamente por meio da estimação de modelos autoregressivos de defasagem distribuída de ordem 1, ARDL(1,1) em séries temporais¹⁰. Nessas regressões é possível estabelecer uma relação de longo prazo entre ambas as variáveis, conforme esperado pela teoria. A única exceção parece ser o caso do Japão. As relações de longo prazo válidas apresentam coeficientes de longo prazo variam entre 0,22 e 0,42 para esse setor. Após a inserção das demais variáveis e estimação dos modelos em painel, espera-se que esse padrão de resultado seja replicado para toda amostra. Antes porém, é interessante testar as hipóteses de existência de raiz unitária nas séries e existência de cointegração entre as mesmas. São apresentados na Tabela 3 testes de raiz unitária em painel de 1ª e 2ª geração¹¹. Como é possível observar em ambos os testes ocorre a rejeição da hipótese nula de existência de raiz unitária para as séries de relativo de preços e de produção doméstica. Entretanto, esses testes de raiz unitária em painel, mesmo o de Pesaran (2007), não permitem a cointegração entre as unidades do painel¹². Segundo Barbieri (2009) esse tipo de teste tende a rejeitar a hipótese de não estacionariedade caso séries cointegradas estejam presentes no painel, algo bastante provável quando se consideram séries de produção, ou mesmo de séries preços relativos. Quando conduzidos testes DF-GLS de raiz unitária para as séries individualmente não foi possível rejeitar a hipótese nula para a maioria das séries analisadas¹³. Dadas essas evidências ambíguas para todo o conjunto das séries utilizadas no estudo assumimos a presença de raiz unitária nas séries e conduzimos um teste de cointegração.

Para isso, realizamos o teste de cointegração em painel proposto por Westerlund (2007). O teste parte da estimação de um modelo de correção de erros em painel, não impondo restrições sobre os coeficientes, e testa para a significância do termo de correção de erros, sob hipótese nula de ausência de

⁸O índice de rentabilidade das exportações é calculado a partir da razão entre o índice de preço das exportações, cotado em moeda nacional, e o índice de custo das exportações. A metodologia de cálculo desse índice é apresentada no Texto para Discussão N 130 da FUNCEX.

⁹Esse setor foi escolhido pois há dados para todos os países da amostra.

¹⁰Os modelos ARDL(p, q) podem ser utilizados para detecção de correlação entre séries temporais sem incorrer no risco de estimação de regressões espúrias. Para mais informações ver Hamilton (1994).

¹¹Os testes de 1ª geração não consideram a possibilidade de dependência em *cross-section* no painel, enquanto que os testes de 2ª geração admitem essa possibilidade. O teste de Pesaran (2007) faz isso por meio da estimação teste Dickey-Fuller Aumentado Transversalmente (*Cross-sectionally Augmented* (DF-CADF), que consiste de regressões em que são incluídas médias em *cross-section* dos níveis defasados e das primeiras diferenças defasadas das séries.

¹²Os testes utilizados aqui foram selecionados de acordo com a disponibilidade do software Stata.

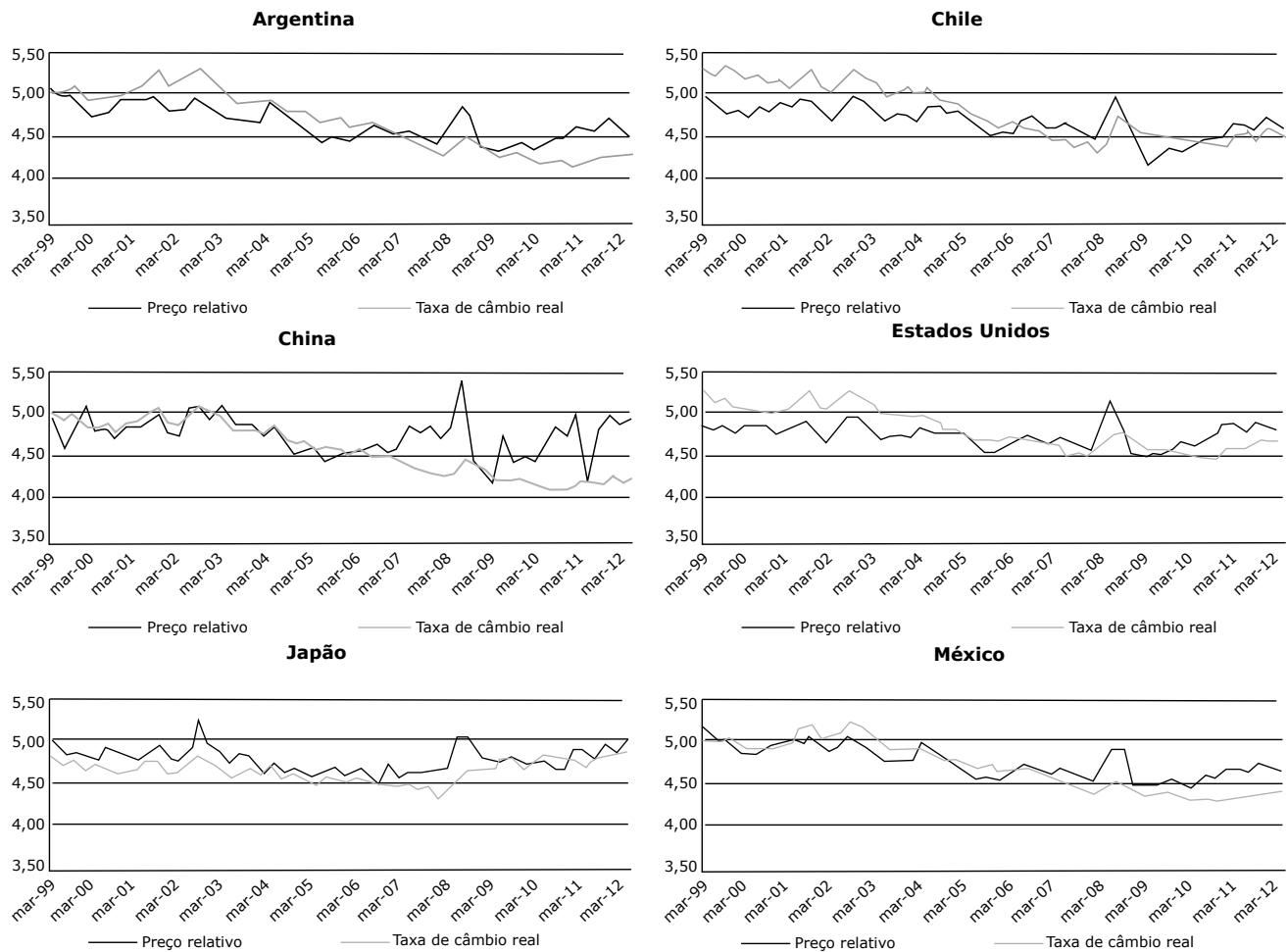
¹³Os resultados desses testes individuais são omitidos aqui por questões de espaço.

Tabela 1: Estatísticas Descritivas em Painel

Variável	Média	D. Padrão	Mínimo	Máximo	Obs.	
Preço Relativo	Total	4,707	0,2640	3,460	5,756	$N = 6440$
	Entre Grupos		0,1080	4,381	5,065	$n = 115$
	Intra Grupos		0,2410	3,551	5,795	$T = 56$
Taxa Real de Câmbio	Total	4,717	0,3090	4,156	5,471	$N = 336$
	Entre Grupos		0,0600	4,637	4,790	$n = 6$
	Intra Grupos		0,3040	4,198	5,457	$T = 56$
Taxa Nominal de Câmbio	Total	4,638	0,2990	4,003	5,934	$N = 324$
	Entre Grupos		0,0780	4,552	4,758	$n = 6$
	Intra Grupos		0,2900	3,883	5,815	$T = 54$
Produto Externo	Total	4,551	0,2150	3,807	5,151	$N = 336$
	Entre Grupos		0,0270	4,504	4,584	$n = 6$
	Intra Grupos		0,2130	3,794	5,139	$T = 56$
Produção Doméstica	Total	4,561	0,1910	3,621	5,368	$N = 1456$
	Entre Grupos		0,0068	4,354	4,648	$n = 26$
	Intra Grupos		0,1790	3,650	5,281	$T = 56$
Custo	Total	4,628	0,4600	3,185	5,718	$N = 1456$
	Entre Grupos		0,0820	4,476	4,840	$n = 26$
	Intra Grupos		0,4530	3,327	5,702	$T = 56$

Fonte: Elaboração Própria.

Figura 1: Taxa Real de Câmbio contra o Preço Relativo no Setor de Siderurgia por País



Fonte: Elaboração Própria.

Tabela 2: Modelo ARDL(1,1): Relativo de Preços versus Taxa Real de Câmbio - Siderurgia

Variáveis	Argentina	Chile	China	Estados Unidos	Japão	México
R_{it}	1,020*** (0,176)	0,919*** (0,133)	1,078*** (0,334)	1,173*** (0,140)	0,685*** (0,184)	0,761*** (0,157)
R_{it-1}	-0,879*** (0,182)	-0,785*** (0,138)	-0,915*** (0,331)	-1,099*** (0,139)	-0,708*** (0,185)	-0,687*** (0,155)
X_{it-1}	0,672*** (0,086)	0,693*** (0,091)	0,255* (0,129)	0,655*** (0,079)	0,936*** (0,062)	0,700*** (0,091)
Constante	0,905*** (0,247)	0,794*** (0,271)	2,796*** (0,566)	1,279*** (0,326)	0,431 (0,440)	1,096*** (0,358)
Relação de Longo Prazo	0,430	0,437	0,219	0,217	-0,372	0,247
Obs.	55	55	55	55	55	55

Erro padrão entre parênteses.

* significante a 10%; ** significante a 5%; *** significante a 1%.

Fonte: Elaboração Própria.

cointegração¹⁴. Os resultados dos testes de cointegração apresentados na Tabela 4 indicam a rejeição à hipótese de ausência de cointegração em painel. Dado isso, serão apresentadas na seção seguinte os resultados dos modelos de correção de erro em painel.

5 Resultados

Com base nos resultados, testes de cointegração, foram calculados modelos de correção de erros em painel. Ao realizar a estimação MG (os coeficientes são calculados a partir da média dos coeficientes das regressões de cada série), foi observado que em 22 séries o coeficiente associado à variável de taxa real de câmbio no longo prazo apresentou sinal negativo (inconsistentes segundo a teoria), sendo retiradas da amostra¹⁵. Com a exclusão dessas séries a amostra ficou com 5208 observações, a partir de 93 unidades de *cross-section* e 56 períodos.

Na Tabela 5 podemos observar os resultados das estimações dos modelos de correção de erros. Iniciando pela relação de longo prazo, observamos que as elasticidades estimadas pelos estimadores *Pooled* foram inferiores às estima-

¹⁴Definindo α_i a estimativa da velocidade de correção de erros para o equilíbrio de longo prazo, e parâmetros individuais de inclinação específica, as estatísticas G_a e G_t testam com hipótese nula que $\alpha_i = 0$ para todo i , contra a hipótese nula de que $\alpha_i < 0$ para algum i . A rejeição da hipótese nula indica que pelo menos alguma das séries cointegra. As estatísticas P_a e P_t analisam a existência de cointegração para o painel inteiro, assim a hipótese nula é que $\alpha_i = 0$ para todo i , contra a hipótese nula de que $\alpha_i < 0$ para todo i . A rejeição da hipótese nula fornece evidências de cointegração para o painel como um todo. Segundo Westerlund (2007), os testes são capazes de acomodar dinâmicas individuais de curto prazo específicas, incluindo termos de erro correlacionados em série, regressores não estritamente exógenos, termos específicos de intercepto e tendências individuais. Utiliza técnica de *bootstrap* para lidar com o problema de dependência em *cross-section*.

¹⁵As séries que apresentaram inconsistências foram: agropecuária para a China; extrativa mineral para a China e Japão; siderurgia para o Japão; metalurgia não ferrosos para o Japão; equipamentos eletrônicos para o México; veículos automotores para o Chile; peças e outros veículos para o Chile; madeira e mobiliário para o Japão; celulose, papel e gráfica para os Estados Unidos e Japão; farmacêutica e perfumaria para o Chile; calçados para o Chile; Café para a Argentina, Chile e Estados Unidos; beneficiamento de produtos vegetais para o Chile; abate de animais para a Argentina e Japão; óleos vegetais para a China e Japão; e outros produtos alimentares para a Argentina.

Tabela 3: Testes de Raiz Unitária - Maddala & Wu (1999)

Variáveis	Sem Tendência Chi-quadrado	Com Tendência Chi-quadrado	Sem Tendência $Z_t - \bar{z}$	Com Tendência $Z_t - \bar{z}$
Preço Relativo	679,432***	626,385***	-16,832***	-19,567***
Taxa Real de Câmbio	7,167	8,783	-1,074	-0,249
Taxa Nominal de Câmbio	9,105	4,294	11,688	11,535
Renda do País Importador	6,051	3,355	6,807	2,376
Produção	135,210***	261,786***	-7,379***	-9,879***
Custo	31,830	23,995	-1,165	-5,080***

* significante a 10%; ** significante a 5%; *** significante a 1%.

Fonte: Elaboração Própria.

Tabela 4: Teste de Cointegração de Westerlund (2007)

Estatística	Com Constante			Com Constante e Tendência		
	Valor	Z-valor	p-valor	Valor	Z-valor	p-valor
G_t	-4,119	-18,791	0,000	-4,299	-16,968	0,000
G_a	-18,679	-8,010	0,000	-19,880	-3,120	0,001
P_t	45,475	-20,711	0,000	-47,217	-19,054	0,000
P_a	-19,194	-13,986	0,000	-20,789	-8,594	0,000

Fonte: Elaboração Própria.

tivas produzidas pelos estimadores MG. Os coeficientes associados à variável de taxa real de câmbio no longo prazo, que representam a elasticidade de precificação ao mercado, são positivos e estatisticamente significantes. Para os estimadores PMG e MG os coeficientes estimados são iguais a 0,411 e 0,705, respectivamente. A partir da realização de teste de Hausman, comparando as estimativas dos vetores de parâmetros de longo prazo dos estimadores PMG e MG, é rejeitada a hipótese nula de ausência de diferença entre os vetores, demonstrando a inconsistência do estimador PMG¹⁶.

Os coeficientes estimados segundo os estimadores DOLS e FMOLS situam-se no intervalo entre 0,554 e 0,793. Dessa forma, podemos concluir que a elasticidade de precificação ao mercado deve se situar entre 0,55 a 0,8, sendo que considerando apenas as estimativas produzidas pelos estimadores MG situam-se no intervalo de 0,7 a 0,8, indicando uma forte discriminação entre os mercados. Isto é, uma estimativa para o coeficiente de precificação próxima de 1 deve indicar que os preços em moeda estrangeira das exportações, e/ou os preços em moeda doméstica dos produtos comercializados no mercado doméstico, apresentam um baixo grau de repasse cambial no longo prazo, o que deve implicar em um distanciamento dos preços externo e doméstico quando cotados em uma mesma moeda.

Para as demais variáveis, no longo prazo verificamos o efeito positivo da renda externa sobre o relativo de preços, com elasticidades entre 0,38 e 0,66. Para a variável de custos, também com estimativas estatisticamente significativas, os coeficientes situaram-se entre 0,11 e 0,30, enquanto que para a variável de produção predominou as estimativas de elasticidades estatisticamente significativas, com coeficientes negativos entre -0,11 e -0,40. Essas estimativas estão em acordo com as predições teóricas do modelo.

A confirmação da validade da relação de longo prazo também é fornecida pela significância estatística dos coeficientes associados aos termos de correção de erros nos modelos. Em todos os modelos estimados, independentemente do estimador utilizado, os coeficientes apresentaram sinais negativos e são estatisticamente significantes em um nível de significância de 1%, com valores entre -0,16 e -0,45. A grande diferença se encontra no coeficiente estimado pelo método PMG, igual a -0,451. Nos demais modelos os coeficientes têm valor médio igual -0,178.

Para as estimativas da elasticidade de precificação ao mercado no curto prazo observamos dois tipos de resultados. Nos modelos em que o termo de correção de erro foi inserido posteriormente à estimação do vetor de cointegração (estimados pelos métodos DOLS e FMOLS), os coeficientes situam-se no intervalo entre 0,22 e 0,24. Ou seja, uma discriminação bastante menor entre o

¹⁶A estatística chi-quadrado com 4 graus de liberdade foi igual a 38,62, rejeitando a hipótese nula em um nível de significância de 1%.

Tabela 5: Modelos de Correção de Erros para Relativo de Preços

Variáveis	PMG	MG	DOLS <i>Pooled</i>	DOLS <i>Grouped</i>	FMOLS <i>Pooled</i>	FMOLS <i>Grouped</i>
Longo Prazo						
Taxa Real de Câmbio	0,411*** (0,028)	0,705*** 0,069	0,554*** (0,027)	0,797*** (0,040)	0,616*** 0,024	0,673*** 0,022
Renda	0,224*** (0,040)	0,484*** (0,179)	0,256*** (0,035)	0,746*** (0,068)	0,283*** (0,032)	0,470*** (0,040)
Produção	0,107*** (0,026)	-0,250 (0,170)	-0,119*** (0,029)	-0,446*** (0,073)	-0,114*** (0,027)	-0,400*** (0,036)
Custo	0,119*** (0,019)	0,298*** (0,077)	0,091*** (0,018)	0,358*** (0,034)	0,115*** (0,017)	0,215*** (0,020)
Curto Prazo						
Taxa Real de Câmbio	0,140** (0,042)	0,008 (0,037)	0,225*** (0,027)	0,234*** (0,027)	0,226** (0,027)	0,240** (0,027)
Renda	0,664*** (0,104)	0,505*** (0,099)	0,442*** (0,046)	0,380*** (0,046)	0,437*** (0,046)	0,414*** (0,046)
Produção	-0,008 (0,026)	0,038 (0,028)	-0,021 (0,018)	0,013 (0,018)	-0,022 (0,018)	0,005 (0,018)
Custo	-0,015 (0,056)	-0,076 (0,048)	-0,056*** (0,021)	-0,066*** (0,021)	-0,053** (0,021)	-0,054*** (0,021)
Taxa Nominal de Câmbio	0,009 (0,025)	-0,007 (0,022)	0,037** (0,015)	0,059*** (0,015)	0,040*** (0,015)	0,050*** (0,015)
Constante	0,154*** (0,011)	-0,745 (0,516)	0,177*** (0,008)	-0,320*** (0,015)	0,080*** (0,004)	0,029*** (0,002)
ECM	-0,234*** (0,016)	-0,451*** (0,022)	-0,175*** (0,007)	-0,151*** (0,007)	-0,174*** (0,007)	-0,160*** (0,007)

Erro padrão entre parênteses.

* significante a 10%; ** significante a 5%; *** significante a 1%.

Fonte: Elaboração Própria.

mercado externo e doméstico no espaço de um trimestre. No entanto, quando comparados os coeficientes dos modelos estimados pelos métodos PMG e MG, observamos uma divergência quanto ao nível de significâncias dos coeficientes, sendo que pelo estimador MG o coeficiente de curto prazo não é estatisticamente significativo. Obviamente, a diferença observada no valor estimado e na significância estatística do coeficiente estimado pelo método MG deve-se à suposição de heterogeneidade dos coeficientes tanto no longo, como no curto prazo. Já nos modelos em que realizada uma estimativa em dois estágios, em que no primeiro estágio é estimada a relação de cointegração, os coeficientes de curto prazo são estimados sob a suposição de homogeneidade no curto prazo, o que leva a um valor ligeiramente superior àquele estimado pelo método PMG.

De modo interessante, observamos que a pressão da renda externa sobre o relativo de preços é bastante superior àquela exercida pela taxa de câmbio no curto prazo, com coeficientes estimados que variam entre 0,38 e 0,66, sendo este último estimado pelo método PMG. Sendo assim, variações da renda externa no curto prazo são importantes para determinar a discriminação de preços entre os mercados de variações cambiais. Já os coeficientes associados à variável de produção no curto prazo não se mostraram estatisticamente significativos, enquanto que os coeficientes associados à variável de custo foram em sua maior parte estatisticamente significativos (com exceção da estimação do coeficiente dos custos de curto prazo no PMG e no MG), mas negativos no curto prazo, com elasticidades em torno de -0,05. A variável representativa da surpresa cambial apresentou coeficientes estatisticamente significativos em um nível de significância de 5%, com um valor médio de 0,05, segundo as estimativas fornecidas pelos métodos DOLS e FMOLS. Ou seja, uma elasti-

cidade bastante baixa, indica que além de transitória, essa variável tem baixo impacto sobre a discriminação de preços entre os mercados externo e doméstico.

O grau de precificação ao mercado pode estar relacionado ao tipo de produto que é transacionado em cada mercado, na medida em que as categorias de produtos podem estar associadas a diferentes padrões de demanda. Nesse sentido, realizamos estimações semelhantes dos modelos de correção de erro discriminados segundo as categorias de uso dos produtos (Bens de Capital, Bens Intermediários, Bens de Consumo Duráveis e Bens de Consumo não Duráveis) a fim de captar possíveis diferenciações no comportamento de formação de preços dos setores industriais no mercado externo.

Os resultados apresentados na Tabela 6 demonstram que os setores segundo as categorias de uso possuem graus de precificação ao mercado distintos tanto no curto, como no longo prazo. Observamos também uma maior divergência de estimativas de acordo com o estimador utilizado, não apenas em termos de magnitude dos coeficientes, como também em termos de significância estatística. Na maioria dos casos, os estimadores, DOLS e FMOLS apresentaram coeficientes estatisticamente significantes em um nível de significância de 1% e valores médios mais elevados que os estimadores MG e PMG. Na comparação entre os estimadores PMG e MG observamos também uma estimativa inferior para os coeficientes estimados por PMG, com exceção dos setores produtores de bens de consumo não duráveis, denotando provável inconsistência nessas estimativas.

As maiores elasticidades no longo prazo foram obtidas para os setores produtores de bens de capital, com estimativas entre 0,67 e 1,0, indicando um alto grau de precificação ao mercado e um baixo grau de repasse cambial aos preços externos. No extremo oposto, estão os setores produtores de bens de consumo duráveis, com graus de precificação ao mercado que vão de zero a 0,56. Exibem estimativas similares e próximas à média dos resultados agregados aos setores produtores de bens intermediários e de consumo de bens não duráveis. Observamos também que as respostas no curto prazo são nulas nos setores produtores de bens de capital e consumo não duráveis, enquanto que nos setores de bens intermediários e bens de consumo duráveis as elasticidades de curto prazo se aproximam da média agregada para a maioria das estimativas, indicando repasse cambial incompleto aos preços externos. A liderança brasileira nas exportações de bens intermediários deve estar relacionada à maior capacidade de fixação de preços por parte das firmas brasileiras e, portanto, um menor grau de precificação ao mercado. O maior grau de diferenciação dos produtos na categoria de bens de consumo duráveis também pode explicar o menor grau de precificação ao mercado. O inverso deve ocorrer para o caso de bens de consumo não duráveis, enquanto que o menor grau de sofisticação tecnológica dos bens de capital exportados pelo Brasil deve fazer com que os mesmos fiquem mais expostos à pressão competitiva internacional.

5.1 Teste para assimetria de resposta no curto prazo

A princípio o modelo de Marston (1990) não prevê repasses assimétricos da taxa de câmbio. No entanto, conforme mencionado por Byrne et al. (2013) a existência de um *markup* sobre o custo marginal implica que a firma tem poder de mercado para manipular os preços a fim de estabilizar seus preços

de exportação. Para Froot & Klemperer (1989) o efeito assimétrico se justificaria em momentos de variações da taxa real de câmbio percebidas como temporárias, que seriam absorvidas por variações na margem de lucro bruta. À medida em que essas variações cambiais fossem percebidas como permanentes, a resposta dos preços dos exportadores operando no mercado externo seriam mais intensas considerando que tais efeitos prevaleceriam sobre os custos. Essa predição seria justificada pelo argumento de que firmas fazem face a um trade-off entre lucros correntes e futuros em razão da lealdade do consumidor ser considerada uma forma de custo irreversível e requerer descontos nos preços dos produtos.

Tabela 6: Elasticidades-Preço da Taxa Real de Câmbio por Categorias de Uso

	PMG	MG	DOLS <i>Pooled</i>	DOLS <i>Grouped</i>	FMOLS <i>Pooled</i>	FMOLS <i>Grouped</i>
Longo Prazo						
Capital	0,364*** (0,070)	0,712*** (0,178)	0,669*** (0,048)	0,942*** (0,102)	0,806*** (0,049)	1,045*** (0,042)
Intermediários	0,361*** (0,038)	0,325*** (0,171)	0,456*** (0,035)	0,607*** (0,037)	0,498*** (0,039)	0,703*** (0,023)
Consumo Não Duráveis	0,784*** (0,071)	0,654*** (0,194)	0,570*** (0,082)	0,779*** (0,101)	0,670*** (0,085)	0,810*** (0,048)
Consumo Duráveis	0,079 (0,055)	0,175 (0,261)	0,241*** (0,052)	0,322*** (0,080)	0,308*** (0,055)	0,557*** (0,045)
Curto Prazo						
Capital	0,007 (0,069)	-0,045 (0,075)	0,014 (0,053)	0,066 (0,054)	0,025 (0,053)	0,081 (0,054)
Intermediários	0,135** (0,059)	0,020 (0,054)	0,252*** (0,032)	0,247 (0,032)	0,253*** (0,032)	0,243*** (0,032)
Consumo Não Duráveis	0,005 (0,085)	-0,068 (0,079)	-0,038 (0,091)	0,008 (0,091)	-0,033 (0,091)	0,025 (0,092)
Consumo Duráveis	0,058 (0,082)	-0,004 (0,063)	0,204*** (0,053)	0,205*** (0,053)	0,205*** (0,053)	0,192*** (0,053)

Erro padrão entre parênteses.

* significante a 10%; ** significante a 5%; *** significante a 1%.

Fonte: Elaboração Própria.

Nesse sentido, em um momento de apreciação da taxa de câmbio é possível que o exportador, a fim de evitar um aumento de preços em moeda estrangeira, possa reduzir os preços de exportação suavizando o comportamento de preços no mercado internacional. Por outro lado, em momentos de depreciação cambial, mesmo que temporárias, pode haver um incentivo à expansão de sua parcela de mercado que venham produzir efeitos histeréticos sobre a demanda no longo prazo. Sendo assim, verificada a relação de longo prazo entre o relativo de preços e a taxa real de câmbio, é possível admitir que no curto prazo possa existir assimetria na resposta do relativo de preços às variações da taxa de câmbio real em função de desalinhamentos temporários da taxa real de câmbio.

A fim de testar se a elasticidade de precificação ao mercado no curto prazo responde diferentemente a desvios temporários da taxa de câmbio real em momentos de sobreapreciação ou sobredepreciação, é conduzida a estimação do modelo em painel com parâmetros limiares em painel proposto por Hansen (1999), em que o efeito da variável limiar manifesta-se por meio da instabilidade da elasticidade de precificação ao mercado no curto prazo segundo o modelo de correção de erro derivado a partir do modelo ARDL(2,1,1,1). A

Equação (5.1) apresenta a especificação não linear para o parâmetro de elasticidade de precificação ao mercado no curto prazo.

$$\Delta x_{it} = \begin{cases} \alpha_{11}\Delta r_{it}(\omega_{it}) + \alpha_2\Delta z_{it} + \alpha_3\Delta y_{it} + \alpha_4\Delta c_{jt} + \\ \alpha_5(\Delta s_{it} - \Delta s_{it-1} + \alpha_6 ecm_{ijt} + \epsilon_{ijt}), \text{ se } \omega_{it} \leq \gamma_1 \\ \alpha_{12}\Delta r_{it}(\omega_{it} + \alpha_2\Delta z_{it} + \alpha_3\Delta y_{it} + \alpha_4\Delta c_{jt} + \\ \alpha_5(\Delta s_{it} - \Delta s_{it-1} + \alpha_6 ecm_{ijt} + \epsilon_{ijt}), \text{ se } \gamma_1 < \omega_{it} \leq \gamma_2 \\ \vdots \\ \alpha_{1k}\Delta r_{it}(\omega_{it}) + \alpha_2\Delta z_{it} + \alpha_3\Delta y_{it} + \alpha_4\Delta c_{jt} + \\ \alpha_5(\Delta s_{it} - \Delta s_{it-1} + \alpha_6 ecm_{ijt}), \text{ se } \omega_{it} > \gamma_{k-1} \end{cases}$$

A quantidade de coeficientes de inclinação ($\alpha_{11}, \alpha_{12}, \dots, \alpha_{1k}$) representada pelo índice $k = 1, 2, \dots, K$; o tempo $t = 1, 2, \dots, T$; os $i = 1, 2, \dots, I$ países; e $j = 1, 2, \dots, J$ setores; ω_{it} é a variável limiar (desalinhamento cambial) cujos valores definem o parâmetro limiar γ_k . Os parâmetros α_{1k} associados à taxa real de câmbio r_{it} variam em função da variável limiar ω_{it} . O parâmetro limiar γ_k divide as observações em regimes dependendo da variável limiar ω_{it} .

Para determinar se o efeito de limiar é estatisticamente significativo, testamos a hipótese nula de inexistência de efeito de limiar em 5.1 por meio da restrição linear $H_0 : \alpha_{11} = \alpha_{12}$ (no caso de apenas dois regimes). As estimações das equações para Δx_{ijt} é realizada com controle para efeitos fixos, sendo a estimativa do parâmetro limiar γ dada por $\gamma = \text{argmin} S_1(\gamma)$, em que S_1 é a soma dos quadrados dos resíduos concentrados da regressão de Δx_{ijt} .

Sob H_0 o parâmetro limiar γ não é identificado, de modo que os testes clássicos têm distribuições não padrão. Hansen (1999) sugeriu a simulação à distribuição assintótica do teste da razão de verossimilhança por meio de *bootstrap*. Quando existe mais do que um regime, Hansen (1999) também mostrou que γ é consistente para o verdadeiro valor de γ e que a distribuição assintótica é não padrão. O número de coeficientes de limiares (e regimes) são determinados a partir de testes sequenciais de razão de verossimilhança (LR)¹⁷.

Para representar esses desvios temporários foram calculadas três medidas de desalinhamento cambial para as taxas reais de câmbio dos seis países considerados. A primeira variável foi construída como o desvio entre a variável suavizada produzida pelo filtro de Hodrick-Prescott (desalinhamento HP) e a medida de taxa real de câmbio. A segunda medida foi obtida como resíduo de uma equação para a paridade de poder de compra relativa (PPC-1) e a terceira, bastante similar à segunda, é derivada a partir da reparemetrização de um modelo ARDL(1,1,1) na forma de modelo de correção de erros para taxa nominal de câmbio, em que as variáveis dependentes são os índices de preços ao atacado doméstico e estrangeiro (PPC-2).

As estatísticas descritivas referentes às medidas de desalinhamento cambial são apresentadas na Tabela 7. Conforme é possível observar nessa tabela

¹⁷Especificamente nas estimações que envolvem os métodos de Pesaran & Smith (1995) e Pesaran et al. (1999) realizamos o procedimento de Hansen com o modelo em efeitos fixos e, posteriormente à definição dos valores limiares, implementamos as respectivas metodologias com a introdução de variáveis *dummies* interadas aos coeficientes de curto prazo.

as medidas produzidas pelo filtro HP apresentam maior variabilidade, com um desvio padrão em média 8,7 vezes superior ao desvio da medida PPC-1 e 7,7 vezes superior ao desvio da medida PPC-2. Também é a medida que apresenta maior coeficiente de curtose médio (igual a 4,14 contra 3,62 para PPC-1 e 3,14 para PPC-2, respectivamente), indicando maior frequência de valores extremos também para esse tipo de variável. As medidas PPC-1 e PPC-2 apresentam estatísticas similares dado que foram geradas a partir de modelos econométricos semelhantes. Porém, a medida PPC-1 apresenta coeficientes de assimetria e curtose ligeiramente superiores ao da medida PPC-2. Para todas as medidas de desalinhamento os desvios da taxa real de câmbio da Argentina apresentaram maior variabilidade e assimetria.

Os resultados dos testes de linearidade e as estimativas de curto prazo da elasticidade do câmbio são apresentados na Tabela 8. Os testes LR indicam a rejeição da hipótese nula de linearidade, em um nível de significância de 1%, contra a hipótese de dois regimes para todos os modelos que utilizaram como variável limiar a medida do desalinhamento HP e PPC-1. Para os modelos que foram testados com a variável limiar PPC-2 apenas aquele estimado por meio do estimador *Pooled Mean Grouped* foi capaz de rejeitar a mesma hipótese nula em nível de significância 1%. Os testes para a existência de 3 regimes, contra a hipótese nula de 2 regimes, não permitiram rejeitar a hipótese nula para as variáveis limiares HP e PPC-1. No caso da variável PPC-2, inconsistentemente, os testes de linearidade rejeitaram a mesma hipótese nula em um nível de significância de 5%¹⁸. A fim de manter a coerência na apresentação, descartamos esses resultados e apresentamos na Tabela 8 os resultados para modelos de correção de erros com dois regimes (apenas 1 parâmetro limiar), inclusive com as estimativas com a variável limiar de PPC-2.

Tabela 7: Estatísticas Descritivas: Medidas de Desalinhamento Cambial

Variável	Estatística	Argentina	Chile	China	EUA	México	Japão
HP	Média	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
	Desvio Padrão	0,103	0,078	0,095	0,078	0,079	0,097
	Assimetria	-0,095	-0,033	0,702	0,635	1,060	0,519
	Curtose	6,774	3,886	3,103	3,125	4,135	3,657
PPC-1	Média	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
	Desvio Padrão	0,012	0,010	0,010	0,010	0,009	0,014
	Assimetria	1,281	0,135	-0,109	-0,137	0,329	0,025
	Curtose	6,170	2,511	3,009	2,813	3,216	3,998
PPC-2	Média	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
	Desvio Padrão	0,011	0,009	0,008	0,010	0,009	0,012
	Assimetria	1,047	0,128	0,062	-0,086	0,367	-0,345
	Curtose	5,313	2,528	2,387	2,490	3,255	2,866

Fonte: Elaboração Própria.

Denominamos de primeiro regime (Regime 1) os valores dos desvios inferiores ao valor limiar e segundo regime (Regime 2) os valores dos desvios superiores aos valores limiares. Como é possível observar também na Tabela 8 os valores limiares estão todos bastante próximos de zero, indicando que

¹⁸Os resultados desses modelos indicaram padrão de assimetria semelhante. No entanto, o regime intermediário em alguns casos apresentaram coeficientes inconsistentes com a teoria e em outros casos iguais a zero estatisticamente.

o primeiro regime é composto por movimentos de sobreapreciação cambial, enquanto que o segundo regime é composto por movimentos de sobredepreciação cambial.

Dois tipos de resultados, em termos de magnitude dos coeficientes, podem ser distinguidos. O primeiro para a variável de desalinhamento HP, em que os coeficientes para o primeiro regime não são significativos estatisticamente em um nível de significância de 10%, com magnitudes estimadas próximas de zero, enquanto que a magnitude dos coeficientes estimados para o segundo regime são superiores às estimativas do modelo linear (média das estimativas igual a 0,33 contra 0,18 do modelo linear) com valores situados no intervalo entre 0,287 e 0,355.

O segundo tipo de resultado é aquele proveniente das estimativas com a variável limiar PPC. Tanto no caso da variável limiar PPC-1, como para a variável PPC-2, os coeficientes para o primeiro regime são estatisticamente significativos com elasticidades estimadas entre 0,087 e 0,146 para coeficientes associados à variável limiar é PPC-1, e entre 0,079 e 0,169 no caso da variável limiar PPC-2. Isto é, para esse tipo de variável mesmo em períodos de apreciação existe uma resposta dos exportadores em termos de preços, permitindo uma elevação dos preços de exportação, porém em menor magnitude do que nos períodos de sobredepreciação. Os coeficientes estimados para o segundo regime situaram-se entre 0,443 e 0,532 quando a variável limiar é PPC-1 e 0,282 e 0,319 no caso da variável limiar PPC-2. Ou seja, as estimativas de elasticidade de precificação ao mercado em momentos de sobredepreciação com a variável limiar PPC-1 foram as mais elevadas, revelando uma resposta mais acentuada em termos de declínio dos preços dos exportadores.

Assim sendo, de modo geral, as estimativas de modelos de correção não lineares para a elasticidade de precificação à mercado, utilizando variáveis limiares calculadas na forma de desalinhamentos cambiais, apontaram que os exportadores, ao menos no curto prazo fazem uso de uma política de preços que busca suavizar os aumentos de preços produzidos pelos movimentos de sobreapreciação cambial, repassando aos preços de exportação os impactos das desvalorizações cambiais, possivelmente, com a intenção de avançar em seus mercados externos.

6 Conclusões

Esse artigo avança na literatura de precificação aos mercados com uma implementação empírica do modelo de Marston (1990) com modelos de cointegração em painel e estimações de modelos de correção de erros lineares e não lineares a partir de dados para seis destinos das exportações brasileiras no período de 1999 a 2012. A utilização de diversos estimadores para a relação de cointegração permitiu comparar as estimativas de elasticidades de precificação ao mercado no longo prazo. As estimativas de longo prazo produzidas por estimadores *Pooled* situaram-se no intervalo de 0,41 a 0,61, enquanto que as estimativas produzidas pelos estimadores *Mean Grouped* se situaram no intervalo de 0,67, a 0,79. O valor mediano para a elasticidade de precificação a mercado foi de 0,64 e o valor médio de 0,62. Considerando esses valores médio e mediano relativamente elevados, porém inferiores a 1, pode-se concluir que existe uma sensível discriminação de preços entre mercado interno e externo para os produtos manufaturados de exportações.

Tabela 8: Modelos de Correção de Erros com *Threshold*

	PMG	MG	DOLS <i>Pooled</i>	DOLS <i>Grouped</i>	FMOLS <i>Pooled</i>	FMOLS <i>Grouped</i>
Desalinhamento HP						
Valor Limiar	-0,033	-0,050	-0,050	-0,050	-0,050	-0,050
Teste LR	41,538	41,031	51,200	55,302	51,829	51,719
p-valor	0,023	0,003	0,000	0,030	0,017	0,013
Coeficientes						
Regime 1	0,029 (0,033)	0,034 (0,034)	0,036 (0,034)	0,053 (0,035)	0,037 (0,0034)	0,057 (0,034)
Regime 2	0,287 (0,035)	0,297 (0,034)	0,328 (0,034)	0,355 (0,034)	0,331 (0,034)	0,355 (0,034)
PPC Relativa 1						
Valor Limiar	0,036	0,038	0,038	0,038	0,038	0,038
Teste LR	50,513	56,617	51,522	55,302	53,186	53,041
p-valor	0,010	0,003	0,027	0,030	0,017	0,013
Coeficientes						
Regime 1	0,087 (0,028)	0,102 (0,028)	0,124 (0,028)	0,143 (0,029)	0,125 (0,028)	0,146 (0,028)
Regime 2	0,443 (0,050)	0,490 (0,050)	0,493 (0,051)	0,532 (0,052)	0,501 (0,052)	0,526 (0,052)
PPC Relativa 2						
Valor Limiar	0,001	0,005	0,001	0,005	0,001	0,001
Teste LR	23,768	15,297	16,244	11,288	15,348	11,663
p-valor	0,020	0,160	0,110	0,510	0,133	0,513
Coeficientes						
Regime 1	0,079 (0,031)	0,122 (0,029)	0,126 (0,030)	0,169 (0,030)	0,130 (0,031)	0,159 (0,031)
Regime 2	0,282 (0,039)	0,295 (0,043)	0,294 (0,039)	0,319 (0,044)	0,294 (0,039)	0,302 (0,039)

Desvio padrão entre parênteses.

Fonte: Elaboração Própria.

Lembrando que a elasticidade estimada é a combinação do repasse cambial aos preços de exportação menos o repasse cambial aos preços domésticos, e que as estimativas de repasse cambial aos preços ao atacado situam-se em torno de 0,18, conforme os trabalhos de Nogueira et al. (2014) e Kannebly Júnior et al. (2016), é possível concluir que o repasse cambial aos preços de exportações deve se situar entre 0,16 e 0,18. Isto é, um nível de repasse cambial bastante próximo de completo, que indica que os preços de exportações são fortemente influenciados pelos preços praticados no mercado internacional e que seus efeitos devem ser pronunciados em termos de resultados comerciais no longo prazo. Essa influência se manifesta em ordem decrescente nos preços dos bens de capital, de consumo não duráveis, intermediários e de consumo duráveis.

Além de observarmos elasticidades de curto prazo também variam de acordo com a categoria de uso dos bens, observamos a existência de respostas distintas na margem entre os preços de exportação e domésticos em razão da direção da variação cambial. Em momentos de sobreapreciação cambial os exportadores adotam práticas de suavização dos preços a fim de evitar o encarecimento dos seus produtos no mercado externo, enquanto que em momentos de sobredepreciação cambial os exportadores repassam em maior intensidade a variação cambial, provavelmente, com o objetivo de incrementar sua parcela de mercado. Dada a intensa volatilidade da taxa nominal de câmbio no Brasil, e, portanto, a maior possibilidade de desalinhamentos cambiais, a previsão no curto prazo do comportamento dos preços de exportações e consequentes

efeitos sobre a balança comercial tornam-se mais complexos e com impactos diferenciados.

Referências Bibliográficas

- Barbieri, L. (2009), 'Panel unit root tests under cross-sectional dependence: an overview', *Journal of Statistics: Advances in Theory and Applications* 1(2), 117–158.
- Barroso, J. B. R. B. (2012), Pricing-to-market by Brazilian exporters: a panel cointegration approach, Technical report, Banco Central do Brasil.
- Byrne, J. P., Kortava, E. & MacDonald, R. (2013), 'A new approach to tests of pricing-to-market', *Journal of International Money and Finance* 32, 654–667.
- Correa, A. L. (2012), 'Taxa de câmbio e preços de exportação no Brasil: avaliação empírica dos coeficientes de *pass-through* setoriais', *Economia e Sociedade* pp. 61–99.
- Da Silva Correa, A., Petrassi, M. B. S., Santos, R. & et al (2016), Price-setting behavior in Brazil: survey evidence, Technical report, Banco Central do Brasil.
- Ferreira, A. & Sansó, A. (1999), Exchange rate *pass-through*: the case of Brazilian exports of manufactures, in 'XII World Congress of International Economics Association', Buenos Aires.
- Froot, K. A. & Klemperer, P. D. (1989), 'Exchange rate *pass-through* when market share matters', *The American Economic Review*.
- Gagnon, J. E. & Knetter, M. M. (1995), 'Markup adjustment and exchange rate GS fluctuations: evidence from panel data on automobile exports', *Journal of International Money and Finance* 14(2), 289–310.
- Gil-Pareja, S. (1995), 'Exchange rates and European countries' export prices: an empirical test for asymmetries in pricing to market behavior', *Journal of International Money and Finance* 136(1), 1–23.
- Hamilton, J. D. (1994), *Time Series Analysis*, Vol. 2, Princeton University Press.
- Hansen, B. E. (1999), 'Threshold effects in non-dynamic panels: estimation, testing, and inference', *Journal of Econometrics* 93(2), 345–368.
URL: <http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0304407699000251>
- Kannebley Júnior, S. (2000), 'Exchange rate *pass-through*: uma análise setorial para as exportações brasileiras (1984-1997)', *Economia Aplicada* 4(3), 435–463.
- Kannebley Júnior, S., Reis, G. H. A. d. & Toneto Junior, R. (2016), 'Exchange rate *pass-through* in the Brazilian manufacturing industry', *Economia e Sociedade* 25(1), 25–50.
- Knetter, M. M. (1989), 'Price discrimination by us and German exporters', *The American Economic Review* pp. 198–210.

Knetter, M. M. (1994), 'Is export price adjustment asymmetric? evaluating the market share and marketing bottlenecks hypotheses', *Journal of International Money and Finance* **13**(1), 55–70.

Krugman, P. (1986), 'Pricing to market when the exchange rate changes'.
URL: <http://www.nber.org/papers/w1926>

Maddala, G. & Wu, S. (1999), 'A comparative study of unit root tests with panel data and a new simple test', *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* **61**(S1), 631–652.

Marston, R. C. (1990), 'Pricing to market in Japanese manufacturing', *Journal of International Economics* **29**(3), 217–236.

Nogueira, V. A. d., Mori, R. & Marçal, E. (2014), Transmissão da variação cambial para as taxas de inflação no Brasil: estimação do *pass-through* através de modelos de vetores autorregressivos estruturais com correção de erros, Technical report, ANPEC-Associação Nacional dos Centros de Pós-graduação em Economia [Brazilian Association of Graduate Programs in Economics].

Pedroni, P. (2001a), 'Purchasing power parity tests in cointegrated panels', *The Review of Economics and Statistics* **83**, 727–731.

Pedroni, P. (2001b), 'Purchasing power parity tests in cointegrated panels', *The Review of Economics and Statistics* **83**(4), 727–731.

Pesaran, M. H. (2007), 'A simple panel unit root test in the presence of cross-section dependence', *Journal of Applied Econometrics* **22**(2), 265–312.

Pesaran, M. H., Shin, Y. & Smith, R. P. (1999), 'Pooled mean group estimation of dynamic heterogeneous panels', *Journal of the American Statistical Association* **94**(446), 621–634.

Pesaran, M. H. & Smith, R. (1995), 'Estimating long-run relationships from dynamic heterogeneous panels', *Journal of Econometrics* **68**(1), 79–113.

Westerlund, J. (2007), 'Testing for error correction in panel data', *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* **69**(6), 709–748.

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 \LaTeX .
 - Arquivo de referências bibliográficas no padrão \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 1980-5330

Editor

Eliezer Martins Diniz

Associate Editors

Angelo Costa Gurgel Lízia de Figueirêdo
Renato Nunes de Lima Seixas Reynaldo Fernandes
Sergio Naruhiko Sakurai

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	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	Wilson Suzigan Unicamp