



# ECONOMIA APLICADA

BRAZILIAN JOURNAL OF APPLIED ECONOMICS

Vol. 20 – nº 3

Julho – Setembro 2016

## ARTIGOS

**Uma avaliação econômica do Plano Setorial de Qualificação (PLANSEQ)**

Francis Carlo Petterini

**Orientação Sexual e Diferencial de Salários no Mercado de Trabalho Brasileiro**

Daniel Suliano, Guilherme Irff, Márcio V. Corrêa, Alexandre Calvancante, Jimmy Oliveira

**Efeitos do ingresso da Venezuela no Mercosul: A Criação e o desvio de comércio no Brasil**

Carla Calixto da Silva, Álvaro Barrantes Hidalgo

**A Microestrutura do Tesouro Direto: Sazonalidade do Fluxo de Ordens e o Processo de Formação de Spreads**

Marcelo Perlin

**Aumento da eficiência energética no Brasil: uma opção para uma economia de baixo carbono?**

Aline Souza Magalhães, Edson Paulo Domingues

**Self-Selection of Return Migrants in Brazil and Inequality**

Silvio H. T. Tai, Ana Carolina B. M. Ribeiro

**Fractional Integration and Its Influence on Unit Root and Co-Integration Analysis**

Guilherme de Oliveira Lima C. Marques

ECONOMIA FEA-RP/USP



ECONOMIA APLICADA

Vol. 20 – nº 3 Julho – Setembro 2016

PAPERS

**An economic evaluation of the Brazilian job training policy  
(PLANSEQ)**

Francis Carlo Petterini

**Sexual Orientation and Wage Differentials in Brazilian Labour  
Market**

Daniel Suliano, Guilherme Irff, Márcio V. Corrêa, Alexandre  
Calvancante, Jimmy Oliveira

**Effects of entry of Venezuela in MERCOSUR: The creation and  
trade diversion in Brazil**

Carla Calixto da Silva, Álvaro Barrantes Hidalgo

**The Microstructure of Tesouro Direto: The Sazonality of the Order  
Flow and the Formation of Spreads**

Marcelo Perlin

**Increased Energy Efficiency in Brazil: an option for a low carbon  
economy?**

Aline Souza Magalhães, Edson Paulo Domingues

**Self-Selection of Return Migrants in Brazil and Inequality**

Silvio H. T. Tai, Ana Carolina B. M. Ribeiro

**Fractional Integration and Its Influence on Unit Root and  
Co-Integration Analysis**

Guilherme de Oliveira Lima C. Marques

ISSN 1413-8050



APOIO:



Ministério  
da Educação

Ministério da  
Ciência e Tecnologia





# ECONOMIA APLICADA

Vol. 20 – nº 3

Julho – Setembro 2016

## Editor

Reynaldo Fernandes

## Editores Associados

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

## Conselho Editorial

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



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

Secretaria e Divulgação: Marlene Dietrich  
Revisões linguísticas (Português e Inglês): Iulo Feliciano Afonso (Solution Translations Eireli — Epp)  
Diagramação: Bruna Carolina Garcia & Matheus Alves Albino

Capa: Christof Gunkel

## Endereço

Revista Economia Aplicada, Departamento de Economia, FEA-RP/USP  
Avenida do Bandeirantes, 3900, Ribeirão Preto, SP.  
CEP 14040-905  
Telefone: (0xx16) 3315-0407  
E-mail: [revecap@usp.br](mailto:revecap@usp.br)  
Site: <http://www.usp.br/revecap>

## Assinaturas

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

\*inclui custos de postagem

### FICHA CATALOGRÁFICA

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

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

Trimestral

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

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

CDD 22.ed – 330.

# ECONOMIA APLICADA

---

Vol. 20 – nº 3

Julho – Setembro 2016

---

## ARTIGOS

- 173 **Uma avaliação econômica do Plano Setorial de Qualificação (PLAN-SEQ)**  
Francis Carlo Petterini
- 195 **Orientação Sexual e Diferencial de Salários no Mercado de Trabalho Brasileiro**  
Daniel Suliano , Guilherme Irffi , Márcio V. Corrêa , Alexandre Calvancante , Jimmy Oliveira
- 223 **Efeitos do ingresso da Venezuela no Mercosul: A Criação e o desvio de comércio no Brasil**  
Carla Calixto da Silva , Álvaro Barrantes Hidalgo
- 253 **A Microestrutura do Tesouro Direto: Sazonalidade do Fluxo de Ordens e o Processo de Formação de Spreads**  
Marcelo Perlin
- 273 **Aumento da eficiência energética no Brasil: uma opção para uma economia de baixo carbono?**  
Aline Souza Magalhães , Edson Paulo Domingues
- 311 **Self-Selection of Return Migrants in Brazil and Inequality**  
Silvio H. T. Tai , Ana Carolina B. M. Ribeiro
- 333 **Fractional Integration and Its Influence on Unit Root and Co-Integration Analysis**  
Guilherme de Oliveira Lima C. Marques

## UMA AVALIAÇÃO ECONÔMICA DO PLANO SETORIAL DE QUALIFICAÇÃO (PLANSEQ)

FRANCIS CARLO PETTERINI \*

### Resumo

O PLANSEQ é um dos principais instrumentos da política pública de qualificação profissional no Brasil. Através dele as organizações empresariais podem usar recursos públicos para ofertar cursos nas áreas onde identificam problemas de oferta de trabalho. Neste artigo se avalia o impacto de um projeto realizado em Fortaleza, em 2009, que qualificou mais de 1,5 mil trabalhadores desempregados. Estimou-se que este projeto do PLANSEQ pode ter aumentado em até 20 pontos percentuais a probabilidade de um indivíduo qualificado encontrar emprego.

**Palavras-chave:** PLANSEQ, PLANFOR, qualificação profissional, avaliação econômica.

### Abstract

The PLANSEQ is an instrument of the public policy professional qualification in Brazil. With this instrument the business organizations can use public resources to offer courses to solve some labor supply problems. This article evaluate the impact of a project that happened in Fortaleza, in 2009, and that trained over 1500 unemployed workers. It estimated that this PLANSEQ may have increased by up to 20 percentage points the probability of a qualified individual to find an employment.

**Keywords:** PLANSEQ, PLANFOR, professional qualification, economic evaluation.

**JEL classification:** C52; D04; H43.

**DOI:** <http://dx.doi.org/10.11606/1413-8050/ea117882>

---

\* Universidade Federal de Santa Catarina, Departamento de Economia e Relações Internacionais.  
E-mail: f.petterini@ufsc.br.



## 1 Introdução

Vários governos adotam políticas de promoção do emprego e da renda do trabalhador. De forma que a literatura passou a classificar os instrumentos de tais políticas como *passivos* e *ativos*. Os instrumentos passivos mudam a oferta de trabalho – ajustando os benefícios de seguro desemprego, aumentando as idades de aposentadoria, reduzindo as jornadas de trabalho etc. Já os instrumentos ativos mudam a demanda por trabalho e buscam aumentar a renda do trabalhador – criando empregos públicos, concedendo crédito aos trabalhadores autônomos, intermediando a mão de obra para reduzir custos de procura etc.<sup>1</sup>

Assim, uma política de qualificação profissional é um instrumento de política ativa. E o esforço do governo em estimular a qualificação está amparado pela teoria econômica por meio da teoria do capital humano, que trata da relação entre produtividade e remuneração no mercado de trabalho. No caso do Brasil, Severnini & Orellano (2010) e Musse & Machado (2013) encontraram evidências empíricas disso, estimando o efeito positivo da educação profissional sobre a renda do trabalho.

O Plano Setorial de Qualificação (PLANSEQ) é um caso particular da política brasileira de qualificação profissional. Em linhas gerais, o PLANSEQ é executado por meio de uma demanda do empresariado feita diretamente ao Ministério do Trabalho e Emprego (MTE). Trata-se de um instrumento usado quando é preciso um perfil específico de trabalhador, que é inexistente ou inadequadamente ofertado em um dado local.

Cerca de mil demandas já foram atendidas pelo PLANSEQ desde sua criação em 2004, custando mais de R\$ 1,2 bilhão aos cofres públicos e qualificando mais de um milhão de trabalhadores, mas nenhuma avaliação econômica dele foi encontrada na literatura. O artigo procura preencher essa lacuna com o estudo do caso da Câmara de Dirigentes Lojistas de Fortaleza (CDL) – onde, em 2009, ao custo de R\$ 1,1 milhão, foram qualificados mais de 1,5 mil trabalhadores como operadores de caixa, repositores, vendedores e ofícios assemelhados.

Na literatura internacional há uma grande documentação de avaliações econômicas de programas públicos de qualificação – vide os *surveys* de Friedlander et al. (1997) e de Lechner & Pfeiffer (2001). Em geral, essas pesquisas indicam que tais programas costumam produzir resultados animadores para mulheres adultas, resultados modestos para homens adultos, mas falham em produzir resultados para os jovens.

Na literatura nacional, entretanto, além do presente artigo, só foram encontradas duas avaliações desse tipo, ambas ligadas ao extinto Plano Nacional de Qualificação do Trabalhador (PLANFOR) – do qual se desdobrou o PLANSEQ. Fernandes et al. (2002) tratam de um caso em São Paulo, e Oliveira & Rios-Neto (2007) tratam de um caso em Belo Horizonte – em ambos, os indicativos de impacto sobre a renda e a empregabilidade dos trabalhadores qualificados foram pequenos ou inexistentes.

Não obstante, no caso do PLANSEQ da CDL de Fortaleza, os resultados estimados foram mais auspiciosos, encontrando-se indicativos de que o programa pode ter aumentado em até 20 pontos percentuais a probabilidade de um trabalhador desempregado encontrar emprego. Todavia, ressalta-se que

---

<sup>1</sup>Detalhes em Cahuc et al. (2014).

esses resultados devem ser vistos com cautela devido aos percalços encontrados na construção da base de dados.

Além desta introdução, o manuscrito está estruturado da seguinte forma: na Seção 2, para se contextualizar o PLANSEQ, há um breve histórico da política pública de qualificação profissional no Brasil; a Seção 3 descreve o caso da CDL; a Seção 4 apresenta a base de dados; a Seção 5 trata da estratégia de avaliação; a Seção 6 expõe os resultados estimados; e, por fim, na Seção 7 se apresentam as considerações finais.

## **2 Sobre a política pública de qualificação profissional no Brasil**

Como descrito em Azeredo & Ramos (1995), Alves & Vieira (1995), Cunha (2000) e Araújo & Lima (2014), o pilar histórico da política nacional de qualificação profissional é a criação do Serviço Nacional de Aprendizagem Industrial (SENAI), em 1942, com a missão de treinar trabalhadores para uma incipiente indústria nacional. O SENAI foi a primeira entidade do que veio a ser o Sistema S, estruturado para ser um catalizador do ensino profissionalizante no Brasil.<sup>2</sup>

O Sistema S é financiado por contribuições das empresas, e a arrecadação é feita diretamente pelas entidades que o integram – e.g., o SENAI. Mas como cada entidade possui autonomia administrativa e financeira, é difícil fazer um levantamento do montante arrecadado. Pelo mesmo motivo, são as próprias entidades que determinam suas ações de qualificação da mão de obra, sem necessariamente existir uma coordenação estratégica em nível nacional. Então, também é difícil se estimar quanto desses recursos são efetivamente usados na qualificação, de que forma e quantas pessoas são beneficiadas. Logo, sabe-se que o Sistema S é um dos mais importantes atores da qualificação profissional no Brasil, mas é difícil dimensionar o tamanho de suas ações.<sup>3</sup>

Além do Sistema S, ao longo do tempo se estruturou uma miríade de atores heterogêneos que também atuam na qualificação profissional – organizações não governamentais (ONGs), escolas técnicas, sindicatos, entidades estaduais e municipais etc. E foi para tentar garantir alguma coordenação estratégica desses atores que, em 1995, foi iniciado o PLANFOR e, posteriormente, em 2003, o Plano Nacional de Qualificação (PNQ) – ambos sob a direção do MTE. Mas para entender a instituição desses planos, é importante primeiro tratar do Programa de Integração Social (PIS) e do Programa de Formação do Patrimônio do Servidor Público (PASEP), mais conhecidos pela sigla PIS/PASEP.

Instituídos em 1970, o PIS/PASEP são fundos constituídos, basicamente, por um percentual do faturamento das firmas (no caso do PIS), e por um percentual da arrecadação dos governos federal, estaduais e municipais (no caso do PASEP). Até 1988, os trabalhadores poderiam sacar cotas desses fundos, dados os critérios de algumas situações previstas em leis específicas – detalhes em Marinho et al. (2010).

---

<sup>2</sup>O Sistema S é um conjunto de organizações voltadas para o treinamento profissional, assistência social, pesquisa e assistência técnica, que além de terem seu nome iniciado com a letra S, têm raízes comuns e características organizacionais similares. Além do SENAI, fazem parte do sistema: Serviço Nacional de Aprendizagem do Comércio (SENAC); Serviço Nacional de Aprendizagem Rural (SENAR); Serviço Social de Transporte (SEST); Serviço Nacional de Aprendizagem do Cooperativismo (SESCOOP); Serviço Social do Comércio (SESC); Serviço Social da Indústria (SESI); e, Serviço Brasileiro de Apoio às Micro e Pequenas Empresas (SEBRAE).

<sup>3</sup>Detalhes em Castro (2013) e Oliveira (2013).

Depois de 1988, pelo Art. 239 da Constituição, os recursos do PIS/PASEP passaram a formar o Fundo de Amparo ao Trabalhador (FAT) – segundo MTE (2014), em 2014 o FAT somava cerca de R\$ 210 bilhões. Por lei, no mínimo 40% da arrecadação do PIS/PASEP financia programas de desenvolvimento econômico, através do Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social (BNDES), na forma de empréstimos, e o restante custeia o Programa do Seguro Desemprego (PDS).

O PDS pode ser dividido em quatro conjuntos de ações (Marinho et al. 2010): (i) a *assistência financeira ao trabalhador*, onde se encaixam o benefício do seguro desemprego<sup>4</sup> e o abono salarial<sup>5</sup>; (ii) o *acompanhamento do trabalhador*, onde se encaixam a Carteira de Trabalho e Previdência Social (CTPS), o Cadastro Geral de Empregados e Desempregados (CAGED), a Relação Anual de Informações Sociais (RAIS), as Pesquisas de Emprego e Desemprego (PED) e a Classificação Brasileira de Ocupações (CBO); (iii) a *intermediação de mão de obra*, através do Sistema Nacional de Emprego (SINE); e, (iv) os programas de *qualificação profissional*, que começaram com a instituição do PLANFOR durante o governo Fernando Henrique Cardoso.

O PLANFOR pretendia, por meio de convênios, organizar as ações de qualificação implementadas pelo Sistema S, ONGs, escolas técnicas, sindicatos e entidades estaduais e municipais. Onde o *modus operandi* era o seguinte: o MTE definia uma padronização na abordagem dos conteúdos dos cursos, e então repassava recursos do FAT para os conveniados executarem as qualificações. O plano funcionou com cerca de R\$ 500 milhões ao ano, oferecendo diversos cursos de 60 horas na média (DIEESE 2007).

A principal meta do PLANFOR era qualificar 20% da População Economicamente Ativa (PEA) até 1999. Nesse sentido, Cardoso et al. (2002) estimam que cerca de 6 milhões de trabalhadores passaram pelos cursos entre 1995 e 1998 – como no mesmo período a PEA era de cerca de 70 a 75 milhões, então menos de 10% dela teria sido qualificada às vésperas de 1999, muito embora DIEESE (2007) indique que a meta tenha sido cumprida até 2002 – com um atraso de três anos.

Com o advento do governo Lula, o PLANFOR foi substituído pelo PNQ, usando essencialmente a mesma dotação orçamentária e *modus operandi*. A grande diferença dessas políticas está no tamanho médio dos cursos, que passou de 60 para 200 horas. Por consequência, o número de beneficiários foi reduzido de um milhão para cerca de 200 mil ao ano (DIEESE 2007).

O PNQ foi inicialmente implementado com dois instrumentos, denominados de: (i) Planos Territoriais de Qualificação (PLANTEQ), com cursos preparados para um local específico, onde os convênios eram firmados com os governos estaduais e municipais; e, (ii) Projetos Especiais de Qualificação (PROESQ), com cursos oferecidos em âmbito nacional ou regional, nos quais os convênios eram firmados com instituições não governamentais ou intergovernamentais.

Em 2004, foi implantada uma nova estratégia – o PLANSEQ. A ideia agora era atender demandas específicas encaminhadas da classe empresarial para o MTE. Dessa forma, o PLANSEQ permite que os próprios demandantes promovam as qualificações usando recursos do FAT.

---

<sup>4</sup>Benefício que tem por objetivo, além de prover assistência financeira temporária ao trabalhador desempregado sem justa causa, auxiliá-lo na busca de emprego.

<sup>5</sup>Pagamento de um salário mínimo anual aos trabalhadores que receberam até 24 salários

**Tabela 1:** Demonstrativo do fluxo financeiro do FAT nos exercícios 2005-2014 – R\$ bilhões, valores atualizados para 2014 pelo IPCA

Ano	Entradas			Repasse p/ o BNDES (d)	Despesas		Total (g = d + e + f)	Resultado (h = g - c)
	PIS/PASEP (a)	Receitas Financeiras (b)	Total (c = a + b)		AFAT* + SINE (e)	PNQ (f)		
2005	28,2	16,0	44,2	11,2	18,7	0,5	30,4	13,7
2006	30,9	14,5	45,3	12,0	23,5	0,7	36,2	9,1
2007	29,4	14,8	44,2	12,5	27,3	0,6	40,5	3,7
2008	36,1	14,3	50,4	13,7	29,7	0,6	44,0	6,4
2009	33,3	14,6	48,0	13,2	37,3	0,4	50,8	- 2,8
2010	37,5	15,9	53,4	15,1	38,2	0,4	53,6	- 0,2
2011	44,8	15,2	59,9	16,6	41,8	0,3	58,7	1,2
2012	43,9	23,9	67,8	17,5	46,3	0,3	64,1	3,7
2013	43,4	15,2	58,6	18,5	50,9	0,2	69,5	-10,9
2014	44,7	27,6	72,2	17,6	53,2	0,1	70,9	1,3

\* Assistência financeira e acompanhamento do trabalhador. Fonte dos dados: MTE (2014). Elaboração própria.

Para dar uma ideia do contexto orçamentário no qual está inserido o PNQ (e, por consequência, o PLANSEQ), a Tabela 1 apresenta um demonstrativo de fluxo financeiro do FAT entre 2005 e 2014. Ali, a coluna (a) mostra que as arrecadações do PIS/PASEP eram próximas de R\$ 28 bilhões em 2005, chegando a R\$ 44 bilhões em 2014 – valores constantes. A coluna (b) indica que os rendimentos financeiros do fundo eram da ordem de R\$ 16 bilhões em 2005, indo para cerca de R\$ 27 bilhões em 2014. Já na coluna (c) pode ser visto que o volume de entrada de recursos no fundo foi de mais de R\$ 72 bilhões em 2014.

Na coluna (d) da Tabela 1, observa-se o volume de repasses do FAT para o BNDES, e a coluna (e) ilustra que o maior volume de saídas do fundo está relacionado com a assistência financeira e acompanhamento do trabalhador e a manutenção do SINE. Já a coluna (f) indica que os recursos destinados ao PNQ oscilaram pouco acima dos R\$ 500 milhões entre 2005 e 2009, e então entraram em uma trajetória de queda terminando 2014 com pouco mais de R\$ 100 milhões aplicados em ações de qualificação – valor irrisório quando comparado com os R\$ 210 bilhões que compõem o FAT.

Por outro lado, com o advento do governo Dilma Rousseff, em 2011, com uma dotação orçamentária de quase R\$ 8 bilhões para 2012, foi instituído o Programa Nacional de Acesso ao Ensino Técnico e Emprego (PRONATEC) como um novo arranjo para a qualificação profissional – Cassiolato (2014) discutem este ponto. Capitanado pelo Ministério da Educação (MEC), o objetivo do PRONATEC é expandir e interiorizar a oferta de cursos de educação profissional e tecnológica no país. Os cursos são ofertados de forma gratuita por instituições das redes públicas de educação profissional e pelo Sistema S. Talvez o PRONATEC se mostre como um novo paradigma da política nacional de qualificação profissional no Brasil, mas ainda é cedo para saber.

### 3 O caso do PLANSEQ da CDL de Fortaleza

Em 2008, a CDL identificou uma possibilidade de adequar a oferta de certos tipos de trabalhadores para o comércio de Fortaleza. Então, foi elaborada uma proposta para o MTE, no valor de R\$ 1,1 milhão, com o objetivo de treinar 1,5 mil pessoas. A proposta da CDL foi aceita, e naquele ano o MTE destinou R\$ 162 milhões para 87 convênios em todo o Brasil, prevendo a qualificação de 94 mil trabalhadores no âmbito do PLANSEQ.<sup>6</sup>

Os cursos oferecidos pela CDL foram de: operador de caixa, estoquista, assistente administrativo, repositor de mercadorias, vendedor atacadista, vendedor varejista e promotor de vendas. A divulgação se deu de várias formas, mas se enfatizou o uso da internet e do rádio. Para a inscrição, no início de 2009, os interessados procuraram as unidades do SINE, tendo como pré-requisitos estarem desempregados e terem concluído ou estarem cursando o ensino médio.

Após a inscrição, uma seleção foi realizada por um teste de matemática e redação. Uma vez selecionados, além do treinamento gratuito, os participantes receberam auxílios para transporte e alimentação. Os cursos, de até 200

---

mínimos ao longo do ano anterior.

<sup>6</sup>Detalhes em: [www3.mte.gov.br/pnq/PNQ\\_Convenios\\_2008.xls](http://www3.mte.gov.br/pnq/PNQ_Convenios_2008.xls). Destes 87 convênios, 65 foram destinados aos setores da construção civil e do turismo, tendo como público alvo os beneficiários do Bolsa Família – esta estratégia foi denominada de “PLANSEQ - Próximo Passo”.

horas, foram realizados no decorrer do ano para várias turmas – ao todo foram qualificadas 1.518 pessoas.

A execução orçamentária do projeto é ilustrada na Tabela 2. Observe que 45,3% das despesas (R\$ 498 mil) se deram com o pagamento de pessoal. Os outros dois grandes grupos de despesa foram com os vales-transporte distribuídos aos alunos, consumindo 19,2% dos recursos, e com a alimentação deles durante o curso, consumindo 15,4% dos recursos. As demais despesas foram com divulgação, inscrição e seleção (9,5%), material didático (7,2%) e material de consumo (3,5%).

**Tabela 2:** Execução orçamentária do projeto em Fortaleza

Item de despesa	Valor em R\$ 1.000	%
Remuneração e encargos de professores e demais profissionais	498	45,3
Transporte dos alunos	211	19,2
Alimentação dos alunos	169	15,4
Divulgação, inscrição e seleção	104	9,5
Material didático	79	7,2
Material de consumo	39	3,5
<b>Total</b>	<b>1.100</b>	<b>100,0</b>

Fonte dos dados: CDL. Elaboração Própria.

Como dito antes, existe uma grande literatura internacional que procura avaliar economicamente os programas públicos de treinamento. Entretanto, foram encontrados apenas dois trabalhos tratando de avaliação econômica de casos brasileiros como o do PLANSEQ da CDL.

Em Fernandes et al. (2002), os autores realizam uma avaliação não experimental do programa de treinamento conduzido pelo Sindicato dos Metalúrgicos de São Paulo no âmbito do PLANFOR, realizado em 1998. Nesse programa haviam mais de 37 mil inscritos em 61 cursos diferentes – a maioria na área de informática. No contexto do programa, com determinada técnica de amostragem, foram entrevistados 617 indivíduos: 186 treinados, formando o grupo de tratamento observado; 106 inscritos no programa, mas que não foram treinados, formando um grupo de controle; e, 325 pessoas que não passaram pelo treinamento, formando um outro grupo de controle. Nas entrevistas, procurou-se identificar as características pessoais dos indivíduos e a renda deles – antes e depois do programa.

Com a base de dados formada, primeiramente, Fernandes et al. (2002) aplicaram a técnica do pareamento por escore de propensão para verificar se os grupos de controle eram estatisticamente semelhantes ao grupo de tratamento antes do programa<sup>7</sup>. Um vez verificada a semelhança entre os grupos, aplicaram estimadores de diferenças-em-diferenças tendo como indicador de impacto a renda declarada pelo trabalhador. Os autores não encontraram evidência de que o programa tenha gerado aumento de renda para os participantes do treinamento.

Já Oliveira & Rios-Neto (2007) realizam uma avaliação experimental de um conjunto de cursos de qualificação realizados no âmbito do PLANFOR, em Belo Horizonte, ao longo de 1996 – nesses cursos havia cerca de 70 mil inscritos. Questionários foram aplicados a uma amostra de 3.721 trabalha-

<sup>7</sup>Detalhes sobre o procedimento podem ser encontrados em Khandker et al. (2010).

dores, sendo 2.891 do grupo de tratamento e 746 do grupo de controle, em vários momentos do tempo entre os anos de 1996 e 2000. Os autores focaram na empregabilidade e na duração do status de desempregado como indicadores de impacto, encontrando estimativas ambíguas em relação aos efeitos da qualificação sobre os participantes.

No caso de Fortaleza existe uma base de dados primária disponível para uma avaliação não experimental. Nessa base a CDL guardou os registros dos 1.518 alunos, e alguns meses após o término da última turma, em janeiro de 2010, a organização os procurou por telefone, perguntando se estavam ou não empregados – conseguiram localizar 1.284 deles. Segundo consta, todos os 533 localizados que declararam trabalhar também declararam que estavam no setor de comércio e serviços – muito embora não se tenha registrado a ocupação específica deles.

Infelizmente essa base de dados é um tanto limitada, pois o único indicador de impacto disponível é a empregabilidade, e as únicas características que puderam ser recuperadas no cadastro dos alunos foram o gênero, a idade e se haviam ou não completado o ensino médio.

Além dessa limitação, a organização do PLANSEQ não guardou os registros dos indivíduos inscritos e não selecionados. Então, perdeu-se a possibilidade de construir um grupo de controle através de dados primários – onde, possivelmente, as pessoas teriam um perfil mais homogêneo. Dessa forma, a alternativa é usar bases de dados secundárias para a construção de grupos de comparação – tendo em mente o risco de acentuar um viés na estimação dos resultados do programa, como será discutido mais adiante.

#### **4 Grupos de controle e análise descritiva**

Os grupos de controle serão construídos com a PED e a PNAD – Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios. Nesse sentido, é preciso lembrar que os trabalhadores qualificados não estavam trabalhando no início de 2009, e que todos os que declararam trabalhar em janeiro de 2010, também declararam que estavam no setor de comércio e serviços. Essas informações, junto com as características observadas (idade e escolaridade), são as referências para a construção dos grupos de controle.

Devido às diferenças de questionário, os filtros diferem entre a PED e a PNAD. Na PED, inicia-se selecionando as observações compatíveis com os tratados em relação à idade (considerando que o aluno mais jovem possuía 15 anos, e o mais velho 56), a escolaridade (ter concluído ou estar cursando o ensino médio) e se reside em Fortaleza. E, em seguida, se a pessoa ocupada em janeiro de 2010 trabalha no ramo de comércio ou serviço ininterruptamente a menos de 12 meses; e se a pessoa desocupada tomou providências para sair do desemprego ao longo de 2009. Ao final, obteve-se um grupo de controle com 551 observações.

Com a PNAD, primeiro, todas as pessoas entrevistadas na Região Metropolitana de Fortaleza (RMF) foram selecionadas – em setembro de 2009. A seguir, selecionaram-se aquelas que na semana de referência responderam que:

- Tinham emprego e estavam ininterruptamente empregadas a menos de 12 meses; e, este emprego era em uma CBO relacionada aos cursos oferecidos ao tratamento; ou,

- Não tinham emprego e se mantiveram desempregadas ao longo do ano e tomaram providências para sair do desemprego ao longo do ano.

O passo seguinte foi filtrar idade e escolaridade compatível com o grupo de tratamento. Assim, com a PNAD obteve-se um grupo de controle com 441 observações.

A Tabela 3 apresenta a média das variáveis observadas por grupos de tratamento (CDL) e controles (PED e PNAD). Note primeiramente que 41,5% dos indivíduos do grupo de tratamento estavam empregados em janeiro de 2010. Por outro lado, 32,7 e 24,0% dos do grupos de controle da PED e da PNAD, respectivamente, estavam empregados.

**Tabela 3:** Número de observações e média das variáveis observadas por base de dados

Base	Observações	% de empregados	% de homens	% com ensino médio completo	Idade
CDL	1.284	41,5	33,3	51,9	24,3
PED	551	32,7	39,6	73,7	30,6
PNAD	441	24,0	39,2	78,0	25,0

Fonte dos dados: CDL, PED e PNAD. Elaboração Própria.

A proporção de homens é parecida entre os três grupos, o que já não ocorre para a proporção de concludentes do ensino médio. Quanto a essa variável, 51,9% dos indivíduos do grupo de tratamento haviam completado os estudos em questão, em contraste aos 73,7 e 78,0% dos do grupos de controle da PED e da PNAD, respectivamente. Uma explicação para isso é que os principais meios de divulgação do programa foram a internet (redes sociais) e o rádio, pois havia um maior interesse pelo público jovem. Assim, possivelmente, muitos inscritos ainda estavam na escola.

Na última coluna da Tabela 3, também se observa que a idade média no grupo de observações da CDL é de 24,3 anos, e na PED e na PNAD é 30,6 e 25,0, respectivamente. Como a idade média dos participantes é menor, isso pode corroborar a observação do parágrafo anterior.

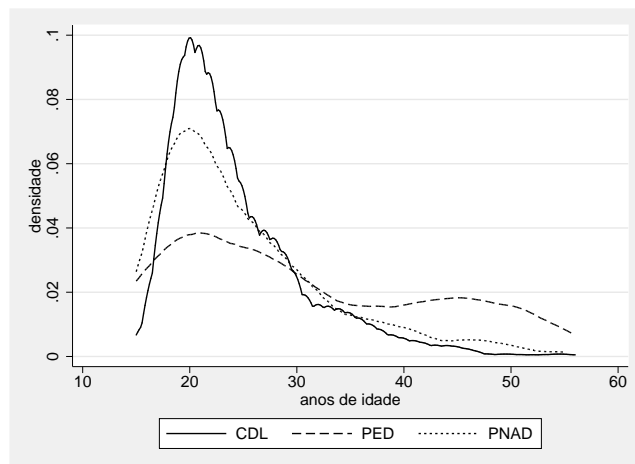
A idade é a única covariada na base de dados primária que não é binária – os registros da CDL foram feitos em números inteiros. Para analisá-la melhor, a Figura 1 mostra sua densidade *kernel*, lembrando que o indivíduo mais jovem possui 15 e o mais velho 56 anos.

Considerando a densidade total das idades (sem separação entre tratamento e controles), o primeiro quartil é limitado por 19 anos (incluindo esse valor), o segundo por 22 anos (incluindo esse valor) e o terceiro por 28 anos (incluindo esse valor). Com o intuito de deixar mais clara a análise do procedimento de pareamento, que será apresentado na sequência, doravante se considerará a idade usando intervalos para os quartis.

## 5 A estratégia de avaliação

Para estimar o impacto da qualificação seria necessário saber o que teria acontecido com os alunos caso não tivessem participado do treinamento. Isso leva ao problema do contrafactual não observado, que será tratado com as defini-





Fonte dos dados: CDL, PED, PNAD. Elaboração própria.

**Figura 1:** Densidade *kernel* da idade dos indivíduos segundo as bases de dados

ções de resultados potenciais<sup>8</sup>:  $Y_0$  sendo um indicador da situação do indivíduo não qualificado, em que  $Y_0 = 1$  aponta empregado e  $Y_0 = 0$  desempregado;  $Y_1$  sendo um indicador da situação do indivíduo qualificado, em que  $Y_1 = 1$  aponta empregado e  $Y_1 = 0$  desempregado; e,  $T = 1$  se indivíduo de fato frequentou um curso, e  $T = 0$  o contrário.

Assim, a ideia é mensurar se a qualificação pode causar aumento nas chances de emprego. Logo, é possível escrever essa relação como um efeito tratamento médio sobre os tratados:  $ATT = \mathbb{E}(Y_1 - Y_0 | T = 1) = \mathbb{P}(Y_1 = 1 | T = 1) - \mathbb{P}(Y_0 = 1 | T = 1)$ ; em que  $\mathbb{E}$  e  $\mathbb{P}$  são os operadores de esperança matemática e probabilidade, respectivamente<sup>9</sup>.

A dificuldade em medir o  $ATT$  é que, na prática, não se observa a  $Y_0 | T = 1$  (isto é, o que teria ocorrido ao indivíduo qualificado caso não tivesse feito o curso). Então não existem dados para se estimar  $\mathbb{P}(Y_0 = 1 | T = 1)$ . Por outro lado, usando um grupo de controle, existem dados para se estimar  $\mathbb{P}(Y_0 = 1 | T = 0)$ . De forma que o  $ATT$  pode ser reescrito da seguinte forma:

$$\begin{aligned} ATT &= \mathbb{P}(Y_1 = 1 | T = 1) - \mathbb{P}(Y_0 = 1 | T = 0) - \xi \\ \xi &= \mathbb{P}(Y_0 = 1 | T = 1) - \mathbb{P}(Y_0 = 1 | T = 0) \end{aligned}$$

Em que  $\xi$  é o *viés de autoseleção* – indicando a diferença de probabilidades de estar empregado entre aqueles que frequentaram e não frequentaram o curso, caso o programa de qualificação não tivesse existido. Como os inscritos no PLANSEQ procuraram o SINE para receber a qualificação, entende-se que eles se autosselecionaram para o programa. Assim, isso pode indicar que pessoas que passaram pelo treinamento, na média, são mais “dinâmicas” ou mais bem informadas que as que não passaram. Ou seja, isso pode indicar que pessoas que passaram pelo treinamento têm maior probabilidade de estarem empregadas independentemente da qualificação. O que implica em  $\xi > 0$ .

<sup>8</sup>Resultados pós-qualificação. Detalhes sobre o modelo de resultados potenciais podem ser vistos em Khandker et al. (2010).

<sup>9</sup> $ATT$  é a sigla em inglês de *average treatment effect on the treated*.

Como na base de dados só se observa se o indivíduo está ou não empregado, os resultados observáveis podem ser escritos por  $Y = Y_0 + (Y_1 - Y_0)T$ . Dessa forma, com um pouco de álgebra é possível escrever o seguinte modelo linear (Khandker et al. 2010):

$$\begin{aligned} Y_i &= \alpha T_i + \beta X_i + u_i \\ \alpha &= (ATT + \xi) | X \end{aligned} \quad (1)$$

Em que:  $Y_i = 1$  indica que o indivíduo  $i$  está empregado, e  $Y_i = 0$  indica o contrário;  $T_i = 1$  indica que o indivíduo  $i$  participou do treinamento, e  $T_i = 0$  indica que ele pertence ao grupo de controle;  $\beta$  é um vetor (linha) de parâmetros;  $X_i$  é um vetor (coluna) de covariadas (incluindo uma constante); e,  $u_i$  é um termo de erro.

Então, se  $\xi > 0$ , ao estimar a equação (1) (e.g., por mínimos quadrados) é de se esperar que  $\alpha$  esteja superestimando o  $ATT$ . Mas além disso, pode existir outra fonte de viés caso o grupo de controle não seja adequado.

Uma forma de perceber isso começa por reescrever a equação (1) como:  $Y_i = \xi^* C_i + \alpha T_i + \beta X_i + u_i$ ; em que  $C_i = 1$  indica que a observação  $i$  pertence ao grupo de controle, e  $C_i = 0$  o caso contrário; e,  $\xi^*$  é uma diferença de empregabilidade particular do grupo de controle. Como  $C_i = 1 - T_i$ , ocorre  $Y_i = \xi^* + (ATT + \xi - \xi^*)T_i + \beta X_i + u_i$ .

Com base nessa equação, suponha que a maioria das pessoas do grupo de controle não tenha recebido a notícia dos cursos do PLANSEQ. E suponha também que a maioria das pessoas do grupo de tratamento tenha recebido essa notícia – pois, por exemplo, frequentam as mesmas redes sociais e escutam as mesmas estações de rádio onde a CDL promoveu a divulgação.

Nesse caso, independentemente de as pessoas do grupo de tratamento serem mais “dinâmicas”, é possível que muitas delas tenham participado da qualificação simplesmente porque obtiveram uma informação privilegiada. Então, se a maioria dos indivíduos do grupo de controle não tem essa informação, pode ocorrer  $\xi^* < 0$ . Nesse caso, o viés na estimativa do  $ATT$  seria aumentado.

Em outro caso, nota-se que a PED foi aplicada em janeiro de 2010 (junto com a base de dados primária), enquanto a PNAD foi aplicada em setembro de 2009. E como em setembro o comércio costuma estar menos aquecido que em janeiro, é razoável admitir que a empregabilidade do grupo de controle em setembro é menor – ou seja,  $\xi^* < 0$ . Logo, com o grupo de controle da PNAD possivelmente o impacto na empregabilidade em relação ao grupo de controle da PED será superestimado.

Além da equação (1), pode-se estimar o  $ATT$  de programas de treinamento de outras formas – detalhes em LaLonde (1986) ou Lechner & Pfeiffer (2001). Como o indicador de impacto é binário, uma alternativa, que também parte da definição de  $Y = Y_0 + (Y_1 - Y_0)T$ , assume que  $Y$  é uma função indicadora de uma variável latente  $Y^* = \alpha T + \beta X + u$ . Se ocorrer  $Y^* > 0$  o indivíduo está empregado, caso contrário não. Sob a hipótese de que a função de densidade de probabilidade de  $u$  seja simétrica, e definindo  $F(u)$  como sua função cumulativa de probabilidade, pode-se escrever  $\mathbb{P}(Y = 1) = F(\alpha T + \beta X)$ .

Na base de dados da CDL,  $X$  é formado por variáveis discretas, de forma que é possível enumerar  $\mathcal{T}$  possibilidades de tipos de trabalhadores observados. E assumindo uma forma para  $F(u)$  (e.g., uma normal padrão como

em um modelo Probit), é possível estimar o *ATT* para cada indivíduo com um conjunto particular de características discricionárias  $X_t$  (e.g., homem de 25 anos com ensino médio completo), com  $t = 1, 2, \dots, T$ , tal que:

$$\tilde{\alpha} = \sum_{t=1}^T \mathbb{P}(X_t) [F(\alpha + \beta X_t) - F(\beta X_t)] \quad (2)$$

Em que:  $\tilde{\alpha}$  é um estimador não linear do *ATT*; e,  $\mathbb{P}(X_t)$  é a probabilidade de um indivíduo com o perfil de características discricionárias  $X_t$  ser observado.

Apesar do estimador da equação (2) ser mais coerente ao fato do indicador de impacto ser binário, ele pode ser viesado assim como o da equação (1). Para tentar mitigar o viés, de forma semelhante ao que fizeram Fernandes et al. (2002), pode-se usar um protocolo de pareamento por escore de propensão. Isto é, analisar uma subamostra da base de dados em que os indivíduos são suficientemente parecidos em termos das covariadas, independentemente do grupo ao qual pertencem (Khandker et al. 2010).

Na caso geral, o protocolo consiste de duas partes. Na primeira, estima-se  $\mathbb{P}(T = 1 | X)$  (e.g., um Probit), e selecionam-se as observações de um suporte comum. Ou seja, descartam-se as observações onde se identifica se o indivíduo passou ou não pelo treinamento – dadas as suas características observáveis. E na segunda parte verifica-se, no suporte comum, se as características dos indivíduos são semelhantes independentemente de terem sido qualificados.

No caso particular de todos os tipos de trabalhadores serem observados tanto no grupo de tratamento quando no de controle, todo o suporte forma o suporte comum. Então, o protocolo de pareamento consiste apenas em verificar um subconjunto de tipos onde ocorra  $\mathbb{P}(X_s | T = 0) = \mathbb{P}(X_s | T = 1)$ , com  $s = 1, 2, \dots, S$ , em que  $S < T$ .

Na prática, basta fazer um teste de diferença de proporções de cada tipo de trabalhador entre os grupos de comparação. Para implementar o teste é útil fazer as seguintes definições:  $n_0$  e  $n_1$ , representam os números de observações nos grupos de controle e tratamento, respectivamente; e,  $p_{s0}$  e  $p_{s1}$ , representam a proporção do tipo  $s$  no subconjunto dos grupos de controle e tratamento, respectivamente. Teoricamente,

$$z_s = \frac{(p_{s0} - p_{s1})}{\sqrt{(p_{s0}/n_0)(1 - p_{s0}) + (p_{s1}/n_1)(1 - p_{s1})}}$$

é uma estatística que segue distribuição normal padrão. Então, se ocorrer  $-1,96 < z_s < +1,96$  para todos os tipos  $s = 1, 2, \dots, S$ , com 95% de confiança, não se rejeita a hipótese nula de proporções iguais no subconjunto selecionado.

A Seção seguinte tratará dos resultados estimados. Para efeitos de comparação, os impactos do treinamento pelas equações (1) e (2), com e sem protocolos de pareamento serão estudados.

## 6 Resultados estimados

A Tabela A1, em anexo, mostra os resultados estimados para o modelo da probabilidade do indivíduo ter passado pelo treinamento,  $\mathbb{P}(T = 1 | X)$ , segundo os grupos de comparação. As covariadas são *dummies* indicando: o gênero,  $Homem = 1$ ; se a pessoa concluiu o ensino médio,  $Educação = 1$ ; os quartis

da idade, indicados pelos intervalos; e, os produtos entre *Homem e Educação*, *Homem* e os quartis, *Educação* e os quartis, e *Homem, Educação* e os quartis. Dessa forma, existem 16 valores possíveis de escores de propensão, um para cada perfil de trabalhador. E assim, na tabela, o Probit da constante representa a estimativa da probabilidade de participação no programa do perfil de referência: “mulher com menos de 19 anos que não concluiu o ensino médio”.

Os resultados da Tabela A1 indicam uma menor probabilidade de participação no programa no caso de homens e pessoas com o ensino médio completo, e uma maior probabilidade no caso dos jovens entre 19 e 28 anos. O que corrobora o que já foi apresentado na Seção 4.

Em seguida, a Tabela A2 apresenta os escores de propensão estimados, os números de observações por escore e grupo de tratamento e controle, as proporções destes números e as estatísticas de teste – em todo o suporte e em um suporte restrito. O primeiro bloco da tabela expõe os números quando o grupo de comparação é a PED. Ali, note que o menor escore de propensão é 0,316 (referente ao perfil “homem com ensino médio incompleto, no quartil mais alto das idades”), e se observam 13 pessoas no grupo de controle, e seis no grupo de tratamento. Em termos de proporção, esses números representam 2,4% e 0,5% do número de observações nos grupos de controle e tratamento, respectivamente. Nesse caso, sem restringir o suporte, a estatística de teste é  $z = 2,807$ .

Ainda no primeiro bloco da tabela, note que o maior escore é 0,975 (referente ao perfil “homem sem ensino médio incompleto, no segundo quartil das idades”), e se observam duas pessoas no grupo de controle, e 78 no grupo de tratamento. Em termos de proporção, estes números representam 0,4% e 6,1% do número de observações nos grupos de controle e tratamento, respectivamente. Nesse caso, a estatística de teste é  $z = -7,998$ .

Perceba então que em escores mais baixos há uma maior frequência relativa de observações no grupo de controle, e o inverso ocorre no grupo de tratamento. Por exemplo, 26,5% das observações do grupo de controle possuem o escore 0,510, e 11,8% das observações do grupo de tratamento possuem esse escore. Na outra ponta, 1,1% das observações do grupo de controle possuem o escore 0,965, e 13,0% das observações do grupo de tratamento possuem esse escore. Mas entre os escores 0,568 e 0,737, há certo balanceamento dessas proporções.

De fato, quando se restringe ao suporte  $[0,568;0,737]$ , as proporções dos tipos de trabalhadores ficam muito semelhantes entre os grupos de comparação – o que é refletido nas estatísticas de teste, já que todas são menores que 1,96 em valor absoluto. No segundo bloco da Tabela A2, onde são expostos os números quando o grupo de comparação é a PNAD, as proporções semelhantes ocorrem no suporte  $[0,600;0,723]$ .

Mais adiante, a Tabela A3 apresenta a descrição dos perfis de trabalhadores e seus escores de propensão. Ali nota-se que existem dois perfis comuns aos suportes restritos de ambos os grupos de comparação. Um deles é “homem com ensino médio incompleto e menos de 19 anos”, com escore 0,669 quando o grupo de controle é a PED, e 0,684 quando é a PNAD. O outro é “homem com ensino médio completo no segundo quartil etário”, com escore 0,690 quando o grupo de controle é a PED, e 0,664 quando é a PNAD.

Em seguida, a Tabela A.4 registra os resultados estimados para a equação (1), onde se observa o indicativo de aumento da probabilidade de um trabalhador qualificado encontrar emprego – “Tratamento” é uma *dummy* que assume

o valor 1 caso o indivíduo tenha participado do programa. Esse aumento seria de 11,07 e 19,87 pontos percentuais quando os grupos de comparação são a PED e a PNAD, respectivamente, usando o suporte completo. Como foi discutido na Seção anterior, possivelmente a estimativa de 19,87 esteja superestimada por conta da questão temporal.

Já quando a estimativa é feita sobre o suporte restrito, o aumento da probabilidade de emprego seria de 19,35 e 21,94 pontos percentuais quando os grupos de comparação são a PED e a PNAD, respectivamente. Pelo mesmo que foi posto no parágrafo anterior, possivelmente a estimativa de 21,94 esteja superestimada<sup>10</sup>.

O que mais chama a atenção aqui é que a estimativa do efeito da qualificação aumenta, entre os diferentes suportes, de 11,07 para 19,35 pontos percentuais sobre a empregabilidade quando o grupo de comparação é a PED. Por um lado, como discutido na Seção anterior, por conta do viés de autosseleção, é razoável imaginar que esses valores estejam superestimados. Mas por outro lado, sob o suporte restrito, no qual os indivíduos têm características observáveis semelhantes, também seria razoável imaginar que esse viés seria mitigado. Portanto, em um primeiro momento, seria razoável imaginar que o efeito estimado no suporte restrito fosse menor – mas observou-se o contrário.

Uma explicação para isso é que o viés de autosseleção tenha um sinal oposto ao que era esperado. Isto é, talvez a diferença de probabilidades de estar empregado entre aqueles que frequentaram e não frequentaram o curso, caso o programa de qualificação não tivesse existido, fosse menor. O que também pode ser razoável, dado que a maioria dos treinados eram jovens em situação de primeiro emprego, e que os cursos foram ofertados pela classe que representa os próprios demandantes da mão de obra.

Mais adiante, nos anexos, a Tabela A.5 mostra os resultados estimados do modelo Probit usado para computar a equação (2). Com base neles, a Tabela 4, abaixo, registra as outras estimativas do efeito do tratamento – comparando-as com as estimativas feitas através da equação (1). Note que os resultados são muito semelhantes entre os grupos de comparação.

**Tabela 4:** Sumário das estimativas do *ATT* em pontos percentuais sobre a empregabilidade

Equação	Suporte completo		Suporte restrito	
	PED	PNAD	PED	PNAD
(1)	11,07	19,87	19,35	21,94
(2)	11,13	19,82	19,51	21,95

Certamente as estimativas postas acima possuem algum grau de viés, originado na autosseleção, na inadequação dos grupos de controle ou na omissão de variáveis explicativas para a empregabilidade. Mas essas estimativas também não deixam de ser um indicativo da efetividade do programa.

<sup>10</sup>Como pode ser visto na Tabela A.3, há seis perfis de trabalhadores no suporte restrito em ambos os grupos de comparação. Nesse caso, o uso das *dummies* de gênero, educação e quartis etários representam todas as possibilidades de perfis – por isso não há parâmetros estimados para os produtos das *dummies*.

O ponto chave é que o PLANSEQ promove um alinhamento dos cursos de qualificação com as necessidades demandadas pelo mercado de trabalho. Ou seja, é a organização empresarial que determina quais cursos ofertar conforme suas necessidades. Por esse motivo, mesmo tenho consciência das fontes de viés nas estimativas apresentadas aqui, parece difícil sustentar que o programa não gerou impacto sobre a empregabilidade dos trabalhadores qualificados. Muito embora as magnitudes apresentadas na Tabela 4 devam ser consideradas com todas as ressalvas já apresentadas.

## 7 Considerações finais

O PLANSEQ é um dos principais instrumentos da política pública de qualificação profissional no Brasil, no âmbito do MTE. Por meio dele, as organizações dos próprios demandantes de mão de obra podem financiar cursos nas áreas onde identificam problemas de oferta de trabalho. Com base nos dados do FAT, notou-se que mais de R\$ 1,2 bilhão já foram usados com esse propósito desde 1994, e este artigo pode ter sido a primeira avaliação econômica de um de seus projetos.

No caso do projeto da CDL de Fortaleza, em 2009, usou-se R\$ 1,1 milhão para qualificar mais de 1,5 mil trabalhadores. Infelizmente, como ainda é comum no Brasil, não houve um desenho de avaliação antes dos cursos serem implementados, o que gerou alguns desafios para esta pesquisa. A despeito disso, estimou-se que programa pode ter aumentado em até 20 pontos percentuais a probabilidade de um trabalhador desempregado encontrar emprego. Embora esse número deva ser visto com cautela, devido às fontes de viés já descritas, ele indica a efetividade do PLANSEQ no caso da CDL de Fortaleza.

Como exposto em Oliveira & Rios-Neto (2007) e Marinho et al. (2010), cabe enfatizar a necessidade de aumentar o número de avaliações experimentais desses programas – isto é, conceber a avaliação econômica de cada proposta antes delas serem iniciadas, desenhando adequadamente os grupos de tratamento e controle. Só assim será possível avaliar de forma acurada o uso do recurso público.

Dessa forma, uma recomendação que se faz ao MTE é que nos editais do PLANSEQ se passe a exigir um desenho de avaliação como pré-requisito para a liberação dos recursos. E que essa avaliação seja sempre cobrada e tornada pública ao final de cada projeto – não só o relatório, como também as bases de dados.

## Referências Bibliográficas

- Alves, E. L. G. & Vieira, C. A. d. S. (1995), *Qualificação profissional: uma proposta de política pública, Planejamento e políticas públicas*, Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada.
- Araújo, T. P. d. & Lima, R. A. d. (2014), 'Formação profissional no Brasil: revisão crítica, estágio atual e perspectivas', *Estudos Avançados* **18**(81), 175–190.
- Azeredo, B. & Ramos, C. A. (1995), *Políticas públicas de emprego: experiências e desafios, Planejamento e Políticas Públicas* 12, Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada.

Cahuc, P., Carcillo, S. & Zylberberg, A. (2014), *Labor Economics*, 2 edn, MIT Press.

Cardoso, L. C., Façanha, L. O. & Marinho, A. (2002), Avaliação de programas sociais (PNAE, PLANFOR, PROGER): eficiência relativa e esquemas de incentivo, Texto para discussão 859, IPEA, Brasília.

Cassiolato, Maria Martha M. C. and Garcia, R. C. (2014), PRONATEC: Múltiplos arranjos para ampliar o acesso à educação profissional, Texto para discussão 1919, IPEA.

Castro, R. G. (2013), Arrecadação direta de tributos pelo Sistema S à revelia da Lei Orçamentária Anual, Orçamento Público em Discussão 9, Senado Federal, Brasília.

Cunha, L. A. (2000), 'O ensino industrial-manufatureiro no Brasil', *Revista Brasileira de Educação* (14), 89–107.

DIEESE (2007), Anuário da qualificação social e profissional: 2007, Technical report, Departamento Intersindical de Estatística e Estudos Socioeconômicos, São Paulo.

Fernandes, R., Menezes-Filho, N. A. & Zylberstajn, H. (2002), Avaliando o PLANFOR: o programa do sindicato dos metalúrgicos de São Paulo, in 'Seminários de Pesquisa Econômica', Fundação Getúlio Vargas, EPGE.

Friedlander, D., Greenberg, D. H. & Robins, P. K. (1997), 'Evaluating government training programs for the economically disadvantaged', *Journal of Economic Literature* 35(4), 1809–1855.

Khandker, S. R., Koolwal, G. B. & Samad, H. A. (2010), Handbook on impact evaluation: Quantitative methods and practices, Technical report, The World Bank, Washington DC.

LaLonde, R. (1986), 'Evaluating the econometric evaluations of training programs with experimental data', *American Economic Review* 76(4), 604–20.

Lechner, M. & Pfeiffer, F. (2001), Econometric evaluation of labour market policies, in 'ZEW Economic Studies', Springer-Verlag Berlin Heidelberg.

Marinho, D. N. C., Balestro, M. V. & Walter, M. I. M. T. (2010), *Políticas públicas de emprego no Brasil: avaliação externa do Programa Seguro Desemprego*, Brasília.

MTE (2014), Coordenação de recursos do fat, Nota técnica 35/2014, CG-FAT/SPOA/SE/MTE, Brasília.

Musse, I. & Machado, A. F. (2013), 'Perfil dos indivíduos que cursam educação profissional no Brasil', *Economia e Sociedade* 22(1), 237–262.

Oliveira, A. (2013), A caixa preta do Sistema S, Comissão de orçamento, Senado Federal.

Oliveira, A. M. H. C. d. & Rios-Neto, E. L. G. (2007), 'Uma avaliação experimental dos impactos da política de qualificação profissional no Brasil', *Revista Brasileira de Economia* 61(3), 353–378.

Severnini, E. R. & Orellano, V. I. F. (2010), 'O efeito do ensino profissionalizante sobre a probabilidade de inserção no mercado de trabalho e sobre a renda no período Pré-PLANFOR', *Economia* **11**(1), 155–174.



## Apêndice A

**Tabela A.1:** Resultados estimados de um modelo Probit para  $\mathbb{P}(T = 1 | X)$  – por grupo de comparação: PED e PNAD

Covariada	PED	PNAD
Homem	-0,3437** (0,151)	-0,4479*** (0,158)
Educação	-0,5756*** (0,219)	-0,9509*** (0,208)
(19,22]	1,0350*** (0,209)	0,8897*** (0,213)
(22,28]	0,3433* (0,195)	0,5512** (0,233)
(28,56]	-0,6108*** (0,232)	0,4334 (0,388)
Homem×Educação	-0,1151 (0,375)	-0,0299 (0,349)
Homem×(19,22]	0,4876 (0,381)	0,5918 (0,384)
Homem×(22,28]	-0,1470 (0,313)	0,2705 (0,404)
Homem×(28,56]	-0,3060 (0,395)	-0,6585 (0,569)
Educação×(19,22]	-0,7465** (0,312)	-0,7492** (0,297)
Educação×(22,28]	0,1501 (0,287)	0,2107 (0,305)
Educação×(28,56]	0,4306 (0,310)	-0,0018 (0,434)
Homem×Educação×(19,22]	0,1854 (0,553)	0,1160 (0,525)
Homem×Educação×(22,28]	0,4041 (0,486)	-0,1063 (0,530)
Homem×Educação×(28,56]	0,6901 (0,537)	1,3204** (0,668)
Constante	0,7810*** (0,103)	0,9263*** (0,111)
Pseudo-R2	0,1136	0,1090
Observações	1,835	1,725

Desvio padrão robusto entre parênteses.

\*\*\* $p < 0,01$ , \*\* $p < 0,05$ , \* $p < 0,1$

**Tabela A.2:** Escores de propensão estimados, números de observações por escore e grupo de tratamento e controle, e proporção destes números em todo suporte e no suporte restrito – por grupo de comparação: PED e PNAD

Escore de propensão	Nº de Observações		Proporção no Nº de Observações					
	T=0	T=1	Suporte completo			Suporte restrito		
	T=0	T=1	T=0	T=1	z	T=0	T=1	z
PED								
0,316	13	6	0,024	0,005	2,807			
0,400	12	8	0,022	0,006	2,358			
0,480	79	73	0,143	0,057	5,318			
0,510	146	152	0,265	0,118	7,031			
0,568	16	21	0,029	0,016	1,589	0,099	0,065	1,276
0,581	18	25	0,033	0,019	1,553	0,112	0,077	1,207
0,669	46	93	0,083	0,072	0,799	0,286	0,286	-0,010
0,689	32	71	0,058	0,055	0,235	0,199	0,218	-0,506
0,690	39	87	0,071	0,068	0,233	0,242	0,268	-0,610
0,737	10	28	0,018	0,022	- 0,523	0,062	0,086	-0,978
0,758	63	197	0,114	0,153	- 2,316			
0,761	17	54	0,031	0,042	- 1,211			
0,783	40	144	0,073	0,112	- 2,799			
0,870	12	80	0,022	0,062	- 4,417			
0,965	6	167	0,011	0,130	-11,485			
0,975	2	78	0,004	0,061	- 7,998			
PNAD								
0,308	18	8	0,041	0,006	3,575			
0,490	26	25	0,059	0,019	3,329			
0,546	59	71	0,134	0,055	4,506			
0,600	4	6	0,009	0,005	0,898	0,017	0,013	0,653
0,635	31	54	0,070	0,042	2,107	0,135	0,116	1,035
0,658	79	152	0,179	0,118	2,983	0,345	0,327	0,692
0,664	44	87	0,100	0,068	2,013	0,192	0,187	0,233
0,684	43	93	0,098	0,072	1,580	0,188	0,200	-0,564
0,723	28	73	0,063	0,057	0,500	0,122	0,157	-1,865
0,770	59	197	0,134	0,153	-1,029			
0,823	31	144	0,070	0,112	-2,786			
0,903	3	28	0,007	0,022	-2,655			
0,913	2	21	0,005	0,016	-2,477			
0,930	6	80	0,014	0,062	-5,589			
0,965	6	167	0,014	0,130	-1,696			
0,975	2	78	0,005	0,061	-7,602			

**Tabela A.3:** Escores de propensão estimados por perfil de trabalhador – por grupo de comparação: PED e PNAD

t	Gênero	Perfil		Escore de propensão		
		Ens. Médio	Quartil etário	PED	PNAD	
1	Mulher	Incompleto	[15,19]	0,783	0,823	
2			(19,22]	0,965	0,965	
3			(22,28]	0,870	0,930	
4			(28,56]	0,568	s 0,913	
5		Completo	[15,19]	0,581	s 0,490	
6			(19,22]	0,689	s 0,546	
7			(22,28]	0,758	0,770	
8			(28,56]	0,510	0,658	s
9	Homem	Incompleto	[15,19]	0,669	s 0,684	s
10			(19,22]	0,975	0,975	
11			(22,28]	0,737	s 0,903	
12			(28,56]	0,316	0,600	s
13		Completo	[15,19]	0,400	0,308	
14			(19,22]	0,761	0,635	s
15			(22,28]	0,690	s 0,664	s
16			(28,56]	0,480	0,723	s

“s” indica que o perfil está no suporte restrito.

**Tabela A.4:** Resultados estimados para a equação (1) – por grupo de comparação e suporte do escore de propensão: PED e PNAD.

Covariada	Suporte Completo		Suporte restrito	
	PED	PNAD	PED	PNAD
Tratamento	0,1107*** (0,025)	0,1987*** (0,026)	0,1935*** (0,044)	0,2194*** (0,036)
Homem	0,0878* (0,051)	0,1039* (0,054)	0,0779 (0,117)	0,1314** (0,057)
Educação	-0,0673 (0,070)	0,1154 (0,082)	-0,0700 (0,092)	0,1087 (0,139)
(19,22]	0,1230 (0,133)	0,0018 (0,132)	0,1776** (0,078)	-0,1054 (0,155)
(22,28]	-0,0417 (0,048)	-0,0995** (0,049)	0,1917** (0,088)	-0,1723 (0,151)
(28,56]	-0,0042 (0,058)	-0,0502 (0,062)	-0,0063 (0,131)	-0,1007 (0,136)
Homem×Educação	-0,0048 (0,079)	-0,0130 (0,104)		
Homem×(19,22]	0,2087** (0,083)	0,1975** (0,085)		
Homem×(22,28]	0,2015* (0,106)	0,1682 (0,113)		
Homem×(28,56]	0,1962 (0,146)	-0,0895 (0,173)		
Educação×(19,22]	0,2282** (0,091)	0,0731 (0,097)		
Educação×(22,28]	0,1792** (0,090)	-0,0068 (0,100)		
Educação×(28,56]	0,1524 (0,104)	-0,1225 (0,131)		
Homem×Educação×(19,22]	-0,3140* (0,167)	-0,2860* (0,162)		
Homem×Educação×(22,28]	-0,3087* (0,171)	-0,2924* (0,173)		
Homem×Educação×(28,56]	-0,2658 (0,197)	0,1166 (0,219)		
Constante	0,2123*** (0,036)	0,1793*** (0,041)	0,1668 (0,112)	0,2193*** (0,035)
Observações	1,835	1,725	486	694
R2	0,045	0,053	0,074	0,061

Desvio padrão robusto entre parênteses.

\*\*\*  $p < 0,01$ , \*\*  $p < 0,05$ , \*  $p < 0,1$

**Tabela A.5:** Resultados estimados de um modelo Probit para a função  $F(\alpha T + \beta X)$  da equação (2) – por grupo de comparação e suporte do escore de propensão: PED e PNAD

Covariada	Suporte Completo		Suporte restrito	
	PED	PNAD	PED	PNAD
Tratamento	0,3080*** (0,069)	0,5658*** (0,079)	0,5483*** (0,126)	0,6312*** (0,111)
Homem	0,2414* (0,143)	0,2766* (0,146)	0,2408 (0,245)	0,036 (0,420)
Educação	-0,2226 (0,236)	0,3314 (0,215)	-0,2073 (0,311)	0,3261 (0,421)
(19,22]	0,3782 (0,381)	0,0021 (0,346)	0,0316 (0,392)	-0,3074 (0,458)
(22,28]	-0,1095 (0,141)	-0,2776* (0,142)	0,5371** (0,252)	0,3674** (0,165)
(28,56]	-0,0044 (0,168)	-0,1352 (0,173)	0,5106** (0,232)	-0,4949 (0,450)
Homem×Educação	-0,0207 (0,239)	-0,0367 (0,285)		
Homem×(19,22]	0,5364** (0,225)	0,5203** (0,228)		
Homem×(22,28]	0,5166* (0,284)	0,4331 (0,302)		
Homem×(28,56]	0,5276 (0,392)	-0,2643 (0,504)		
Educação×(19,22]	0,6610** (0,285)	0,1903 (0,263)		
Educação×(22,28]	0,5270* (0,284)	-0,0374 (0,269)		
Educação×(28,56]	0,4754 (0,331)	-0,3597 (0,354)		
Homem×Educação×(19,22]	-0,8864* (0,462)	-0,7520* (0,427)		
Homem×Educação×(22,28]	-0,8691* (0,474)	-0,7637* (0,457)		
Homem×Educação×(28,56]	-0,7810 (0,543)	0,3546 (0,614)		
Constante	-0,7793*** (0,109)	-0,8817*** (0,119)	-0,9527*** (0,234)	-1,0198*** (0,203)
Observações	1,835	1,725	486	694
Pseudo-R2	0,035	0,041	0,058	0,049

Desvio padrão robusto entre parênteses.

\*\*\* $p < 0,01$ , \*\* $p < 0,05$ , \* $p < 0,1$

## ORIENTAÇÃO SEXUAL E DIFERENCIAL DE SALÁRIOS NO MERCADO DE TRABALHO BRASILEIRO

DANIEL SULIANO \*  
GUILHERME IRFFI †  
MÁRCIO V. CORRÊA ‡  
ALEXSANDRE CALVANCANTE §  
JIMMY OLIVEIRA ¶

### Resumo

Este trabalho analisa o diferencial de salários no Brasil a partir da orientação sexual com base no Censo 2010. Não foram observados padrões sistemáticos nas estimações tanto em homens como em mulheres, mas diferenças estatisticamente significativas a favor dos casais do mesmo sexo. Destaca-se que os casais gays ganham, em média, 25,11% a mais que os casais heterossexuais, mantendo fixas suas condições de ocupação e ramos de atividade nas estimativas de MQO. No que tange às mulheres, casais de lésbicas ganham, em média, 13,84% a mais nos modelos de correção de seletividade amostral com controle de todas as características observadas.

**Palavras-chave:** Novos Arranjos Familiares; Orientação Sexual; Censo; Diferencial de Salários.

### Abstract

This paper aims to analyze the wage gap according to sexual orientation by making use of the new methodology of family arrangement identification from the Brazilian Census of 2010. No systematic patterns were found on men and women regressions. However, statistically significant differences in favor of homosexuals were found on both models. It should be mentioned that gay couples earn on average 25.11% more than heterosexual couples, after controlling for occupational and the economic sector. Regarding women, lesbian couples earn on average 13.84% more than their heterosexual counterparts after controlling for the observed characteristics in a sample selection correction model.

**Keywords:** New Arrangements Family; Sexual Orientation; Census; Differential Wages.

**JEL classification:** J12; J20; J22.

**DOI:** <http://dx.doi.org/10.11606/1413-8050/ea123974>

\* Instituto de Pesquisa e Estratégia Econômica do Ceará. E-mail: daniel.suliano@ipece.ce.gov.br.

† Universidade Federal do Ceará. E-mail: guidirffi@gmail.com.

‡ Universidade Federal do Ceará. E-mail: marciovvcorrea@gmail.com.

§ Instituto de Pesquisa e Estratégia Econômica do Ceará. E-mail: alexsandre.lira@ipece.ce.gov.br.

¶ Instituto de Pesquisa e Estratégia Econômica do Ceará. E-mail: jimmy.oliveira@ipece.ce.gov.br.

## 1 Introdução

Estudos econômicos que passaram a modelar padrões de casamentos iniciam-se a partir dos trabalhos seminais de Becker (1973, 1974) no qual definem uma unidade econômica familiar como aquela que gerencia a divisão do trabalho entre as atividades domésticas e as do mercado de trabalho de modo a maximizar a utilidade total do casal.

Becker (1991) se valeu do conceito de vantagem comparativa a fim de determinar as relações produtivas familiares. Assim, a repartição de trabalho entre os setores doméstico e de mercado seriam resultado de diferenças biológicas entre os gêneros e da acumulação de capital humano. Em vista disso, as mulheres, em consonância com seu padrão reprodutivo, seriam mais comprometidas e dispostas em termos de tempo e energia no cuidado de crianças. Os homens, por sua vez, teriam geneticamente mais compromisso alocativo nas atividades de produção de mercado. Famílias de gays e lésbicas<sup>1</sup> seriam menos eficientes considerando sua impossibilidade de se beneficiarem da vantagem comparativa que decorre das diferenças sexuais (Becker 1991).

Dentro desse argumento, um homem casado com uma mulher que se dedica ao trabalho doméstico e familiar tem uma probabilidade mais elevada de maiores salários e progresso na carreira do que aquele em uma parceria na qual os dois trabalham. Assim, mulheres sem um projeto de maior ascensão funcional seriam mais flexíveis podendo exercer com maior afinco os benefícios da eficiência de uma divisão do trabalho na qual o marido foca exclusivamente na própria carreira, sem a necessidade de ter de dividir os cuidados do lar e dedicação com os filhos (Hakim 2012)<sup>2</sup>.

Todavia, a partir da década de 1960 fatores de natureza econômica, institucional e cultural passaram a alterar a sensibilidade da oferta de trabalho das mulheres trazendo mudanças organizacionais (Borjas 2012). Por exemplo, o aumento do salário real alavancado pelas maiores taxas de crescimento elevou não somente o custo de oportunidade delas em permanecer em casa como também o maior grau de especialização na produção de bens domésticos. Além disso, mudanças estruturais de cunho tecnológico incorporados nos lares resultaram em economia de tempo de trabalho em casa, resultando em aumento da produtividade nas tarefas do lar e passando o excedente temporal para atividades associadas a bens de produção no âmbito laboral.

Este foi também um período em que a instituição do divórcio redesenhou a forma de se construir parcerias de longo prazo em razão da maior flexibilidade de rompimento dos arranjos matrimoniais. Não obstante as inúmeras variações culturais e a persistência de dogmas tradicionais envolvendo os laços de matrimônio, as decisões relativas ao casamento sofreram diversas influências em termos contratuais a partir de sua disseminação. De acordo com Stevenson (2007) os estados americanos que promulgaram leis de divórcio mais flexíveis permitindo maiores facilidades na dissolução induziram menor

---

<sup>1</sup>Na literatura econômica que trata de orientação sexual casais gays são aqueles formados por homens homossexuais ou bissexuais e casais de lésbicas são aqueles formados por mulheres homossexuais e bissexuais.

<sup>2</sup>Levitt & Dubner (2009) lançam a ideia de que embora a discriminação por gênero possa contribuir para o entendimento do diferencial de salários entre homens e mulheres, é a ambição (ou a sua falta), o principal responsável pelo hiato de remuneração entre gêneros. Assim, tendo como argumento diferenças em termos de preferências, não se deve examinar o "gap" salarial como prêmio, mas como sinal de a alta remuneração simplesmente não ser tão importante para as mulheres quanto para os homens.

interesse por parte das mulheres em ter filhos e maior predisposição da parte delas por trabalho em período de tempo integral.

Mais recentemente, outros paradigmas vêm alterando a formação das estruturas familiares tradicionais podendo-se destacar o casamento entre pessoas do mesmo sexo<sup>3</sup>. Apesar dos artigos 1.577 e 1.628 do Código Civil não permitirem o acesso ao casamento a pessoas que não sejam de sexo distinto, em 2011, o Supremo Tribunal Federal (STF) passou a reconhecer a união civil entre pessoas do mesmo sexo vindo a garantir direitos similares aos dos casais heterossexuais tais como pensão por morte, herança, declaração compartilhada do Imposto de Renda, entre outros mais<sup>4</sup>.

Mudanças nas relações familiares não são exclusivas de casais do mesmo sexo. Madalozzo & Gomes (2008), por exemplo, examinaram a relação dos salários das mulheres a partir do seu estado civil em vista do recrudescimento de casamentos não oficializados (coabitação) nas últimas décadas nos Estados Unidos. Contrariamente ao modelo de Becker (1991) os resultados indicaram que mulheres solteiras ganham maiores salários que aquelas casadas e coabitantes em razão do maior tempo investido na carreira e menor demanda por dupla jornada de trabalho. Em contrapartida a esses resultados destaca-se que Bloch & Kuskin (1978) ao fazerem uso do estado civil como medida *proxy* para a responsabilidade do trabalhador observaram empresas concedendo prêmios salariais para empregados classificados como casados. Se for esse o caso, a possibilidade de reconhecimento da união civil de casais homoafetivos pode vir a sinalizar vantagem similar a este tipo de casal embora a divisão sexual do trabalho doméstico e de mercado não esteja tão bem definida.

Por outro lado, de acordo com Akerlof & Kranton (2000, 2005) as normas do contexto social exercem forte influência nas preferências e hábitos de vida das pessoas o que pode, eventualmente, vir a determinar a divulgação da orientação sexual tendo em conta as restrições da sociedade brasileira em termos de reprovação do homossexualismo e outras modalidades alternativas de relações sexuais (Almeida 2007).

Ademais, nos termos de Becker (1957) empregadores que desenvolvem gosto pela discriminação ou mesmo clientes potenciais do setor que venham a discriminar empregados pelo comportamento ou estilo de vida homossexual podem vir a serem penalizados para fins de ascensão funcional e/ou ganhos financeiros por conta de orientação sexual. Não obstante, para Badgett (1995) mesmo eventuais objeções por parte de alguns poderão vir a serem compensadas economicamente por conta dos benefícios legais estendidos aos parceiros domésticos, melhor ambiente social através de um local de trabalho mais solidário ou até mesmo efeitos psicológicos por meio do reforço de uma maior autoestima.

Nesse contexto, o objetivo deste trabalho é mensurar o diferencial salarial no mercado de trabalho brasileiro com base na orientação sexual de casais do mesmo sexo *vis-à-vis* a casais de sexo diferente ao fazer uso da nova metodolo-

---

<sup>3</sup>O casamento é um contrato firmado entre duas pessoas maiores de idade com base no princípio da autonomia de suas vontades sendo ao mesmo tempo o principal instrumento gerador de proteção jurídica ao núcleo familiar. Mesmo com as mesmas prerrogativas legais, a união estável se diferencia do casamento pela impossibilidade de escolha do regime de bens compartilhado, mudança de estado civil, não alteração dos nomes e maior insegurança jurídica por ausência de formalização de contrato.

<sup>4</sup>É importante frisar que o parágrafo 3 do artigo 226 da Constituição de 1988 reconhece a união estável entre o homem e a mulher como entidade familiar.



gia de identificação de arranjos familiares do Censo Demográfico de 2010 do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).

O artigo está dividido em mais cinco seções além desta introdução. Na seção seguinte foram contextualizadas as bases de dados internacionais que identificaram casais com diferentes tipos de orientação sexual e como o IBGE passou a seguir essas normas para o Brasil. Na terceira seção são discutidas diversas características socioeconômicas dos casais. A teoria de alocação ótima entre o tempo de trabalho doméstico e o mercado de trabalho para um arranjo familiar que deseja maximizar sua utilidade é tema da quarta seção, que ainda contempla a estratégia econométrica de estimação dos diferenciais salariais. A análise e discussão dos resultados é o tema da quinta seção. E, por fim, são tecidas às considerações finais.

## 2 Contextualização da base de dados: identificação dos novos arranjos familiares

Nos Estados Unidos, a coleta de bases de dados com identificação de preferências sexuais diversas precedeu o reconhecimento legal por parte do estado no que tange à união civil ou casamento entre pessoas do mesmo sexo. De fato, a *General Social Survey* (GSS) e a *National Health and Social Life Survey* (NHLS)<sup>5</sup>, desde o final dos anos 80 e início dos anos 90 já apresentavam informações do parceiro sexual do entrevistado.

A NHLS é uma pesquisa na qual a amostragem contém detalhamentos dos parceiros e práticas sexuais, enquanto que a GSS não explicita perguntas diretas sobre a orientação sexual dos entrevistados. Assim, no caso dessa última o comportamento com relação às práticas sexuais é mais limitado podendo ser deduzida a partir da relação de convivência (familiar ou conjugal) que a pessoa tem com o responsável pelo domicílio ou com base em algum momento de sua vida.

Nesse contexto, ao utilizar dados da GSS, Black et al. (2003) define homossexualidade como o comportamento sexual que a pessoa teve no passado (isto é, desde os 18 anos ou durante a puberdade) ou recentemente (no último ano ou nos últimos cinco anos)<sup>6</sup>.

A *The California Health Interview Survey* (CHIS) é outra pesquisa que apresentou dados de orientação sexual para 50.000 adultos com idade entre 18 e 64 anos no estado da Califórnia no ano de 2001 tendo registrado cinco vezes mais que a GSS o número de entrevistados que se identificaram como minorias sexuais. A utilização da CHIS por Carpenter (2005) permitiu analisar os diferenciais salariais a partir de uma pergunta da pesquisa que diretamente e confidencialmente indaga aos indivíduos a orientação sexual segregando-os entre gays, lésbicas e bissexuais.

Já em Tebaldi & Elmslie (2006) são analisados os efeitos da orientação sexual na oferta de trabalho a partir da *Current Population Survey* (CPS) do ano

<sup>5</sup>A GSS inicia-se em 1988 e a NHLS em 1992. Essa última é recorrentemente agregada em forma de *pooling* em razão do pequeno número de observações de gays e lésbicas. Zavodny (2007) utilizou dados da GSS de 1988-2004 e da NHLS de 1992.

<sup>6</sup>No Brasil, Irffi et al. (2010) se utilizaram dessa definição para avaliar os efeitos da Mulher-Heterossexual e dos Homossexuais-Bi sobre o conhecimento do HIV/AIDS no Brasil a partir da Pesquisa sobre Comportamento Sexual da População Brasileira e Percepções do HIV/AIDS de 1997/1998 realizada pelo Centro Brasileiro de Análise e Planejamento (CEBRAP).

de 2001. Carpenter (2007), por sua vez, faz uso dos dados da *Third National Health and Nutrition Examination Surveys* (NHANES III) a fim de captar penalidades nos ganhos de homens gays e bissexuais com relação aos heterossexuais.

Os Censos de 1990 e 2000 nos Estados Unidos passaram a identificar um(a) parceiro(a) do mesmo sexo a partir da pessoa de referência da família. Antes disso, a metodologia de coleta de dados para pessoas que tinham relacionamento conjugal com outras do mesmo sexo consistia em identificá-las como adulto independente, isto é, uma espécie de agregado(a) da família. Jepsen (1999) utilizou os dados do Censo de 1990 testando a modelagem de Becker (1991) e Black et al. (2007) discutiram as distintas características socioeconômicas no Censo de 2000, ambos com base na orientação sexual dos casais.

Como também ressaltam Klawitter & Flatt (1998) os dados americanos do censo de 1990 tem permitido uma oportunidade única em estudar os efeitos das políticas anti-discriminação estaduais locais de orientação sexual. De fato, resultados parciais indicaram que algumas políticas adotadas levam a casais do mesmo sexo a serem mais propensos a viverem em áreas assim contempladas.

É importante destacar que embora este seja um método indireto de identificar homossexuais trata-se de um caminho viável para obtenção de amostras de casais gays e lésbicas (Allegretto & Arthur 2001). Nesse mesmo contexto, Antecol et al. (2008) utilizaram procedimento similar na identificação de casais gays e lésbicas usando dados do Censo de 2000 dos Estados Unidos. Não obstante, Carpenter (2004) ressalta a baixa representatividade amostral quanto à orientação sexual do censo em razão de possíveis subnotificação nas bases de dados. Como alternativa, faz uso dos dados do *Centers Disease Control's Behavioral Risk Factor Surveillance System* (BRFSS) a partir de um *pooling* para o período de 1996-2000 elevando a amostra de homossexuais em até 150%.

A orientação sexual e o tamanho de amostras potenciais bem como possíveis erros de medidas prevaletentes de como se dá o registro de um gay ou lésbica é também objeto de análise em Black et al. (2000). Neste trabalho, são discutidas como as pequenas frações desta população podem levar a inferências enganosas.

O Brasil adota as recomendações dos padrões internacionais para os censos demográficos e pela primeira vez o censo brasileiro de 2010 incluiu no questionário a opção de o cônjuge da pessoa responsável pelo domicílio ser do mesmo sexo<sup>7</sup>. Lena & Oliveira (2012) ao estudar as diferenças entre seletividade marital no Brasil de casais heterossexuais e homossexuais fizeram uso dessa inovação.

Neste trabalho, a orientação sexual foi definida tendo como parâmetro o cônjuge (ou companheiro) que foi declarado de sexo diferente ou do mesmo sexo a partir da pessoa responsável pelo domicílio, procedimento similar ao adotado por Antecol et al. (2008) e estudos correlatos. Além disso, foi também identificada à orientação sexual do respectivo responsável pelo domicílio com base neste cônjuge fazendo em seguida uma divisão em quatro tipos de

<sup>7</sup>O Brasil como membro do Grupo de Especialistas das Nações Unidas participou do Programa Mundial sobre Censos de População e Habitação da rodada de 2010 onde foram discutidos por diversos especialistas de outros institutos nacionais de estatística do mundo recomendações no planejamento dos censos. O documento foi organizado pela Divisão de Estatística das Nações Unidas e intitulado de *Principles and Recommendations for Population and Housing Censuses: Revision 2*. Para maiores detalhes, ver IBGE (2011).

casais de acordo Black et al. (2003), sendo duas para homens, gay (homem responsável pelo domicílio e cônjuge homem) e heterossexual (chefe de família homem e cônjuge mulher); e duas para mulher, lésbica (mulher responsável pelo domicílio e cônjuge mulher) e heterossexual (chefe de família mulher e cônjuge homem).

### 3 Características demográficas e socioeconômicas dos novos arranjos familiares

Os dados da Tabela 1 descreve a distribuição da amostra por orientação sexual e estado civil. O total da amostra é de pouco mais de 10,2 milhões de pessoas extraída a partir da relação de parentesco ou de convivência com a pessoa responsável pelo domicílio com base nas seguintes categorias da variável condição no domicílio: pessoa responsável pelo domicílio, cônjuge ou companheiro (a) de sexo diferente e cônjuge ou companheiro (a) do mesmo sexo.

No quesito gênero, observa-se que a amostra é predominantemente de mulheres com participação de 53,3%. Do total deste contingente feminino, 83,64% são solteiras, 16,2% são mulheres responsáveis pelo domicílio e casadas com homens e apenas 0,11% são compostas de lésbicas (a junção de um cônjuge mulher casada com uma responsável pelo domicílio mulher). Por sua vez, dos 46,7% de homens na amostra, 67,6% deles são responsáveis pelo domicílio e casados com mulher, 32,33% são solteiros e 0,10% são gays (a composição de um cônjuge homem casado com um responsável do domicílio também homem)<sup>8</sup>.

**Tabela 1:** Distribuição da Amostra por Orientação Sexual e Estado Civil

Gênero	Casado(a)		Casal		Solteiro		Total
	Heterossexual		Homossexual				
	Quantidade	%	Quantidade	%	Quantidade	%	
Homens	3.234.454	67,6	4.670	0,10	1.547.772	32,33	4.786.896
%	78,4	–	44,0	–	25,3	–	46,7
Mulheres	889.269	16,2	5.948	0,11	4.577.295	83,64	5.472.512
%	21,6	–	56,0	–	74,7	–	53,3
Total	4.123.723	40,2	10.618	0,10	6.125.067	59,70	10.259.408

Fonte: Elaborado pelos autores a partir dos dados da amostra do Censo 2010.

Na Tabela 2 são apresentados os dados da distribuição geográfica por orientação sexual em diferentes óticas. Em primeiro lugar, destacam-se as diferenças expressivas nas áreas urbana e rural bem como nas regiões metropolitanas em termos de concentração populacional. Como observa, são as forças das marés urbanas que faz com que as pessoas se aglomerem cada vez mais em grandes áreas metropolitanas na busca de maior prosperidade econômica. Assim, são áreas mais densas, independentemente da orientação sexual.

<sup>8</sup>Essa análise da amostra foi feita do ponto de vista horizontal. Do ponto de vista vertical, dos mais de 6,1 milhões de solteiros, 74,7% deles são mulheres e 25,3% são homens. Já dos mais de 4,1 milhões de casados que são heterossexuais, 78,4% são homens que são responsáveis pelo domicílio e 21,6% mulheres também responsáveis pelo domicílio. Finalmente, dos 10.618 homossexuais na amostra, 44% são gays e 56% são lésbicas.

Black et al. (2002) também observa que a lógica do padrão urbano é determinante na localização de parceiros homossexuais por conta da maior predominância de clima agradável, cenários paradisíacos e preço dos imóveis valorizados.

Por outro lado, a fixação de casais homossexuais em áreas de maior concentração urbana pode ir além dos fatores econômicos e geográficos em razão de suas maiores restrições em termos de oportunidades na forma de interação social. Ademais, no Brasil, são nas cidades onde as atitudes mais liberais com respeito ao homossexualismo são mais toleráveis, mesmo que o nível de rejeição ainda seja elevado (Almeida 2007). Dentro desse argumento, espera-se que nessas localidades haja maior tolerância no que diz respeito à discriminação e menor nível de desaprovação social.

No caso da distribuição por grandes áreas geográficas do país observa-se que o Sudeste é a região nacional com maior contingente de casais independente da orientação sexual seguida da região Nordeste, justamente as duas regiões de maior concentração populacional.

**Tabela 2:** Distribuição Geográfica do Domicílio

Localização Geográfica	Homem		Mulher	
	Casal Gay	Casal Heterossexual	Casal Lésbica	Casal Heterossexual
Região Censitária do Domicílio (em %)				
Urbana	92,9	73,8	95,3	82,6
Rural	7,1	26,2	4,7	17,4
Região Metropolitana (em %)				
Região Metropolitana	61,1	31,0	54,2	36,4
Região Não Metropolitana	38,9	69,0	45,8	63,6
Grandes Regiões Nacionais (em %)				
Norte	5,1	7,1	6,9	8,2
Nordeste	19,3	27,3	22,6	29,6
Sudeste	51,6	38,3	47,3	36,2
Sul	14,2	19,7	15,6	18,6
Centro-Oeste	9,9	7,5	7,6	7,4

Fonte: Elaborado pelos autores a partir dos dados da amostra do Censo 2010.

Na Tabela 3 encontram-se os dados da idade média e da raça autodeclarada de cada tipo de casal. De acordo com Ribeiro (2009) entre 1960 e 2000 a sociedade brasileira tem-se tornado cada vez mais aberta aos casamentos cruzando barreiras educacionais e de cor e reduzindo não somente as taxas de endogamia (casamentos em um mesmo grupo) como as de homogamia (*status* social). De acordo com os resultados o casal heterossexual homem é o que detém a maior média de idade seguida da mulher de mesma orientação sexual com valores de, respectivamente, 43,6 e 42,8 anos. Casais gays, por sua vez, apresentaram idade de 35,4 anos e casais lésbicas 34 anos. Hakim (2012) observa que em relacionamentos gays a tendência é que seja o homem mais jovem e atraente a ter mais poder, a não ser que o outro parceiro ofereça benefícios compensatórios.

No que corresponde à cor e/ou raça autodeclarada, os amarelos, indepen-

dente da categoria, chegam a representar pouco mais de 1% do cômputo total, tendo os indígenas baixa predominância em todos os casais. Os brancos são majoritariamente representados com destaque para os casais gays e lésbicas seguidos dos pardos e negros.

**Tabela 3:** Características Demográficas

Indicadores Demográficos	Homem		Mulher	
	Casal Gay	Casal Heterossexual	Casal Lésbica	Casal Heterossexual
Idade Média (Medida em Anos)				
Média	35,4	43,6	34,0	42,8
Cor ou Raça Autodeclarada (em %)				
Branca	56,9	50,5	53,5	5,8
Parda	32,7	41,1	36,3	43,8
Preta	9,0	6,9	8,3	8,9
Amarela	1,0	1,1	1,4	1,2
Indígena	0,3	0,5	0,4	0,4

Fonte: Elaborado pelos autores a partir dos dados da amostra do Censo 2010.

Fatores institucionais também exercem influência nos arranjos familiares dos casais tendo em conta a natureza da união dos homossexuais serem predominantemente de união consensual, como se observa na Tabela 4. De fato, apenas 0,8% e 0,2% de casamentos religiosos ocorreram entre gays e lésbicas, respectivamente, não tendo eles registrado nenhum tipo de casamento civil e religioso e nem mesmo somente casamento civil<sup>9</sup>.

Pode-se também destacar as diferenças substanciais no número de filhos. Em Lundberg (1988) a presença de crianças tem um efeito na interação da oferta de trabalho revelando-se, ao contrário do lazer, como uma importante variável de consumo para a família.

Adicionalmente, de acordo com Bailey (2006) a liberação da pílula anti-concepcional na década de 1960 aumentou o número de mulheres na força de trabalho remunerada, o que tende a alterar a demanda por filhos. De acordo com a Tabela 4, como esperado, os casais homossexuais apresentaram o maior percentual em termos de ausência de filhos. No caso das lésbicas, quase 70% não tinham nenhum filho e apenas 13,4% tiveram somente um<sup>10</sup>. Deve-se frisar a similaridade entre os casais heterossexuais de forma que a orientação sexual tende também a exercer efeitos na demanda por crianças.

Os dados por grau de instrução formal de ensino encontram-se na Tabela 5. A teoria ressalta que os gays ao perceberem que na tenra idade estariam menos suscetíveis a construção de arranjos familiares nucleares passariam a investir menos intensamente na produção especializada de bens de produção. Assim, de acordo com Black et al. (2003) suas escolhas e decisões profissionais seriam pautadas a ocupações tipicamente femininas. Já as mulheres lésbicas,

<sup>9</sup>Cabe frisar as amarras institucionais para realização do casamento civil bem como os princípios que norteiam o casamento religioso como barreiras que impedem suas concretizações para casais do mesmo sexo.

<sup>10</sup>Além disso, casais homossexuais enfrentam maiores restrições na produção de proles tanto do ponto de vista biológico como do ponto de vista legal levando em conta que a adoção, neste último caso, enfrenta também maiores barreiras jurídicas.

**Tabela 4:** Variáveis Associadas à Formação da Família

Estrutura Familiar	Homem		Mulher	
	Casal Gay	Casal Heterossexual	Casal Lésbica	Casal Heterossexual
Natureza da União (em %)				
Casamento Civil e Religioso	–	47,8	–	35,0
Somente Casamento Civil	–	16,9	–	15,6
Somente Casamento Religioso	0,8	4,4	0,2	4,4
União Consensual	99,2	30,9	99,8	45,0
Natureza da União (em %)				
Nenhum filho	31,3	11,1	68,6	11,7
1 filho	18,8	19,4	13,4	18,6
2 filhos	12,5	27,2	8,2	25,4
3 filhos	12,5	18,2	5,8	17,9
4 filhos	12,5	8,7	2,1	9,3
5 filhos ou mais	12,5	15,5	1,8	17,2

Fonte: Elaborado pelos autores a partir dos dados da amostra do Censo 2010.

ao contrário de suas contrapartes sexuais, na perspectiva de seguirem uma carreira mais promissora estariam mais dispostas a trabalharem de forma mais intensa e com maior apego à força de trabalho em razão das menores responsabilidades na produção doméstica.

No plano estritamente econômico a decisão de quanto investir em educação depende da preferência intertemporal de forma que o nível ótimo de educação é escolhido de modo a maximizar o fluxo de ganhos ao longo da vida (Garen 1984). Portanto, agentes com taxas de desconto mais altas seriam míopes em relação ao presente tendendo a investir menos em capital humano, sem evidências claras se a preferência intertemporal irá depender da orientação sexual.

Pela Tabela 5 observa-se que os casais homossexuais são mais propensos à acumulação de capital humano, pelo menos no quesito escolaridade.

Particularmente, cabe destacar que quase 27% dos casais gays detêm ensino superior completo seguidos dos casais de lésbicas com percentual de aproximadamente 18%. Casais heterossexuais de homens chefes e mulheres chefes são em sua maioria sem instrução com taxas de 55,29% e 55,2%, respectivamente.

Maiores níveis de escolaridade estão associados a maiores rendimentos de acordo com a literatura econômica. Pela Tabela 6 a renda média dos casais do mesmo sexo é mais elevada do que a dos casais de sexo distintos, com destaque para os casais gays, que chegam a ter uma renda média 95% mais elevada que a dos homens heterossexuais. Hakim (2012) enfatiza que os homossexuais geralmente dedicam mais tempo e esforço a sua aparência do que homens heterossexuais em razão da alta rotatividade nas parcerias e relações sem impedimentos, já que a renda disponível dos gays é mais alta que a dos homens casados com família para sustentar.

A disposição de horas de trabalho não varia de acordo com a orientação sexual. Os resultados demonstram que o número médio e modal de horas trabalhadas por semana no trabalho principal é praticamente indistinguível entre os casais, sem evidências na literatura para esses resultados. Em Alle-

**Tabela 5:** Grau de Instrução Formal por Ciclo de Ensino

Nível de Instrução	Homem		Mulher	
	Casal Gay	Casal Heterossexual	Casal Lésbica	Casal Heterossexual
Sem Instrução e Ensino Fundamental Incompleto	20,3	55,3	25,5	55,2
Ensino Fundamental Completo e Ensino Médio Incompleto	13,4	15,2	18,4	15,5
Ensino Médio Completo e Ensino Superior Incompleto	39,3	21,5	37,6	21,3
Ensino Superior Completo	26,7	7,8	17,9	7,8
Sem Declaração	0,2	0,2	0,5	0,2

Fonte: Elaborado pelos autores a partir dos dados da amostra do Censo 2010.

gretto & Arthur (2001), por exemplo, argumenta-se que a ausência de uma clara divisão sexual do trabalho permite uma maior equalização da produtividade dos parceiros de um casal homossexual masculino, o que elevaria a participação do número de horas trabalhadas desses casais, diferença que aqui foi observada de apenas 0,3 a favor dos heterossexuais.

Por outro lado, Tebaldi & Elmslie (2006) encontram evidências que coabitantes gays são mais propensos a trabalhar em tempo parcial e menos propensos a trabalhar em tempo integral que os homens casados heterossexuais. Além disso, Black et al. (2003) ponderam que as maiores responsabilidades dos homens heterossexuais em relação a famílias mais numerosas os sujeitam a maior disponibilidade de horas trabalhadas.

**Tabela 6:** Características do Mercado de Trabalho

Indicadores Laborais	Homem		Mulher	
	Casal Gay	Casal Heterossexual	Casal Lésbica	Casal Heterossexual
Distribuição do Rendimento Principal do Trabalho (em R\$ de 2010)				
Média	2.510,12	1.279,93	1.472,49	1.154,75
Mediana	1.200,00	700,00	800,00	700,00
Modal	1.000,00	510,00	510,00	510,00
Distribuição do Rendimento Principal do Trabalho (em R\$ de 2010)				
Média	41,00	40,70	40,50	40,30
Moda	40,00	40,00	40,00	40,00

Fonte: Elaborado pelos autores a partir dos dados da amostra do Censo 2010.

#### 4 Arcabouço teórico e estratégia econométrica

Sob o prisma econômico, a união conjugal tem como objetivo maximizar a utilidade da unidade familiar. Entretanto, sabe-se que os gostos, as preferências

e as habilidades dos agentes em relação aos postulantes parceiros são desconhecidos, haja vista a presença de informação imperfeita, o que implica em custos na construção da relação podendo-se, então, modelá-la por meio do processo de *matching* (Diamond 1971, Pissarides 2000, Mortensen 2005).

Assim, parceiros que guardam interesses em comum buscam a construção de um casamento duradouro por meio de um processo de *assortative matching*. Dentro dessa perspectiva, pode-se afirmar que a intenção é tornar a situação de ambos os participantes mais eficientes no longo prazo, a partir da criação de excedentes. Ademais, uma miríade de características são negociadas, tais como a divisão do trabalho doméstico, o *status* social, o nível de escolaridade, a beleza, a expectativa de ganhos, etc.

Nesses termos, tomando como base parte do arcabouço desenvolvido por Becker (1991) e Baker & Jacobsen (2007) considere uma função utilidade com dois bens  $x$  e  $y$  no qual um deles representa a produção de bens de mercado nas atividades produtivas para abastecimento do lar e o outro a produção doméstica em forma de manutenção da casa, alimentação para os membros da família, assistência aos filhos, entre outros.

Considere ainda uma população composta de tipos de agentes (aquele responsável pelo domicílio) e tipos de agentes (cônjuge da parceria) no qual dedicam  $t$  unidades de tempo de trabalho para a produção do bem  $x$  e  $(1 - t)$  na produção do bem  $y$ . Além disso, seja o conjunto de habilidades na geração dos bens  $x$  e  $y$  denotados pelos parâmetros  $\alpha$  e  $\beta$ , respectivamente, de tal forma que o total da produção dos bens seja definido como:

$$x = \alpha t, y = \beta(1 - t) \quad (1)$$

A formação de *assortative matching* permite que os agentes possam negociar acordos sem custos resultando em uma distribuição Ótima de Pareto das quantidades produzidas dos bens dentro da família. Assim, a alocação de equilíbrio dos cônjuges maximiza a contribuição de cada um na renda total familiar e na produção doméstica. Portanto, a função objetivo no casamento pode ser representada por uma função utilidade  $U(x, y)$ .

Considere ainda o preço de mercado do bem denotado por  $p$ ,  $RN$  a renda não laboral como, por exemplo, aquelas resultantes de programas de transferência e  $w_r$  e  $w_c$  os ganhos salariais do responsável pelo domicílio e do cônjuge, respectivamente. A restrição orçamentária da família pode, então, ser descrita por:

$$px = \alpha t(w_r + w_c) + RN = \alpha t + \beta(1 - t) \quad (2)$$

Diferente dos retornos individuais, os retornos do casamento dependem das habilidades em atividades específicas de modo que na formação de uma relação conjugal cada agente pode se especializar na atividade de um bem. Nesse sentido, a ampliação do conjunto de oportunidades da família por meio da especialização permite que ambos estejam melhores do ponto de vista do excedente produtivo em relação a não ocorrência da parceria, uma vez que um deles ou ambos terminariam com ela caso essa hipótese não fosse verdadeira.

Cada indivíduo engajado numa relação de longo prazo têm incentivos para investir em qualificações específicas ao fazerem uso de suas vantagens comparativas. Uma vez que as qualificações específicas em forma de aprendizagem (*learning by doing*) dos parceiros crescem com o tempo a probabilidade de divórcio ou rompimento da parceria se reduz, dado que os ganhos de produtivi-



vidade expande o conjunto de oportunidades familiar. Portanto, o problema econômico da família consiste em:

$$\max_{x,y} u(x,y) \quad s.t. \quad px = \alpha t + \beta(1-t) \quad (3)$$

Cada parceiro oferece alguma vantagem em determinada dimensão de forma a se criar um excedente no casamento. A especialização de cada bem depende do produto marginal de cada tipo de agente na produção do bem específico. Tem-se, então, que a solução ótima é aquela na qual ocorre a especialização total pelos agentes em cada produto, isto é:

$$(x^*, y^*), (x_r^*, y_c^*) = (\alpha t, \beta(1-t)) \quad (4)$$

Para casais de sexo distinto, Lundberg (1988) argumenta que as decisões de quanto ofertar trabalho são conjuntamente determinadas tendo essa oferta maior nível de sensibilidade por parte das mulheres a partir de mudanças salariais do marido. Além de observar esses fatores para o caso brasileiro também apontam diferenças estruturais para esse tipo de casal entre as famílias chefiadas por mulheres daquelas chefiadas por homens diferindo, fundamentalmente, no processo de alocação e decisão interna.

Para casais do mesmo sexo, não se sabe ao certo como se daria essa flexibilidade de entrada ou saída no mercado de trabalho. Hakim (2012) observa que em relacionamentos entre homossexuais a tendência é que o homem mais jovem e atraente tenha maior poder, e, assim, maior grau de flexibilidade. No caso das mulheres, outros elementos, como a taxa de fecundidade, estariam associados à escolha de ficar fora ou participar do mercado de trabalho. Além disso, em casais cujo processo de reprodução sofre diversas barreiras são maiores as possibilidades de um menor grau de especialização na produção doméstica e maior coparticipação na produção de renda familiar.

Ademais, as evidências apresentaram que casais do mesmo sexo feminino tendem a apresentar níveis de escolaridade bem mais elevados que suas contrapartes sexuais. Por sua vez, Ramos & Águas (2011) destacam que no Brasil maiores níveis de escolaridade estão associados a maior oferta de trabalho feminina.

Para captar diferenciais de remuneração com base na orientação sexual foram estimadas equações de salário tendo o logaritmo do salário do trabalho principal como variável dependente. As especificações econométricas consistiram em controlar por características gerais observadas dos grupos selecionados com uma *dummy* para orientação sexual tendo os heterossexuais como grupo de controle bem como as Condições de Ocupação<sup>11</sup> e Ramos de Atividade<sup>12</sup> de forma a captar uma diferença de médias entre elas e a categoria base. Nesses termos, a equação a ser estimada é dada por:

$$\ln(w_i) = \alpha + \psi_{casalgay/casallesbica} + \beta x'_i + \text{Condição de Ocupação} + \text{Ramo de Atividade} + \epsilon_i \quad (5)$$

sendo que  $w$  representa ao rendimento bruto mensal no trabalho principal em julho de 2010; um termo constante de intercepto; *casalgay/casallesbica*

<sup>11</sup>Ocupações Elementares foi a Condição de Ocupação escolhida como base.

<sup>12</sup>Serviços Domésticos foi o Ramo de Atividade escolhido como base.

a *dummy*<sup>13</sup> que diferencia a orientação sexual;  $x'$  é um vetor de diversas características observáveis (reportadas com detalhes nas Tabelas 7 e 8 a seguir); *Condição de Ocupação* são nove controles das dez condições de ocupação definidas pelo Censo 2010; *Ramo de Atividade* são vinte e um controles dos vinte e dois ramos de atividade de acordo com a classificação pelo Código Nacional de Atividade Econômica 2.0 do IBGE<sup>14</sup>.

Sabe-se ainda que algumas pessoas adotam a estratégia de job search por terem implicitamente um salário abaixo do qual não aceitam participar do mercado de trabalho. Assim, a decisão entre trabalhar ou não depende da comparação do salário oferecido pelo mercado e o salário de reserva<sup>15</sup>. Dessa forma, aqueles que não estão na atividade laboral têm taxas salariais muito baixas ou seu salário de reserva é elevado.

O salário de reserva depende de vários fatores como, por exemplo, a renda não derivada do trabalho, bem como das condições econômicas da família. Tavares (2010), por exemplo, encontra evidências de alterações na oferta de trabalho das mulheres decorrentes de efeitos do Programa Bolsa Família (PBF). Já Ramos & Águas (2011) constataam a influência do *status* socioeconômico na decisão de ingresso das mulheres no mercado de trabalho.

Um salário de reserva alto reduz a probabilidade de um indivíduo trabalhar, principalmente se ele tende a se especializar na produção de bens domésticos. No entanto, aqueles que estão fora do mercado de trabalho não possuem uma taxa salarial zero, mas somente um salário de mercado abaixo do contingencial. Caso a estimação da equação de salários não considere os dois tipos de trabalhadores a amostra não será aleatória resultando no que é conhecido na literatura como seletividade amostral (viés de seleção). A forma de contornar esse problema se dá por meio da incorporação de uma equação de participação utilizando o procedimento de Heckman (1979). Dessa forma, além de uma equação de salários *à la* Mincer (1974) deve-se adicionar uma equação de participação ou, em outras palavras, a decisão de estar ou não no mercado de trabalho podendo expressá-las, respectivamente, como:

$$\ln(w) = x' \beta + \epsilon \quad (6)$$

$$N = 1[z' \varphi + u > 0] \quad (7)$$

sendo  $N$  a oferta de trabalho,  $z'$  um conjunto de atributos observáveis exógeno em (06) que determina a oferta salarial e  $u$  um termo de erro não observado  $N \sim (0, 1)$ . O conjunto de variáveis explicativas  $x$  já elencados acima afetam a oferta de trabalho sendo também um subconjunto de  $z'$ . Como  $N_i^*$  não é observado, tem-se que:

<sup>13</sup>Conforme já discutido na seção 2, casal gay é a junção do homem responsável pelo domicílio e cônjuge do mesmo gênero, enquanto o homem em casal heterossexual é a composição do chefe de família homem e cônjuge mulher. Por sua vez, casal lésbica é a composição da mulher responsável pelo domicílio e cônjuge mulher, enquanto a mulher em casal heterossexual são aquelas chefe de família com um cônjuge homem.

<sup>14</sup>As condições de ocupação e ramos de atividade que foram controladas estão descritas na Tabela 10 do Apêndice B.

<sup>15</sup>Define-se salário de reserva como aquele menor salário a partir do qual o trabalhador decide aceitar a oferta de emprego. Assim, sendo  $w$  o salário recebido pelo trabalhador diante de uma oferta de emprego e  $R$  o equivalente ao seu salário de reserva, então se  $w < R$ , a oferta de trabalho é rejeitada e  $w \geq R$ , a oferta é aceita. Em  $R$ , o trabalhador está indiferente entre a oferta de emprego e a permanência no desemprego.

$$\begin{aligned} N_i &= 1 & \text{se } N_i^* > 0 \\ N_i &= 0 & \text{se } N_i^* \leq 0 \end{aligned} \quad (8)$$

onde  $w$  também não é observado caso  $N_i^* \leq 0$ , desvio-padrão de (06) e (07) descritos por  $\sigma_\delta$  e  $\sigma_u$ , respectivamente,  $\phi$  uma função densidade de probabilidade normal e  $\Phi$  sua função densidade de probabilidade acumulada, define-se a seguinte expressão:

$$\lambda_i(\theta_\delta) = \frac{\phi\left(\frac{\varphi z'_i}{\sigma_\delta}\right)}{\Phi\left(\frac{\varphi z'_i}{\sigma_u}\right)} \quad (9)$$

A equação 9 é denominada razão inversa de Mills, subproduto da estimação do modelo de Heckman de dois estágios no intuito de corrigir o problema de viés de seleção de forma que (5) pode ser reescrita tal que:

$$\begin{aligned} \ln(w_i|N_i^* > 0) &= \alpha + \psi_{\text{casal gay/casal lesbica}} + \beta x'_i + \text{Condição de Ocupação} + \\ &\quad \text{Ramo de Atividade} + \beta_\lambda \lambda_i(\theta_\epsilon) + \epsilon_i \end{aligned} \quad (10)$$

## 5 Análise e discussão dos resultados: os efeitos dos arranjos familiares sobre o salário

Os resultados estimados são reportados nas Tabelas 7 e 8 a seguir. A primeira tabela compara os diferenciais salariais entre casais homens que foram classificados como gays *vis-à-vis* aqueles caracterizados como heterossexuais masculinos. Na tabela seguinte a diferenciação salarial é analisada entre casais de lésbicas e casais mulheres heterossexuais.

As colunas (1) e (2) são regressões estimadas por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), enquanto que as colunas (3) e (4) são regressões em que foram utilizadas estimações utilizando o procedimento de Heckman (1979) a fim de corrigir o problema de viés de seleção. Cabe destacar ainda que as regressões (2)-(4) controlam as condições de ocupação e ramos de atividade. A estratégia inicial consiste em verificar se os resultados variam substancialmente com estes controles adicionais e o quão sensíveis são ao problema de viés de seleção (erros-padrão entre parênteses).

Nas regressões estimadas tanto de casais homens como de casais mulheres não se verifica padrões sistemáticos em termos de diferenciais salariais com base na orientação sexual, mas diferenças estatisticamente significantes em ambos os gêneros.

No caso dos homens, pode-se observar com base na regressão (2) que os casais gays ganham, em média, 25,11%<sup>16</sup> a mais que os homens em casais heterossexuais (responsável pelo domicílio homem e cônjuge mulher), mesmo

<sup>16</sup>Todos os resultados referentes à orientação sexual podem ser obtidos pelas medidas de semielasticidade a partir da expressão

$$\frac{\partial y}{\partial x} = [\exp(\text{homemgay/mulherlesbica}) - 1] \times 100$$

mantendo fixas suas condições de ocupação e ramos de atividade. As regressões (3)-(4) que estimam com a correção de viés de seleção apresentaram sinais negativos na *dummy* para casais gays, mas sem poder explicativo em termos estatísticos. Para as mulheres, os resultados caminham na direção oposta ao dos homens. De fato, resultados da regressão (1) evidenciam que as mulheres em casais heterossexuais (responsável pelo domicílio mulher e cônjuge homem) ganham, em média, 3,54% a mais que casais de lésbicas. Todavia, quando se controla pelas condições de ocupação e ramos de atividade (coluna 2) não são observadas diferenças estatisticamente significantes entre esses casais.

Por outro lado, deve-se ressaltar a consistência dos resultados das regressões (3)-(4) a partir da correção do viés de seleção amostral. De fato, de acordo com a regressão (4) verifica-se que os casais de lésbicas ganham, em média, 13,84% a mais que suas contrapartes heterossexuais, mesmo mantendo constante todas as características observadas em análise.

Destaca-se que a ausência de sistematização nesses resultados difere da literatura americana na qual são encontrados diferenciais salariais favoráveis aos homens em casais heterossexuais com relação aos gays. No caso das mulheres, os resultados que corrigem pela seletividade amostral estão na mesma direção, mas em menor magnitude, mesmo tendo como referência estudos que fazem uso da base de dados da GSS que além de lésbicas são inclusas aquelas definidas como bissexuais, não obstante esses trabalhos não adotarem o procedimento de Heckman em dois estágios nas estimações.

Deve-se também ressaltar que os resultados aqui observados no gênero masculino vão contra a linha de interpretação de Blomm & Glied (1989) na qual sugerem que a orientação sexual atuaria como *proxy* de caráter discriminatório tendo em conta que os portadores de HIV são mais recorrentes nesse grupo.

Mesmo que não diretamente comparáveis em razão das diferenças nas especificações dos modelos, os estudos de Klawitter & Flatt (1998), Allegretto & Arthur (2001) e Clain & Leppel (2001) encontram diferenciais em favor de homens em casais heterossexuais *vis-à-vis* aos gays usando dados do censo de 1990 dos Estados Unidos.

Por sua vez, Antecol et al. (2008) a partir de classificações ocupacionais e diferenças de capital humano fazendo uso do censo de 2000 dos EUA chegam também a resultados similares assim como Tebaldi & Elmslie (2006) por meio da CPS de 2001. No estudo seminal de Badgett (1995) através da GSS homens gays recebem uma penalidade salarial de até 27% com relação as suas contrapartes sexuais. Até mesmo em Carpenter (2004) que faz uso dos dados da BRFSS ratificam os resultados desfavoráveis aos homossexuais homens bem como as vantagens salariais a favor das mulheres lésbicas.

As estimativas apresentadas não testam a teoria, mas pode-se utilizá-las para interpretar os diferenciais de salários a partir da orientação sexual. Como discutido, a alocação do tempo entre produção doméstica e mercado de trabalho eleva a produtividade daqueles homens que são chefes de família ao se especializarem em atividades de mercado, ao mesmo tempo em que reduz a produtividade dos cônjuges mulheres ao dividir o tempo entre as duas atividades Becker (1973).

Dessa maneira, seria possível argumentar que no caso dos casais de mesmo sexo a divisão do trabalho doméstico seja mais igualitária, o que penalizaria menos sua produtividade. Essa hipótese pode ainda ser reforçada com base

**Tabela 7:** Estimativas da Orientação Sexual no Logaritmo do Salário Principal, Amostra Censo 2010 – Homens

Variável Dependente: Logaritmo do valor do rendimento bruto (ou a retirada) mensal no trabalho principal				
Variáveis Explicativas <sup>#</sup>	(1)	(2)	(3)	(4)
Casal Gay	0,2417 (0,0120)	0,2241 (0,0120)	-0,1892*** (0,3903)	-0,1676*** (0,3650)
Ensino Fundamental	0,2521 (0,0010)	0,1866 (0,0011)	0,2431 (0,0017)	0,1615 (0,0017)
Ensino Médio	0,4663 (0,0009)	0,3183 (0,0010)	0,4873 (0,0015)	0,2815 (0,0016)
Ensino Superior	1,1307 (0,0014)	0,8505 (0,0018)	1,1675 (0,0019)	0,7923 (0,0024)
Idade	0,0307 (0,0002)	0,0285 (0,0002)	0,0221 (0,0003)	0,0245 (0,0003)
Idade <sup>2</sup>	-0,000251 (0,000002)	-0,000237 (0,000002)	-0,000179 (0,000038)	-0,000212 (0,000004)
Branca	0,1549 (0,0014)	0,1267 (0,0014)	0,1877 (0,0025)	0,1364 (0,0025)
Parda	0,0048 (0,0014)	0,0034 (0,0014)	0,0305 (0,0026)	0,0135 (0,0025)
Amarela	0,1086 (0,0043)	0,0919 (0,0042)	0,1501 (0,0061)	0,1026 (0,0061)
Indígena	-0,0004*** (0,0075)	-0,0454 (0,0077)	0,0852 (0,0114)	0,0164*** (0,0117)
Log (Número de horas trabalhadas)	0,3520 (0,0010)	0,3087 (0,0010)	0,3499 (0,0010)	0,3450 (0,0011)
Trabalhador formal	0,2099 (0,0014)	0,1939 (0,0014)	0,2033 (0,0019)	0,1785 (0,0019)
Conta-Própria	-0,0548 (0,0010)	-0,1065 (0,0011)	-0,0522 (0,0016)	-0,1365 (0,0019)
Funcionário Público	0,1975 (0,0015)	0,1023 (0,0017)	0,2285 (0,0021)	0,1163 (0,0023)
Empregador	0,6445 (0,0032)	0,4344 (0,0035)	0,6097 (0,0042)	0,3873 (0,0045)
Área urbana	0,2771 (0,0011)	0,1461 (0,0012)	0,2274 (0,0017)	0,1409 (0,0019)
Região metropolitana	0,2194 (0,0007)	0,1778 (0,0007)	0,2530 (0,0012)	0,221 (0,0012)
Sudeste	0,3226 (0,0009)	0,3288 (0,0009)	0,2743 (0,0015)	0,2896 (0,0015)
Sul	0,2794 (0,0011)	0,2918 (0,0011)	0,2644 (0,0017)	0,2844 (0,0018)
Razão inversa de Mills ( $\lambda$ )	-	-	0,0749 (0,0092)	-0,2235 (0,0095)
Controles condição de ocupação e ramo atividade	Não	Sim	Não	Sim
Constante	3,6401 (0,0056)	3,504 (0,0058)	3,6079 (0,0079)	3,5027 (0,0079)
$R^2$	0,39	0,46	-	-
Tamanho da amostra	3.766.617	3.284.436	1.407.474	1.245.518

Fonte: Elaborado pelos autores a partir dos dados da amostra do Censo 2010.

# Os erros padrão são robustos à heteroscedasticidade. Salvo menção em contrário, todas as variáveis são significativas a 1%. \*Variáveis significativas a 5%. \*\*\*Variáveis não significativas.

**Tabela 8:** Estimativas da Orientação Sexual no Logaritmo do Salário Principal, Amostra Censo 2010 – Mulheres

Variável Dependente: Logaritmo do valor do rendimento bruto (ou a retirada) mensal no trabalho principal				
Variáveis Explicativas <sup>#</sup>	(1)	(2)	(3)	(4)
Casal Lésbica	-0,0348 (0,0104)	-0,0010*** (0,0104)	0,1684 (0,0104)	0,1296 (0,0102)
Ensino Fundamental	0,2402 (0,0019)	0,1734 (0,0018)	0,2587 (0,0031)	0,1719 (0,0031)
Ensino Médio	0,4669 (0,0017)	0,3132 (0,0018)	0,5322 (0,0027)	0,3118 (0,003)
Ensino Superior	1,1575 (0,0027)	0,8431 (0,0034)	1,2421 (0,0034)	0,8323 (0,0043)
Idade	0,0286 (0,0003)	0,0277 (0,0004)	0,0258 (0,0005)	0,0276 (0,0005)
Idade <sup>2</sup>	-0,0003 (0,0000047)	-0,0003 (0,0000049)	-0,0002 (0,000007)	-0,0002 (0,000007)
Branca	0,1887 (0,0024)	0,1438 (0,0024)	0,1844 (0,004)	0,1330 (0,004)
Parda	0,0311 (0,0024)	0,0184 (0,0023)	0,0315 (0,004)	0,0133 (0,0039)
Amarela	0,0987 (0,0073)	0,0735 (0,0071)	0,1260 (0,0094)	0,0835 (0,0092)
Indígena	0,0073*** (0,014)	-0,0320* (0,0145)	0,0837 (0,0183)	0,0313* (0,0181)
Log (Número de horas trabalhadas)	0,3382 (0,0017)	0,3005 (0,0017)	0,3577 (0,0018)	0,3492 (0,0018)
Trabalhador formal	0,2216 (0,0027)	0,1997 (0,0027)	0,2269 (0,0035)	0,1910 (0,0035)
Conta-Própria	-0,0819 (0,0019)	-0,1435 (0,0021)	-0,0587 (0,003)	-0,1495 (0,0034)
Funcionário Público	0,2067 (0,0027)	0,1115 (0,003)	0,2718 (0,0038)	0,1383 (0,0041)
Empregador	0,5978 (0,0066)	0,3902 (0,0072)	0,6259 (0,0081)	0,4115 (0,0087)
Área urbana	0,2581 (0,0023)	0,1398 (0,0026)	0,2194 (0,0037)	0,1416 (0,0039)
Região metropolitana	0,2182 (0,0014)	0,1751 (0,0013)	0,2498 (0,0022)	0,2224 (0,0021)
Sudeste	0,3525 (0,0017)	0,3496 (0,0017)	0,2932 (0,0027)	0,3061 (0,0026)
Sul				
Centro-Oeste	0,2999 (0,0021)	0,3043 (0,002)	0,2420 (0,0032)	0,2634 (0,0032)
Razão inversa de Mills ( $\lambda$ )	-	-	0,0883 (0,0237)	-0,2884 (0,0241)
Controles condição de ocupação e ramo atividade	Não	Sim	Não	Sim
Constante	3,6972 (0,0104)	3,5536 (0,0107)	3,4849 (0,0146)	3,3939 (0,0144)
$R^2$	0,40	0,47	-	-
Tamanho da amostra	1.086.193	968.003	444.714	404.400

Fonte: Elaborado pelos autores a partir dos dados da amostra do Censo 2010.

# Os erros padrão são robustos à heteroscedasticidade. Salvo menção em contrário, todas as variáveis são significativas a 1%. \*Variáveis significativas a 5%. \*\*\*Variáveis não significativas.

nas tradições culturais, naquilo que ficou conhecido como dupla jornada de trabalho das mulheres.

Para o caso dos homens gays, deve-se também destacar seu menor nível de compromisso com famílias mais numerosas, o que permite maior tempo investido nas carreiras e especialização nas atividades permitindo, por conseguinte, maiores ganhos salariais.

Em relação aos efeitos das demais características incluídas nos diferentes modelos verifica-se que quase todas as variáveis são estatisticamente significantes e com os sinais esperados corroborando a literatura no que tange a equação de salários.

De fato, as métricas de capital humano, com destaque para os ciclos de estudo (ensino fundamental completo, ensino médio completo e superior completo) apresentaram todos sinais positivos e valores marginais condizentes com a literatura nacional que mede os retornos da educação por ciclo de instrução formal (ver, por exemplo, Ueda & Hoffman (2002) e Suliano & Lettieri (2012)). Isto também se verifica para a idade e a idade ao quadrado, medidas *proxies* para a experiência e experiência ao quadrado (efeitos marginais positivo e negativo, respectivamente, mas decrescentes conforme a idade se eleva).

No tocante a raça, brancos, amarelos e pardos ganham mais do que os pretos nas regressões de ambos os gêneros assim como os indígenas na maior parte das estimações, embora neste último caso os sinais sejam algumas vezes negativos e com coeficientes não significantes.

As variáveis características à estrutura do mercado de trabalho também tiveram resultados condizentes com o esperado. Em relação ao número de horas trabalhadas por semana as elasticidades mostram que uma variação de 1% no número de horas trabalhadas elevam os ganhos em até 0,35% para os homens e 0,36% para as mulheres. Esses resultados levemente superiores no segundo caso revelam possivelmente o maior crescimento da oferta de trabalho feminina observada desde a década de 1980 conforme exposto por Blau & Kahn (2005) para dados americanos, mas que é um fenômeno mundial. De acordo com Goldin (1990) a maior dedicação às carreiras profissionais de mercado e o aumento das taxas de divórcio são os responsáveis por essas mudanças na estrutura da curva de oferta de trabalho feminina.

Ao controlar pelo tipo de vínculo trabalhista, categorizado como trabalhador formal aquele que contribuiu para instituto de previdência em algum trabalho, seguindo, dessa maneira, os critérios estabelecidos por Kassouf (1998) verifica-se efeitos marginais acima de 20% em ambos os casos.

A posição na ocupação no trabalho principal revela diferenciais salariais bem superiores para os empregadores e funcionários público sendo o contrário observado para aqueles classificados como conta própria quando comparados com a categoria de referência empregados.

O local de moradia, área urbana, região metropolitana e grandes regiões nacionais, também exerce impacto positivo sobre o rendimento do trabalho. Como bem observa Glaeser (2011), as aglomerações em regiões urbanas e metropolitanas consistem na busca de prosperidade econômica, o que pode ser traduzido em termos de ganhos salariais. Entre os diversos resultados, destaca-se os efeitos parciais para quem mora na região Centro-Oeste com relação à categoria de controle Norte/Nordeste, principalmente no gênero masculino.

Nas regressões (2)-(4) a partir de resultados visualizados na Tabela 10 no Apêndice B observaram-se diferenças esperadas em quase todas as categorias analisadas no que tange as variáveis de controle ocupacional com destaque para Diretores e Gerentes e Membros das Forças Armadas tanto em homens como em mulheres. Nos ramos de atividade, destacaram-se Indústrias Extrativas, Eletricidade e Gás, Atividades Financeiras e Organismos Internacionais em ambos os gêneros.

## 6 Considerações finais

Este trabalho teve como objetivo mensurar os diferenciais de salário entre casais do mesmo sexo *vis-à-vis* a casais de sexo distinto a partir da identificação dos novos arranjos familiares do censo demográfico de 2010 do IBGE. Diferentes especificações econométricas para o uso de estratégias distintas de estimação foram utilizadas.

Os resultados que captaram os diferenciais de remuneração com base na orientação sexual revelaram a ausência de padrões sistemáticos tanto em homens como em mulheres, mas diferenças estatisticamente significantes em ambos os gêneros.

No caso dos homens, as estimativas com base em MQO revelaram que casais gays ganham, em média, 25,11% a mais que os homens em casais heterossexuais (responsável pelo domicílio homem e cônjuge mulher), mesmo mantendo fixas suas condições de ocupação e ramos de atividade. Por outro lado, as regressões estimadas pelo procedimento de Heckman em dois estágios apresentaram sinais negativos na *dummy* para casais gays, mas sem poder explicativo em termos estatísticos.

No que tange as mulheres, os resultados caminham na direção oposta ao dos homens. De fato, os resultados da regressão por MQO evidenciam que as mulheres em casais heterossexuais (responsável pelo domicílio mulher e cônjuge homem) ganham, em média, 3,54% a mais que os casais de lésbicas. Quando controlado pelas condições de ocupação e ramos de atividade não são observadas diferenças estatisticamente significantes entre esses casais. Por outro lado, deve-se ressaltar a consistência dos resultados das regressões nos modelos com estimativas pela correção de seletividade amostral onde os casais de lésbicas ganham, em média, 13,84% a mais que suas contrapartes heterossexuais, mesmo mantendo constante todas as características observadas em análise.

Conforme relatado, os resultados aqui encontrados diferem largamente de estudos para a economia americana na medida em que utilizando diferentes bases de dados esses trabalhos obtiveram diferenciais salariais em favor de casais homens heterossexuais com relação a casais gays e bissexuais. No caso das mulheres, os resultados que corrigem pela seletividade amostral estão na mesma direção, mas em menor magnitude, não obstante os estudos acima citados não adotarem o procedimento de Heckman em dois estágios nas estimações.

Nos resultados da literatura americana que não são favoráveis aos homens gays Blanford (2003) destaca que o inconformismo com relação aos papéis tradicionais seria a causa da diferença de remuneração de forma que a alocação em ocupações identificadas para mulheres deprimiria seus retornos em capital humano. Por sua vez, de acordo com Badgett (1995) alguns homossexuais



podem escolher ocupações em que a divulgação de sua orientação sexual seja menos prejudicial e, portanto, estariam segregados em ocupações mais tolerantes.

Não obstante, os diferenciais salariais aqui encontrados a favor dos casais gays podem ser decorrentes de famílias menos numerosas, o que permitiria maior investimento nas atividades profissionais. Com efeito, para Allegretto & Arthur (2001) a ausência de crianças em famílias homossexuais pode vir a incentivar ambos os parceiros a serem empregados em tempo integral, uma vez que diminui a demanda por especialização nas famílias e aumenta os retornos à especialização de mercado.

Adicionalmente, a dupla jornada de trabalho das mulheres em casais heterossexuais tende a uma divisão menos igualitária do trabalho doméstico e menos investimento na carreira profissional. De acordo com Madalozzo (2012) mulheres engajadas em uniões com menor grau de formalidade matrimonial trabalham em atividades mais intensivas e com maior flexibilidade de tempo para investir na carreira, o que resulta em maiores ganhos laborais. Essa hipótese, de fato, seria condizente para casais homossexuais, onde o vínculo matrimonial segue um processo litúrgico menos tradicional, conforme os dados descritivos analisados. Antecol et al. (2008) também observam que as diferenças nos níveis de escolaridade explicam as vantagens salariais que beneficiam os grupos de pessoas do mesmo sexo em relação aos seus pares heterossexuais, o que seria esperado de acordo com a vasta literatura econômica que trata desse tema. De fato, investimentos em educação aprimoram a habilidade individual vindo a serem premiados no mercado de trabalho de acordo com a tradicional teoria do capital humano (Schultz 1960, Becker 1964).

Como aqui relatado, gays e lésbicas detêm maiores níveis de educação que os heterossexuais, o que é inconsistente com o argumento de que homens gays dão menos ênfase nos retornos econômicos (Black et al. 2003). Deve-se também destacar que segundo a visão de Almeida (2007) o fato de ter curso superior completo eleva a disposição e motivação em revelar suas verdadeiras preferências sexuais.

Se for esse o caso, as normas do contexto social podem exercer forte influência nas preferências e hábitos de vida das pessoas, de acordo com as hipóteses aventadas por Akerlof & Kranton (2005). Nesse contexto, as decisões individuais são induzidas não só por gostos idiossincráticos, mas também por normas sociais internalizadas.

Badgett (1995) ressalta que gays e lésbicas que voluntariamente expõem sua orientação sexual para empregadores ou colegas de trabalho podem correr o risco de não progredirem em suas carreiras e terem perdas de rendimentos futuros. Por outro lado, a autodeclaração pode gerar benefícios psicológicos através do reforço da autoestima e um ambiente de trabalho mais tolerante e receptivo.

Finalmente, cabe destacar os ganhos em termos econômicos através da extensão dos benefícios sociais aos parceiros, em particular no Brasil, a partir da decisão do STF em reconhecer a união civil entre pessoas do mesmo sexo.

## Referências Bibliográficas

Akerlof, G. A. & Kranton, R. E. (2000), 'Economics and identity', *Quarterly Journal of Economics* 115(3), 715–753.

- Akerlof, G. A. & Kranton, R. E. (2005), 'Identity and the economics of organizations', *Journal of Economics Perspectives* **19**(1), 9–32.
- Allegretto, S. A. & Arthur, M. M. (2001), 'An empirical analysis of homosexual/heterosexual male earnings differentials: Unmarried and unequal?', *Industrial & Labor Relations Review* **54**(3), 631–646.
- Almeida, A. C. (2007), *A Cabeça do Brasileiro*, Record, Rio de Janeiro.
- Antecol, H., Jong, A. & Steinberger, M. (2008), 'The sexual orientation wage gap: The role of occupational sorting and human capital.', *Industrial & Labor Relations Review* **61**(4), 518–526.
- Badgett, M. V. L. (1995), 'The wage effects of sexual orientation discrimination.', *Industrial & Labor Relations Review* **48**(4), 726–739.
- Bailey, M. J. (2006), 'More power to the pill: The impact of contraceptive freedom on women's life cycle labor supply', *Quarterly Journal of Economics* **121**(1), 289–320.
- Baker, J. & Jacobsen, J. P. (2007), 'Marriage, specialization and the gender division of labor.', *Journal of Labor Economics* **25**(4), 763–793.
- Becker, G. S. (1957), *The Economics of Discrimination.*, Economic Research Studies, Chicago.
- Becker, G. S. (1964), *Human Capital. A Theoretical and Empirical Analysis with Special Reference to Education*, Chicago.
- Becker, G. S. (1973), 'A theory of marriage: Part i.', *Journal of Political Economy*, **81**(4), 813–846.
- Becker, G. S. (1974), 'A theory of marriage: Part ii', *Journal of Political Economy* **82**(2), 11–26.
- Becker, G. S. (1991), *A Treatise on the Family*, Harvard University Press.
- Black, D. A., Gates, G., Sanders, S. G. & Taylor, L. J. (2000), 'Demographics of the gay and lesbian population in the united states: Evidence from available systematic data sources.', *Demography* **37**(2), 139–154.
- Black, D. A., Gates, G., Sanders, S. G. & Taylor, L. J. (2002), 'Why do gay men live in san francisco?', *Journal of Urban Economics* **51**(1), 54–76.
- Black, D. A., Makar, H. R., Sanders, S. G. & Taylor, L. J. (2003), 'The earnings effects of sexual orientation', *Industrial & Labor Relations Review* **56**(3), 449–469.
- Black, D. A., Sanders, S. G. & Taylor, L. J. (2007), 'The economics of lesbian and gays families', *Journal of Economic Perspectives* **21**(2), 53–70.
- Blanford, J. M. (2003), 'The nexus of sexual orientation and gender in the determination of earnings', *Industrial & Labor Relations Review* **56**(4), 622–642.
- Blau, F. D. & Kahn, L. M. (2005), Changes in the labor supply behavior of married women: 1980–2000. NBER Working Paper 11.230.

Bloch, F. E. & Kuskin, M. S. J. (1978), 'Wage determination in the union and nonunion sectors.', *Industrial & Labor Relations Review* 31(1), 183–192.

Blomm, D. E. & Glied, S. (1989), 'The evolution of aids economic research', *Health Policy* 11(2), 187–196.

Borjas, G. J. (2012), *Economia do Trabalho*, AMGH Editora, Porto Alegre.

Carpenter, C. S. (2004), 'New evidence on gay and lesbian household incomes', *Contemporary Economic Policy* 22(1), 78–94.

Carpenter, C. S. (2005), 'Self-reported sexual orientation and earnings: Evidence from california', *Industrial & Labor Relations Review* 58(2), 258–273.

Carpenter, C. S. (2007), 'Revisiting the income penalty for behaviorally gay men: Evidence from nhanes iii', *Labour Economics* 14(1), 25–34.

Clain, S. H. & Leppel, K. (2001), 'An investigation into sexual orientation discrimination as an explanation for wage differences', *Applied Economics* 33(1), 37–47.

Diamond, P. (1971), 'A model of price adjustment', *Journal of Economic Theory* 3, 156–168.

Garen, J. (1984), 'The returns to schooling: A selectivity bias approach with a continuous choice variable', *Econometrica* 52(5), 1.199–1.218.

Glaeser, E. L. (2011), *Os Centros Urbanos. A maior invenção da humanidade.*, Campus, Rio de Janeiro.

Goldin, C. (1990), *Understanding the Gender Gap: an Economic History of American Women.*, Oxford University Pres.

Hakim, C. (2012), *Capital Erótico. Pessoas Atraentes São Mais Bem-Sucedidas. A Ciência Garante.*, Best Business.

Heckman, J. (1979), 'Sample selection bias as a specification error', *Econometrica* 47(1), 153–161.

IBGE (2011), *Censo Demográfico 2010. Características da População e dos Domicílios.*

Irffi, G., Soares, R. B. & De Souza, S. A. (2010), 'Fatores socioeconômicos, demográficos, regionais e comportamentais que influenciam no conhecimento sobre hiv/aids.', *Economia* 11(333-356).

Jepsen, L. K. (1999), 'An empirical analysis of same sex and opposite sex couples: Do 'likes' still like 'likes' in the '90s'? Northwestern University Institute for Policy Research Working Paper 99-5.

Kassouf, A. L. (1998), 'Wage gender discrimination and segmentation in the brazilian labor market.', *Economia Aplicada* 2(2), 243–269.

Klawitter, M. M. & Flatt, V. (1998), 'The effects of state and local antidiscrimination policies on earnings for gays and lesbians', *Journal of Policy Analysis and Management* 17(4), 658–686.

- Lena, F. F. & Oliveira, A. M. H. C. (2012), Padrões de seletividade relacionados aos casais homossexuais e heterossexuais no brasil., in 'Anais do XVIII Encontro Nacional de Estudos Populacionais'.
- Levitt, S. & Dubner, S. (2009), *Super Freaknomics. O lado oculto do dia a dia.*, Campus, Rio de Janeiro.
- Lundberg, S. (1988), 'Labor supply of husbands and wives: A simultaneous equation approach', *Review of Economics and Statistics* **70**, 224–235.
- Madalozzo, R. (2012), 'The impact of civil status on women's wages in brazil', *Estudos Econômicos* **42**(3), 457–487.
- Madalozzo, R. & Gomes, C. F. (2008), 'An analysis of income differentials by marital status', *Estudos Econômicos* **38**(3), 267–292.
- Mincer, J. (1974), *Schooling, Experience and Earning*, Columbia University Press, New York.
- Mortensen, D. T. (2005), *Wage Dispersion: Why are Similar Workers Paid Differently?*, MIT Press.
- Pissarides, C. A. (2000), *Equilibrium Unemployment Theory*, MIT Press.
- Ramos, L. & Águas, M. F. F. ans Furtado, L. M. S. (2011), 'Participação feminina na força de trabalho: o papel do status socioeconômico das famílias', *Economia Aplicada* **15**(4), 595–611.
- Ribeiro, C. A. C. (2009), *Desigualdade de Oportunidades no Brasil*, Argvmentvm, Belo Horizonte.
- Schultz, T. (1960), 'Capital formation by education', *Journal of Political Economy* **68**(6), 571–583.
- Stevenson, B. (2007), 'The impact of divorce laws on marriage specific capital', *Journal of Labor Economics* **25**(1).
- Suliano, D. C. & Lettieri, M. L. (2012), 'Retornos da educação no brasil em âmbito regional considerando um ambiente de menor desigualdade.', *Economia Aplicada* **16**(1), 137–165.
- Tavares, P. A. (2010), 'Efeito do programa bolsa família sobre a oferta de trabalho das mães.', *Economia e Sociedade* **19**(3), 613–635.
- Tebaldi, E. & Elmslie, B. (2006), 'Sexual orientation and labour supply', *Applied Economics* **38**(5), 549–562.
- Ueda, E. M. & Hoffman, R. (2002), 'Estimando o retorno em educação no brasil', *Economia Aplicada* **6**(2), 209–238.
- Zavodny, M. (2007), 'Is there a 'marriage premium' for gay men?', *IZA Discussion Paper* 3.192 .

## Apêndice A Equações de Seleção do Modelo de Heckman em 2 Estágios

**Tabela A.1:** Equações de Seleção do Modelo de Heckman em Dois Estágios

Variáveis Explicativas <sup>#</sup>	Homens		Mulheres	
	(3)	(4)	(3)	(4)
Casalgay/Casallesbica	4,2890 (.)	3,3609 (.)	0,0341*** (0,0985)	0,0040*** (0,1093)
Ensino Fundamental	0,1996 (0,0096)	0,0630 (0,012)	0,1981 (0,0197)	0,0555* (0,0241)
Ensino Médio	0,4160 (0,0097)	0,0999 (0,0129)	0,4140 (0,0202)	0,0938 (0,0261)
Ensino Superior	0,7298 (0,0185)	0,0627 (0,0257)	0,5459 (0,0335)	-0,0468*** (0,0476)
Idade	0,0502 (0,002)	0,0424 (0,0025)	0,0496 (0,0043)	0,0381 (0,0051)
Idade <sup>2</sup>	-0,0007 (0,000025)	-0,0006 (0,000031)	-0,0007 (0,0001)	-0,0006 (0,0001)
Branca	-0,0376 (0,0141)	-0,0701 (0,0176)	-0,0136*** (0,0248)	-0,0542*** (0,0313)
Parda	-0,1823 (0,0331)	-0,2541 (0,0398)	-0,1447*** (0,0567)	-0,1735 (0,0699)
Amarela	-0,0480 (0,0138)	-0,0754 (0,0173)	-0,0387 (0,0235)	-0,0864 (0,0297)
Indígena	-0,2398 (0,0464)	-0,4256 (0,0581)	-0,1310*** (0,087)	-0,3238 (0,1053)
Log (Número de horas trabalhadas)	0,1309 (0,0047)	0,1578 (0,0058)	0,1514 (0,0088)	0,1932 (0,0105)
Trabalhador formal	-0,3051 (0,0106)	-0,3514 (0,0137)	-0,1947 (0,0224)	-0,2954 (0,0286)
Conta-Própria	8,3283 (.)	7,9335 (.)	6,2145 (.)	7,0215 (.)
Funcionário Público	7,1605 (.)	5,8898 (.)	6,4438 (.)	5,7579 (.)
Empregador	9,4277 (.)	8,6782 (.)	7,0972 (.)	7,8877 (.)
Área urbana	0,7908 (0,0071)	0,4925 (0,0101)	0,7244 (0,0149)	0,4143 (0,021)
Região metropolitana	0,1922 (0,0083)	0,1649 (0,0101)	0,1794 (0,0159)	0,1236 (0,019)
Sudeste	0,4393 (0,0082)	0,5069 (0,0103)	0,4177 (0,0168)	0,4157 (0,0205)
Sul	0,3585 (0,0099)	0,4816 (0,0126)	0,4010 (0,0218)	0,4290 (0,0266)
Centro-Oeste	0,4491 (0,0141)	0,5323 (0,0171)	0,3656 (0,0283)	0,3841 (0,0337)
Número de Filhos	0,0000 (0,000001)	0,0000 (0,000002)	0,0000 (0,000002)	0,0000 (0,000003)
Experiência Potencial (Idade x Quantidade de Filhos)	-0,0510*** (0,0152)	-0,0531*** (0,0194)	-0,0884*** (0,0293)	-0,1399* (0,0365)
Experiência Potencial <sup>2</sup>	-0,0007 (0,000623)	-0,000298*** (0,000801)	0,000785*** (0,001196)	0,003201*** (0,001506)
Outros Rendimentos	0,0000 (0,000006)	0,0000 (0,000008)	0,0000 (0,000012)	0,0000 (0,000015)
Casado	-0,1029 (0,0076)	-0,1083 (0,0094)	-0,1020 (0,0143)	-0,0966 (0,0175)
Retorno ao trabalho	0,7629 (0,0491)	0,7495 (0,0622)	0,5449 (0,0745)	0,5761 (0,0928)
Tempo de chegada trabalho	0,0463*** (0,0491)	-0,0025*** (0,0622)	0,1615* (0,0744)	0,0564*** (0,0927)

Fonte: Elaborado pelos autores a partir dos dados da amostra do Censo 2010.

# Os erros padrão são robustos à heteroscedasticidade. Salvo menção em contrário, todas as variáveis são significativas a 1%. \*Variáveis significativas a 5%. \*\*\*Variáveis não significativas.

**Tabela A.1:** Equações de Seleção do Modelo de Heckman em Dois Estágios (continuação)

Variáveis Explicativas <sup>#</sup>	Homens		Mulheres	
	(3)	(4)	(3)	(4)
Diretores e Gerentes	-	0,0773 (0,0351)	-	-0,0049*** (0,0669)
Profissionais das Ciências Intelectuais	-	0,0767 (0,0284)	-	0,1016*** (0,0568)
Técnicos e Profissionais de Nível Médio	-	0,1809 (0,0325)	-	0,1875 (0,0624)
Trabalhadores de Apoio Administrativo	-	0,1934 (0,0147)	-	0,0408*** (0,0272)
Trabalhadores dos Serviços, Vendedores dos Comércio e Mercados	-	-0,5367 (0,0163)	-	-0,5840 (0,0356)
Trabalhadores Qualificados da Agropecuária, Florestais, da Caça e da Pesca	-	0,0629 (0,0274)	-	-0,0723*** (0,0539)
Trabalhadores Qualificados, Operários e Artesãos da Construção, das Artes Mecânicas e Outros Ofícios	-	0,1791 (0,0294)	-	-0,0967*** (0,0569)
Operadores de Instalações Fixas e Máquinas	-	5,0841 (.)	-	4,5741 (.)
Membros das Forças Armadas, Policiais e Bombeiros Militares	-	-0,4648 (0,0151)	-	-0,6321 (0,0314)
Agricultura, Pecuária, Produção Florestal, Pesca e Aquicultura	-	0,4542 (0,1799)	-	5,0964 (.)
Indústrias Extrativas	-	0,2561 (0,0229)	-	0,4021 (0,0509)
Indústrias de Transformação	-	0,6155* (0,3301)	-	5,2050 (.)
Água, Esgoto, Atividades de Gestão de Resíduos e Descontaminação	-	0,4035 (0,079)	-	0,3825 (0,1313)
Construção	-	-0,2273 (0,0559)	-	-0,2217 (0,09)
Comercio, Reparação de Veículos Automotores e Motocicletas	-	-0,1090 (0,0171)	-	-0,0276*** (0,0331)
Transporte, Armazenagem e Correio	-	0,1629 (0,0655)	-	0,1709*** (0,114)
Alojamento e Alimentação	-	-0,0031*** (0,0234)	-	0,0322*** (0,0432)
Informação e Comunicação	-	0,3217 (0,0996)	-	-0,0217*** (0,1251)
Atividades Financeiras, de Seguros e Serviços Relacionados	-	0,7576 (0,1128)	-	0,3909 (0,1357)
Atividades Imobiliárias	-	-0,1324*** (0,0963)	-	-0,0613*** (0,1887)
Atividades Profissionais, Científicas e Técnicas	-	0,1660 (0,0492)	-	0,0831*** (0,0861)
Atividades Administrativas e Serviços Complementares	-	0,3455 (0,0368)	-	0,4025 (0,0689)
Administração Pública, Defesa e Seguridade Social	-	0,9707 (0,0451)	-	0,6634 (0,0665)
Educação	-	1,0571 (0,0344)	-	0,8969 (0,0626)
Saúde Humana e Serviços Sociais	-	0,7010 (0,0388)	-	0,5364 (0,0632)
Artes, Cultura, Esporte e Recreação	-	0,0502*** (0,0668)	-	0,0770*** (0,1301)
Outras Atividades de Serviços	-	-0,0911 (0,0299)	-	-0,0433*** (0,055)
Organismos Internacionais e Outras Instituições Extraterritoriais	-	4,1842 (.)	-	3,8438 (.)

Fonte: Elaborado pelos autores a partir dos dados da amostra do Censo 2010.

# Os erros padrão são robustos à heteroscedasticidade. Salvo menção em contrário, todas as variáveis são significativas a 1%. \*Variáveis significativas a 5%. \*\*\*Variáveis não significativas.

**Tabela A.1:** Equações de Seleção do Modelo de Heckman em Dois Estágios (continuação)

Variáveis Explicativas <sup>#</sup>	Homens		Mulheres	
	(3)	(4)	(3)	(4)
Atividades Mal Definidas	-	-0,1904 (0,0238)	-	-0,1448 (0,0457)
Constante	-0,6210 (0,0459)	-0,1068* (0,0569)	-0,4474 (0,0941)	0,2134* (0,114)

Fonte: Elaborado pelos autores a partir dos dados da amostra do Censo 2010.

# Os erros padrão são robustos à heteroscedasticidade. Salvo menção em contrário, todas as variáveis são significativas a 1%. \*Variáveis significativas a 5%. \*\*\*Variáveis não significativas.

**Apêndice B Controles das Condições de Ocupações e Ramos de Atividade – Resultados das colunas (2) e (4) das Tabelas 7 e 8**

**Tabela B.1:** Condições de Ocupação e Ramos de Atividade

Classificação de Ocupação e Ramo de Atividade pelo Código Nacional de Atividade Econômica 2.0 do IBGE#	Homens		Mulheres	
	(2)	(4)	(2)	(4)
<b>Controles Ocupacionais</b>				
Diretores e Gerentes	0,6751 (0,0023)	0,5212 (0,0034)	0,6848 (0,0045)	0,5574 (0,0061)
Profissionais das Ciências Intelectuais	0,5199 (0,0021)	0,3582 (0,0027)	0,5312 (0,0039)	0,3962 (0,0049)
Técnicos e Profissionais de Nível Médio	0,4701 (0,0018)	0,2476 (0,0031)	0,4492 (0,0032)	0,2786 (0,0054)
Trabalhadores de Apoio Administrativo	0,1510 (0,0016)	0,1110 (0,0027)	0,1749 (0,003)	0,1277 (0,0049)
Trabalhadores dos Serviços, Vendedores dos Comércio e Mercados	0,1648 (0,0013)	0,0694 (0,0021)	0,1669 (0,0023)	0,0834 (0,0036)
Trabalhadores Qualificados da Agropecuária, Florestais, da Caça e da Pesca	0,0907 (0,0023)	0,1046 (0,0041)	0,0509 (0,005)	0,1232 (0,0092)
Trabalhadores Qualificados, Operários e Artesãos da Construção, das Artes Mecânicas e Outros Ofícios	0,2756 (0,0013)	-0,0047*** (0,0036)	0,2601 (0,0023)	0,0417 (0,0061)
Operadores de Instalações Fixas e Máquinas	0,2410 (0,0014)	-0,0033*** (0,0033)	0,2528 (0,0025)	0,0277 (0,0059)
Membros das Forças Armadas, Policiais e Bombeiros Militares	0,8957 (0,0039)	0,8747 (0,0188)	0,8312 (0,0083)	0,8731 (0,0291)
<b>Controles de Atividade</b>				
Agricultura, Pecuária, Produção Florestal, Pesca e Aquicultura	0,3436 (0,0022)	0,1325 (0,0038)	0,2761 (0,0043)	0,0729 (0,0077)
Indústrias Extrativas	0,7606 (0,0049)	0,7749 (0,0177)	0,7046 (0,0094)	0,7138 (0,0297)
Indústrias de Transformação	0,4097 (0,0017)	0,2698 (0,0029)	0,3778 (0,0032)	0,2644 (0,0052)
Eletricidade e Gás	0,8229 (0,0064)	0,6584 (0,0217)	0,7319 (0,0115)	0,7244 (0,0369)
Água, Esgoto, Atividades de Gestão de Resíduos e Descontaminação	0,4123 (0,0041)	0,2171 (0,009)	0,3035 (0,0075)	0,1507 (0,0132)
Construção	0,4723 (0,0019)	0,5062 (0,0086)	0,4631 (0,0034)	0,4697 (0,0141)
Comercio, Reparação de Veículos Automotores e Motocicletas	0,3987 (0,0018)	0,3200 (0,0026)	0,3698 (0,0032)	0,3009 (0,0045)
Transporte, Armazenagem e Correio	0,6359 (0,0023)	0,4731 (0,0068)	0,5936 (0,004)	0,4862 (0,0114)
Alojamento e Alimentação	0,2599 (0,0025)	0,2759 (0,0033)	0,2480 (0,0043)	0,2650 (0,0056)
Informação e Comunicação	0,5331 (0,0045)	0,4591 (0,0081)	0,5034 (0,0083)	0,4658 (0,0141)
Atividades Financeiras, de Seguros e Serviços Relacionados	0,6813 (0,0043)	0,6224 (0,0062)	0,6423 (0,0078)	0,6311 (0,0109)
Atividades Imobiliárias	0,5681 (0,0073)	0,5307 (0,0109)	0,5596 (0,0137)	0,5468 (0,0199)
Atividades Profissionais, Científicas e Técnicas	0,5795 (0,0033)	0,5319 (0,0046)	0,5609 (0,0061)	0,5396 (0,0083)
Atividades Administrativas e Serviços Complementares	0,3988 (0,0022)	0,3114 (0,0041)	0,3677 (0,0038)	0,2996 (0,0068)

Fonte: Elaborado pelos autores a partir dos dados da amostra do Censo 2010.

# Os erros padrão são robustos à heteroscedasticidade. Salvo menção em contrário, todas as variáveis são significativas a 1%. \*Variáveis significativas a 5%. \*\*\*Variáveis não significativas.



**Tabela B.1:** Condições de Ocupação e Ramos de Atividade (continuação)

Classificação de Ocupação e Ramo de Atividade pelo Código Nacional de Atividade Econômica 2.0 do IBGE#	Homens		Mulheres	
	(2)	(4)	(2)	(4)
<b>Controles de Atividade</b>				
Administração Pública, Defesa e Seguridade Social	0,4521 (0,0022)	0,3738 (0,0033)	0,4429 (0,0039)	0,4079 (0,0057)
Educação	0,1269 (0,0022)	0,2147 (0,0029)	0,1701 (0,0039)	0,2362 (0,0051)
Saúde Humana e Serviços Sociais	0,3528 (0,0025)	0,3913 (0,0032)	0,3511 (0,0043)	0,3812 (0,0055)
Artes, Cultura, Esporte e Recreação	0,3267 (0,0054)	0,2954 (0,0081)	0,3358 (0,0095)	0,3165 (0,0139)
Outras Atividades de Serviços	0,2508 (0,0028)	0,2910 (0,0036)	0,2591 (0,0052)	0,3062 (0,0064)
Organismos Internacionais e Outras Instituições Extraterritoriais	0,8597 (0,0725)	0,8548 (0,1025)	0,8193 (0,1382)	1,2886 (0,1741)
Atividades Mal Definidas	0,4685 (0,0026)	0,3572 (0,0041)	0,4388 (0,0045)	0,3492 (0,0071)

Fonte: Elaborado pelos autores a partir dos dados da amostra do Censo 2010.

# Os erros padrão são robustos à heteroscedasticidade. Salvo menção em contrário, todas as variáveis são significativas a 1%. \*Variáveis significativas a 5%. \*\*\*Variáveis não significativas.

## EFEITOS DO INGRESSO DA VENEZUELA NO MERCOSUL: A CRIAÇÃO E O DESVIO DE COMÉRCIO NO BRASIL

CARLA CALIXTO DA SILVA \*  
ÁLVARO BARRANTES HIDALGO †

### Resumo

O objetivo deste artigo é mensurar os prováveis impactos estáticos do processo de integração por meio da criação e do desvio de comércio entre o Brasil e a Venezuela, com a entrada efetiva, *ex-ante*, desse país no MERCOSUL. Para tanto, o artigo faz uso do modelo de equilíbrio parcial das elasticidades de Laird & Yeats (1986), utilizando os setores exportadores a 2 dígitos (00 a 99) do SITC Rev. 3. O resultado das simulações para o período 1995-2011 parece mostrar que a entrada da Venezuela no MERCOSUL, com a eliminação de barreiras comerciais, traria impacto relevante sobre as exportações brasileiras. Para quase todos os setores estudados, o efeito criação de comércio mostra-se superior ao efeito desvio de comércio, evidenciando a competitividade das exportações brasileiras no mercado da Venezuela.

**Palavras-chave:** MERCOSUL; Integração da Venezuela; Criação e Desvio de Comércio.

### Abstract

This study aimed to measure the likely static impacts of the integration process through the trade creation and diversion between Brazil and Venezuela, with the effective entry, *ex-ante*, of that country in Mercosur. Therefore, the article makes use of elasticity partial equilibrium model of Laird & Yeats (1986), using the export sectors to 2 digits (00 to 99) of the SITC Rev. 3. The results of the simulations for the period 1995-2011 seem to show that Venezuela's entry into Mercosur, with the elimination of trade barriers, would bring significant impact on Brazilian exports. For all studied sectors, trade creation effect is higher than trade diversion effect, demonstrating the competitiveness of Brazilian exports in the Venezuelan market.

**Keywords:** Mercosur; Venezuela integration; Trade Creation and Diversion.

**JEL classification:** F13, F15, F17

**DOI:** <http://dx.doi.org/10.11606/1413-8050/ea135456>

\* Universidade Federal Rural de Pernambuco. Unidade Acadêmica de Serra Talhada- UAST. E-mail: carla\_calixto.s@hotmail.com.

† Universidade Federal de Pernambuco. Programa de Pós-Graduação em Economia – PIMES. E-mail: abarrantes@uol.com.br..

## 1 Introdução

A incorporação da Venezuela como membro efetivo do MERCOSUL constitui um importante passo no processo de integração do bloco. Após vinte anos de negociações e o gradual distanciamento da Comunidade Andina em 2006 (Lopes & H. 2009), a Venezuela tornou-se membro permanente do bloco em 2012. Essa incorporação vem ganhando importância nas discussões acerca dos possíveis efeitos sobre o fluxo de comércio nos países do bloco<sup>1</sup>. Segundo dados do Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio (MDIC), os fluxos comerciais entre Brasil e Venezuela apresentaram crescimento significativo nas últimas décadas, principalmente do lado das exportações brasileiras. Com efeito, durante a década de 1990 as exportações do Brasil-Venezuela cresceram a uma taxa média anual de 10,87%, passando para 15,44% ao ano durante o período de 2001 a 2011. No tocante às importações Brasil-Venezuela, verifica-se que elas cresceram 13,68% e 5,41% ao ano, respectivamente, considerando o mesmo período de análise.

Da mesma forma que na maioria dos acordos regionais de abertura recíproca, o objetivo da integração comercial no MERCOSUL visa, entre outros fatores, aumentar o bem-estar das nações participantes. Entre as várias questões que podem ser analisadas, dado o aumento significativo no intercâmbio comercial e considerando o contexto de livre comércio entre a Venezuela e o Brasil dentro do MERCOSUL, têm-se as seguintes questões: a) como os países devem aproveitar as vantagens comparativas tendo em vista o papel que ambos desejam desempenhar internacionalmente, em um possível contexto de livre comércio bilateral? e b) quais os prováveis ganhos e/ou perdas de comércio resultante da liberalização comercial que devem acompanhar o ingresso desse novo membro no bloco?

De fato, um crescimento acelerado do comércio intrabloco ocorreu a partir de sua criação em 1991 (Ver, por exemplo, Kume & Piani (2005), Reis & de Azevedo (2008)). Entretanto, nem todo aumento de comércio gera aumento de bem-estar para os países envolvidos, pois é necessário saber se ele é resultado de criação ou desvio de comércio. Assim, o objetivo deste artigo é simular os impactos da formação de uma área de livre comércio entre Brasil e Venezuela<sup>2</sup>, no âmbito da inserção desta no MERCOSUL, medidos em termos de criação e desvio de comércio. A simulação visa verificar como teriam sido os ganhos (ou perdas) da entrada desse país desde o início. Para tanto, o presente artigo fará uso do modelo de equilíbrio parcial das elasticidades de Laird & Yeats (1986).

Essa é uma questão importante, porém ainda pouco estudada em relação à entrada da Venezuela no bloco. Um dos poucos trabalhos que analisou essa questão foi o de Guimarães & Alves Jr (1997). Os autores concluíram que apesar do crescimento no fluxo do comércio entre os países, o principal efeito da entrada efetiva da Venezuela no bloco seria o desvio de comércio. Dessa

---

<sup>1</sup>Para uma resenha da literatura sobre o fluxo comercial entre a Venezuela e os países do MERCOSUL, ver, por exemplo, Guimarães & Alves Jr (1997), Coelho et al. (2006) e Arce & da Silva (2012).

<sup>2</sup>Na literatura já foi analisado o caso dos bens agrícolas para o MERCOSUL, ver a respeito os trabalhos de Nonnenberg & Mendonça (1998), Silva & Grennes (1998), Machado & Cavalcanti (1999) e Andrade & Fonsêca (2011). Por outro lado, Vasconcelos (2001) analisou o caso dos bens manufaturados, também para o MERCOSUL. Neste artigo será considerado tanto o caso dos bens agrícolas quanto os bens industrializados; será levada em conta a entrada da Venezuela no bloco e a análise será feita com dados recentes.

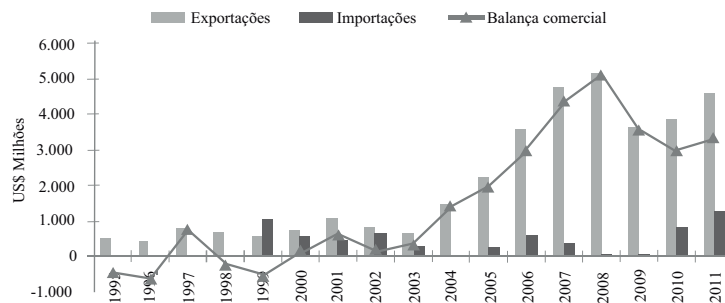
forma, a importância específica desse tipo de estudo reside no fato de que se pode obter *ex-ante* indicações a respeito do setor em análise, ou seja, se ele deve merecer maior ou menor atenção por parte do Governo brasileiro no momento das negociações comerciais, dado o seu potencial de crescimento em relação aos países membros do bloco (Fonsêca & Hidalgo 2006).

A fim de atingir tais objetivos, o artigo está dividido em quatro seções, além desta introdução. A próxima seção apresenta uma análise do crescimento e as mudanças ocorridas na estrutura do comércio exterior do Brasil com a Venezuela. Na seção 3, uma breve revisão da literatura sobre criação e desvio de comércio é apresentada, enfocando os trabalhos realizados no âmbito do MERCOSUL. Na seção seguinte, apresenta-se a metodologia e dados utilizados. Na seção 6, os resultados obtidos e a comparação com outros trabalhos já realizados são apontados. A última seção apresenta as conclusões do trabalho.

## 2 Caracterização das relações comerciais entre o Brasil e a Venezuela

O comércio Brasil-Venezuela passou por um processo de intensa mudança ao longo das duas últimas décadas, devido, entre outros fatores, a abertura comercial e ao aprofundamento das relações comerciais entre os países que compõem o MERCOSUL. Nesse sentido, houve aumento significativo do fluxo comercial entre os dois países como pode ser visualizado na Figura 1 a seguir.

No período de 1995 a 2011, as exportações brasileiras para a Venezuela aumentaram em média 15,15% ao ano, enquanto as importações, 2,73% ao ano. A balança comercial do Brasil com a Venezuela apresentou uma melhoria expressiva ao longo do período 1995-2003, passando de um déficit de US\$ 433 milhões para um superávit de US\$ 333 milhões. Entretanto, entre 2003 e 2011, observou-se um aumento significativo no superávit do comércio bilateral. A taxa média anual de crescimento do superávit comercial neste último período foi de 33,20% totalizando US\$ 3,3 bilhões de superávit para o Brasil no final do período.



Fonte: Elaborado com base em dados do WITS/Contrade (2013).

**Figura 1:** Balança comercial Brasil-Venezuela de 1995 a 2011

A fim de conhecer melhor o crescimento e as mudanças acontecidas na estrutura do comércio exterior brasileiro no período recente com a Venezuela, foram agrupados nesse artigo em nove grupos os produtos que participam do comércio utilizando a classificação da *Standard International Trade Classifica-*

tion (SITC)<sup>3</sup>. Assim, na Tabela 1 é apresentada a estrutura bilateral do comércio brasileiro com a Venezuela para o período de 1995 a 2011. Os cálculos da referida tabela foram realizados com base no valor observado das exportações e importações. Segundo essa classificação, na última coluna dessa tabela é mostrada a taxa de crescimento anual das exportações e importações em cada grupo durante o período analisado. Na Tabela A.1, em Anexo, são apresentados os montantes absolutos ao longo do tempo, por cada grupo de produtos, no comércio bilateral Brasil-Venezuela.

Observa-se inicialmente que o grupo Alimentos e animais vivos, sabidamente com forte conteúdo de recursos naturais, é um grupo de grande expansão dentro das exportações do Brasil para a Venezuela, atingindo significativa representatividade no final do período. Com efeito, o grupo Alimentos e animais vivos representavam apenas 1,47% do total exportado para a Venezuela em 1995, elevando significativamente a participação em 1999 para 7,88% e para 45,53% em 2011, taxa de crescimento médio anual de 43,98 %.

Diversos fatores podem ter contribuído para essa tendência. De acordo com Coelho et al. (2006), esse crescimento pode ser justificado pelo fato de a economia brasileira ser uma grande produtora e exportadora líquida de alimentos para a Venezuela; enquanto essa economia, ao contrário, apresenta escassez desse tipo de produto, devido a sua forte especialização no setor petrolífero, além do significativo aumento dos preços das *commodities* no mercado internacional. Entretanto, de acordo com a APEX Brasil (2011), esse crescimento poderia ter sido ainda maior caso não tivesse ocorrido a valorização da taxa real de câmbio da moeda brasileira *vis-à-vis* ao dólar estadunidense, no período de 2004-2010.

Outro grupo de produtos primários que tem alguma importância na pauta das exportações do Brasil para a Venezuela é o grupo Materiais em bruto. Esse grupo, que também tem forte presença de conteúdo de recursos naturais e com baixo valor agregado, apresentou alguma representatividade durante todo o período, porém com um grau elevado de redução de sua participação durante o período analisado. No ano de 1995 sua participação nas exportações para a Venezuela foi significativa e atingiu 11,45%. A queda de participação desse setor é observada em 2004, ao reduzir para apenas 2,68% e em 2009 cuja representatividade se restringiu a 1,97% nas exportações brasileiras para a Venezuela. Contudo, observa-se participação de 4,08% desse setor na pauta de exportações para a Venezuela em 2011, com uma taxa de crescimento médio anual no período de 8,94%. Ainda, dentre os bens primários, tem-se o grupo de Bebidas e tabacos que apresentou reduzida participação no período analisado, passando de 2,57% em 1995 para 0,10% de representatividade em 2011, com uma taxa média de crescimento anual de - 5,27%.

Com relação aos grupos de produtos manufaturados, observa-se na Tabela 1 a evolução do grupo de produtos Bens manufaturados classificados por material, tradicionalmente intensivos em capital e que tem alto valor agregado. Esse grupo de produtos, que apresentou participação de 31,70% em 1995 na pauta das exportações brasileiras para a Venezuela, apresentou gradativa redução em sua representatividade de 18,95% em 2004 para 12,78% em 2011, com taxa de crescimento de 9,78% em média ao ano. O grupo Máquinas e

---

<sup>3</sup>O critério para divisão dos produtos em nove grupos de produtos é o mesmo utilizado na SITC Rev.4, esse agrupamento é bastante utilizado nas publicações sobre comércio internacional, ver Comtrade (2011).

equipamentos de transporte, também altamente intensivo em capital, apresentou crescimento na sua participação e um período posterior de declínio, passando de 32,49% em 1995 para 49,33% em 2004 e, posteriormente, tendo a representatividade reduzida para 22,72% em 2011 nas exportações brasileiras para a Venezuela. Ressalta-se que este grupo obteve crescimento médio de 13,62% ao ano.

Esporadicamente, outros grupos de produtos manufaturados, apesar de não manterem um padrão definido, apresentaram períodos de significativa participação relativa nas exportações brasileiras após os anos 2000 como é o caso do grupo de Produtos químicos e produtos relacionados, que representou 14,16% das exportações em 1995, reduziu para 9,82% em 1999 e, posteriormente, aumentou para 10,92% em 2011. Os demais grupos de produtos manufaturados apresentam participação relativamente baixa e não padronizada nas exportações brasileiras para a Venezuela ao longo do período analisado.

Diferente das exportações, os dados mostram baixa participação relativa do grupo Alimentos e animais vivos nas importações brasileiras da Venezuela. Em 1995, esse grupo representava 0,86% do total importado da Venezuela pelo Brasil, aumentando a participação para apenas 1,47% no ano 2011. Ainda, considerando a participação dos produtos primários, os demais grupos de produtos tiveram participações relativamente baixas e não padronizadas nas importações brasileiras da Venezuela ao longo do período analisado.

Entretanto, os grupos que mais se destacam na pauta das importações brasileiras da Venezuela são os grupo de Combustíveis minerais e produtos relacionados, e de Bens manufaturados classificados por material. Em 1995, eles representavam 81,43% e 5,29%, passando para 58,6% e 31,57% em 2011, respectivamente. Assim, de maneira geral, pode-se concluir que diferentemente das exportações do Brasil para a Venezuela, há redução significativa na participação relativa dos produtos primários do lado das importações e um correspondente incremento na participação relativa dos manufaturados, essencialmente daqueles mais intensivos em capital e de alguns produtos intensivos em trabalho.

A análise acima descreve as mudanças ocorridas na estrutura do comércio Brasil-Venezuela, entretanto, uma análise mais aprofundada pode ser feita avaliando a eficiência produtiva e comercial das exportações a partir do cálculo da criação e desvio de comércio.

### **3 Criação e desvio de comércio no MERCOSUL: revisão da literatura**

A teoria sobre integração econômica tem sido objeto de diversas análises empíricas, envolvendo estudos sobre impacto de áreas de livre comércio sobre a economia brasileira. Um dos principais argumentos contrários à criação de acordos regionais de comércio está na ocorrência de desvio de comércio, isto é, a troca de um fornecedor mais eficiente externo ao bloco por outro menos eficiente também pertencente ao bloco, mas que é favorecido pela redução de tarifas intrabloco. Todavia, é verdade que a literatura aponta, dentre os efeitos de acordos desse tipo, a criação de comércio, denominado como o aumento das importações dos países do bloco em virtude da redução do nível global de proteção como preconizado por Viner (1950).

**Tabela 1:** Estrutura do Valor das Exportações e Importações do Brasil com a Venezuela segundo grupo de produtos – 1995/2011 (em percentagens)

Anos	1995		1999		2004		2009		2011		Taxa média de crescimento anual 1995-11	
	Exp.	Imp.	Exp.	Imp.	Exp.	Imp.	Exp.	Imp.	Exp.	Imp.	Exp.	Imp.
0 00 a 09 Alimentos e animais vivos	1,47	0,86	7,88	1,5	14,3	7,26	37,28	0,00	45,53	1,47	43,98	6,23
1 11 a 12 Bebidas e tabacos	2,57	0,66	0,55	0,06	0,59	0,00	0,23	0,00	0,1	0,00	- 5,27	-67,14
2 21 a 29 Materiais em bruto	11,45	4,05	6,28	0,69	2,68	7,88	1,97	2,18	4,08	1,47	8,94	- 3,58
3 32 a 35 Combustíveis minerais e mat. relacionados	0,00	81,43	0,04	89,2	0,05	35,77	1,07	73,56	0,06	58,6	38,93	0,64
4 41 a 43 Óleos veg., e gorduras animais	1,36	0,00	0,31	0,00	1,31	0,00	1,67	0,00	0,92	0,00	13,44	0,00
5 51 a 59 Produtos químicos e produtos relacionados	14,16	6,82	9,82	3,87	8,83	32,37	9,52	10,61	10,92	6,59	14,32	2,51
6 61 a 69 Bens manufaturados classificados por material	31,7	5,29	22,99	3,63	18,95	14,73	13,51	12,61	12,78	31,57	9,78	14,86
7 71 a 79 Máquinas e equi. de transporte	32,49	0,65	45,69	0,89	49,33	1,1	30,21	1,01	22,72	0,26	13,62	- 3,00
8 81 a 89 Obras diversas	4,64	0,21	6,27	0,08	3,86	0,86	4,38	0,00	2,81	0,02	12,61	-11,39
9 91 a 97 Outras transações	0,16	0,00	0,17	0,00	0,1	0,00	0,15	0,00	0,08	0,00	11,32	0,00
Total	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	15,15	2,73

Fonte: UN Comtrade. Cálculos realizados pelos autores.

A mensuração da criação e desvio de comércio tem sido conduzida na literatura pelas abordagens dos modelos de equilíbrio geral e modelos de equilíbrio parcial. A primeira consiste na aplicação dos modelos *Global Trade Analysis Project* - GATP e *Computable General Equilibrium* - CGE (Hertel 1997, Ferraz 2013). A segunda abordagem, por sua vez, tem como base o modelo gravitacional, os modelos de crescimento das taxas de importações e a abordagem das elasticidades (Baldwin & Murray 1977, Laird & Yeats 1986).

Desse modo, o objetivo desta seção é apresentar uma revisão dos principais trabalhos realizados sobre o assunto. Conforme será visto, nem sempre as análises empíricas realizadas conseguiram verificar que a implantação de acordos comerciais acordava em criação de comércio para o Brasil, principalmente, quando se trata da integração entre Brasil e o MERCOSUL. Entretanto, vários trabalhos corroboram com a ideia de que em alguns setores específicos a integração do Brasil com outros países via MERCOSUL tende à criação de comércio.

O primeiro trabalho que pode ser considerado é o de Yeats (1997), que analisou os índices de orientação regional e vantagem comparativa revelada para os países do MERCOSUL no período entre 1988 e 1994. O autor concluiu que a implantação desse acordo de comércio estaria distorcendo o padrão de comércio em termos de eficiência e aproveitamento de vantagem comparativa. Nesse caso, a reorientação do comércio em favor dos países membros teria ocorrido, em grande parte, em função de produtos intensivos em capital, sendo que estes países não apresentavam um padrão histórico de vantagens comparativas nos setores que mais expandiram suas exportações intrabloco. E, assim, tal situação evidenciaria segundo o autor, o efeito adverso do desvio de comércio no fluxo intrabloco no MERCOSUL.

Silva & Grennes (1998) analisaram o mercado de trigo no MERCOSUL e fizeram uma análise *ex-post* desse mercado, estimando em que proporção o aumento das importações brasileiras intrarregionais de trigo foi resultado de criação de comércio e desvio de comércio para o período entre 1991 e 1995. Os autores concluíram que, para as duas abordagens empregadas (taxa de crescimento das importações e taxa de consumo aparente em relação às importações), houve uma grande criação de comércio na atividade de trigo, e que não houve desvio de comércio líquido no mercado de trigo do Brasil, no período analisado. Entretanto, a dificuldade de emprego dessa abordagem, como os próprios autores afirmam, está justamente em identificar um país normalizador (ou conjunto de países normalizadores), visto a necessidade de se isolar as influências de variáveis como: renda, preços, câmbio e ganho de produtividade refletidos nos fluxos de comércio pós-integração.

Guimarães & Alves Jr (1997) com o objetivo de avaliar os ganhos de um possível acordo de livre comércio entre Brasil e Venezuela na década de 90, classificaram os mercados importadores venezuelanos em expansivos, decedentes e constantes (segundo suas taxas de crescimento) e cruzaram com a mensuração das tendências dos fluxos de comércio internacional do Brasil e dos principais competidores externos no âmbito do MERCOSUL. Segundo os autores, os resultados mostraram que as assimetrias existentes entre os dois países poderiam ser atenuadas com a efetivação das recomendações contempladas na agenda de compromissos por eles firmados. Os dois países apresentam assimetrias no seu processo de desenvolvimento econômico, enquanto na Venezuela o processo depende fortemente da exploração de petróleo, o desenvolvimento brasileiro baseia-se em uma política para a construção de



uma indústria plena com expansão nos diversos setores industriais. Por outro lado, segundo os autores, a existência de ganhos mútuos com o acordo só será reforçada com o crescimento da renda e diversificação produtiva dos dois países, a fim de transformar as vantagens comparativas estáticas em vantagens comparativas dinâmicas, em concordância ao avanço das negociações no MERCOSUL (Argentina, Brasil, Paraguai e Uruguai) e seus possíveis integrantes (Colômbia, Bolívia, Peru, Equador e Venezuela).

Considerando também a versão dos índices de vantagem comparativa revelada e taxa de crescimento das importações intra e extrabloco, Machado & Cavalcanti (1999) investigaram os impactos de criação e desvio de comércio para o fluxo de comércio Brasil-Argentina durante o período de 1991 a 1995<sup>4</sup>. Os autores consideraram na análise tanto os produtos primários quanto os manufaturados. Os resultados obtidos pelos autores são os de que para uma análise agregada, o efeito desvio de comércio superou o efeito criação de comércio. De forma desagregada, tanto no caso das exportações do Brasil para a Argentina quanto no sentido inverso, os resultados evidenciaram que o desvio de comércio no setor de material de transporte representou mais da metade dos impactos estáticos líquidos. Por outro lado, os setores alimentos e animais vivos e gorduras/ceras foram os únicos que apresentaram criação líquida de comércio.

Com relação à mensuração da criação e desvio de comércio sob a abordagem das elasticidades, pode-se citar o trabalho de ?, o qual analisou o impacto da implementação do MERCOSUL no fluxo de comércio de produtos agrícolas brasileiros (trigo, milho, algodão, arroz, carne de bovinos e leite). Os autores utilizaram a metodologia desenvolvida pela Conferência das Nações Unidas sobre Comércio e Desenvolvimento (UNCTAD) e Banco Mundial para realizar os cálculos. A conclusão geral a que chegaram foi de que os valores totais de desvio de comércio foram substancialmente inferiores aos de criação de comércio.

Após o período de maturação da implantação do MERCOSUL na década de 90, diversos trabalhos foram realizados na expectativa de um ambiente de comércio mais livre que revelasse com mais precisão os impactos da integração entre os países do Cone Sul. Nesse sentido, Vasconcelos (2001) analisou os impactos estáticos do processo de integração por meio da criação e desvio de comércio entre o Brasil e o MERCOSUL para produtos industrializados selecionados, capítulos pertencentes às seções VI, VII, X, XI, XV, XVI e XVII da nomenclatura brasileira de mercadorias (NBM). Para mensurar a criação e o desvio de comércio o autor utilizou análise de equilíbrio parcial das elasticidades como proposto por Laird & Yeats (1986). O autor realizou duas si-

---

<sup>4</sup>A metodologia utilizada pelos autores para o cálculo do desvio de comércio tem duas etapas. Na primeira são identificados quais produtos nas exportações da Argentina para o Brasil apresentaram índice de vantagem comparativa revelada (VCR), com valor menor que um, e, simultaneamente, taxa de crescimento das exportações da Argentina para o Brasil acima da taxa de mudança das importações extrabloco do Brasil. Na segunda etapa é calculada a diferença entre os valores das importações do Brasil procedentes da Argentina, para um período de referência, e as importações do Brasil que aconteceriam caso a taxa de crescimento das importações provenientes da Argentina fosse a mesma que as importações do resto do mundo. Para a criação de comércio o método utilizado é semelhante, com a diferença que na primeira etapa são identificados produtos com índice de VCR maior que um para os dois países, e são identificados os produtos cujas exportações da Argentina para o Brasil tenham aumentado mais que a taxa de mudança das importações do Brasil do resto do mundo. A segunda etapa para o cálculo da criação de comércio é semelhante ao descrito para o desvio de comércio.

mulações, a primeira admite uma área de livre comércio com nível de tarifas intrabloco zero aplicada a partir de 1991. A segunda simulação considera um programa de liberação comercial para os anos de transição entre 1991 e 1994. Os resultados encontrados pelo autor com relação ao fluxo de comércio brasileiro com destino ao MERCOSUL, parcialmente corroboram os resultados de Yeats (1997) e de Brandão (1998), pois há evidência de desvio de comércio, e conseqüente redução de bem-estar, somente para os capítulos pertencentes às seções VI (Produtos das indústrias químicas e conexas) e XVI (Máquinas e aparelhos, Material elétrico) da NBM, porém, para o conjunto de seções da NBM referente aos produtos industrializados considerados há uma criação de comércio líquida.

Carvalho & Parente (2000), baseados em um modelo de equilíbrio parcial com abordagem das elasticidades de Laird & Yeats (1986), avaliaram o impacto da Área de Livre Comércio das Américas (ALCA) sobre os comércios do MERCOSUL e brasileiro. Os autores concluíram que sob os diversos cenários simulados, um acordo de integração entre as Américas traria para o Brasil um aumento muito maior do seu volume importado, frente ao incremento observado no total exportado.

Kume et al. (2004) avaliaram os impactos potenciais sobre o comércio exterior brasileiro das ofertas recíprocas de liberalização apresentadas pelo MERCOSUL e a União Europeia (UE) em 2004, com base no modelo de Laird & Yeats (1986). Os autores concluíram que as negociações expressam um nível de liberalização abrangente para produtos industrializados em contraste com um nível de abertura restrito para produtos da agroindústria, evidenciando aumento das exportações de etanol supondo-se um acordo MERCOSUL-UE.

Coelho et al. (2006) avaliaram os impactos da entrada da Venezuela no MERCOSUL, porém utilizaram para tanto o modelo de equilíbrio geral computável multissetorial e multirregional denominado *Analysis Global Trade Project* (GTAP). Sinteticamente, os autores chamaram atenção para o aumento de bem estar nos países envolvidos e o significativo impacto setorial, especialmente nos setores de automóveis, máquinas e equipamentos e têxteis e vestuário.

Finalmente, cabe mencionar o trabalho de Andrade & Fonsêca (2011), os quais estudaram uma possível formação hipotética de uma área de livre comércio entre o MERCOSUL e a União Europeia com o objetivo de analisar o comércio entre Brasil e União Europeia em relação ao açúcar. Os resultados obtidos através do cálculo do modelo de Laird & Yeats (1986) mostram que as exportações brasileiras de açúcar teriam crescido com uma média de 63%, em relação à criação de comércio e 37% em relação ao desvio, devido à formação do bloco 1995-2006, o que revela a competitividade do Brasil em relação a este produto.

Em síntese, observa-se que, quando se trata dos impactos para a economia brasileira em decorrência da implantação do MERCOSUL, em termos de criação e desvio de comércio, poucos trabalhos são encontrados na literatura. Além disso, apenas o trabalho de Guimarães & Alves Jr (1997) considerou, em sua análise, a inserção hipotética da Venezuela, na mensuração do impacto do MERCOSUL para a economia brasileira, utilizando basicamente o modelo da taxa de crescimento das importações.

Outro comentário não menos importante refere-se ao nível de agregação utilizado nas simulações realizadas em alguns dos trabalhos acima citados. Alguns desses trabalhos, às vezes limitados pela disponibilidade de dados,

apresentam as suas simulações em nível de capítulo das classificações de mercadorias; ver, por exemplo, os trabalhos de Guimarães & Alves Jr (1997) e Vasconcelos (2001). Esse menor detalhamento para os produtos que participam do comércio pode levar a viés nas simulações e, portanto, as conclusões obtidas a partir das mesmas devem ser vistas com cautela.

O presente artigo se diferencia dos demais trabalhos descritos acima por analisar a relação comercial bilateral entre Brasil e Venezuela, levando em consideração aspectos atuais, os principais grupos de produtos que tenham peso na pauta de exportações e importações brasileiras com a Venezuela, bem como, empregando a abordagem do cálculo do modelo de equilíbrio parcial das elasticidades.

#### 4 Aspectos metodológicos e dados utilizados

##### 4.1 O modelo de equilíbrio parcial das elasticidades<sup>5</sup>

Para mensurar os efeitos estáticos da integração econômica entre o Brasil e a Venezuela no MERCOSUL, foi utilizado o modelo de equilíbrio parcial desenvolvido por Laird & Yeats (1986), a fim de calcular os efeitos de criação e desvio de comércio. A utilização dessa abordagem decorre, primeiramente, da robustez do modelo de equilíbrio parcial do qual a abordagem das elasticidades se origina. Em segundo lugar, a abordagem das elasticidades demanda um volume relativamente pequeno de informações (fluxos de importações, tarifas, elasticidades preço da demanda de importações e elasticidade de substituição). A equação básica do modelo para a mensuração da criação de comércio (TC) pode ser representada da seguinte forma:

$$TC_{ijk} = dm_{ijk} = m_{ijk} \cdot \epsilon m_{ij} \frac{dt_{ijk}/(1 + t_{ijk})}{[1 - (\epsilon m_{ij}/\epsilon x_{ik})]} \quad (1)$$

Em que,  $TC_{ijk}$  é a criação de comércio para um determinado país  $j$  membro de uma área de livre comércio;  $m_{ijk}$  é o nível inicial de importação do produto  $i$  proveniente do país beneficiário  $k$ ;  $\epsilon m_{ij}$  é a elasticidade-preço da demanda de importação do bem  $i$ ;  $dt_{ijk}$  representa a redução da tarifa do bem  $i$ ;  $t_{ijk}$  constitui o nível inicial da tarifa para o bem  $i$  no país  $j$  com relação ao país  $k$ ;  $\epsilon x_{ik}$  é a elasticidade-preço da oferta de exportação. A equação (1) é o resultado da derivação total das funções de demanda e oferta de importações, sujeita a suposições de continuidade. Para uma versão completa da modelagem algébrica, ver Laird & Yeats (1986).

Admitindo que a elasticidade preço de exportação tende para o infinito<sup>6</sup> e algumas simplificações, o termo  $(\epsilon m_{ij}/\epsilon x_{ik})$  pode ser desconsiderado. Assim, a criação de comércio pode ser calculada a partir da expressão (2):

$$TC_{ijk} = m_{ijk} \cdot \epsilon m_{ij} [dt_{ijk}/(1 + t_{ijk})] \quad (2)$$

<sup>5</sup>Esta subseção está fortemente apoiada nos trabalhos de Laird & Yeats (1986), Vasconcelos (2001) e Fonsêca (2004).

<sup>6</sup>Visconti & Kume (2010) enfatizam que a falta de informações sobre a elasticidade-preço das exportações é uma das principais dificuldades na aplicação desse modelo. No entanto, na maioria dos trabalhos citados na literatura, supõe-se que ela é infinita o que implica um custo marginal constante ao país exportador. Para maiores detalhes ver, por exemplo, Carvalho & Parente (1999), Fonsêca (2004).

A criação de comércio (TC), de acordo com a equação (2), ocorre devido a uma redução tarifária que provoca uma variação no preço do bem  $i$  vendido ao país importador e que, multiplicada pela elasticidade-preço da demanda de importação desse bem e pelo valor das importações no ano base, resulta na variação do total importado.

Segundo Fonsêca & Hidalgo (2006), a criação de comércio significa tão somente o aumento das importações do bem  $i$  pelo país  $j$ , proveniente do país  $k$ . Paralelamente, o desvio de comércio visa mensurar quanto aumentam as importações intrabloco em detrimento das importações provenientes dos países não parceiros. Nesse caso, o incremento das importações ocorre devido à substituição de fornecedores, entretanto, se o país que recebe o benefício do diferencial de tarifas for o mais eficiente, não se verificará o desvio de comércio.

Para estimar o efeito do desvio de comércio, é necessário admitir como hipótese uma elasticidade de substituição<sup>7</sup> entre os produtos provenientes de países beneficiados com o acordo comercial e produtos provenientes de países não beneficiados. Dessa forma, a expressão utilizada na literatura para o desvio de comércio ( $TD$ ) pode ser inicialmente representada da seguinte forma:

$$TD_{ijk} = \frac{m_{ijk} \sum m_{ijk}}{\sum m_{ijk}} \cdot \frac{\sum m_{ijk} \cdot \epsilon_s \cdot [d(P_{ijk}/P_{iJK})/(P_{ijk}/P_{iJK})]}{\sum m_{ijk} + \sum m_{iJK} + \sum m_{ijk} \epsilon_s \cdot \frac{[d(P_{ijk}/P_{iJK})]}{P_{ijk}/P_{iJK}}} \quad (3)$$

Em que,  $\epsilon_s$  é a elasticidade de substituição;  $d(P_{ijk}/P_{iJK})$  representa a mudança nos preços relativos,  $k$  representa o país beneficiário, enquanto  $K$  representa os demais países não beneficiados. Por outro lado, cabe lembrar que na equação (3) o somatório é sobre o país  $k$ , ou sobre os demais países  $K$ , segundo seja o caso. Admitindo-se a hipótese de que os ganhos de comércio serão repartidos entre os membros do bloco de acordo com a divisão de mercado existente antes da formação do acordo, a equação (3) é simplificada para<sup>8</sup>:

$$TD_{ijk} = \frac{m_{ijk} \cdot m_{iJK} \cdot \epsilon_s \cdot [d(P_{ijk}/P_{iJK})/(P_{ijk}/P_{iJK})]}{m_{ijk} + m_{iJK} + m_{ijk} \cdot \epsilon_s \cdot [d(P_{ijk}/P_{iJK})/(P_{ijk}/P_{iJK})]} \quad (4)$$

Segundo Vasconcelos (2001), nos acordos de livre comércio em um primeiro momento, as mudanças nas tarifas aplicadas sobre as importações provenientes de países não membros são relativamente pequenas. Assim, pode-se reescrever a equação (4) empregando a concepção de preços relativos, e assim obtemos a equação que mede o desvio de comércio:

$$TD_{ijk} = \frac{m_{ijk} \cdot m_{iJK} \cdot \epsilon_s \cdot (dpr_i/pr_i)}{m_{ijk} + m_{iJK} + m_{ijk} \cdot \epsilon_s \cdot (dpr_i/pr_i)} \quad (5)$$

A equação (5) mostra que a redução tarifária exclusiva sobre determinado bem  $i$  proveniente do país  $k$  (parceiro comercial beneficiado com as preferências comerciais) altera o preço relativo em relação às importações do país  $K$

<sup>7</sup>De acordo com Fonsêca & Hidalgo (2006), a abordagem proposta por Armington (1969) tem sido amplamente utilizada para avaliar os impactos de variações na política comercial, sendo as elasticidades de *Armington* parâmetros que refletem o grau de substituição entre bens domésticos e importados. Nesse estudo, serão usadas as elasticidades de *Armington* calculadas por Kume & Piani (2012).

<sup>8</sup>Nesse sentido, caso ocorra uma redução tarifária entre parceiros comerciais e sendo mantida a tarifa de importação para os países extrabloco, o preço do bem importado dos países membros tornar-se-á relativamente menor que o preço do mesmo oriundo dos países não membros.

(terceiros parceiros não beneficiados), o qual multiplicado pela elasticidade de substituição  $\epsilon$ , considerada a proporção das importações do país  $k$  e dos fornecedores do país  $K$ , provoca uma mudança em favor das importações do país  $k$ .

O impacto total da liberalização tarifária sobre o comércio é calculado somando os dois efeitos:

$$\Delta m_{ijk} = TC_{ijk} + TD_{ijk} \quad (6)$$

#### 4.2 Dados e procedimentos empíricos

Para a mensuração da criação e desvio de comércio, equações (2), (5) e (6), foi utilizada a base de dados disponível no Sistema *United Nations Commodity Trade Statistics Database* (Comtrade); com setores exportadores e importadores desagregados a dois dígitos enumerados de 00 a 99 - pela classificação SITC - revisão três, expressos em US\$, período de 1995 a 2011. Embora esse nível de agregação seja muito elevado, as análises sobre criação e desvio de comércio na literatura geralmente são realizadas sob esse nível de agregação. Essa escolha está de certa forma limitada pela disponibilidade das elasticidades necessárias para realizar as simulações.

Na simulação, adota-se a hipótese de formação de uma área de livre comércio com tarifa aduaneira zero para todo o fluxo de comércio intrablocos, com início em 1995<sup>9</sup>. Para o cálculo do modelo de Laird & Yeats (1986) são necessários, além dos dados de comércio, informações sobre elasticidade-preço da demanda de importação, elasticidade de substituição (bens importados de diferentes fontes), elasticidade oferta de exportação e tarifas aduaneiras.

Quanto às elasticidades preço da demanda de importação foram utilizadas neste trabalho as elasticidades recentemente calculadas por Hoekman & Olarreaga (2002)<sup>10</sup> para os Estados Unidos<sup>11</sup> (ver Tabela A.2 em Anexo). Como as elasticidades estão disponíveis no Sistema Harmonizado de Designação e Codificação de Mercadorias de classificação Sistema Harmonizado (HS) a seis dígitos, esses setores foram compatibilizados com os produtos a dois dígitos da classificação HS. Posteriormente, as elasticidades de Hoekman & Olarreaga (2002) e de Cline et al. (1978) foram compatibilizadas pelo SITC - revisão três, como definido pelas exportações utilizadas. As compatibilizações foram realizadas observando os tradutores publicados pelo eurostat ([http://ec.europa.eu/eurostat/ramon/index.cfm?TargetUrl=DSP\\_PUB\\_WELC](http://ec.europa.eu/eurostat/ramon/index.cfm?TargetUrl=DSP_PUB_WELC)).

A principal dificuldade encontrada pela maioria dos autores que utilizam a abordagem das elasticidades exposta por Laird & Yeats (1986) reside na va-

<sup>9</sup>Não serão consideradas as influências de barreiras não tarifárias nas relações comerciais entre o Brasil e a Venezuela para as simulações descritas acima, bem como as listas de exceções de produtos. Isso porque o primeiro conjunto de simulações, por pressuposição, é realizado para uma situação de pleno funcionamento de uma área de livre comércio, a partir de 1995, com a hipótese da entrada da Venezuela nesse ano no MERCOSUL.

<sup>10</sup>No artigo os autores não disponibilizam as informações detalhadas quanto aos valores desagregados. No entanto, as elasticidades-preço de demanda de importações desagregadas ao nível HS6 foram cedidas gentilmente pelos autores por intermédio do Prof. Honório Kume.

<sup>11</sup>Essas elasticidades já foram utilizadas na literatura. Ver, por exemplo, Kume & Piani (2005) que utilizaram tais elasticidades na mensuração do impacto do comércio bilateral Brasil-EUA no projeto da ALCA. Na literatura sobre comércio existe outro conjunto de elasticidades estimadas para os Estados Unidos por Cline et al. (1978), ver Tabela 1 do Anexo. Entretanto, tais elasticidades estão defasadas em relação ao período considerado neste trabalho, assim serão utilizadas as elasticidades estimadas por Hoekman & Olarreaga (2002).

riável elasticidade de substituição (ver Fonsêca & Hidalgo (2006)). Na literatura nacional existem duas fontes de elasticidades de substituição da demanda de importação calculadas por Tourinho et al. (2007)<sup>12</sup> e Kume & Piani (2012). Estes últimos autores estimaram as elasticidades de substituição das importações entre diversos fornecedores externos, por setor da matriz de insumo produto do Brasil de 2005 e obtiveram elasticidades significativas a 1% para 39 setores, com média simples de 6,6 e amplitude de 4,7 e 13,7. Na Tabela A.3, em Anexo, são apresentadas as elasticidades de substituição disponíveis para o Brasil<sup>13</sup>. Neste artigo adotou-se para análise do resultado a simulação com elasticidades de substituição de Kume & Piani (2012), justificado pelo intervalo temporal estimado ser mais recente.

No que se refere à elasticidade de oferta de exportação, postula-se elasticidade infinita para todos os produtos. Entretanto, como enfatizado por Kume & Piani (2005), é possível que para produtos com uma participação elevada no mercado mundial o resultado obtido, esteja superestimado.

Quanto às barreiras comerciais, utilizou-se um equivalente *ad valorem* (AVE)<sup>14</sup> calculado com base nas restrições tarifárias efetivas em 2011, nos dados coletados e na metodologia adotada pelo MacMap – *Market Access Map* em 2013 e consiste em dividir a tarifa específica pelo valor unitário de importação e multiplicar por 100. As tarifas médias apresentadas nas tabelas compreendem as tarifas *ad valorem* mais as específicas. Cabe também ressaltar que as tarifas médias por intervalo de capítulos do SH apresentadas são disponibilizadas no site do MacMap- *Market Access Map*. As tarifas médias da Venezuela foram aplicadas por seção SH com base nos dados de 2011, utilizando o Sistema Harmonizado da Nomenclatura revisão 2002. Para efeitos de comparação são apresentadas também as tarifas médias aplicadas pelo Brasil. Os dados das tarifas médias do Brasil foram aplicados por seção SH com base nos dados de 2011, utilizando o Sistema Harmonizado da Nomenclatura revisão 2007 (ver Tabela A.4 em Anexo).

## 5 Resultados obtidos e discussão

### 5.1 O comércio Brasil-Venezuela: análise dos efeitos de criação e desvio de comércio

Antes de apresentar e discutir os resultados obtidos, um breve comentário sobre as barreiras tarifárias e não tarifárias<sup>15</sup> incidentes (tarifa média, tarifa de

<sup>12</sup>Os autores utilizaram séries trimestrais de índices agregados de *quantum* e de preços da produção doméstica e das importações de 28 setores no período 1986-2002 e obtiveram elasticidades de substituição estatisticamente significantes para 24 setores. Os resultados foram utilizados por diversos estudos, ver, por exemplo, Kume & Piani (2005).

<sup>13</sup>Como as elasticidades estão disponíveis no CNAE – Classificação Nacional de Atividade Econômica esta foi compatibilizada através da correspondência SH. A compatibilização foi realizada observando os tradutores publicados pelo CONCLA-IBGE (<http://concla.ibge.gov.br/classificacoes/correspondencias>). Posteriormente, as elasticidades de substituição foram compatibilizadas pelo SITC - revisão três, como definido pelas exportações utilizadas. A compatibilização foi realizada observando os tradutores publicados pelo eurostat ([http://ec.europa.eu/eurostat/ramon/index.cfm?TargetUrl=DSP\\_PUB\\_WELC](http://ec.europa.eu/eurostat/ramon/index.cfm?TargetUrl=DSP_PUB_WELC)).

<sup>14</sup>A metodologia utilizada para o cálculo segue a adotada internacionalmente pelo perfil tarifário mundial:  $t_{AVE} = \frac{ts}{uv} \cdot 100$ . Onde *ts* representa a tarifa específica cobrada a determinado produto, *u* designa o volume do produto e *v* o valor unitário de importação

<sup>15</sup>Para uma revisão mais detalhada sobre as barreiras tarifárias e não tarifárias aplicadas pelo Brasil ver, por exemplo, Kume (1998) e Silva (2010).

importação conforme o princípio da nação mais favorecida–MFN, salvaguardas, direitos *antidumping*, medidas sanitárias e fitossanitárias - SPS e outras barreiras técnica – TBT) sobre os produtos durante o período de análise. Os dados da Tabela 2 mostram o número de notificações que atingiram as exportações brasileiras e venezuelanas no comércio bilateral, bem como, o nível tarifário das duas economias para efeitos de comparação.

No período de 1995 a 2011, constata-se que a tarifa média do Brasil aplicada aos produtos venezuelanos apresentou variação de 20,7% a 37,3%, enquanto a imposta à economia brasileira pela Venezuela apresentou variação de 31,7% a 72,1%. Em relação à tarifa MFN constata-se que as tarifas aplicadas à Venezuela pelo Brasil são ligeiramente menores, situando-se no intervalo de 2,6% a 26,2%. Por outro lado, as tarifas MFN aplicadas aos produtos brasileiros pela Venezuela situam-se entre 5,7% e 18,9%. Observa-se que o Brasil emitiu 564 TBT, 3 salvaguardas e 2 medidas *anti dumping* ao mercado venezuelano enquanto a Venezuela emitiu 35 TBT e 6 salvaguardas aos produtos brasileiros. No mesmo período analisado, o Brasil emitiu 749 notificações sobre medidas SPS para a Venezuela, enquanto a Venezuela quase não fez uso desse mecanismo. Destacam-se, nesse quesito, os produtos do grupo Animais ou vegetais, gorduras e óleos que apresentaram as maiores incidências em SPS impostas pela Venezuela ao Brasil. Aparentemente, o Brasil apresentou mais exigências do que a Venezuela; entretanto, três observações são pertinentes nesse contexto.

Em primeiro lugar, as notificações brasileiras são concentradas em produtos sem código SH, nos produtos agropecuários (animais vivos e produtos de origem animal e produtos de origem vegetal), e nos produtos industriais (produtos das indústrias alimentares e produtos das indústrias químicas) nos quais o Brasil detém o maior volume exportado para esse país. Cabe esclarecer que os produtos ditos sem código SH referem-se a grupo de produtos que foi criado, mas sem identificar os códigos SH específicos. Em segundo lugar, deve-se levar em consideração o teor das restrições na análise, isto é, mesmo sendo em menor número, as notificações emitidas pela Venezuela podem ser mais restritivas que as emitidas pelo Brasil. E, por fim, muitas das emissões emitidas pelo Brasil visaram à adequação de seus produtos às normas e padrões internacionais, em função da maior abertura comercial, da integração a blocos econômicos e a maior transparência junto a Organização Mundial do Comércio (OMC).

Nas simulações realizadas, não foram consideradas as influências de barreiras não tarifárias nas relações comerciais entre o Brasil e a Venezuela, bem como lista de exceções de produtos. Todavia, por pressuposição do modelo empregado, as tarifas *ad valorem* empregadas compreendem os custos de transporte, seguros e incidência de alguma distorção não tarifária. Para avaliar os efeitos do ingresso da Venezuela no MERCOSUL, a eliminação de 100% das barreiras comerciais sobre as exportações brasileiras no comércio bilateral com esse país foi simulada<sup>16</sup>.

Os resultados das simulações de um acordo de livre comércio entre o Brasil e a Venezuela dentro do MERCOSUL aplicados a partir de 1995 são apresentados na Tabela 3 e nas Figuras 2 e 3, a seguir. Os resultados da Tabela 3 repre-

---

<sup>16</sup>A utilização da hipótese de desgravação tarifária de 100% é baseada na metodologia desenvolvida por Laird & Yeats (1986) e utilizada em análises posteriores acerca da participação do Brasil no MERCOSUL, como por exemplo, o trabalho de Vasconcelos (2001). O período 1995-2011 foi escolhido pois, a partir de 1995, entrou a União Aduaneira no MERCOSUL.

sentam médias anuais de aumento calculadas para todo o período 1995-2011, e as Figuras 2 e 3 mostram os resultados para cada ano do período considerado. Os resultados mostram que para todos os grupos de produtos analisados, os valores da criação de comércio parecem ser maiores que os valores calculados para o desvio de comércio<sup>17</sup>, como podem ser visualizados nas Figuras 2(a), 2(b), 2(c) e 2(d); 3(a), 3(b), 3(c) e 3(d), com exceção do grupo Animais, óleos vegetais, gorduras e ceras, Figura 2(e). Deve-se ressaltar o fato de que o cálculo da criação de comércio depende dos fluxos no período inicial, variação das tarifas e da elasticidade; sendo assim, um valor potencial, não estando diretamente relacionado à variação efetivamente ocorrida entre os períodos analisados entre o Brasil e a Venezuela. Neste artigo adotou-se para análise do resultado a simulação com elasticidade preço demanda de Hoekman & Olarreaga (2002) e a elasticidade substituição de Kume & Piani (2012), justificado pelo intervalo temporal estimado ser mais recente. As estimativas geradas indicam que o Brasil tem possibilidades de ganhos nas exportações de 8 dos 9 grupos de produtos analisados (SITC Rev.3), que atingiriam uma venda anual para a Venezuela de US\$ 6,2 bilhões, no período de 1995-2011. Aproximadamente, 64% desse incremento seriam devido à criação de comércio e 3% ao desvio de comércio. Considerando inicialmente os resultados para o grupo Alimentos e animais vivos (ver Figura 2(a)), pode-se verificar que para o conjunto de produtos deste setor, os valores da criação de comércio foram maiores que os valores calculados para o desvio de comércio ao longo do período analisado. Consta-se que em média, entre 1995 e 2011, 42,04% do aumento das exportações brasileiras de produtos do setor Alimentos e animais vivos com destino a Venezuela, dentro do MERCOSUL, ocorreria em função da criação de comércio e 8,51% ocorreriam em função do desvio de comércio, conforme Tabela 3.

Nesse caso, esse aumento significaria que as exportações do grupo Alimentos e animais vivos passariam de US\$ 565 milhões para US\$ 1,1 bilhão, anuais pós-acordo e eliminação total das barreiras comerciais entre os dois países.

Em relação ao grupo de produtos Bebidas e tabacos verifica-se na Figura 2(b) que após a desgravação, as exportações brasileiras para a Venezuela passariam de US\$ 11 milhões para US\$ 25 milhões em 1995 e de US\$ 4 milhões para US\$ 10 milhões em 2011. Em média, observa-se que a eliminação tarifária gerou aumento das exportações de 57,38%, sendo 49,02% efeito da criação de comércio e 8,36% efeito do desvio de comércio, no período de 1995 a 2011, conforme Tabela 3.

Já as estimativas para o grupo de produtos Materiais em bruto revelaram um impacto positivo da entrada da Venezuela no MERCOSUL para o fluxo comercial com o Brasil. Esses efeitos podem ser visualizados na Figura 2(c). Nesse caso, a criação de comércio por parte da economia brasileira, ou seja, o aumento da importação proveniente da Venezuela deslocando a produção doméstica seria 63,17% em média, no período entre 1995 e 2011.

Da mesma forma, o desvio de comércio estimado, ou seja, a substituição

---

<sup>17</sup>Verifica-se que mesmo considerando as duas hipóteses de elasticidades preço demanda de importação de Hoekman & Olarreaga (2002) e Cline et al. (1978), dadas as hipóteses de elasticidades de substituição de Tourinho et al. (2007) e Kume & Piani (2012), os valores da criação de comércio foram maiores que os valores de desvio de comércio, resultados não apresentados neste artigo. Também foram simuladas as elasticidades de substituição contidas no trabalho de Vasconcelos (2001) para produtos do setor industrial e no trabalho de Fonsêca (2004) para o setor agrícola, no entanto os resultados das simulações não divergem significativamente em magnitude.



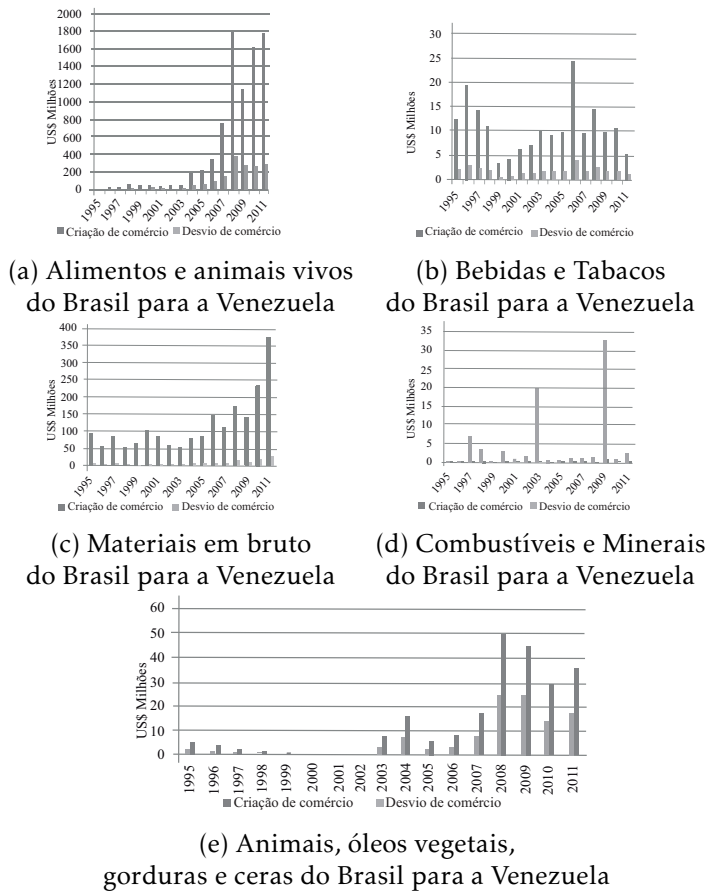
**Tabela 2:** Barreiras Comerciais Aplicadas ao Comércio Bilateral Brasil-Venezuela de 1995 a 2011

SH	Descrição/ Grupo de produtos	Tarifa média	Tarifa MFN <sup>1</sup>	Salvaguardas	Anti Dumping	TBT <sup>2</sup>	Medidas Sanitárias e Fitossanitárias	Tarifa média	Tarifa MFN <sup>1</sup>	Salvaguardas	Anti Dumping	TBT <sup>2</sup>	Medidas Sanitárias e Fitossanitárias
0	Medidas sem código SH				2	260	368					21	
1 a 5	Animais vivos e produtos de origem animal	35,6%	9,2%			10	109	49,3%	17,5%				
6 a 9	Produtos de origem vegetal	34,9%	8,2%	1		29	184	54,0%	13,4%				4
10 a 14	Animais ou vegetais, gorduras, óleos	34,4%	10,0%			8	4	72,1%	18,5%				7
15 a 24	Produtos das indústrias alimentares	37,3%	15,1%			51	50	53,5%	18,5%				
25 a 27	Produtos minerais	34,3%	2,6%			10	2	33,8%	5,7%				1
28 a 38	Produtos das indústrias químicas	20,7%	7,4%			55	32	34,2%	7,4%			1	
39 a 40	Plásticos, borracha e suas obras;	27,3%	12,9%			24	5	33,7%	13,2%	1		1	
41 a 43	Peles, couros, peles com pelo	34,5%	12,8%			1	1	34,3%	11,9%			1	
44 a 46	Madeira e artigos de madeira, carvão vegetal de madeira, cortiça	20,7%	8,3%				7	34,8%	12,6%				
47 a 49	Pastas de madeira, papel para reciclar	32,4%	10,9%			1		32,5%	13,0%	1			1
50 a 63	Têxteis e artigos têxteis	35,0%	26,2%			7	3	35,1%	18,2%				
64 a 67	Calçado, chapalaria, guarda-chuvas, guarda-sóis, bengalas e outros	35,0%	25,4%			2		35,0%	18,9%	1			
68 a 70	Obras de pedra, gesso, cimento, amianto, produtos cerâmicos	34,8%	11,4%			5		34,2%	14,3%			1	
71	Pérolas naturais ou cultivadas, pedras preciosas e metais preciosos, semipreciosas	35,0%	9,7%					35,0%	12,3%				
72 a 83	Metais comuns e suas obras	32,9%	12,0%			22		33,1%	10,7%	3		4	
84 a 85	Máquinas e aparelhos, imagem da televisão e gravação ou de reprodução	32,2%	13,2%	1		62		33,0%	10,0%			4	
86 a 89	Veículos, aeronaves, embarcações e equipamentos de transporte	32,9%	17,8%			23		33,5%	13,7%			4	
90 a 92	Óptica, cinematografia, de medida, controle ou de precisão, instrumentos médicos e musicais, relógios	32,2%	14,0%			28		31,7%	7,2%				
93	Armas e munições, suas partes	34,3%	20,0%					35,0%	14,9%				
94 a 96	Obras diversas	34,3%	18,2%	1		25		33,6%	18,2%				
97	Obras de arte, peças de coleção	35,0%	4,0%					35,0%	8,6%				
	Total	31,4%	13,5%	3	2	564	749	36,8%	12,5%	6		35	12

Fonte: Elaborado a partir de dados da OMC (2013) e do WITS (2013).

<sup>1</sup> MFN – Tarifa de Tratamento da Nação mais Favorecida (GATT Artigo I, do artigo II do GATS e TRIPS artigo 4º) e segue o princípio da não discriminação entre os parceiros comerciais.

<sup>2</sup> TBT - Procedimentos de regulamentos, normas, ensaios e certificação, o que poderia obstruir o comércio (Acordo TBT da OMC visa garantir que estes não criem obstáculos desnecessários).



**Figura 2:** Resultado da simulação da eliminação tarifária sobre as exportações

de importação de terceiros países por parte do Brasil em favor da Venezuela seria 5,25% em média, no mesmo período de análise. Estendendo-se a análise para o grupo Combustíveis e minerais no período 1995-2011, a aplicação das estimativas percentuais do efeito total encontradas para as exportações brasileiras resultou na indicação do incremento potencial de US\$ 10 milhões, sendo 45,67% frutos da criação de comércio e 0,61% do desvio de comércio, como pode ser observado na Tabela 3.

Quanto ao grupo Animais, óleos vegetais, gorduras e ceras<sup>18</sup>, verifica-se que o desvio de comércio supera a criação de comércio. Nesse caso, a eliminação total das tarifas provocaria aumento de US\$36 milhões no volume

<sup>18</sup>Verifica-se que utilizando a elasticidade preço de importação calculada por Hoekman & Olarreaga (2002) e Cline et al. (1978) em conjunto com as elasticidades de substituição contidas no trabalho de Tourinho et al. (2007) o efeito criação de comércio supera o efeito desvio de comércio para este grupo, resultado não apresentado neste artigo. No entanto, como afirmam Carvalho & Parente (1999), "os ajustes de modelos econométricos para estimar a elasticidade de substituição são pouco confiáveis, além de serem raras as tentativas na literatura neste sentido". Assim, os valores calculados podem gerar valores potenciais elevados. Todavia, considerou-se as elasticidades de substituição calculadas por Kume & Piani (2012) por serem significativas estatisticamente e referem-se a valores estimados mais recentes.

exportado para a Venezuela, dos quais apenas 17,97% ocorreriam em função da criação de comércio e 37,09% seriam devido ao desvio de comércio, como pode ser constatado, em média no período entre 1995 e 2011, conforme Figura 2(e) e Tabela 3. Em relação ao grupo Produtos químicos percebe-se através da Figura 3(a) que após a desgravação as exportações apresentariam um aumento significativo, passando de US\$ 58 milhões para cerca de US\$ 158 milhões em 1995 e de US\$ 501 milhões para cerca de US\$ 1 bilhão em 2011. Em média, verifica-se que as exportações aumentariam 62,81% no período compreendido entre 1995 e 2011, dos quais 61,37% ocorreriam em função da criação de comércio e 1,44% do desvio de comércio, como pode ser observado na Tabela 3.

Na hipótese de uma eliminação de todas as restrições incidentes sobre o grupo dos Bens manufaturados, o ganho das exportações brasileiras alcançaria US\$ 780 milhões em média entre 1995-2011, 56,02% seriam resultados do efeito criação de comércio e 3,97% seriam do efeito desvio de comércio, conforme Figura 3(b) e Tabela 3. Em relação às exportações do grupo de produtos Máquinas e equipamentos de transporte, percebe-se na Figura 3(c) que a formação de uma área de livre comércio entre o Brasil e a Venezuela também proporcionaria aumentos substanciais ao longo do período 1995 a 2011 para esse setor. Em média, a partir de uma desgravação tarifária, o Brasil poderia apresentar crescimento de 75,13% no grupo de Máquinas e equipamentos de transporte (ver Tabela 3), dos quais 74,62% seriam do efeito criação de comércio e apenas 0,51% do efeito desvio de comércio.

Ressalta-se que mesmo com a imposição das restrições comerciais feitas pela Venezuela ao Brasil, tarifa média de 36,8% no período 1995-2011, ver Tabela 2, pode-se verificar aumento significativo das exportações brasileiras para a Venezuela ao longo do período estudado, ver Tabela 1, fato elencado na conjuntura econômica pelo processo de primarização da pauta exportadora venezuelana<sup>19</sup>.

Nesses termos, o Brasil teria alavancado ainda mais o setor exportador dos grupos de produtos químicos, produtos manufaturados e produtos máquinas e equipamentos de transporte nesse período analisado, com a entrada da Venezuela no MERCOSUL em 1995 e a possível eliminação total das barreiras tarifárias entre Brasil e Venezuela.

Finalmente as exportações dos grupos Obras diversas teriam um comportamento coerente com os demais setores analisados como pode ser verificado no Figura 3(d). A liberalização tarifária provocaria aumento de 60,5% em média nas exportações desse grupo de produtos entre 1995-2011, sendo o efeito criação de comércio substancialmente superior ao efeito desvio de comércio, como pode ser observado na Tabela 3.

Em síntese, os resultados obtidos revelam que a entrada da Venezuela no MERCOSUL teria impacto relevante sobre o comércio externo do Brasil e, mais especificamente, sobre os grupos de produtos ligados ao setor industrial (Produtos químicos, Manufaturados, Máquinas e equipamentos de transporte e Obras diversas). Ademais, a análise mostra que as exportações aumentariam

---

<sup>19</sup>Segundo dados da Confederação Nacional das Indústrias – CNI (2006), em 1996/1997, os produtos básicos respondiam por mais de 56% das exportações da Venezuela, enquanto os manufaturados representavam 39% da pauta. Por outro lado, em 2003/2004, o peso dos básicos cresceu ainda mais, chegando a 84,1% do total, enquanto a participação dos manufaturados se reduzia para 10,6%.

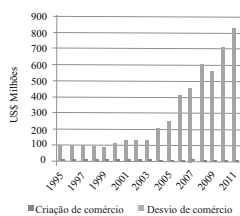
**Tabela 3:** Aumento potencial das exportações brasileiras para a Venezuela mediante eliminação de 100% das restrições comerciais médias anuais entre 1995-2011

SITC/ Grupo de Produtos	Exportações do Brasil para a Venezuela antes da integração (média 1995-2011) (US\$)	Criação de Comércio (US\$) B*	Desvio de Comércio (US\$) D*	Exportações do Brasil para Venezuela pós- integração (US\$)	Percentual médio anual do aumento com a criação de comércio (%)	Percentual médio anual do aumento com o desvio de comércio (%)	Aumento total do comércio (%)
Alimentos e animais vivos	565.296.945	480.502.403	97.225.903	1.143.025.252	42,04	8,51	50,55
Bebidas e tabacos	9.235.414	10.620.726	1.811.551	21.667.691	49,02	8,36	57,38
Materiais em bruto	59.317.904	118.635.808	9.851.604	187.805.316	63,17	5,25	68,42
Combustível e minerais	5.377.819	4.571.146	61.114	10.010.079	45,67	0,61	46,28
Animais e óleos vegetais	16.531.620	6.612.648	13.645.634	36.789.901	17,97	37,09	55,06
Produtos químicos	179.888.670	296.816.306	6.958.921	483.663.896	61,37	1,44	62,81
Bens manufaturados	312.178.937	437.050.512	30.995.920	780.225.369	56,02	3,97	59,99
Máquinas e equipamentos de transporte	838.656.441	2.515.969.322	17.241.045	3.371.866.808	74,62	0,51	75,13
Obras diversas	84.801.731	127.202.597	2.706.805	214.711.134	59,24	1,26	60,5
Total	2.071.285.481	3.997.981.468	180.498.497	6.249.765.446	63,97	2,89	66,86

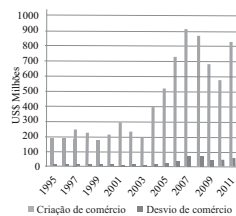
Fonte: Cálculos realizados com base nas pesquisas.

\* Hipótese B: Utiliza as elasticidades preço demanda de importações do trabalho de Hoekman & Olarreaga (2002). Hipótese D: utiliza as elasticidades substituição contidas no trabalho de Kume & Piani (2012).

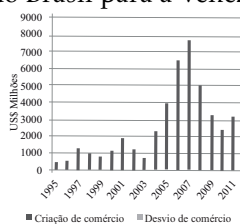
Nota: Também foram utilizadas as elasticidades substituição contida nos trabalhos de Fonsêca (2004) para os produtos do setor agrícola e Vasconcelos (2001) para os produtos do setor industrial. No entanto, os resultados das simulações não divergiram em magnitude. Deste modo, optou-se pela análise com as elasticidades contida com dados mais atuais.



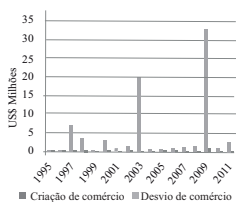
(a) Produtos químicos do Brasil para a Venezuela



(b) Bebidas e Tabacos do Brasil para a Venezuela



(c) Máquinas e equipamentos de transporte do Brasil para a Venezuela



(d) Obras diversas do Brasil para a Venezuela

**Figura 3:** Resultado da simulação da eliminação tarifária sobre as exportações

notadamente devido ao efeito criação de comércio, com exceção do grupo de produtos Animais, óleos vegetais, gorduras e ceras.

## 5.2 Análise comparativa com outros trabalhos da literatura

Um primeiro aspecto a ressaltar é o de que a maioria dos trabalhos até então realizados para mensurar a criação e desvio de comércio tem utilizado a desagregação proposta pelos capítulos do Sistema Harmonizado e no âmbito do MERCOSUL (englobando Brasil, Argentina, Paraguai e Uruguai). Além disso, não foi encontrado nenhum trabalho na literatura abordando o efeito de comércio através da criação e desvio de comércio preconizado pela abordagem das elasticidades de Laird & Yeats (1986) para o Brasil e Venezuela, com exceção do trabalho proposto por Guimarães & Alves Jr (1997), que utilizou o critério das taxas de crescimento. Portanto, fazer uma comparação desse estudo com os trabalhos apresentados na seção 3 implica em aceitar algumas restrições.

Em referência ao MERCOSUL, vários trabalhos comprovam a significativa expansão do comércio, tanto intrabloco quanto extrabloco, dos quatro países considerados nas análises. Entretanto, para alguns estudiosos, um dos efeitos negativos que vem acompanhando o MERCOSUL é a ocorrência de desvio de comércio.

Yeats (1997) realizou um estudo em que se propôs a calcular o aumento das exportações brasileiras para o MERCOSUL através da análise conjunta de dois índices, o Índice de Orientação Regional (IOR) e o Índice de Vantagem Comparativa Revelada (IVCR). Com base em dados empíricos, o autor analisou os efeitos do MERCOSUL quanto ao bem-estar dos seus países-membro, concluindo que o aumento do comércio intrabloco estaria baseado em desvio de comércio. O autor obteve para o período examinado (1988-1994) e para os

trinta produtos selecionados, uma relação preponderantemente inversa entre o índice de vantagem comparativa revelada e o índice de orientação regional. Nesse caso, somente dois produtos obtiveram um índice de vantagem comparativa revelada superior à unidade: arroz e a farinha de trigo.

Entretanto, estendendo-se a análise para o Brasil e a Venezuela no período de 1995-2011 verifica-se no estudo aqui realizado que as evidências de desvio de comércio são pequenas, incidindo principalmente na década de 90, com exceção dos produtos do grupo Animais e óleos vegetais, que apresentou em todo o período desvio de comércio superior ao efeito criação de comércio.

Em relação aos produtos do setor manufaturado, verifica-se que a maioria dos grupos analisados apresentam evidências de criação de comércio. Pode-se, portanto, dizer que para o Brasil a inclusão da Venezuela deverá levar a aumento do fluxo comercial, particularmente por criação de comércio.

Nesse caso, analisando o artigo de Guimarães & Alves Jr (1997) especificamente para o comércio Brasil-Venezuela, pode-se constatar que os autores utilizando uma metodologia divergente (segundo as taxas de crescimento) e classificando os mercados importadores venezuelanos em expansivos, decadentes e constantes, chegaram à conclusão divergente ao resultado neste estudo, isto é, de que o comércio bilateral é dotado pelo efeito desvio de comércio.

Vasconcelos (2001), por sua vez, analisando os impactos estáticos do processo de integração através da criação e desvio de comércio entre o Brasil e o MERCOSUL para o ano de 1991 sob a ótica de equilíbrio parcial, verificou que para o conjunto das sete seções da NBM selecionadas, o valor da criação de comércio parece superior ao valor do desvio de comércio, no caso de se adotar a elasticidade substituição de  $-1,5$ . Logo, segundo o autor, esses resultados não confirmaram o efeito adverso de desvio de comércio na implementação do MERCOSUL, com relação à economia brasileira, no caso específico de alguns produtos industrializados relativamente intensivos em capital, com dados agregados.

Um fator que diferencia os resultados de Vasconcelos (2001) daqueles aqui encontrados refere-se aos produtos em termos desagregados (2 dígitos). De acordo com o autor, somente as seções VI (produtos da indústria química e conexas) e XVI (máquinas e aparelhos, material elétrico, etc.), apresentaram desvio de comércio superior a criação de comércio. Comparando com os resultados obtidos neste estudo, verifica-se que o grupo de produtos químico apresentou efeitos de criação superiores ao efeito de desvio de comércio. Acredita-se que esse fato pode ser explicado tanto pelo período utilizado por Vasconcelos (2001) (valores encontrados tanto das importações quanto exportações correntes têm como ano base o período de 1991), quanto pela abrangência dos países analisados (Brasil em relação aos países do MERCOSUL).

Apesar, dos resultados de Yeats (1997) e Brandão (1998) enfatizarem apenas a evidência de desvio de comércio, Vasconcelos (2001) finaliza sua análise constatando a predominância do efeito criação de comércio sobre os produtos industrializados no comércio Brasil-MERCOSUL. E da mesma forma, os resultados encontrados nesta pesquisa seguem parcialmente a mesma linha de conclusão dos resultados de Coelho et al. (2006) para o fluxo bilateral entre Brasil e Venezuela.

## 6 Conclusões

Este artigo teve por objetivo simular a entrada da Venezuela no MERCOSUL, com a eliminação de 100% das barreiras comerciais para o fluxo de comércio dos produtos comercializados com o Brasil, período 1995-2011. Analisou-se o impacto potencial da entrada da Venezuela como membro permanente no bloco para as exportações brasileiras, através da abordagem do equilíbrio parcial das elasticidades, proposto por Laird & Yeats (1986).

Um primeiro aspecto a ressaltar é o de que os valores encontrados, tanto para a criação quanto para o desvio de comércio, são valores potenciais, representando análise estática do fluxo comercial, não estando assim diretamente relacionados com as modificações ocorridas nas importações no período analisado. Isso porque os valores encontrados dependem diretamente dos valores das importações correntes, das elasticidades preço da demanda de importação, da elasticidade de substituição e da variação das tarifas aduaneiras no período de 1995 a 2011. Os resultados são muito sensíveis à escolha das elasticidades da demanda e nas simulações foi utilizado nível de agregação elevado para os produtos considerados, assim os resultados obtidos devem ser analisados com cautela.

Os resultados obtidos parecem revelar que a entrada da Venezuela no MERCOSUL, com a eliminação de barreiras comerciais intrabloco, traria impacto relevante sobre as exportações provenientes do Brasil. A análise mostra que as exportações aumentariam notadamente devido à criação de comércio, o que revelaria uma possível competitividade da produção brasileira, principalmente nos produtos do setor industrial dada a primarização da economia venezuelana ao longo dos últimos anos.

Em termos desagregados, constata-se que para quase todos os grupos de produtos analisados, os valores calculados para a criação de comércio são maiores que os valores calculados para o desvio de comércio. Nesse caso, destacam-se os setores de Máquinas e equipamentos de transporte, Produtos químicos, Materiais em bruto, Combustíveis e minerais, Bens manufaturados e equipamentos com valores de criação de comércio acima de 50% e desvio de comércio consideravelmente inferior. Outro fator importante, é que essa expansão no efeito criação de comércio ocorreria com mais intensidade na maioria dos produtos a partir de 2004, com uma rápida redução em 2009, recuperando-se em 2010 com tendência de crescimento para os anos posteriores. Ressalta-se que o grupo de produtos Animais, óleos vegetais, gorduras e ceras apresentaram percentuais de efeito desvio de comércio superior aos efeitos de criação de comércio em todo o período analisado.

Dada à metodologia já apresentada, o modelo adotado não nos permite inferir sobre as consequências que um acordo de liberalização comercial poderia causar sobre o nível de produção, emprego, tecnologia, entre outros. Assim, nenhuma afirmação sobre os impactos econômicos de longo prazo que a entrada da Venezuela poderia trazer ao Brasil pode ser estabelecida a partir dos resultados aqui apresentados.

Ademais, a importância dessas simulações reside no fato de que se pode obter, ex-ante, indicações a respeito dos setores que devem merecer maior ou menor atenção do governo brasileiro no momento das negociações comerciais, dado o seu potencial de crescimento de mercado em relação à Venezuela no bloco. Similarmente, é possível apontar quais setores parecem mais atraentes para o Brasil e onde será possível alcançar maior penetração nesse mercado.

Os resultados encontrados nesta pesquisa seguem parcialmente a mesma linha de conclusão dos resultados de Coelho et al. (2006) para o fluxo bilateral entre Brasil e Venezuela, considerando, porém, neste caso um modelo de equilíbrio geral.

Tendo em vista o fato de se perceberem limitações interpretativas pertinentes e possíveis desdobramentos da pesquisa no tema, sugere-se para trabalhos posteriores uma análise que permita captar os efeitos de criação e desvio de comércio utilizando dados mais desagregados, bem como, utilizando como hipótese a redução parcial tarifária e as restrições não tarifárias.

### Agradecimentos

Os autores agradecem a FACEPE pelo suporte financeiro, por meio do apoio e incentivo a bolsas de Doutorado, a execução de pesquisas científicas no Brasil. Os autores também agradecem os comentários e sugestões valiosas recebidos de Parecerista anônimo desta revista. Erros e omissões remanescentes são, naturalmente, de inteira responsabilidade dos autores.

### Referências Bibliográficas

- Andrade, M. V. & Fonsêca, M. B. (2011), 'Hypothetical impacts of mercosuro on the brazilian sugar exports', *Journal of Economics and International Finance* 3(6), 376–386.
- APEX Brasil (2011), Relatório – Venezuela: Perfil e oportunidades comerciais, Technical report, Agência brasileira de promoção de exportação e investimento, Brasília.
- Arce, A. M. & da Silva, M. A. (2012), 'Venezuela e MERCOSUL: Uma inserção via Brasil?', *Revista Conjuntura Austral* 3(12).
- Armington, P. (1969), 'A theory of demand for products distinguished by place of production', *IMF Staff Papers* 16(1), 159–178.
- Baldwin, R. E. & Murray, T. (1977), 'NFM tariff reductions and developing country trade benefits under the GSP', *The Economic Journal* (87), 30–46.
- Brandão, A. S. (1998), *Uma análise quantitativa dos impactos do MERCOSUL sobre o Brasil*, 3 edn, Fundação Getúlio Vargas, Rio de Janeiro, pp. 47–74.
- Carvalho, A. & Parente, A. (1999), Estimação de equações de demanda de importações por categorias de uso para o Brasil (1978/1996), Texto para discussão do IPEA 636, Brasília.
- Carvalho, A. & Parente, A. (2000), 'Trade impact of the free trade of the americas. In: IPEA (Ed.)', *Brazil, Mercosur and the Free Trade Area of the Americas*.
- Cline, W. R., Kawanabe, N., Kronsjo, T. & Williams, T. (1978), *Trade negotiations in the Tokyo Round: A quantitative assessment*, The Brookings Institution, Washington, D. C.



Coelho, A. M., Lima, M. L. P. & Goldbaum, S. (2006), Impacto de entrada da Venezuela no MERCOSUL: Uma simulação com modelo de equilíbrio geral computável, Texto para discussão da FGV 153, Escola de Economia de São Paulo. FGV.

Comtrade (2011), 'International merchandise trade statistics: Concepts and definitions'.

URL: <http://www.comtrade.un.org>

Ferraz, L. P. C. (2013), Acordos bilaterais de comércio entre as economias do BRICS: uma abordagem de equilíbrio geral, Texto para discussão do IPEA 1831, IPEA, Brasília.

Fonsêca, M. B. (2004), Abertura comercial e integração regional: impactos da ALCA sobre as exportações agrícolas brasileiras numa abordagem de equilíbrio parcial, PhD thesis, Doutorado em Economia, Recife.

Fonsêca, M. B. & Hidalgo, A. B. (2006), 'A formação da alca e os prováveis efeitos sobre as exportações agrícolas brasileiras', *Revista de Economia Rural* 44(1), 9–26.

Guimarães, E. P. & Alves Jr, A. J. (1997), 'Impactos para o Brasil de um acordo de livre comércio com a Venezuela', (521).

Hertel, T. W. (1997), *Global trade analysis: modeling and applications*, Cambridge University Press, New York.

Hoekman, B. N. F. & Olarreaga, M. (2002), 'Eliminating excessive tariffs on exports of least developed countries', *World Bank Economic Review* 16(1).

Kume, H. & Piani, G. (2005), 'ALCA: uma estimativa do impacto no comércio bilateral Brasil-Estados Unidos', *Revista Economia e Sociedade* 14(2).

Kume, H. & Piani, G. (2012), Elasticidades de substituição das importações no Brasil, in 'Anais ANPEC. XL Encontro Nacional de Economia', ANPEC, Recife, Pernambuco.

Kume, H., Piani, G., Miranda, P. & Castilho, M. (2004), Acordo de livre-comércio MERCOSUL-união européia: uma estimativa dos impactos no comércio brasileiro, Texto para Discussão 1054, Rio de Janeiro.

Kume, J. (1998), 'A política de importação no Plano Real e a estrutura de proteção efetiva', *A Economia Brasileira em Perspectiva* 1.

Laird, S. & Yeats, A. (1986), 'The UNCTAD trade policy simulation model', *UNCTAD Discussion papers* (19).

Lopes, R. H. & H., V. (2009), 'Venezuela: o papel dos processos de integração para a manutenção do governo Chávez', *Cadernos PROLAM/USP* 2(ano 8), 163–181.

Machado, J. B. & Cavalcanti, M. A. (1999), Determinantes do comércio bilateral Argentina-Brasil: uma avaliação dos impactos estáticos do processo de integração no MERCOSUL, in 'In: Anais ANPEC. XXVII Encontro Nacional de Economia', ANPEC, Belém, Pará.

Nonnenberg, M. J. B. & Mendonça, M. J. C. (1998), Criação e desvio de comércio no Mercosul: o caso dos produtos agrícolas, *in* 'Anais ANPEC, XXVI Encontro Nacional de Economia', ANPEC, Vitória, Espírito Santo.

Reis, M. & de Azevedo, A. (2008), O impacto da criação do mercosul no fluxo de comércio bilateral: uma abordagem com o modelo gravitacional, *in* 'Anais ANPEC, XXXVI Encontro Nacional de Economia', Niterói, Rio de Janeiro.

Silva, O. M. (2010), 'Notificações aos Acordos de Barreiras Técnicas (TBT) e Sanitárias (SPS) da OMC: transparência comercial ou barreiras não tarifárias?'

Silva, O. M. & Grennes, T. (1998), Wheat in MERCOSUR: Is there any trade diversion?, *in* 'Anais SOBER. XXXVI Congresso Brasileiro de Economia e Sociologia Rural', Vol. 1, Poços de Caldas, MG, pp. 785–801.

Tourinho, O. A. F., Kume, H. & Pedroso, A. C. (2007), 'Elasticidades de Armington para o Brasil: 1986-2002', *Revista Brasileira de Economia* 61(2).

Vasconcelos, C. R. F. (2001), 'Criação e desvio de comércio: análise do fluxo comercial entre o Brasil e o MERCOSUL para alguns produtos industrializados', *Revista Análise Econômica* 19(36), 123–144.

Viner, J. (1950), *The custom unions issue*, Carnegie endowment for international peace, New York.

Visconti, N. P. N. & Kume, H. (2010), 'The US generalized system of preferences: an estimate of the impacts on brazilian exports', *Revista de Economia Contemporânea* 14, 7–25.

Yeats, A. J. (1997), 'Does Mercosur's trade performance raise concerns about the effects of regional trade arrangements?', *Policy, Planning and Research Working Paper No. 1729*.

## Apêndice A

**Tabela A.1:** Estrutura do Valor das Exportações e Importações do Brasil com a Venezuela segundo grupo de produtos - 1995/2011 (em percentagens)

Anos	1995		1999		2004		2009		2011		Taxa média de crescimento anual 1995 - 11	
	Exp.	Imp.	Exp.	Imp.	Exp.	Imp.	Exp.	Imp.	Exp.	Imp.	Exp.	Imp.
0 00 a 09 Alimentos e animais vivos	6,13	7,08	42,28	14,62	210,15	14,45	1345,8	0,00	2090,6	18,62	43,98	6,23
1 11 a 12 Bebidas e tabacos	10,68	5,43	2,96	0,58	8	0,00	8,46	0,00	4,49	0,00	-5,27	-67,14
2 21 a 29 Materiais em bruto	47,64	33,35	33,72	6,72	39,41	15,69	70,27	12,68	187,37	18,62	8,94	-3,58
3 32 a 35 Combustíveis minerais e mat. relacionados	0,015	670,46	0,196	869,15	0,784	71,21	38,65	427,81	2,91	742,09	38,93	0,64
4 41 a 43 Óleos veg. e gorduras animais	5,65	0,00	1,653	0,00	19,24	0,00	60,35	0,00	42,47	0,00	13,44	0,00
5 51 a 59 Produtos químicos e produtos relacionados	58,92	56,15	52,68	37,71	129,79	64,44	343,69	61,71	501,34	83,45	14,32	2,51
6 61 a 69 Bens manufaturados classificados por material	131,92	43,56	123,38	35,37	278,46	29,32	487,87	73,34	586,67	399,79	9,78	14,86
7 71 a 79 Máquinas e equi. de transporte	135,19	5,35	245,17	8,67	724,98	2,19	1090,6	5,87	1043,1	3,29	13,62	-3,00
8 81 a 89 Obras diversas	19,33	1,73	33,66	0,79	56,78	1,71	158,04	0,00	129,18	0,25	12,61	-11,39
9 91 a 97 Outras transações	0,66	0,00	0,91	0,00	1,47	0,00	5,42	0,00	3,67	0,00	11,32	0,00
Total	416,14	823,36	536,61	974,38	1469,1	199,08	3609,2	581,6	4591,8	1266,4	15,15	2,73

Fonte: UN Comtrade. Cálculos realizados pelos autores.

**Tabela A.2:** Elasticidade da demanda de Importações

Capítulos do SH	Descrição	Cline et al. (1978)	Hoekman & Olarreaga (2002)
1 a 5	Animais vivos e produtos animais	-0,53	-0,85
6 a 9	Produtos vegetais	-0,9	-0,95
10 a 14	Gordura animal, vegetal, óleos e ceras	-0,43	-0,4
15 a 24	Gêneros alimentícios preparados, bebidas e fumos	-1,13	-1,15
25 a 27	Produtos minerais	-0,22	-0,85
28 a 38	Produtos da indústria química e conexas	-0,97	-1,65
39 a 40	Plástico e suas obras , borracha e suas obras	-3,57	-1,6
41 a 43	Peles, couros , peles com pelo;artigos de viagem, bolsas e artefatos semelhantes	-2,46	-2
44 a 46	Madeira, carvão vegetal e obras de madeira; cortiça e suas obras	-0,96	-0,9
47 a 49	Pasta de madeira ou de outras matérias fibrosas celulósicas, papel ou cartão	-1,44	-1,4
50 a 63	Matérias têxteis e suas obras	-2,43	-2,5
64 a 67	Calçados, chapéus e artefatos de uso semelhante; guarda-chuvas, bengalas	-1,23	-1,5
68 a 70	Obras de pedra, gesso, cimento, produtos cerâmicos, vidros e suas obras	-1,37	-1,6
71	Pérolas naturais ou cultivada, pedras preciosas, metais preciosos, bijuterias e moedas	-3,77	-2,25
72 a 83	Metais comuns e suas obras	-1,99	-2,5
84 a 85	Máquinas e aparelhos	-0,87	-3,25
86 a 89	Material de transporte	-2,53	-3
90 a 92	Instrumentos e aparelhos de óptica, fotografia, cinematografia,	-1,7	-2,5
93	Armas e munições, suas partes e acessórios	-3,02	-0,8
94 a 96	Mercadorias e produtos diversos	-4,44	-1,5
97	Objetos de arte, de coleção e antiguidade	-3,02	-1

Fonte: UN Comtrade. Cálculos realizados pelos autores.

**Tabela A.3:** Elasticidade de Substituição de Armington

Descrição (Matriz insumo produto de 2002)	Tourinho et al. (2007)	Descrição (Matriz insumo produto de 2005)	Kume & Piani (2012)
Óleos vegetais e gordura	0,61	Agricultura, silvicultura, exploração florestal	5,7
Abate e preparação de carnes	2,03	Pecuária e pesca	3
Extrativa Mineral	-1,34	Outros produtos extrativos	4,1
Produtos alimentares e bebidas	3,59	Alimentos e bebidas	4,1
Benef.de produtos de origem vegetal, fumo	1,18	Produtos do fumo	5,4
Têxtil	3,36	Têxtil	4,6
Artigos do vestuário e acessórios	2,23	Artigos do vestuário e acessórios	4,8
Calçados, couro e peles	-0,18	Artefatos de couro e calçados	5
Leite e laticínios	1,47	Produtos de madeira	4
Papel e gráfica	1,01	Celulose e produtos de papel	4,2
Refino do petróleo e petroquímica	1,18	Jornais, revistas e discos	3,6
Borracha	2,16	Refino de petróleo e coque	6,5
Farmacêuticos e perfumaria	0,4	Álcool	3,3
Químicos não petroquímicos	0,36	Produtos químicos	4,9
Químicos diversos	0,14	Fabricação de resina	5,3
Material plástico	1,75	Produtos farmacêuticos	7,8
Petróleo, gás natural, carvão e outros	0,27	Minério de ferro	2,9
Minerais não metálicos	0,75	Defensivos agrícolas	10
Metalurgia dos não ferrosos	0,98	Perfumaria, higiene e limpeza	4,5
Siderurgia	0,57	Tintas, vernizes, esmaltes e lacas	4,4
Máquinas e tratores	1,78	Produtos e preparados químicos diversos	5,2
Indústrias diversas	2,42	Artigos de borracha e plástico	4,8
Material elétrico	0,36	Petróleo e gás natural	0,2
Equipamentos eletrônicos	0,16	Cimento	3,8
Outros produtos metalúrgicos	1,5	Outros produtos de minerais não metálicos	4,5
Automóveis, caminhões e ônibus	1,43	Fabricação de aço e derivados	5,0
Outros veículos, peças e acessórios	0,41	Metalurgia de metais não ferrosos	5,9
Madeira e Mobiliário	1,86	Produtos de metal	4,9

Fonte: Tourinho et al. (2007) e Kume & Piani (2012).

**Tabela A.3:** Elasticidade de Substituição de Armington (continuação)

Descrição (Matriz insumo produto de 2002)	Tourinho et al. (2007)	Descrição (Matriz insumo produto de 2005)	Kume & Piani (2012)
		Máquinas e equipamentos	6,1
		Eletrodomésticos	5,2
		Máquinas escritório e equip.de informática	6
		Maquinas, aparelhos e materiais elétricos	6,3
		Material eletrônico e equip. de comunicação	5,3
		Aparelhos/instrumentos mé- dico e ótico	7,2
		Automóveis, caminhonetas e uti- litários	8,3
		Caminhões e ônibus	7,4
		Peças e acessórios para veículos	5,8
		Outros equipamentos de trans- porte	5,5
		Móveis e produtos diversos	3,2

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

**Tabela A.4:** Tarifas específicas e *Ad valorem* sobre importações do Brasil e da Venezuela - 2011

Capítulos do SH	Descrição/Grupo de produtos	Brasil - Venezuela		Venezuela - Brasil	
		Tarifa específica	Tarifa <i>ad valorem</i>	Tarifa específica	Tarifa <i>ad valorem</i>
1 a 5	Animais vivos e produtos animais	51,56%	8,42%	35,47%	16,08%
6 a 9	Produtos vegetais	54,18%	5,51%	35,48%	12,84%
10 a 14	Gordura animal, vegetal, óleos e ceras	68,18%	8,35%	34,51%	26,8%
15 a 24	Gêneros alimentícios preparados, bebidas e fumos	53,85%	10,72%	36,73%	15,93%
25 a 27	Produtos minerais	33,82%	0,33%	34,05%	7,41%
28 a 38	Produtos da indústria química e conexas	34,4%	6,56%	23,75%	5,72%
39 a 40	Plástico e suas obras , borracha e suas obras	34,03%	9,52%	25,47%	11,04%
41 a 43	Peles, couros , peles com pelo;artigos de viagem, bolsas e artefatos semelhantes	34,39%	12,59%	34,47%	7,39%
44 a 46	Madeira, carvão vegetal e obras de madeira; cortiça e suas obras	35,18%	6,78%	20,55%	4,83%
47 a 49	Pasta de madeira ou de outras matérias fibrosas celulósicas, papel ou cartão	32,97%	8,34%	31,02%	3,01%
50 a 63	Matérias têxteis e suas obras	35,42%	20,78%	34,79%	10,36%
64 a 67	Calçados, chapéus e artefatos de uso semelhante; guarda-chuvas, bengalas	35%	25,14%	35%	12,57%
68 a 70	Obras de pedra, gesso, cimento, produtos cerâmicos, vidros e suas obras	34,07%	9,73%	34,68%	11,63%
71	Pérolas naturais ou cultivada, pedras preciosas, metais preciosos, bijuterias e moedas	35,48%	7,68%	35%	9,19%
72 a 83	Metais comuns e suas obras	33,36%	9,38%	32,58%	6,82%
84 a 85	Máquinas e aparelhos	32,96%	9,17%	31,41%	6,72%
86 a 89	Material de transporte	33,19%	20,99%	32,37%	20,53%
90 a 92	Instrumentos e aparelhos de óptica, fotografia, cinematografia	31,96%	8,28%	30,39%	5,43%
93	Armas e munições, suas partes e acessórios	35%	15,39%	34,09%	11,09%
94 a 96	Mercadorias e produtos diversos	33,71%	15,02%	33,82%	13,82%
97	Objetos de arte, de coleção e antiguidade	35%	1,96%	35%	3,95%

Fonte: UN Comtrade. Cálculos realizados pelos autores.

## A MICROESTRUTURA DO TESOURO DIRETO: SAZONALIDADE DO FLUXO DE ORDENS E O PROCESSO DE FORMAÇÃO DE SPREADS

MARCELO PERLIN \*

### Resumo

O objetivo deste artigo é analisar a microestrutura do Tesouro Direto em dois pontos: a dinâmica do fluxo de ordens e o processo de formação dos spreads. A análise dos dados mostra uma forte sazonalidade no fluxo de ordens deste mercado. Esta previsibilidade pode auxiliar na administração do estoque de títulos por parte do governo. O segundo ponto de análise no estudo foi na formação do spread no tesouro direto. No desenvolvimento do artigo se discute os fatores negativos a respeito do método utilizado atualmente e apresenta-se uma alternativa mais parcimoniosa através de um modelo de ajustamento.

**Palavras-chave:** Dívida pública; tesouro direto; microestrutura do mercado; componentes do spread.

### Abstract

The objective of the study is to analyze the market microstructure of Tesouro Direto in two fronts: the dynamics of the order flow and the formation of the spreads. The results show a strong seasonality in the order flow of this market. This predictability can help the government to manage its debt inventory. The second point of analysis is the formation of the spreads. In the article we discuss the negative factors related to the current procedure and present a new methodology based on an adjustment model.

**Keywords:** Public debt; tesouro direto; market microstructure; components of the spread.

**JEL classification:** G12, G18, G28

**DOI:** <http://dx.doi.org/10.11606/1413-8050/ea140191>

---

\* Professor Adjunto, Universidade Federal do Rio Grande do Sul (Porto Alegre, RS). Email: marcelo.perlin@ufrgs.br



## 1 Introdução

No ano 2002, através da parceria entre o Tesouro Nacional e a BMF&Bovespa foi criado o Tesouro Direto, uma plataforma de negociação de títulos do governo orientada a investidores não institucionais. Tal iniciativa possibilitou que pessoas físicas tivessem acesso direto à compra e venda de títulos da dívida pública do governo, mercado o qual era anteriormente privilégio de grandes bancos e fundos de investimento.

A criação desse sistema foi benéfica para ambos os lados. Do ponto de vista do governo, é uma nova fonte direta (e interna) de capital para financiar suas operações, além de ser também uma ferramenta para a política monetária do país. Do ponto de vista do investidor comum (pessoa física), o tesouro direto é uma alternativa atrativa de investimento na renda fixa com menores custos de transação uma vez que elimina intermediários. Além de a rentabilidade líquida dos instrumentos ser atrativa, a variedade de títulos de dívidas oferecidos pelo Tesouro Direto ao público comum é bastante alta, satisfazendo as mais diversas necessidades. Pode-se escolher entre títulos com remuneração fixa (prefixados) e os com remuneração variável (pós-fixados), usualmente atrelada a índices de inflação (IPCA e IGP-M) ou taxas básicas de juros da economia (SELIC). Além disso, também é possível escolher títulos com pagamento de parcelas (cupons) semestrais ou então apenas o valor final na maturidade (valor de face). Evidentemente, a variedade de tipos de instrumentos pode agradar investidores com os mais variados perfis, desde o poupador, até aquele que busca uma renda passiva.

Desde sua criação, o sistema do Tesouro Direto teve ampla aceitação, construindo uma trajetória ascendente em número de investidores e volumes negociados. Segundo dados do próprio site do Tesouro Direto<sup>1</sup>, em seu primeiro ano de atividade o sistema aponta a venda de um total de R\$ 76 milhões em títulos de dívida pública e registrou um total de 5.854 de usuários registrados. Atualmente, para janeiro de 2015, o número de usuários registrados é de 463.344 e o valor total da soma de títulos vendidos desde o início é de aproximadamente 25.000 milhões. Esta evolução meteórica pode ser justificada pela atratividade das rentabilidades dos instrumentos dado um ambiente econômico favorável ao mercado da renda fixa e também pela relativa liquidez que os mesmos oferecem, incentivando cada vez mais investidores a migrarem seus investimentos para a o Tesouro Direto.

Do ponto de vista acadêmico, o mercado do Tesouro Direto é bastante interessante devido à natureza de seus participantes. Dentro de uma operação de compra e venda<sup>2</sup> de títulos por parte da pessoa física, o governo federal é ao mesmo tempo devedor (vendedor) da dívida, e também formador de mercado, definindo preços de compra e venda dos diferentes títulos. Esse é o típico problema de um agente de liquidez, o qual é um assunto extensamente estudado na literatura de microestrutura de mercado<sup>3</sup>. O que torna o Tesouro Direto

---

<sup>1</sup>[http://www.tesouro.fazenda.gov.br/tesouro\\_direto](http://www.tesouro.fazenda.gov.br/tesouro_direto)

<sup>2</sup>Recentemente o governo federal possibilitou a recompra os títulos todos os dias da semana. Anteriormente, as recompras eram restritas a todas as quartas e quintas feiras da semana. Na existência de reuniões do Copom (Comitê de Política Monetária), as recompras iniciam no dia posterior (com exceção para LFTs).

<sup>3</sup>Ver Madhavan (2000) para uma revisão no tópico e Anand et al. (2009) e Venkataraman & Waisburd (2007) para uma análise contemporânea sobre os efeitos do agente de liquidez sobre o mercado

particularmente interessante é a sua exclusividade (ou monopólio). O único canal de compra dos títulos do governo para pessoa física é através do Tesouro Direto. Não existe uma competição direta em relação a preços e spreads. Esta é uma estrutura de formação de mercado fundamentalmente diferente do mercado acionário brasileiro<sup>4</sup> (BMF&Bovespa) e do mercado americano<sup>5</sup> (NYSE e Nasdaq), onde formadores de mercado competem com investidores comuns na formação dos preços (liquidez exógena). Pode-se afirmar então que o mercado do tesouro direto possui liquidez totalmente endógena, dada pelo próprio governo.

Outro ponto interessante em relação a esse mercado em particular é relativo à homogeneidade de seus participantes, formado somente pelo investidor pessoa física. Do ponto de vista de posse de informações, esse é o mercado com a menor tecnicidade possível. Em termos acadêmicos, esse é um mercado constituído por investidores provedores de liquidez (*liquidity investors*) e ou desinformados (*uninformed traders*), o que traça um perfil bastante diferente de, por exemplo, mercado de ações, no qual pessoas físicas operam juntamente com fundos e instituições financeiras de maior sofisticação financeira. É esperado que o investidor pessoa física não possua capacidade real alguma de prever movimentos no mercado como, por exemplo, uma mudança inesperada na taxa de juros. Deste modo, os investidores nesse mercado podem ser chamados de investidores desinformados (*uninformed traders*) ou investidores pseudo-informados (*pseudo-informed traders*), aqueles que acreditam que possuem capacidade de prever o mercado, porém, tal capacidade é efetivamente ilusória e não se comprova com lucros líquidos sustentáveis no longo prazo (Harris 2002).

A existência de ambas as propriedades na estrutura do mercado de Tesouro Direto cria uma situação bastante interessante do ponto de vista de pesquisa. De um lado, temos o governo (Tesouro Nacional) efetuando um trabalho de formador do mercado da sua própria dívida, definindo preços de compra e venda. Do outro lado, temos um perfil homogêneo de investidores pessoa física, dos quais pode-se esperar isenta técnica na especulação financeira. Torna-se então interessante verificar o que a literatura de microestrutura do mercado prevê sobre essa situação em si e também investigar mais profundamente como essas qualidades afetam a maneira como o mercado está organizado.

Uma parte da literatura na área de microestrutura de mercado preocupa-se com o processo de formação dos spreads (preço de venda menos preço de compra). Um dos resultados clássicos nessa área é que o valor do spread pode ser separado em três partes: o custo de processamento, o custo de inventário e a assimetria de informação<sup>6</sup>. Enquanto o custo de processamento é originário da parte administrativa do negócio, por exemplo, a conta de luz e pagamento de funcionários, os dois restantes, custo de inventário e a assimetria de informação são relativos ao risco de mercado dos títulos. O primeiro é o risco que o formador de mercado assume ao postar preços de compra e venda dos títulos. Como o negócio do formador de mercado não é a especulação, ele deve exigir um prêmio ao expor-se ao risco de mercado. Tal prêmio deve ser maior, quanto maior for sua exposição (ou tamanho da carteira). O último compo-

---

<sup>4</sup>Veja Perlin (2013).

<sup>5</sup>Veja Harris (2002) e Hasbrouck (2007).

<sup>6</sup>Veja Huang & Stoll (1997), Madhavan (2000), De Jong & Rindi (2009) e Hasbrouck (2007).

nente é derivado do fato de que o formador de mercado não tem capacidade de prever se os compradores (ou vendedores) dos títulos os quais ele forma mercado possuem informação privilegiada ou não. Devido a esse anonimato, o formador de mercado irá mudar preços de compra e venda e, conseqüentemente, os spreads, de acordo com o fluxo de ordens de compra e venda que ele recebe<sup>7</sup>. Para o caso do Tesouro Direto, visto à falta de tecnicidade de seus participantes, pode-se esperar que o spread não tenha em sua formação o componente relativo à assimetria de informação, ou seja, espera-se que a construção do spread seja independente do fluxo de ordens nesse mercado em particular.

O objetivo deste trabalho é analisar a microestrutura do Tesouro Direto em dois pontos: a dinâmica do fluxo de ordens e a formação dos spreads. Como produto, este trabalho sugere pontos de mudança para o melhor funcionamento do mercado do Tesouro Direto. Destaco que o mercado de títulos públicos de pessoa física é de fundamental importância para a sociedade pois é um canal de financiamento das atividades do Governo Federal, ao mesmo tempo em que oferece ao cidadão comum taxas atrativas de investimentos em renda fixa. Essa ligação entre investimento da pessoa física e o mercado de dívida pública beneficia ambas as partes, além de criar um instrumento de política monetária que pode ser utilizado pelo Governo. A otimização da estrutura desse mercado é de interesse da própria sociedade, justificando a pesquisa aqui destacada.

A primeira contribuição do trabalho é a apresentação do perfil da sazonalidade na demanda por títulos públicos em duas dimensões: dia do mês e mês do ano. Foi possível verificar que os primeiros dias dos meses de janeiro e julho, são as datas de maior demanda na compra dos títulos públicos. A explicação é bastante simples, o aumento na demanda é o resultado do padrão temporal dos fluxos de caixa da pessoa física, com recebimento de salário e benefícios extras (décimo terceiro e adicional de férias) nas datas em questão. Tal informação é particularmente importante do ponto de vista de administração do Tesouro Direto, pois os estoques dos diferentes títulos podem ser dimensionados de acordo com tais demandas. Uma previsão de demanda dia a dia é factível e poderia ser facilmente extrapolada para meses e anos. Os benefícios para o mercado em termos de administração do estoque dos títulos e planejamento das saídas de caixa futuras (pagamento de cupons e valores de face) por parte do governo são claros.

Na segunda parte do trabalho, é analisado o processo de formação do spread (diferença entre preço de venda e preço de compra) dos títulos. Nessa etapa do trabalho, foi verificado que o Tesouro Direto define os spreads dos títulos com base em regras bastante simples sobre o tipo e maturidade (tempo até vencimento) de instrumento financeiro. Uma análise gráfica da relação entre spread e maturidade dos títulos mostrou um padrão do tipo escada em que quanto mais perto do vencimento, menor o spread do título. No trabalho, argumentamos que tal procedimento não é adequado e de fato pode criar dispêndios desnecessários para o Tesouro. A sugestão feita pelo estudo é no uso de um simples (e intuitivo) modelo matemático baseado na literatura de curva de juros. Tal modelo transforma as regras discretas do padrão de escada em uma curva contínua. O benefício no uso do procedimento atinge os dois lados

---

<sup>7</sup>Veja o trabalho seminal de Kyle (1985) sobre o efeito da presença de investidores informados sobre a postagem de preços por parte do formador de mercado.

do mercado, tanto o comprador (investidor) quanto o vendedor (governo).

Este estudo contribui para a literatura nacional, pois é pioneiro em estudar a estrutura do mercado de dívidas públicas para a pessoa física. Muitos estudos anteriores<sup>8</sup> analisaram o mercado de dívidas no Brasil, porém, nenhum relacionado ao Tesouro Direto em particular. Além disso, as sugestões levantadas pela pesquisa têm potencial de aperfeiçoar o processo de compra e venda dos títulos, aumentando assim a qualidade da estrutura de funcionamento do Tesouro Direto. O trabalho está organizado da seguinte forma: primeiro, será realizada uma breve revisão sobre o funcionamento do mercado de Tesouro Direto. A seguir, apresentam-se os dados utilizados na pesquisa, seguidos pela metodologia e resultados. Finaliza-se o trabalho com as usuais conclusões acerca do estudo.

## 2 Funcionamento do Tesouro Direto

O tesouro direto funciona como um sistema integrado entre o Tesouro Nacional e a BMF&Bovespa onde corretoras individuais podem também oferecer um sistema de negociação para seus clientes, possibilitando a compra e venda de títulos via home-broker. O único requisito para comprar títulos nesse mercado é a posse de CPF e conta bancária em um dos agentes de custódia autorizados<sup>9</sup>. A venda de títulos do governo é aberta diariamente às 9:00, ficando disponível até às 5:00 do dia seguinte, com exceção para final de semana, quando a compra de títulos pela pessoa física fica disponível por todo o dia de sábado e domingo. Os limites máximos e mínimos para compra de títulos são bastante flexíveis, com um mínimo de 1% do valor de um título<sup>10</sup> (compra fracionada) desde que ultrapasse o valor de 30 R\$ e um máximo de R\$ 1.000.000 mensais, por CPF.

Os custos de negociação de títulos públicos são relativamente baixos. Após a compra do título, a BMF&Bovespa cobra 0,3% do valor do título por ano, cobrado por semestre. O agente de custódia (corretora) também pode cobrar pelo serviço, porém algumas não o fazem<sup>11</sup>. Observe que todos os valores de custo estão definidos em percentuais e não valores nominais. Isso significa que, ignorando o custo das transferências bancárias (TED/DOC), o custo total de transação será o mesmo em termos relativos independentemente do valor total negociado. Ou seja, investir R\$ 100 ou R\$100.000 terá o mesmo custo percentual. Claramente, essa é uma estratégia para atrair pequenos investidores.

Em termos de tributação, o investidor pessoa física do Tesouro Direto paga imposto de renda em função do tempo mantido o título financeiro (máximo de 22,5% e mínimo de 15% sobre ganho de capital). Todas as compras de títulos pelo investidor são liquidadas em  $D + 2$ , enquanto vendas (ou recompras pelo Governo) são usualmente liquidadas em  $D + 1$ .

O ponto central que faz os títulos do Tesouro Direto serem atrativos para o pequeno investidor é sua rentabilidade. Em geral, os títulos oferecidos no Te-

<sup>8</sup>Veja, por exemplo, Amaral & Oreiro (2008), Vicente & Guillen (2013) e Silva (2003).

<sup>9</sup>Lista disponível em [http://www.tesouro.fazenda.gov.br/tesouro\\_direto/instituicoes\\_index.asp](http://www.tesouro.fazenda.gov.br/tesouro_direto/instituicoes_index.asp).

<sup>10</sup>Para a data de 28/05/2015 aproximadamente R\$ 77 (10% de R\$ 770) para uma LTN com vencimento em 2016.

<sup>11</sup>[http://www.tesouro.fazenda.gov.br/tesouro\\_direto/download/ranking/ranking\\_taxas.pdf](http://www.tesouro.fazenda.gov.br/tesouro_direto/download/ranking/ranking_taxas.pdf).

souro Direto apresentam rentabilidade líquida maior que a poupança. Porém, existe uma grande diferença em termos de liquidez e risco. Enquanto uma posição mantida em poupança tem liquidez instantânea e risco praticamente nulo dado que a remuneração da poupança não é marcada a mercado<sup>12</sup>, um título do tesouro direto tem liquidez menor, pois o valor vendido é liquidado em  $D + 1$ . Do ponto de vista do proprietário do título de dívida (investidor), isso é o equivalente ao resgate do dinheiro. Além disso, os títulos de dívida do governo possuem risco de mercado. Uma rentabilidade fixada somente é garantida se o investidor mantiver os papéis até o vencimento. Caso ele venda o título antes da data de maturidade, é possível que ele até mesmo perca dinheiro visto as inerentes variações na taxa de juros, a qual indexa os preços dos títulos (Martellini et al. (2005)). Porém, tal cenário é menos provável quanto maior o tempo que o título se mantiver na carteira. Além disso, deve ficar claro que se o investidor vender o título (recompra pelo governo) irá haver também um custo do spread. A taxa de venda e compra são obviamente diferentes e definidas pela mesa de operação do Tesouro Direto.

Uma consulta informal ao site também mostra certa periodicidade na atualização dos preços. Os integrantes da mesa de operação do Tesouro Direto atualizam preços aproximadamente três vezes ao dia, às 9:00, 14:00 e 18:00, tendo como base os preços negociados no mercado secundário de títulos públicos. Uma baixa volatilidade dos preços justifica essa periodicidade, porém, um choque nos preços dos títulos públicos, aliado a uma defasagem na atualização das taxas, pode criar uma oportunidade de arbitragem, o que justifica a interrupção do sistema do tesouro direto quando a volatilidade das taxas é altas.

### 3 Dados da Pesquisa

A base de dados utilizada na pesquisa é composta pelos retornos anuais (yields) dos títulos de renda fixa, as vendas e recompras diárias dos títulos em valores monetários. Todos os dados estão na frequência diária e indexados por cada tipo de título de renda fixa. Grande parcela dos dados foi obtida no próprio site do Tesouro Direto, porém os dados para vendas e recompras diárias foram cedidos pela equipe da Gerência de Informações e Estatísticas da Dívida Pública (GEEST) do Tesouro Nacional.

Conforme já foi dito anteriormente, existe uma variedade de títulos sendo negociados no Tesouro Direto. Dentro destes, foram selecionados 12 diferentes ativos com variação no tipo de remuneração e também nas suas maturidades. O período selecionado para os dados foi entre as datas de 01/01/2008 até 14/09/2012, porém o intervalo utilizado para cada instrumento muda de acordo com as datas de expiração dos contratos. A seguir, na Tabela 1, mostra-se a estatística descritiva dos ativos selecionados.

A primeira coluna da Tabela 1 mostra o símbolo do título de dívida<sup>13</sup>. As primeiras letras denotam o tipo de remuneração e também se é título indexado ou não. Por exemplo, os quatro primeiros itens são LTNs (Letras do Tesouro

---

<sup>12</sup>A única exceção é a mudança recente na remuneração da poupança em relação a o nível da taxa básica da economia (SELIC), porém, esta é pouco frequente e não pode ser entendida como uma marcação a mercado.

<sup>13</sup>Observe que o nome dos títulos foram modificados recentemente. Foi mantido a nomenclatura antiga de forma a respeitar a estrutura dos dados utilizados.

**Tabela 1:** Descrição dos Dados

Código do Título	Data de Maturidade	Tipo	Indexador	Média de Negócios por dia (R\$)	Valor Médio de Compra (R\$)	Média do Spread*
LTN 010112	01/01/2012	Prefixado	-	959.179,77	835,73	4,6
LTN 010113	01/01/2013	Prefixado	-	1.728.912,10	802,96	4,8
LTN 010114	01/01/2014	Prefixado	-	981.391,32	781,29	5,5
LTN 010115	01/01/2015	Prefixado	-	1.243.316,30	717,36	6,0
NTN-B 150513	15/05/2013	Pós-Fixado	IPCA	109.561,51	1.633,30	3,9
NTN-B 150515	15/05/2015	Pós-Fixado	IPCA	766.786,81	1.884,13	5,0
NTN-B 150517	15/05/2017	Pós-Fixado	IPCA	355.155,80	1.896,10	5,9
NTN-B 150824	15/08/2024	Pós-Fixado	IPCA	142.459,66	1.889,28	8,0
NTN-B 150535	15/05/2035	Pós-Fixado	IPCA	157.624,95	1.942,85	10,0
NTN-BP 150515	15/05/2015	Pós-Fixado	IPCA	1.491.897,14	1.417,81	5,0
NTN-BP 150824	15/08/2024	Pós-Fixado	IPCA	675.535,57	837,86	8,0
NTN-BP 150535	15/05/2035	Pós-Fixado	IPCA	915.928,96	562,11	10,0

\* Medidos em pontos base (basis points) sobre a diferença entre a taxa de juros (yields) de venda e compra.

Nacional), títulos prefixados e sem pagamento de cupons com um valor de face pago na maturidade fixo em R\$ 1.000. Os NTN-B são Notas do Tesouro Nacional (série B) e são títulos indexados à inflação (variações do IPCA<sup>14</sup>) e com pagamento de cupons (juros semestrais). Já os NTN-B Principal (ou NTN-BP) são Notas do Tesouro (série B - Principal), que são equivalentes ao NTN-B, com exceção de que não pagam cupons, apenas o principal. Os seis últimos números encontrados na primeira coluna representam a data de maturidade dos títulos, a qual também está exposta na segunda coluna da Tabela 1. Note que a ordem na tabela é definida pelo tipo de título e depois pela maturidade. Tal padrão será mantido nas futuras tabelas apresentadas no artigo.

Quando analisamos o montante médio de vendas diárias por cada título, quinta coluna da Tabela 1, vemos que os mais populares são as LTN, em comparação com as NTN-B e NTN-BP. Uma possível explicação é a homogeneidade dos compradores no Tesouro Direto, os quais na média possuem pouca sofisticação financeira. As LTNs são títulos prefixados, onde o comprador sabe exatamente o valor da remuneração quando na maturidade do título. Tal certeza é um atrativo para o investidor comum e explica essa maior popularidade em relação aos demais instrumentos. Outra possível explicação para o maior volume de vendas de LTN é o efeito de clientela em relação às maturidades oferecidas. Os contratos LTN possuem menor maturidade que os demais e, por isso, podem estar atraindo um maior número de investidores.

Quando analisamos o valor médio das transações, vemos um padrão claro, os instrumentos NTN-B apresentam um maior valor médio de transação em relação aos demais tipos de instrumentos. Tal padrão pode ser explicado pela natureza do título, o qual é pós-fixado com pagamento de juros semestrais. Esse tipo de remuneração atrai principalmente pessoas físicas com o objetivo de construção de renda passiva, os quais geralmente possuem um maior poder aquisitivo e, portanto, um maior poder de aporte financeiro, resultando em um maior volume médio de capital nas suas compras.

Outro ponto interessante na Tabela 1 é a formação dos spreads. Estes são calculados como a diferença entre o retorno<sup>15</sup> de compra e de venda. Tais retornos (ou yields) são a base para o cálculo dos preços. Na última coluna da Tabela 1 mostramos o valor médio dos spreads para cada título. Observe que o padrão do spread médio em função da maturidade dos títulos é bastante claro, quanto maior a maturidade, maior o spread médio. Observe também que, para diferentes tipos de títulos e mesma maturidade, os spreads médios são bastante semelhantes. Esse é o caso do NTN-B 150515 e NTN-B-P 150515 com spreads médios iguais a cinco e NTN-B 150524 e NTN-BP 150524 com spreads médios equivalentes a oito. Em futura seção do artigo, é realizada uma análise mais detalhada sobre o processo de formação de spread. Porém, baseando-se apenas nas informações da Tabela 1, já é possível antecipar um dos resultados: a maturidade dos instrumentos financeiros é o principal componente que define o spread.

---

<sup>14</sup>IPCA significa o Índice de Preços Amplo ao Consumidor, divulgado pelo IBGE e representa o valor médio de uma cesta básica de alimentos.

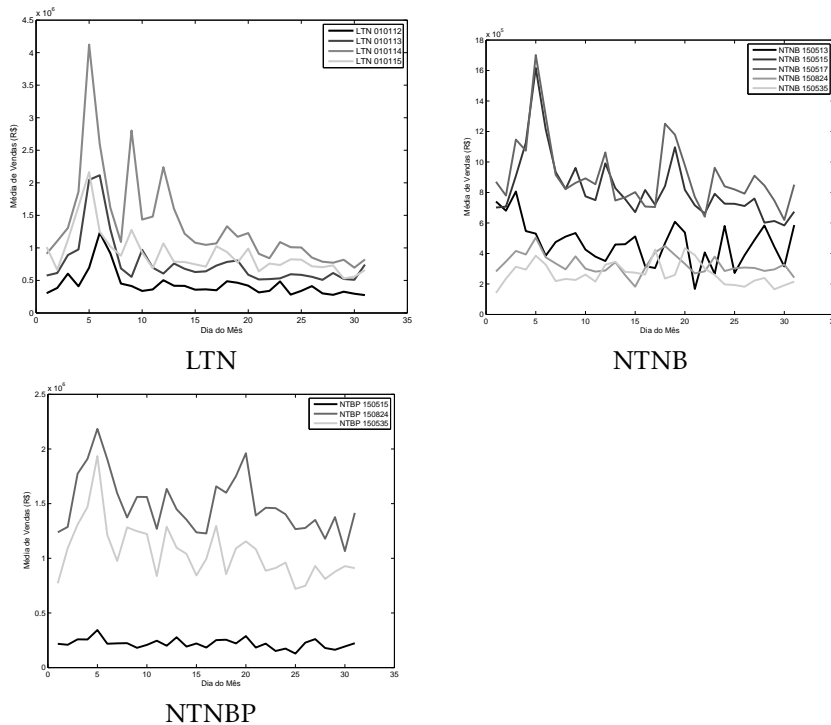
<sup>15</sup>O retorno é definido como a remuneração anual implícita dos títulos, formalmente definido como YTM (yield to maturity) ou TIR (taxa interna de retorno).

## 4 Metodologia e Resultados

Os resultados da pesquisa serão divididos em duas partes, primeiro, apresenta-se a análise sobre a sazonalidade da demanda, seguida pelo estudo do processo de formação dos spreads. Visando uma melhor organização do trabalho, optou-se por apresentar a metodologia juntamente com os resultados, segmentando pelos tópicos estudados.

### 4.1 Sazonalidade da Demanda

A demanda dos títulos públicos é definida como valor de vendas que o Tesouro Nacional realizou por dia, para cada título. A sazonalidade que será estudada nessa demanda pode ser entendida como um ciclo temporal que se repete ao longo dos períodos (meses, anos, etc.), nos quais determinados pontos do ciclo apresentam picos de demanda. Conforme será mostrado a seguir, tal padrão é motivado pelos ciclos de fluxos de caixa dos investidores. A seguir, na Figura 1 apresenta-se o valor médio de vendas dos diferentes títulos, quando agregados pelo dia do mês.



**Figura 1:** Sazonalidade (dia do mês) para LTNs, NTN-Bs e NTN-BPs

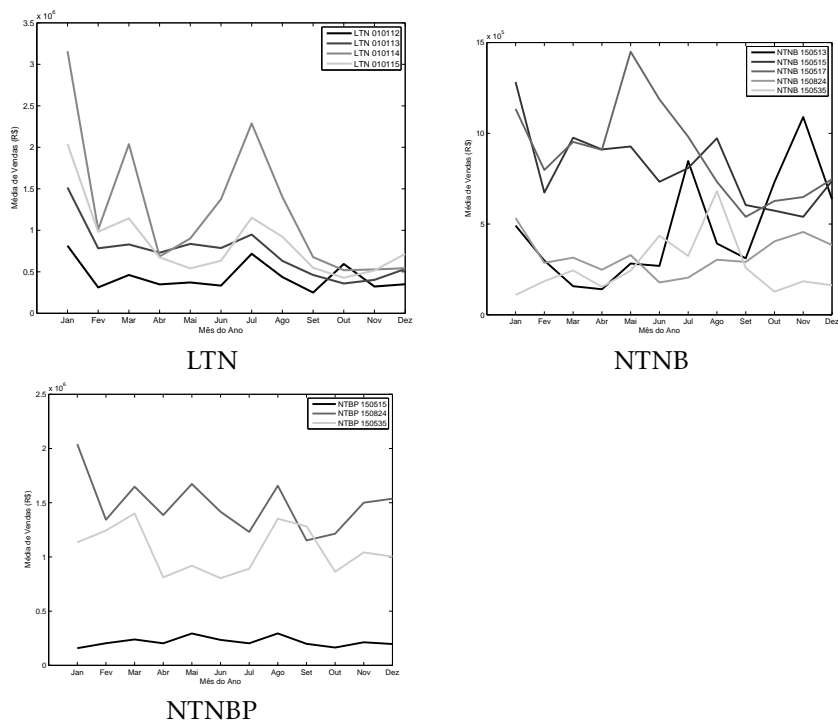
Primeiro, analisando o gráfico de sazonalidade para as LTNs (Figura 1), vemos que existe um padrão bastante claro: os maiores montantes de compra desses títulos ocorrem nos primeiros dias do mês, principalmente no dia cinco. Após essa data, os montantes médios de compra caem de forma abrupta. Esse padrão pode ser explicado pela maneira com que os usuários do Tesouro Direto administram seus orçamentos domésticos. Os dados da Figura 1 indi-



cam a possibilidade de que os investidores comprometem seu orçamento com investimentos mensais em LTNs no momento da entrada do fluxo de caixa mensal (salário), o qual acontece no início do mês. Se esse for o caso, há indícios de que os investidores em LTNs têm certa certeza sobre os gastos futuros em seu orçamento mensal pois, caso contrário, o período para realizar investimentos no Tesouro Direto seria no final do mês, após a execução de suas necessidades. Outra hipótese é que os investimentos realizados no começo do mês são oriundos do mês antecessor. Comumente, a data de pagamento do cartão de crédito é o quinto dia do mês, o que explicaria o pico nessa data. Ou seja, uma hipótese igualmente válida é que os investidores esperam a fatura do cartão ser paga para logo após realizar seus investimentos nos títulos do governo. Destaco que sem maiores informações é impossível dizer qual das duas hipóteses corrobora com a realidade.

Quando analisamos o padrão para as NTN-B e as NTN-BP (Figura 1), é possível ver que o maior volume de venda diária nos primeiros dias do mês também está presente, porém não se destaca tanto quanto para as LTNs. Vê-se também um aumento do valor total de vendas perto do dia 20 do mês para esses tipos de instrumentos, principalmente para as menores maturidades. Porém, não é clara a justificativa deste formato em particular.

A sazonalidade das vendas também tem um padrão ao longo do ano. A seguir, Figura 2, apresenta-se a média de vendas de acordo com o mês do ano para os diferentes títulos.



**Figura 2:** Sazonalidade (Mês do Ano) para LTNs, NTN-Bs e NTN-BPs

Analisando a Figura 2, verifica-se que os meses com maiores vendas são janeiro e julho. Tal evidência não é surpresa pois estes são, usualmente, os

meses em que trabalhadores recebem valores adicionais a seu salário, especificadamente o adicional de férias, 13º (parcelado ou não) e participação dos lucros. Quando verificado o mesmo padrão para os outros dois tipos de instrumentos (NTN-Bs e NTN-BPs), não se encontra a mesma evidência, o que poderia ser explicado pela menor popularidade desses títulos de dívida.

Esse resultado das sazonalidades mostra como a particular estrutura de remuneração dos investidores do Tesouro Direto interfere nas dinâmicas desse mercado. Isto é, um padrão coletivo da forma como as pessoas são pagas, seja a estrutura temporal dentro do mês ou dos meses do ano, interfere no fluxo de ordens (*order flow*) no mercado de tesouro direto. Os resultados anteriores se mostram interessantes do ponto de vista de formação do mercado por parte do governo. Claramente, um maior estoque dos títulos deve ser formado perto dos picos da sazonalidade, mais particularmente os primeiros dias dos meses de janeiro e julho. Esse padrão também define os momentos em que o governo tem uma maior saída de caixa, visto que a maturidade dos títulos é definida em intervalos de anos. Portanto, todos investidores que compraram títulos nos períodos de alta sazonalidade, irão receber o maior montante (valor de face) alguns anos a frente.

Destaco que apesar do fluxo de ordens no Tesouro Direto ter um componente previsível, o mesmo não pode ser dito dos yields. Um resultado paralelo da pesquisa é que o yields dos títulos são independentes do volume do fluxo de ordens, isto é, um aumento das vendas de LTN não aumenta (diminui) o preço (yield) dos títulos no Tesouro Direto. Pode-se justificar tal resultado pela informação de que os preços do Tesouro Direto são obtidos no mercado secundário de títulos públicos<sup>16</sup>. Esse resultado mostra que uma estratégia de investimento no Tesouro Direto baseada na sazonalidade da demanda não obteria ganhos acima da média.

O próximo passo dentro da pesquisa do trabalho é buscar prever a demanda pelos títulos públicos com base em um modelo econométrico de previsão. O objetivo dessa parte é ilustrar como a sazonalidade dos títulos poderia ser modelada do ponto de vista estatístico. Tal modelo em questão irá levar em conta a sazonalidade na demanda pelos títulos em uma estrutura matemática bastante simples, através do uso de variáveis dummy. Destaco que o objetivo nessa parte do trabalho não é explorar qual seria o melhor modelo de sazonalidade que explica os dados, mas sim mostrar a viabilidade na exploração desse padrão temporal. Justifica-se então o uso de um modelo simples. Formalmente o modelo será dado por:

$$y_t = \phi y_{t-1} + \beta_1 DDM_t + \sum_{i=1}^{12} \beta_{2,i} DMA_{t,i} + \epsilon_t \quad (1)$$

Para o modelo em 1, o primeiro termo da equação captura o processo autorregressivo da variável dependente  $y_t$ , a qual é definida como o valor de vendas de um título qualquer para o dia  $t$ . Utiliza-se tal parâmetro para capturar o efeito de aglomeração na série temporal, onde um alto (baixo) volume de vendas é comumente seguido por outro alto (baixo) valor de vendas. A variável  $DDM_t$  é uma dummy para o dia do mês. Nas datas em que for o quinto dia do mês, o termo  $DDM_t$  é igual a um e zero em qualquer outro dia. O aumento

<sup>16</sup><https://www.tesouro.fazenda.gov.br/pt/mercado-interno/mercado-secundario>

observado para o dia cinco será então capturado pelo coeficiente  $\beta_1$ . A sazonalidade do mês do ano será capturada pelo penúltimo termo da equação 1,  $\beta_{2,i}$ . A variável  $DMA_{t,i}$  é uma matriz de dummies que tomam valor 1 na coluna  $i$  quando o mês for igual a  $i$ , com  $i = 1 \dots 12$ .

A seguir, apresentamos o resultado de um exercício de previsão da demanda. Para cada título, dividimos a amostra em duas partes. A primeira é o período de estimação, no qual os parâmetros do modelo econométrico destacado em 1 são estimados e a segunda é o período de análise da capacidade de previsão do modelo. Como cada título tem um número de observações diferente, foi utilizado o critério de que 80% da amostra deve estar na fase de estimação e os restantes 20% no período de análise da capacidade de previsão. A seguir, na Tabela 2, apresentam-se os resultados desse exercício de previsão.

Observando a segunda e a terceira colunas da Tabela 2, podemos enxergar que cada exercício de previsão foi conduzido com base em um número de observações diferentes. Essa diferença é uma função das datas de lançamentos de cada instrumento e suas respectivas datas de vencimento. Na quarta coluna da tabela, temos o valor de ajustamento dos modelos estimados, o  $R^2$  ajustado. Este mede a capacidade de previsão do modelo em relação à média com base na amostra em que foi estimado. Nesse quesito, pode-se verificar que o desempenho dos modelos é positivo, porém, com variações na performance. Na média, podemos observar que os casos com melhores ajustamentos dentro da amostra foram os aplicados aos títulos prefixados (LTNs). Tal resultado é explicado pelo fato de que estes foram os que apresentaram o efeito da sazonalidade mais forte.

O desempenho do modelo de previsão fora da amostra foi analisado sobre a ótica do cálculo do MSE<sup>17</sup> (mean squared error, ou erro quadrático médio de previsão). Na quinta coluna da Tabela 2, mostra-se a relação entre o MSE obtido pelas previsões fora da amostra do modelo e o MSE obtido pelo predictor ingênuo, a média<sup>18</sup>. Pode-se observar que, para a grande maioria das vezes, a utilização do modelo de previsão apresentou menores valores de MSE do que a alternativa ingênua, fazendo com que as frações de MSE ficassem menores que 1 na penúltima coluna da Tabela 2.

Na última coluna, reporta-se a estatística de Diebold & Mariano (2002), a qual testa a hipótese nula de que os MSE das diferentes alternativas são iguais. Conforme pode ser visto, em 9 dos 12 casos rejeita-se a hipótese nula de que os erros quadráticos são iguais. Traduzindo, o modelo de previsão dado pela Equação 1 apresenta, estatisticamente, menor erro de previsão quadrático do que a alternativa ingênua, uso da média.

De um modo geral, podemos afirmar que o modelo de previsão para a demanda ajustou-se bem aos dados, conseguindo inclusive ter uma respeitável performance na previsão das observações fora da amostra. Esse resultado tem implicações práticas do ponto de vista da administração do Tesouro Direto. Como a demanda (ou consumo) dos títulos tem uma parcela previsível dada pela sazonalidade, então o dimensionamento do estoque de cada instrumento por parte do Tesouro Direto pode ser otimizado, minimizando o custo operacional por parte do governo. Além disso, destaca-se que a previsão dos fluxos

<sup>17</sup>O MSE é dado pela média dos resíduos quadráticos da previsão, isto é,  $MSE = T^{-1} \sum_{t=1}^T (y_t - \hat{y}_t)^2$ , em que  $\hat{y}_t$  é a previsão fora da amostra do modelo.

<sup>18</sup>A média utilizada foi calculada com base no período dentro da amostra, o que seria a previsão ingênua para o período posterior.

**Tabela 2:** Resultados para Modelo de Previsão de Demanda

Tipo de Instrumento	# Observações (dentro da amostra)	# Observações (fora da amostra)	R2 Ajustado	MSE (Modelo) /MSE (Média)	Estatística DM
LTN 010112	467	117	0,49	0,75	1,047
LTN 010113	416	105	0,44	0,54	1,351
LTN 010114	284	71	0,50	0,45	4,198***
LTN 010115	340	85	0,53	0,29	9,873***
NTN-B 150513	199	50	0,21	1,07	-0,911
NTN-B 150515	849	213	0,59	0,52	2,208**
NTN-B 150517	488	122	0,38	0,58	4,664***
NTN-B 150824	828	207	0,08	0,72	5,853***
NTN-B 150535	880	221	0,11	0,67	4,090***
NTN-BP 150515	931	233	0,59	0,46	2,172**
NTN-BP 150824	931	233	0,30	0,41	7,991***
NTN-BP 150535	503	126	0,52	0,35	7,367***

\*, \*\* e \*\*\* representam significância estatística a 10%, 5% e 1%.

~ O modelo de previsão estimado é dado pela seguinte equação:  $y_t = \phi y_{t-1} + \beta_1 DDM_t + \sum_{i=1}^{12} \beta_{2,i} DMA_{t,i} + \epsilon_t$

~ A estatística DM refere-se ao método de Diebold & Mariano (2002), o qual testa a hipótese nula de que a média dos resíduos quadráticos de modelos de previsão alternativos (nesse caso o modelo e o uso da média) são iguais entre si.

de caixa futuros por parte do governo também pode ser otimizada. Ao prever as compras dos títulos, implicitamente também está se prevendo as futuras movimentações de caixa referentes a pagamento de cupons (quando aplicável) e valores de face<sup>19</sup> pagos na maturidade dos títulos. Isso significa que a administração do capital de giro por parte do Tesouro direto também pode ser beneficiada com base nas previsões de demanda dos modelos econométricos estimados anteriormente.

O uso de tal ferramenta de previsão de demanda proposta no artigo beneficia (ou melhora) a estrutura do mercado de títulos públicos para a pessoa física, pois, ao oferecer previsões acertadas de estoques futuros dos instrumentos, o governo minimiza o risco de não haver estoque de determinado instrumento para a venda, beneficiando diretamente os compradores.

#### 4.2 Formação de Spreads no Tesouro Direto

O segundo ponto de análise do trabalho é o processo de formação de spreads para o Tesouro Direto. Neste trabalho em particular, o spread é definido como a diferença entre os juros (yield) da compra e o juros da venda.

O investidor irá pagar indiretamente esse spread no momento em que for fechar (vender) sua posição antes da data de vencimento. Destaco que em nenhum local do site do Tesouro Direto<sup>20</sup> é oficializado a maneira como os spreads são calculados. De fato, na explicação dos custos de transação no Tesouro Direto sequer é mencionado o custo do spread quando na venda do título antes da data de vencimento. Esta é uma falha na abordagem mercadológica pelo governo. É evidente que quanto mais transparente for o processo de compra e venda dos títulos para o investidor, maior será a confiança depositada no sistema. Conforme será destacado a seguir, tal aumento na transparência pode ser atingido com as sugestões colocadas no trabalho.

O primeiro passo dessa parte da pesquisa foi analisar a formação dos spreads com base em modelagem econométrica do tipo utilizada em Huang & Stoll (1997). Porém, uma análise primária dos dados mostrou que os spreads variam muito pouco entre um período e outro. Para alguns títulos de maior maturidade inclusive não foi possível observar nenhuma mudança de spread dentro da base de dados estudada. Tal propriedade impossibilita uma análise estatística dos dados uma vez que não se observam variações suficientes para a estimação de modelos econométricos.

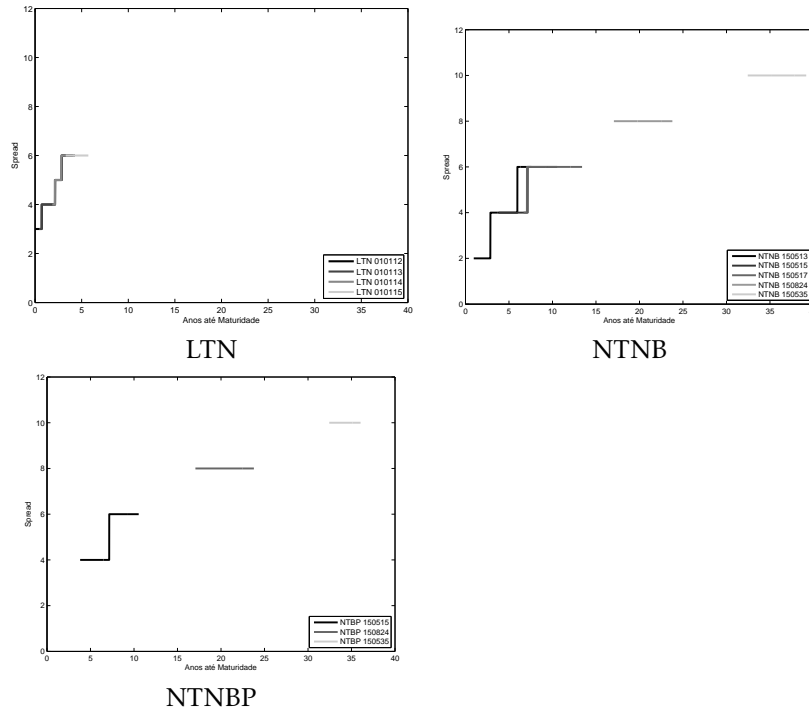
Porém, ao observar os dados com maior cuidado, comparando os valores dos spreads em função da maturidade (tempo até vencimento) de cada título, um padrão ficou bastante claro. A seguir, na Figura 3, mostramos o gráfico com os spreads em função do número de anos da maturidade de cada tipo de título (dias até vencimento).

Os gráficos apresentados aqui foram criados verificando, para cada dia, o valor do spread (yield de compra menos yield de venda) e o número de anos até maturidade de cada título. As escalas dos eixos horizontais e verticais foram mantidas constantes para facilitar a comparação entre as figuras. Os gráficos foram separados pelo tipo de título, de forma que o primeiro é relativo à LTNs, o segundo à NTN-Bs e o terceiro à NTN-BPs. A primeira informação

---

<sup>19</sup>Para os títulos prefixados tal exercício de prever fluxos de pagamentos é simples, porém para os pós-fixados, pode-se utilizar uma média histórica da variação dos índices (IPCA, IGP, SELIC) como base para calcular os pagamentos futuros.

<sup>20</sup>Acesso em 28/05/2015.



**Figura 3:** Formação de Spreads para LTNs, NTN-Bs e NTN-BPs

clara em todas as figuras é o formato de escada pelo qual o Tesouro direto define os spreads, em que quanto mais perto da data de vencimento, menor o spread. Note também que o formato da escada é bastante similar entre os instrumentos indexados à inflação. Para os NTN-Bs e NTN-BPs (Figura 3), o padrão dos spreads em relação ao tempo até o vencimento é praticamente o mesmo.

O formato da escada de cada tipo de título não é ocasional e sim relacionado ao risco de inventário. O risco de um título de renda fixa é maior (menor) quanto maior (menor) for sua maturidade. Conforme já foi destacado, o governo age como um formador de mercado na compra e venda dos títulos. Portanto, para recompra do título, o governo implicitamente cobra um maior spread para aqueles títulos que possuem maior risco (ou tempo até maturidade). Esse argumento explica também o diferente formato entre as LTNs e as NTN-Bs e NTN-BPs (Figura 3).

Observe que as LTNs, por serem prefixadas, possuem maior sensibilidade a fatores macroeconômicos que as NTN-Bs, possuindo também um formato de escada mais íngreme, indicando uma maior sensibilidade do spread em relação à maturidade do título. Outro ponto importante é que a definição do spread é independente à demanda pelos títulos. Um dos resultados clássicos na área de microestrutura de mercado é que o formador de mercado modifica o spread assim que ele enxerga um desequilíbrio entre compras e vendas, prevenindo a presença de investidores informados (Hasbrouck 2007). Claramente este não é o caso para o Tesouro Direto, pois a definição do spread é uma função do tipo e maturidade dos títulos, apenas. Isto é, uma proporção assimétrica de compradores ou vendedores não é critério para a definição do spread.

Esse resultado é justificado pela percebida homogeneidade e baixa sofisticação financeira dos investidores. Portanto, pode-se afirmar que a composição do spread no Tesouro Direto não possui o componente de assimetria informacional, isto é, os dados da pesquisa corroboram com a previsão indicada na introdução do artigo.

Agora, chamo a atenção para a decisão do Tesouro Direto em utilizar esse tipo de padrão de escada para definir o spread de seus títulos negociados. Apesar de ser uma maneira bastante fácil de implementar, o método não é ótimo no sentido de definir os spreads entre preços de compra e venda pois ele pode penalizar investidores. Por exemplo, considere um investidor que, para uma data qualquer da maturidade do título, vende seus títulos de volta para o governo uma semana antes da mudança do spread. Esse investidor, por desconhecer o padrão apresentado anteriormente, será penalizado no pagamento de um spread maior do que o justo. Tal efeito é uma consequência da maneira arbitrária e com baixa periodicidade que o Tesouro Direto ajusta os valores de spreads. O exemplo alternativo seria quando o investidor vende o título um dia depois de o governo mudar o nível dos spreads dentro do formato de escada. Nesse caso, o Tesouro deixou de ganhar um valor justo pela recompra dos títulos.

Observe que na média, ou na repetição desses exemplos entre compras e recompras, o efeito total seria praticamente nulo, assumindo que os investidores desconheçam o formato da “escada” do tesouro. Porém, esse formato de escada nos spreads cria ruído em ambos os lados e fere a qualidade do funcionamento desse mercado. Além disso, se assumirmos que os investidores conhecem o padrão de escada, então o Tesouro Direto sairia perdendo pois os mesmos esperariam pela mudança de nível do spread antes de vender seus títulos de volta para o governo. De certo modo, a própria publicação desse trabalho de pesquisa força o Tesouro a mudar suas regras uma vez que divulga claramente (Veja Figura 3) as regras na definição dos spreads para cada um dos títulos.

Neste artigo, será proposta uma solução simples para acatar esse problema. A ideia é substituir o método atual de definição de spread por outro que evite a criação desse ruído. A proposta é a utilização de um modelo contínuo (e não discreto) para a definição dos spreads. A sugestão é baseada na literatura de modelagem da estrutura a termo da taxa de juros, Nelson & Siegel (1987) e Diebold & Li (2006). O modelo de ajustamento será dado pela equação a seguir:

$$S_t = \beta_0 + \beta_1 \left( 1 - \exp\left(\frac{-t}{\lambda}\right) \right) + \epsilon_t \quad (2)$$

Para Equação (2), o termo  $S_t$  é o spread do título na data  $t$ , enquanto os termos  $\beta_1$  e  $\lambda$  são parâmetros a serem estimados dos dados obtidos junto ao Tesouro Direto. O parâmetro  $\beta_0$  define o intercepto da equação e não é estimado dos dados. Optou-se por definir o valor arbitrário de  $\beta_0$  nos caso das LTNs e  $\beta_0$  para as NTN-Bs e NTN-BPs. A razão de tal escolha é devido ao fato de que o intercepto da equação (2) define o componente transacional do spread, isto é, o custo fixo de processamento da recompra. Observe que quando  $t = 0$ , isto é, o ativo atingiu a sua maturidade, o valor do spread é igual ao intercepto  $\beta_0$ , enquanto o risco de mercado do ativo é nulo. Portanto, o parâmetro  $\beta_0$  é o componente do spread o qual não está relacionado com o risco do ativo (inventário e assimetria de informação). Tal componente é destacado na Figura 3,

quando se é observado o spread para os títulos com a menor maturidade. Portanto, optou-se por simplificar o modelo de ajustamento arbitrando os valores do intercepto para  $\beta_0 = 3$  para as LTNs e  $\beta_0 = 2$  para as NTN-B e NTN-BP.

Para o modelo em (2), a estimação dos parâmetros é dada pela minimização do erro quadrático  $\epsilon_t^2$  com um procedimento de otimização numérica. Isto é, pareamos cada valor do spread observado ( $S_t$ ) com uma distância do vencimento medida em dias ( $t$ ) e encontramos os parâmetros  $\beta_1$  e  $\lambda$  que minimizam a soma dos erros quadráticos do modelo. O modelo é estimado para cada tipo de instrumento, onde os dados para os títulos da mesma classe (LTNs, NTN-Bs e NTN-BPs) são agrupados. A explicação é que tal procedimento produz a mesma curva de spread para os mesmos tipos de instrumentos de dívida pública, propriedade a qual pôde ser observada na Figura 3. Observe que a ideia na utilização desse modelo de ajustamento é replicar a mesma estrutura de definição dos spreads encontrada nos dados, porém, traduzindo essa estrutura em um formato de curva.

Quando aplicado aos dados obtidos na pesquisa, os parâmetros estimados tomam os valores mostrados na Tabela 3.

**Tabela 3:** Resultado da Estimação da Curva de Spread

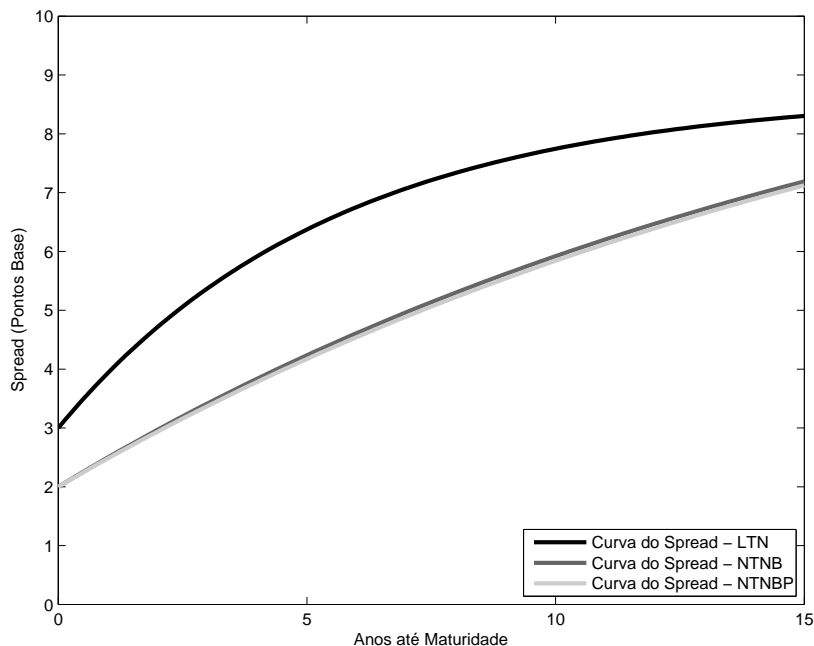
Tipo de Título	$\beta_0$	$\beta_1$	$\lambda$	$R^2$
LTNs	3,00	5,69	5,56	0,86
NTN-Bs	2,00	9,08	17,70	0,95
NTN-BPs	2,00	9,37	18,96	0,96

Observando a Tabela 3, vemos que os parâmetros dos modelos são todos positivos, conforme esperado. Verifica-se também que os coeficientes  $\beta_1$  e  $\lambda$  apresentaram maiores diferença para as LTNS em comparação com as NTN-Bs e NTN-BPs. Justifica-se tal resultado pelo fato de que a curva de spread para as LTNS é mais sensível à maturidade do título. Tal resultado é esperado, pois as LTN, para a mesma maturidade, possuem mais risco que as demais e, portanto, o prêmio (ou spread) para o formador de mercado na recompra dos títulos deve ser maior. A seguir apresenta-se uma ilustração da forma como as curvas de spread estimadas através dos modelos em 4 se apresentam:

Conforme pode ser visto na Figura 4, as curvas estimadas para as NTN-B e NTN-BP são praticamente idênticas, indicando que o Tesouro Direto tem o mesmo conjunto de regras na determinação de seus spreads. Observa-se também que, conforme esperado, as LTNs possuem uma maior inclinação (ou sensibilidade) em relação à maturidade dos títulos. Destaco que as curvas apresentadas na Figura 4 podem ser facilmente extrapoladas para maturidade superiores, quando no lançamento de novos títulos.

Com o objetivo de aumentar a transparência do funcionamento do mercado, a principal sugestão deste estudo é que o governo implemente o modelo da curva do spread e divulgue tal informação aos investidores, aumentando assim a simetria de informação entre os participantes. Observe que é possível afirmar que essa é a melhor alternativa para o Tesouro Direto. Na medida em que o processo de formação de spread (padrão "escada") por parte do governo se tornar público, aumentará também o número de investidores os quais tirarão vantagem deste padrão previsível pela escolha da data de revenda do





**Figura 4:** Formação de Spreads para LTNs, NTN-Bs e NTN-BPs

título. Desse modo, os investidores minimizarão os custos de suas transações e pagarão menos que o valor justo para o spread. Nesse caso, o governo perde dinheiro ao não cobrar um valor justo do spread. Portanto, caso o governo queira evitar esse efeito sistemático, ele deve utilizar uma fórmula contínua para a definição do spread.

## 5 Conclusões

O objetivo deste artigo foi investigar o fluxo de ordens e o processo de formação do spread na plataforma de negociação do Tesouro Direto. Primeiro, analisaram-se as propriedades temporais da demanda pelos títulos públicos e encontrou-se uma clara sazonalidade nas vendas, a qual pode ser explicada pelo padrão temporal dos fluxos de caixa da pessoa física. Tal sazonalidade implica uma previsibilidade para as demandas futuras dos títulos, a qual foi explorada no trabalho com um simples modelo estatístico de previsão. Conforme argumentado, a utilização desse modelo de previsão tem um potencial de melhorar o funcionamento do mercado ao auxiliar o governo na administração dos estoques dos títulos.

Na segunda parte da pesquisa, foi analisado o processo de formação dos spreads, diferença entre preços de compra e venda, por parte do Tesouro Direto. Observou-se que o governo tem um procedimento bastante simples para definir tais valores, calculando-os com base na maturidade (tempo até vencimento) de cada título dentro de um formato de "escada". Conforme argumentado anteriormente, o uso deste método não é ótimo, pois permite que tanto o investidor quanto o governo seja penalizado na recompra dos títulos, criando então um ruído no processo. A proposta destacada neste trabalho refere-se à

utilização de um modelo matemático para suavizar o padrão de escada e tornar o spread mais justo, tanto para o comprador (investidor) quanto para o vendedor (governo).

Este trabalho contribui para a literatura ao propor duas inovações para a estrutura pela qual o mercado do tesouro direto é definido. Tais inovações são relativamente fáceis de serem implementadas e certamente iriam contribuir para a maior qualidade e eficiência do mercado de títulos públicos para a pessoa física, o Tesouro Direto.

## Referências Bibliográficas

- Amaral, R. Q. & Oreiro, J. L. (2008), 'A relação entre o mercado de dívida pública e a política monetária no Brasil', *Revista de Economia Contemporânea* 12(3), 491–517.
- Anand, A., Tanggaard, C. & Weaver, D. G. (2009), 'Paying for market quality', *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 44(6), 1427.
- De Jong, F. & Rindi, B. (2009), *The microstructure of financial markets*, Cambridge University Press.
- Diebold, F. X. & Li, C. (2006), 'Forecasting the term structure of government bond yields', *Journal of econometrics* 130(2).
- Diebold, F. X. & Mariano, R. S. (2002), 'Comparing predictive accuracy', *Journal of Business & economic statistics* 20(1).
- Harris, L. (2002), *Trading and exchanges: Market microstructure for practitioners*, Oxford university press.
- Hasbrouck, J. (2007), *Empirical market microstructure: The institutions, economics and econometrics of securities trading*, Vol. 4, Oxford University Press New York.
- Huang, R. D. & Stoll, H. R. (1997), 'The components of the bid-ask spread: A general approach', *Review of Financial Studies* 10(4).
- Kyle, A. S. (1985), 'Continuous auctions and insider trading', *Econometrica: Journal of the Econometric Society* .
- Madhavan, A. (2000), 'Market microstructure: A survey', *Journal of Financial Markets* 3(3).
- Martellini, L., Priaulet, P. & Priaulet, S. (2005), *Fixed-income securities: valuation, risk management and portfolio strategies*, Wiley. com.
- Nelson, C. R. & Siegel, A. F. (1987), 'Parsimonious modeling of yield curves', *Journal of business* .
- Perlin, M. (2013), 'Os efeitos da introdução de agentes de liquidez no mercado acionário brasileiro', *Revista Brasileira de Finanças* 11(2), 281–304.
- Silva, A. C. (2003), 'Estratégias dos licitantes nos leilões do tesouro nacional', *Revista Brasileira de Finanças* 1(1), pp. 113–161.

Venkataraman, K. & Waisburd, A. C. (2007), 'The value of the designated market maker', *Journal of Financial and Quantitative Analysis* **42**(3), 735.

Vicente, J. V. M. & Guillen, O. T. d. C. (2013), 'Do inflation-linked bonds contain information about future inflation?', *Revista Brasileira de Economia* **67**(2), 251–260.

## AUMENTO DA EFICIÊNCIA ENERGÉTICA NO BRASIL: UMA OPÇÃO PARA UMA ECONOMIA DE BAIXO CARBONO?

ALINE SOUZA MAGALHÃES \*  
EDSON PAULO DOMINGUES †

### Resumo

Um dos efeitos mais discutidos da atividade econômica sobre o meio ambiente são as mudanças climáticas originadas pela acumulação de gases de efeito estufa. Nesse contexto, o Brasil confirmou metas voluntárias de redução de emissões e propôs Planos Setoriais de Mitigação. Um desses planos refere-se ao aumento da eficiência energética. Neste artigo estimamos o impacto dessa melhoria no uso de energia sobre a economia brasileira, considerando seus setores produtivos e famílias, assim como o potencial de redução de emissões. Os resultados obtidos mostram a relevância das políticas de eficiência energética, tanto para o crescimento da economia como para a redução de emissões.

**Palavras-chave:** Economia de Baixo Carbono, Eficiência Energética, Impactos Distributivos, Equilíbrio Geral Computável.

### Abstract

One of the most discussed effects of economic activity on the environment are climate changes caused by the accumulation of greenhouse gases. Brazil has confirmed voluntary emissions reduction targets and propose Sectoral GHG Mitigation Plans. One of these plans refers to increasing energy efficiency. In this paper, we estimate the impact of this improvement in energy use on the Brazilian economy, considering its productive sectors and families, as well as the emission reduction potential. The results show the importance of energy efficiency policies, both for economic growth and for reducing emissions.

**Keywords:** Low Carbon Economy, Energy Efficiency, Distributive Impacts, Computable General Equilibrium.

**JEL classification:** Q42, Q52, Q54, C68

**DOI:** <http://dx.doi.org/10.11606/1413-8050/ea146090>

---

\* Universidade Federal de Minas Gerais. Email: [alinesm@cedeplar.ufmg.br](mailto:alinesm@cedeplar.ufmg.br)

† Universidade Federal de Minas Gerais. Email: [epdomin@cedeplar.ufmg.br](mailto:epdomin@cedeplar.ufmg.br)

## 1 Introdução

Em maio de 2011, a cidade de São Paulo adotou uma lei que previa o banimento das sacolas plásticas nos supermercados da cidade, a partir de janeiro de 2012. Depois de uma longa discussão e impasses jurídicos, a medida foi implementada e gerou reclamações de consumidores, supermercados e da indústria plástica. Em maio de 2012, o ministério público cancelou o acordo que previa o banimento das sacolas, e estas voltaram a ser distribuídas gratuitamente. Processo semelhante ocorreu em Belo Horizonte, com a proibição da venda das sacolas plásticas e também da sua distribuição gratuita, obrigando o uso de material reutilizável pelos consumidores, não antes de uma longa polêmica jurídica. Esses exemplos ilustram a dificuldade na substituição de um produto com notáveis externalidades ambientais negativas (sacolas plásticas) e o problema da incidência dos custos dessa mudança (setor plástico, supermercados, consumidores). Este artigo analisa um problema ambiental semelhante, mas de uma ampla externalidade negativa global, cuja solução pode implicar custos para a economia brasileira: as emissões de gases de efeito estufa (GEE) e o problema decorrente da mudança climática.

Um dos efeitos mais discutidos da atividade econômica sobre o meio-ambiente são as mudanças climáticas, originadas pela acumulação de gases de efeito estufa (GEE). Desde o início do século XXI, fortaleceram-se as evidências empíricas de que a atividade humana alterou de maneira significativa a concentração de gases de efeito estufa na atmosfera. Essa acumulação de GEE tem sido vista como a causa mais provável da elevação da temperatura e de outras mudanças climáticas observadas no século XX. As projeções climáticas indicam que a magnitude do impacto seria suficiente para mudar o clima na Terra e afetar intensamente diversas regiões, países e continentes.

A questão que se coloca atualmente não é mais se é certa ou incerta a mudança climática, mas sim como se precaver, quem seriam os responsáveis pela mitigação e quanto deveria ser mitigado. A partir dessas constatações, um conjunto de políticas internacionais (como o Protocolo de Quioto) e nacionais tem sido estabelecidas.

No estágio atual, existem muitas incertezas sobre metas, políticas e responsabilidades quanto à mitigação, e alguns estudos apontam as principais dificuldades e possibilidades que estariam envolvidas nas negociações internacionais após o Protocolo de Quioto, que expirou em 2012<sup>1</sup>. Questões comumente debatidas, e de fundamental interesse para países como o Brasil, são a efetividade e abrangência de um novo acordo. Este será certamente um dos principais focos de futuras negociações. Os países em desenvolvimento, especialmente China, Índia e Brasil têm sido chamados a se posicionarem em relação à mitigação dos gases de efeito estufa, pelo rápido crescimento esperado do PIB, consumo de energia fóssil e emissões. A importância da China nas emissões atuais e a ausência de compromissos por parte do país, por exemplo, tem sido apontada como parte do argumento de ineficiência de políticas domésticas ou mesmo do Protocolo de Quioto. Estimativas apontam que a ausência de compromissos formalizados, principalmente dos países em desenvolvimento, quadruplica o custo global da redução de emissões necessário para estabilizar as concentrações atmosféricas de gases de efeito estufa em re-

---

<sup>1</sup>Ver Olmstead & Stavins (2010), Metcalf & Weisbach (2010), Nordhaus (2008), Rong (2010), Zhang (2009), Klepper (2011), Frankel (2008)

lação a um cenário de minimização de custos que inclui redução de emissões por todos os países (Nordhaus 2008, Aldy 2012). Assim, as oportunidades de reduções de emissões a baixo custo são maiores quando considerados os países em desenvolvimento (Watson 2001). Espera-se que as emissões de CO<sub>2</sub> desses países representem mais de metade das emissões globais até 2030, embora em termos per capita, os países desenvolvidos ainda estejam à frente. (Bosetti & Buchner 2009). Portanto, consideradas as devidas diferenças com relação à China e Índia, o Brasil poderá ter metas obrigatórias de redução de emissões em um futuro acordo pós-Protocolo de Quioto, o que, pelo menos em tese, estimula o país a contribuir mais ativamente para o combate do fenômeno da mudança climática.

Um primeiro passo já foi dado nesse sentido nas conferências em Copenhague (2009) e em Cancun (2010), nos quais o Brasil confirmou as suas metas nacionais voluntárias de redução de emissões de gases de efeito estufa, com reduções entre 36,1% e 38,9% das emissões projetadas até 2020. Essas metas foram definidas na Política Nacional sobre Mudança do Clima (PNMC), aprovada pelo Congresso Nacional (Lei no 12.187) em 2009. No caso brasileiro, as autoridades têm apontado para o controle do desflorestamento, especialmente na Amazônia, como a principal proposta do país para reduções de emissões de GEE. Deve-se ressaltar, no entanto, que conforme apontam as estimativas mais recentes de queda na taxa de desmatamento e, por conseguinte das emissões associadas à mudança no uso da terra (Instituto Nacional de Pesquisas Espaciais 2015), é provável que nos próximos anos, a participação dessa fonte de emissões se reduza consideravelmente, deixando de ser considerada a principal fonte de emissões de GEE no Brasil.

Por outro lado, não se pode esquecer do papel relevante que assume as emissões derivadas do uso de combustíveis e de processos produtivos. Essa importância é intensificada, sobretudo, em razão das tendências de aumento das emissões do setor energético, notadamente termoeletrico, de transporte (principalmente em relação ao uso do diesel), refino de petróleo e do setor industrial. Para 2030, por exemplo, as emissões projetadas do setor energético, excluindo combustíveis para transporte, são de um aumento de 97% ou mais do que 25% das emissões nacionais (Gouvello 2010, Viola 2009).

Há um grande debate em curso sobre a forma como as políticas de mitigação serão implementadas: por mecanismos econômicos, como impostos, subsídios e mercado de carbono, ou regulamentações (regulamentações governamentais, padrões de desempenho e programas voluntários, por exemplo). Um cenário alternativo pós-Quioto, com a não ratificação de um acordo global, seria a criação e fortalecimento de políticas nacionais de redução de GEE, que poderiam tomar a forma de políticas de tributação, mercados regionais de créditos de carbono ou políticas de fortalecimento e incentivo a eficiência energética. Essa última política, em particular, é um tema ainda pouco discutido na economia brasileira. Programas de sucesso em termos de eficiência energética e que têm auxiliado o cumprimento de metas de redução de emissões podem ser encontrados na Suécia e Inglaterra. No Brasil, a PNMC contempla o objetivo de aumentar a eficiência energética, contribuindo para uma redução de 12 a 15 milhões tCO<sub>2</sub>-e em 2020.

Este estudo contribui para a literatura nesse tema, ao examinar as implicações de políticas de eficiência energética no Brasil, inclusive mensurando o impacto distributivo entre diferentes classes de famílias. Tal alternativa pode configurar-se de menor custo para o país contribuir para a mitigação do aque-

cimento global.

Em termos metodológicos, utiliza-se um modelo aplicado de equilíbrio geral dinâmico-recursivo, construído para a realidade e especificidade brasileira, com detalhamento energético e ambiental, especialmente capacitado para a análise de políticas de redução de GEE sobre a economia. O modelo é inovador em alguns aspectos, desde sua alta desagregação de produtos energéticos e setores, passando pela incorporação de mecanismos de dinâmica recursiva, à sua especificação energética e ambiental diferenciada e a abertura de famílias representativas. Este artigo está organizado em 4 seções, além desta introdução: o segundo capítulo discute os aspectos inerentes as políticas de melhoria de eficiência energética. O terceiro detalha a metodologia desenvolvida para projetar os efeitos do aumento da conservação de energia sobre a economia brasileira. As simulações e os principais resultados das políticas simuladas são reportados nas seções 4 e 5. E por fim, tecem-se as conclusões finais.

## 2 Políticas de melhoria da eficiência energética

Desde os choques do petróleo na década de 1970, a preocupação com o uso mais eficiente de energia ganhou maiores proporções quando ficou claro que as reservas fósseis não seriam baratas para sempre, nem o seu uso ocorreria sem prejuízos para o meio ambiente (Empresa Brasileira de Pesquisa Energética 2007). A partir daí, percebeu-se que o mesmo “serviço de energia” – como, por exemplo, iluminação e os usos que a energia proporciona, como aquecimento, condicionamento, equipamentos eletroeletrônicos – poderia ser proporcionado com menos gasto de energia. Equipamentos e hábitos de consumo passaram a ser pautados também sob o prisma da eficiência energética, verificando-se que muitos deles eram “economicamente viáveis”, ou seja, o custo de sua implantação era menor que o custo da energia evitada. Essas medidas – uso de equipamentos e hábitos que provocam menor uso da energia para auferir o mesmo serviço prestado – receberam o nome de “medidas de eficiência energética” (Empresa Brasileira de Pesquisa Energética 2007). Em outras palavras, melhorar a eficiência energética significa reduzir o consumo de energia necessário para produzir um determinado serviço de energia (Patterson 1996).

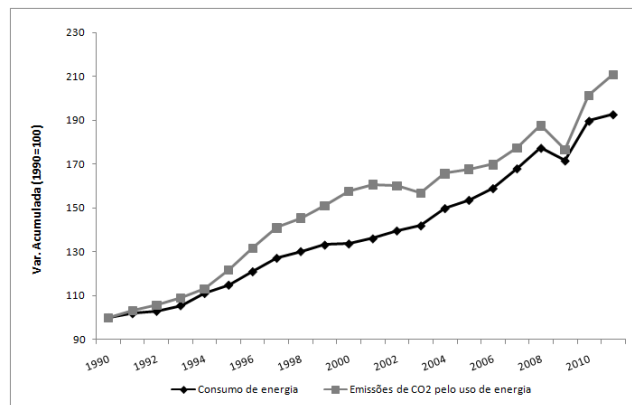
Melhorar a eficiência energética, nos dias atuais, não tem sido apontado apenas como uma ação fundamental para a redução da dependência energética, aumento da segurança no fornecimento de energia e de sustentabilidade (Stern 2007). A eficiência e conservação de energia têm assumido uma importância renovada com o fortalecimento das evidências das mudanças climáticas. Essas preocupações colocaram a eficiência energética como um dos mecanismos chaves para cumprir os objetivos de redução de emissões de GEE. Em tempos de crise econômica, opções de conservação de energia e eficiência constituem uma das principais alternativas do setor energético para lidar com esses desafios. No caso brasileiro, a necessidade de desenvolvimento de uma “economia de baixo carbono” atrelado ao papel relevante que a energia elétrica desempenha e as dificuldades econômicas e ambientais para a expansão do sistema elétrico menos intensivo em carbono, como as hidroelétricas, colocam o uso mais eficiente de energia como uma provável alternativa, seja pelo seu custo mais baixo de implantação, seja pela ausência de impacto ambiental (Empresa Brasileira de Pesquisa Energética 2007). A chave para a existência

de todos esses benefícios reside no fato de que as pessoas não consomem energia, mas sim serviços energéticos. Então é possível fornecer o mesmo nível de serviços energéticos com um menor uso ou consumo de energia (Linares & Labandeira 2010).

Conforme aponta Linares & Labandeira (2010), embora a conservação de energia não seja a política central para a resolução dos problemas ambientais, ela pode contribuir significativamente para a efetividade de políticas de mitigação das emissões. A figura 1, nesse contexto, ilustra a correlação entre o consumo de energia e as emissões pelo seu uso, no Brasil.

Há um consenso de que eficiência energética é a maneira mais rápida, barata e sustentável de fornecimento de energia para o desenvolvimento sustentável e de mais baixo carbono (Hoffmann 2009). O Intergovernmental Panel on Climate Change (2007), por exemplo, estima que 7 a 14% das emissões globais de GEE poderiam ser mitigadas a custos negativos com medidas de conservação e eficiência energética.

As melhorias de eficiência energética podem ser resultado do progresso tecnológico em curso, como resposta a preços crescentes de energia (ou de carbono), que induzem os agentes à inovação. Além disso, os governos podem implementar uma ampla gama de políticas tecnológicas e programas, como o financiamento a P&D, que visem o desenvolvimento de produtos mais eficientes energeticamente (células de combustível, carros híbridos, dentre outras), incentivos financeiros para acelerar o desenvolvimento e adoção de medidas de eficiência energética, assim como a instituição de padrões em setores e residências (Azar 2010, Geller & Attali 2005).



Fonte: Climate Analysis Indicators (World Resources Institute, Washington, DC) e Eletrobras.

**Figura 1:** Consumo de energia e Emissões de CO<sub>2</sub> pelo seu uso. Brasil 1990-2005 (Base:1990)

Os defensores do uso de padrões e regulamentações argumentam que normas ajudam a resolver uma série de falhas de mercado. A aplicação de padrões de eficiência energética, se implementados com cuidado, podem reforçar as políticas via mecanismos de mercado custo-eficientes. Os proponentes de políticas e programas de eficiência energética se baseiam no fato de que uma maior eficiência energética poupa recursos de consumidores e empresas e garante a autossuficiência, reduzindo os impactos ambientais adversos associados com a produção, conversão e utilização de energia. Vale enfatizar



ainda que o uso eficiente de energia reduz os custos de produtos e serviços, elevando a produtividade e competitividade em diversos setores econômicos. Em particular, pode proporcionar benefícios sociais, tais como aumento do emprego, redução dos custos de energia enfrentados pelas famílias de baixa renda, reforço à segurança nacional e conservação de recursos finitos, como petróleo e gás natural (Geller & Attali 2005).

Em contrapartida, podem-se encontrar algumas ressalvas na literatura, em relação às políticas e programas de incentivo à eficiência energética. A principal delas é denominada “*rebound effect*”<sup>2</sup>. Refere-se ao aumento da procura por serviços de energia (refrigeração, iluminação, etc), quando o custo do serviço diminui como resultado de melhorias técnicas em eficiência energética. Devido ao menor custo, os consumidores e as empresas mudam seu comportamento adquirindo mais eletrodomésticos ou operando-os com maior frequência, por exemplo. Essa mudança de comportamento acaba por corroer a economia de energia alcançada pela maior eficiência e, conseqüentemente, a minimização dos resultados sobre a redução das emissões de GEE.

Três causas são apontadas para explicar esse efeito. A primeira refere-se ao efeito preço. A melhoria da eficiência energética traz consigo uma redução implícita nos custos, ou nos preços efetivos. Se a elasticidade preço da demanda for elevada, a queda do preço vai resultar em aumento do consumo. A segunda razão diz respeito ao efeito renda. Se os preços dos bens energéticos diminuem, o conseqüente aumento na renda disponível permite que os consumidores adquiram outros produtos, que podem estar relacionados a um maior consumo de energia. A última causa, por fim, relaciona-se a efeitos macroeconômicos. Nesse sentido, quando há mudanças nos preços efetivos de energia, os preços relativos dos insumos produtivos também mudam, alterando o uso dos mesmos, favorecendo, por exemplo, os setores mais intensivos em energia. Adiciona-se ainda o fato de que um aumento na eficiência estimula o crescimento econômico, que tem repercussões sobre a demanda de energia (Linares & Labandeira 2010). Ainda assim, segundo Gillingham et al. (2013), mesmo levando em conta o efeito “*rebound*”, em geral superestimado na literatura, as medidas de eficiência trariam um efeito líquido positivo em relação à conservação de energia.

O segundo paradoxo concernente a políticas de eficiência é conhecido na literatura como “*gap da eficiência energética*” e baseia-se no fato de que medidas efetivas não têm sido amplamente implementadas, apesar dos aparentes benefícios socioeconômicos e ambientais inerentes. Não obstante, as razões de baixos investimentos em eficiência e conservação não são claras, o que, por sua vez, implica que não estão claras quais seriam as políticas mais adequadas para promovê-la (Linares & Labandeira 2010).

As metas propostas pelo Brasil, de redução de emissões brasileiras, instituída pelo PNMC, incluem várias das ações implementadas por programas de incentivo à eficiência energética, alguns já consolidados há mais de 20 anos. O Programa Brasileiro de Etiquetagem (PBE), desenvolvido pelo INMETRO em articulação com o Programa Nacional de Conservação de Energia Elétrica (PROCEL) e o Programa Nacional de Racionalização do Uso dos Derivados de Petróleo e do Gás Natural (CONPET) tem tido uma destacada atuação, que se somando aos instrumentos da Lei Eficiência Energética, Lei nº 10.295/2001, compõe uma base normativa relevante em prol da redução das perdas energé-

---

<sup>2</sup>Khazzoom (1980), Brookes (1990), Greening et al. (2000) para uma resenha

ticas. Adiciona-se ainda a linha de financiamento do Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social (BNDES), PROESCO, específica para apoio a projetos de eficiência energética (PDE 2030, 2010).

Desenvolvido em 1985, o PROCEL visa promover a racionalização da produção e do consumo de energia elétrica, para se evitar desperdícios, reduzindo custos e investimentos setoriais. Sua atuação inicial caracterizou-se pelo repasse de informações destinados à conservação de energia elétrica em vários setores, passando depois, a estimular o desenvolvimento tecnológico e a adequação das legislações e normas técnicas. Desde 1986, foram investidos R\$ 1,26 bilhão em ações de eficiência energética do Procel. De acordo com os dados oficiais, no período 1986 a 2011, o PROCEL possibilitou uma economia de energia elétrica de cerca de 51,2 bilhões de kWh, o que equivale ao atendimento de 27 milhões de residências durante um ano. Em 2011, o Procel atingiu um resultado de economia de energia de aproximadamente 6,7 bilhões de kWh, correspondente a emissões evitadas de 196 mil tCO<sub>2</sub>-e, o que corresponde também às emissões proporcionadas por 67 mil veículos em um ano (PROCEL, 2012).

Outro programa relevante nessa questão é o Programa Nacional de Racionalização do Uso dos Derivados de Petróleo e do Gás Natural (CONPET), criado em 1991, que tem como finalidade desenvolver e integrar as ações que visam à racionalização do uso de derivados e petróleo e gás natural. A área de atuação do CONPET abrange as instituições de ensino e setores de transporte, industrial (melhoria ambiental e competitividade produtiva), residencial e comercial (uso de selos de eficiência para produtos), agropecuário (uso de óleo diesel) e geração de energia (termoelétricas) (PNEf 2011).

O Programa Brasileiro de Etiquetagem (PBE), regulamentado em 1984, é coordenado e regulamentado pelo INMETRO e executado em parceria com o CONPET para os equipamentos que consomem combustíveis (fogões, fornos, aquecedores de água a gás e automóveis). Por meio da Etiqueta Nacional de Conservação de Energia (ENCE), afixada nos produtos de forma voluntária ou compulsória, o consumidor é informado, no momento da compra, sobre a eficiência energética ou consumo de modelos semelhantes (PNEf 2011). Em 20 anos, o PBE produziu resultados relevantes, como é o caso de refrigeradores, cuja eficiência média evoluiu em 48% no período. (EPE, 2006). Esses programas estão incluídos no âmbito do Plano Nacional de Eficiência Energética (PNEf), aprovado em 2011.

Conforme o próprio Plano, o Brasil dispõe de um grande potencial de conservação de energia, notadamente nos setores industrial, de transporte e residencial<sup>3</sup>. Não obstante, esse potencial não tem sido perseguido ou se concretizado na prática, levantando a questão debatida na literatura do “gap da eficiência energética”. Cabe avaliar, então, quais seriam os obstáculos impostos à maior efetivação dos investimentos direcionados à conservação de energia. O papel do governo no encaminhamento de uma Política Nacional de Eficiência Energética, que incentive um conjunto de medidas, mecanismos regulatórios e financiamentos, já está delineado no Plano Nacional de Eficiência Energética (PNEf), aprovado em 2011.

Todavia, os investimentos do setor privado em tecnologias de “baixo car-

---

<sup>3</sup>O setor industrial é o maior consumidor energético, respondendo por 35,8% do consumo final em 2012 seguido pelos setores de transporte com 30,0% e residencial com 9,8% (Empresa Brasileira de Pesquisa Energética 2012).

bono” requerem incentivos que tornem atraentes essas opções. Se uma tecnologia de baixo carbono possui custo maior que a usual, ou demanda maiores investimentos, dificilmente os setores produtivos estariam inclinados a optar por ela, mesmo que imbuídos de princípios de “sustentabilidade” ou “responsabilidade social”.

### 3 Metodologia

#### 3.1 Modelo BeGreen

A abordagem de equilíbrio geral para avaliar impactos das políticas ambientais em uma economia vem sendo crescentemente utilizada. A razão para esse interesse é natural. Uma política ambiental que visa reduzir significativamente as emissões de poluição podem ter efeitos significativos sobre preços, quantidades e também sobre a estrutura de uma economia. O comportamento de produtores e consumidores é afetado pelos efeitos das emissões de poluição na produção e consumo, e pela implementação de políticas de controle de poluição. Além disso, possibilita analisar impactos distributivos e sobre o bem-estar das políticas, a partir de diferentes instrumentos fiscais, como quotas, impostos, subsídios ou transferências de renda, cujos efeitos podem ser transmitidos por meio dos diversos mercados (Wing 2004, Tourinho et al. 2003). Em anos mais recentes, a literatura tem se debruçado em estudar os efeitos de políticas de redução de emissão de gases de efeito estufa <sup>4</sup>.

No Brasil, a literatura sobre o tema é relativamente recente. Entre diversos estudos sobre o tema pode-se citar: Guilhoto et al. (2002), Tourinho et al. (2003), Rocha (2003), Lopes (2003), Hilgemberg & Guilhoto (2006), Ferreira Filho & Rocha (2007), Feijo & Porto (2009), Margulis & Dubeux (2010), Lima (2011), Silva & Gurgel (2012), Gurgel (2012), Magalhães (2013), embora nenhuma das referências trate especificamente políticas de eficiência energética. Esse é o primeiro trabalho a abordar a questão sobre melhorias de eficiência e sua importância para mitigação de gases de efeito estufa.

Conforme se pode observar, a literatura nacional sobre a análise de impactos de políticas de mitigação ou de baixo carbono ainda tem alto potencial de desenvolvimento. A maior parte dos modelos utilizados se baseiam em modelos de insumo-produto ou modelos estáticos EGC agregados. Em que pesem esses referenciais, abre-se espaço para o desenvolvimento de modelos com maior detalhamento energético e ambiental para a avaliação dos impactos de políticas de mitigação das mudanças climáticas no Brasil. Este artigo contribui com essa literatura ao desenvolver um modelo EGC nacional, dinâmico, especialmente construído para a realidade e especificidade brasileira.

Este trabalho, dessa forma, utiliza um modelo de equilíbrio geral computável (EGC) denominado BeGreen (Brazilian Energy and Greenhouse Gas Emissions General Equilibrium Model). O BeGreen incorpora três importantes avanços em relação aos modelos EGC brasileiros: i) um módulo de detalhada especificação energética, ii) um módulo ambiental que permite a projeção de políticas de redução de emissões, e iii) uma estrutura de dinâmica recursiva.

Os dois primeiros elementos são fundamentais para os objetivos deste trabalho, na medida em que permitem analisar, consistentemente, políticas de

---

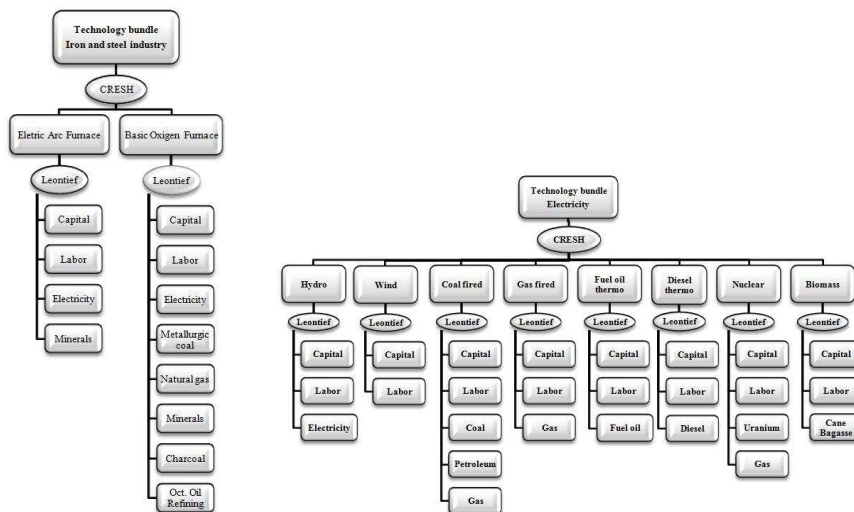
<sup>4</sup>Nordhaus (2008), Manne (2005), Rose (2009), Weyant (1993), Springer (2003), Clarke et al. (2009), Viguier & Babiker (2003), Jorgenson & Wilcoxon (1993) e Bye (2000), dentre outros.

mitigação de gases de efeito estufa (GEE) para a economia brasileira a partir da incorporação de um módulo detalhado de especificação energética e ambiental. Além disso, o modelo é calibrado para os dados mais recentes das contas nacionais, da matriz de insumo-produto e do inventário brasileiro de emissões. A estrutura de dinâmica recursiva agrega mais um diferencial. Por se tratar de uma questão de longo prazo, as respostas às políticas dependem significativamente das projeções de um cenário base para a economia, envolvendo pressuposições acerca das taxas de crescimento de inúmeras variáveis determinantes, tais como PIB, população, consumo, investimento, para vários anos.

O banco de dados inclui um elevado nível de desagregação de produtos e setores, possibilitando o tratamento detalhado de energia e emissões. Isso potencializa a capacidade do modelo para analisar os impactos de políticas de mitigação de gases de efeito estufa. O modelo é multiproduto, composto por 124 produtos e 58 setores. Soma-se ainda 14 componentes da demanda final (consumo das famílias – 10 famílias representativas, consumo do governo, investimento, exportações e estoques), três elementos de fatores primários (capital, trabalho e terra), dois setores de margens (comércio e transportes), importações por produto para cada um dos 58 setores e 14 componentes da demanda final, um agregado de impostos indiretos e um agregado de impostos sobre a produção.

Em linhas gerais, a estrutura central do modelo EGC é composta por blocos de equações que determinam relações de oferta e demanda, derivadas de hipóteses de otimização e condições de equilíbrio de mercado. Além disso, vários agregados nacionais são definidos nesse bloco, como nível de emprego, saldo comercial e índices de preços. Os setores produtivos minimizam custos de produção sujeitos a uma tecnologia de retornos constantes de escala. Um dos diferenciais do modelo refere-se à especificação de vetores tecnológicos em setores intensivos em energia e compostos energéticos para os demais setores.

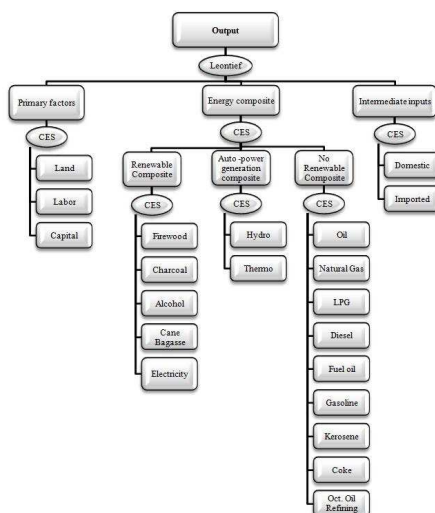
No modelo BeGreen, um esforço foi feito para se mover em direção ao maior realismo da abordagem “*bottom-up*” na modelagem de setores intensivos em energia. Assim, o modelo BeGreen traz como inovação para os modelos brasileiros a abordagem *bottom-up* conhecida como “Vetor Tecnológico” (McDougall 1993, Hinchy & Hanslow 1996, Abare 1996) em setores particularmente intensivos em energia, onde as opções de substituição de insumos são relevantes para o propósito de simular políticas de mitigação de gases de efeito estufa. As diferentes tecnologias podem ser parcialmente substituídas (hipótese de substitubilidade imperfeita) de acordo com funções de produção CRESH (constant ratio of elasticities of substitution, homothetic) (Hanoch 1971, Dixon et al. 1982). Tal estrutura foi inspirada no modelo ABARE-GTEM (Australian Bureau of Agricultural and Resource Economics Global Trade and Environment Model), modelo EGC dinâmico para o tratamento de questões ambientais globais (Abare 1996). A especificação de vetores tecnológicos possibilita a introdução de uma restrição sobre a substituição entre os insumos, tornando-a consistente com as características de tecnologias específicas e conhecidas. Isso evita a possibilidade de obtenção de substituição ou combinação de insumos tecnicamente não factíveis. No modelo BeGreen, dois setores se enquadram nessa categoria por apresentarem tecnologias de produção bem caracterizadas: Geração de eletricidade e Fabricação de aço e derivados. A Figura 2 apresenta as especificações tecnológicas destes setores.



Fonte: Elaboração própria

**Figura 2:** Estrutura hierárquica do vetor tecnológico da Geração de Eletricidade e Fabricação de Aço e Derivados

No processo produtivo dos setores modelados por compostos energéticos, as firmas escolhem a composição de insumos energéticos de três compostos por meio de uma função CES: composto renovável, auto geração de energia elétrica e composto não renovável. A Figura 3 retrata a estrutura hierárquica de produção desses setores:



Fonte: Elaboração própria.

**Figura 3:** Estrutura hierárquica dos setores com estruturas de substituição entre compostos energéticos

As Tabelas a seguir apresentam um conjunto de indicadores energéticos para 2005 (ano base do modelo), como a composição setorial do uso de bens

energéticos, que ajudam a elucidar os resultados encontrados. A tabela 1, por exemplo, traz a participação dos bens intensivos em energia sobre os custos de produção setorial, enquanto a tabela 2, traz a participação dos bens energéticos no uso de insumos dos principais setores intensivos em energia.

No modelo e na sua base de dados, as famílias estão especificadas de acordo com decis de renda obtidos a partir dos dados da Pesquisa de Orçamento Familiar (POF) referente à 2002/2003 do IBGE. Deles, obtém-se a classificação das famílias por faixa de renda mensal,  $i = 1, 2, \dots, 10$ , mensurada por unidade de consumo. Em seguida, foram criadas as frações de renda consumida para cada item da matriz, para as dez famílias representativas por decil de renda. A tabela 3 retrata as principais características dos decis de renda pela POF 2002-2003.

A demanda das famílias é especificada a partir de uma função de utilidade não homotética de Stone-Geary (Peter et al. 1996)<sup>5</sup>. A composição do consumo por produto entre doméstico e importado é controlada por meio de funções de elasticidade de substituição constante (CES). As exportações setoriais respondem a curvas de demanda negativamente associadas aos custos domésticos de produção e positivamente afetadas pela expansão exógena da renda internacional, adotando-se a hipótese de país pequeno no comércio internacional. O consumo do governo é tipicamente exógeno, podendo estar associado ou não ao consumo das famílias ou à arrecadação de impostos. Os estoques se acumulam de acordo com a variação da produção.

A especificação de dinâmica recursiva é baseada na modelagem do comportamento intertemporal e em resultados de períodos anteriores (*backward looking*). As condições econômicas correntes, tais como a disponibilidade de capital, são endogenamente dependentes dos períodos posteriores, mas permanecem não afetadas por expectativas de *forward-looking*. Desse modo, o investimento e o estoque de capital seguem mecanismos de acumulação e de deslocamento inter-setorial a partir de regras preestabelecidas, associadas à taxa de depreciação e taxas de retorno. Além disso, assume-se um amortecimento das respostas do investimento. O mercado de trabalho também apresenta um elemento de ajuste intertemporal, que envolve três variáveis: salário real, emprego atual e emprego tendencial.

Além das especificações do núcleo do modelo, anteriormente relatadas, o modelo BeGreen tem acoplado um módulo ambiental inspirado no modelo MMRF-Green (Adams et al. 2000). O modelo trata as emissões de forma detalhada, separando-as por agente emissor (combustíveis, indústrias e famílias) e atividade emissora. As emissões no modelo estão associadas ao uso de combustíveis (12 combustíveis no total) ou ao nível de atividade do setor, tais como emissões da agropecuária (cuja causa repousa na fermentação entérica de ruminantes, cultivo de arroz e uso de fertilizantes notadamente, que é fonte importante das emissões brasileiras). A partir dos resultados de determinadas variáveis (uso de combustível pelos setores, nível de atividade e consumo das famílias), o módulo ambiental calcula as variações nas emissões.

A emissão no uso de combustíveis é modelada como diretamente proporcional a seu uso, assim como as emissões de atividade em relação ao produto das indústrias relacionadas. Não há no modelo inovações tecnológicas endó-

---

<sup>5</sup>No modelo não há uma conexão explícita entre remuneração dos fatores e o consumo das famílias (renda). Essa relação surge da identidade macroeconômica do PIB no lado do dispêndio e do lado da renda.

**Tabela 1:** Indicadores da composição setorial do uso dos bens energéticos – 2005

Setores	Bens Energéticos											
	Lenha	Carvão Vegetal	Petróleo	Gás Natural	Carvão lúrgico	Meta-	Carvão Mineral	Mi-	Bagaço de Cana	GLP	Gasolina	Óleo Combustível
Agricultura, silvicultura, exploração florestal	65,8	-	-	-	-	-	-	-	-	5,2	0,6	-
Pecuária e pesca	1,5	-	-	-	-	-	-	-	-	10,1	0,5	2,2
Petróleo e gás natural	-	-	-	34,4	-	-	-	-	-	-	-	0,4
Minério de ferro	-	-	-	-	6,0	-	9,6	-	-	-	-	13,0
Outros da indústria extra-tiva	-	-	-	-	-	-	11,7	-	-	-	-	2,4
Alimentos e bebidas	10,3	0,5	-	-	-	-	-	70,6	40,6	1,1	13,9	-
Produtos do fumo	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	0,3
Têxteis	0,4	-	-	-	-	-	-	-	-	0,2	2,2	-
Artigos do vestuário e acessórios	-	-	-	-	-	-	-	-	-	0,1	0,5	-
Artefatos de couro e calçados	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	0,4
Produtos de madeira - exclusive móveis	3,7	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	1,9
Celulose e produtos de papel	5,5	0,1	-	-	-	-	6,7	0,2	-	-	1,0	1,8
Jornais, revistas, discos	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	0,2	-
Refino de petróleo e coque	-	-	100,0	9,0	-	-	-	-	-	-	59,0	-
Álcool	-	-	-	-	-	-	-	14,3	-	-	0,1	1,0
Produtos químicos	2,2	-	-	0,9	-	-	8,4	-	-	-	-	7,5
Fabricação de resina e elastômeros	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	0,1	0,9
Produtos farmacêuticos	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	0,4	-
Defensivos agrícolas	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	0,1	-
Perfumaria, higiene e limpeza	0,1	0,2	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Tintas, vernizes, esmaltes e lacas	-	-	-	-	-	-	-	-	0,8	0,2	-	-
Produtos e preparados químicos diversos	-	-	-	-	-	-	0,5	-	-	-	-	0,3
Artigos de borracha e plástico	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	0,4	3,9
Cimento	-	-	-	-	-	-	5,5	-	-	-	-	2,2
Outros produtos de minerais não-metálicos	9,8	4,3	-	-	-	-	0,2	-	10,8	0,3	4,3	-
Fabricação de aço e derivados	-	84,3	-	-	94,0	-	-	-	-	-	-	4,0
Metalurgia de metais não-ferrosos	-	0,1	-	-	-	-	-	-	-	-	0,2	3,9
Produtos de metal	0,1	10,0	-	-	-	-	-	-	-	-	-	2,3
Máquinas e equipamentos, inclusive manutenção e reparos	-	-	-	-	-	-	-	-	-	0,3	2,2	-

**Tabela 1:** Indicadores da composição setorial do uso dos bens energéticos – 2005 (continuação)

Setores (continuação)	Bens Energéticos										
	Lenha	Carvão Ve- getal	Petróleo	Gás Na- tural	Carvão lúrgico	Meta- Carvão	Mi- neral	Bagaço de Cana	GLP	Gasolina	Óleo Com- bustível
Eletrodomésticos	-	-	-	-	-	-	-	-	-	0,2	0,2
Máquinas para escritório e eq. de informática	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Máquinas, aparelhos e materiais elétricos	-	-	-	-	-	-	-	-	-	0,2	0,9
Material eletrônico e eq. de comunicações	-	-	-	-	-	-	-	-	-	1,1	0,1
Aparelhos/instrumentos médico-hospitalar	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Automóveis, camionetas e utilitários	-	-	-	-	-	-	-	-	-	0,1	1,5
Caminhões e ônibus	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	0,7
Peças e acessórios para veículos automotores	0,3	-	-	-	-	-	0,6	-	-	0,1	4,5
Outros equipamentos de transporte	-	-	-	-	-	-	-	-	-	0,1	0,6
Móveis e produtos das indústrias diversas	0,1	-	-	-	-	-	-	-	-	-	1,4
Geração de eletricidade	-	-	-	-	-	-	56,6	14,9	-	1,1	9,9
Transmissão e distribuição de eletricidade	-	-	-	-	-	-	-	-	-	1,2	-
Distribuição de gás natural	-	-	-	55,6	-	-	-	-	-	0,2	-
Água, esgoto e limpeza urbana	-	-	-	-	-	-	-	-	-	0,8	-
Construção	-	-	-	-	-	-	-	-	-	0,6	-
Comércio	-	-	-	-	-	-	-	-	-	6,0	-
Transporte, armazenagem e correio	-	-	-	-	-	-	-	-	-	5,0	8,8
Serviços de informação	-	-	-	-	-	-	-	-	-	0,3	-
Intermediação financeira e seguros	-	-	-	-	-	-	-	-	-	1,2	-
Serviços imobiliários e aluguel	-	-	-	-	-	-	-	-	-	0,4	-
Serviços de manutenção e reparação	-	-	-	-	-	-	-	-	-	0,1	-
Serviços de alojamento e alimentação	0,1	0,5	-	-	-	-	-	-	17,2	0,1	-
Serviços prestados às empresas	-	-	-	-	-	-	-	-	-	0,7	-
Educação mercantil	-	-	-	-	-	-	-	-	-	0,6	-
Saúde mercantil	-	-	-	-	-	-	-	-	10,7	1,5	-
Outros serviços	-	-	-	-	-	-	-	-	-	1,3	-
Educação pública	-	-	-	-	-	-	-	-	1,1	0,1	-
Saúde pública	-	-	-	-	-	-	-	-	0,4	0,2	-
Administração pública e seguridade social	-	-	-	-	-	-	-	-	3,1	12,0	-
Total	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100



**Tabela 1:** Indicadores da composição setorial do uso dos bens energéticos – 2005 (continuação)

Setores	Bens Energéticos														
	Óleo Diesel	Querosene	Coque	Outros de Petróleo	Refino	Alcool	Urânio	Energia Hidráulica Pública	Energia Hidráulica Geração	Hi-Auto	Energia Térmica Pública	Energia Térmica Auto Geração	Energia Eólica Pública	Distribuição de energia elétrica	Distribuição de gás natural
Agricultura, silvicultura, exploração florestal	8,8	-	-	1,3		0,8	-	-	5,1	-	-	-	-	0,7	-
Pecuária e pesca	3,9	-	-	0,2		0,4	-	-	4,1	-	-	-	-	0,5	-
Petróleo e gás natural	3,1	-	-	-		-	-	-	-	-	9,3	-	-	3,7	-
Minério de ferro	1,4	-	2,2	0,1		-	-	-	8,2	-	-	1,0	-	0,9	1,6
Outros da indústria extra-tiva	1,5	-	1,0	-		0,3	-	-	5,4	-	-	0,6	-	0,6	1,1
Alimentos e bebidas	2,4	0,1	-	0,6		0,2	-	-	1,0	-	34,1	-	-	6,4	5,4
Produtos do fumo	-	-	-	-		-	-	-	-	-	-	-	-	0,2	0,1
Têxteis	0,6	-	-	0,1		0,2	-	-	1,2	-	-	0,6	-	1,9	3,2
Artigos do vestuário e acessórios	0,1	-	-	-		0,1	-	-	-	-	-	0,1	-	0,5	0,5
Artefatos de couro e calçados	0,2	-	-	-		-	-	-	-	-	-	0,1	-	0,5	0,5
Produtos de madeira - exclusive móveis	0,8	-	-	0,3		-	-	-	-	-	-	0,1	-	0,7	0,6
Celulose e produtos de papel	0,1	0,1	-	0,7		0,1	-	-	7,4	-	19,9	-	-	2,6	5,5
Jornais, revistas, discos	-	-	-	0,3		-	-	-	-	-	-	0,1	-	0,5	0,5
Refino de petróleo e coque	0,3	-	-	0,7		42,6	-	-	-	-	-	4,2	-	1,7	0,1
Alcool	0,2	-	-	-		-	-	-	0,2	-	-	1,0	-	0,2	-
Produtos químicos	0,2	6,2	-	56,4		2,1	-	-	0,2	-	-	4,3	-	4,0	9,0
Fabricação de resina e elastômeros	0,1	0,2	-	1,9		0,1	-	-	0,1	-	-	1,8	-	1,7	3,9
Produtos farmacêuticos	0,1	-	-	0,1		3,4	-	-	-	-	-	0,6	-	0,6	1,3
Defensivos agrícolas	-	-	-	-		9,3	-	-	-	-	-	0,3	-	0,3	0,6
Perfumaria, higiene e limpeza	-	-	-	0,2		6,6	-	-	-	-	-	0,3	-	0,3	0,6
Tintas, vernizes, esmaltes e lacas	0,1	0,1	-	1,0		1,7	-	-	-	-	-	0,3	-	0,3	0,7
Produtos e preparados químicos diversos	-	-	-	0,3		-	-	-	-	-	-	0,9	-	0,8	1,9
Artigos de borracha e plástico	0,8	0,3	-	3,1		0,1	-	-	0,1	-	-	1,9	-	1,8	4,0
Cimento	0,2	0,2	19,8	0,5		-	-	-	12,7	-	-	-	-	0,7	0,2
Outros produtos de minerais não-metálicos	0,3	0,2	-	2,5		-	-	-	0,1	-	-	0,2	-	2,5	8,4
Fabricação de aço e derivados	0,2	0,6	71,2	1,1		-	-	-	10,5	-	-	15,0	-	5,1	11,3
Metalurgia de metais não-ferrosos	0,5	0,1	5,5	0,7		-	-	-	41,4	-	-	0,7	-	3,1	5,0
Produtos de metal	-	0,1	0,2	0,6		-	-	-	0,8	-	-	-	-	1,9	-
Máquinas e equipamentos, inclusive manutenção e reparos	0,5	0,2	-	2,4		-	-	-	-	-	-	0,2	-	1,4	1,3





**Tabela 2:** Participação dos bens energéticos no uso de insumos dos setores intensivos em energia – 2005 (continuação)

Bens energéticos	Setores intensivos em energia							
	Fabricação de Aço e derivados	Metais não ferrosos	Máquinas e equipamentos	Máquinas elétricas	Geração de eletricidade	Transmissão e Distribuição de energia	Gás Natural	Transporte, armazenamento e correios
Lenha	-	-	-	-	-	-	-	-
Carvão Vegetal	2,6	-	-	-	-	-	-	-
Petróleo	-	-	-	-	-	-	-	-
Gás Natural	-	-	-	-	-	-	79,2	-
Carvão Metalúrgico	8,0	-	-	-	-	-	-	-
Carvão Mineral	-	-	-	-	4,1	-	-	-
Bagaço de Cana	-	-	-	-	2,5	-	-	-
GLP	-	-	-	-	-	-	-	-
Gasolina	-	0,4	0,2	0,2	2,4	0,9	0,8	1,7
Óleo Combustível	0,4	1,3	0,3	0,3	4,6	-	-	0,6
Óleo Diesel	0,1	1,3	0,5	0,7	11,4	0,2	0,2	25,0
Querosene	-	-	-	0,1	-	-	-	4,3
Coque	1,9	0,4	-	-	-	-	-	-
Outros Refino de Petróleo	0,5	0,9	1,3	5,5	-	-	-	3,5
Álcool	-	-	-	-	-	-	-	0,4
Urânio	-	-	-	-	1,4	-	-	-
Energia Hidráulica Pública	-	-	-	-	-	61,3	-	-
Energia Hidráulica Auto Geração	0,3	3,2	-	-	-	-	-	-
Energia Térmica Pública	-	-	-	-	-	14,6	-	-
Energia Térmica Auto Geração	0,9	0,1	-	-	-	-	-	-
Energia Eólica Pública	-	-	-	-	-	-	-	-
Distribuição de energia elétrica	4,6	8,5	1,6	2,8	11,1	4,0	3,5	1,2
Distribuição de gás natural	1,5	2,1	0,2	0,4	10,4	0,1	0,1	0,1
Total dos insumos energéticos	20,8	18,2	4,1	10,0	47,9	81,1	83,8	36,8
Demais insumos intermediários	79,2	81,8	95,9	90,0	52,1	18,9	16,2	63,2
Total	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0

**Tabela 3:** Características dos decis de renda no Brasil pela POF 2002-2003

Decil	Número de Observações	População correspondente	Renda Média (R\$)	Desvio Padrão (R\$)	Mínimo (R\$)	Máximo (R\$)
1	6,730	4.877.783	210,71	68,96	4,00	305,00
2	6,158	4.836.322	379,11	43,59	306,00	453,00
3	5,606	4.869.806	523,81	40,63	454,00	596,00
4	5,190	4.846.089	674,80	47,17	597,00	758,00
5	4,921	4.843.652	859,31	60,67	759,00	970,00
6	4,390	4.861.636	1.103,00	80,07	971,00	1.246,00
7	4,225	4.847.143	1.431,09	115,03	1.247,00	1.652,00
8	3,972	4.845.858	1.954,89	195,15	1.653,00	2.341,00
9	3,687	4.853.007	3.000,83	441,40	2.342,00	3.878,00
10	3,689	4.853.342	8.000,76	6.617,35	3.881,00	385.250,00

Fonte: Elaboração própria a partir de dados da POF 2002/2003 (IBGE, 2012)

genas para o caso do uso de combustíveis fósseis, que, por exemplo, permitam que a queima de carvão libere menos CO<sub>2</sub> por tonelada utilizada<sup>6</sup>.

A Tabela 4 resume a base de dados de emissões do modelo BeGreen, construída a partir das informações do Balanço Energético e do Inventário Brasileiro de Emissões, indicando um volume de 882018 Gg CO<sub>2-e</sub><sup>7</sup> em 2005<sup>8</sup>. As emissões derivadas do uso de combustíveis representam 37% do volume de emissões ao passo que os outros 63% estão associados à atividade produtiva dos setores. Os setores de Pecuária e Pesca, Agricultura e Outros representam as maiores fontes de emissão nessa categoria, seguidas por importantes setores industriais, como Fabricação de Aço e Derivados, Petróleo e Gás, Cimento e Produtos Químicos, por exemplo.

#### 4 Simulações e definição dos choques de políticas de mitigação de GEE

Nesta seção, reportam-se os procedimentos utilizados nas simulações de aumento da eficiência energética. Esta tem sido uma política efetivamente discutida no âmbito das propostas de mitigação de GEE no caso brasileiro e, portanto, merece atenção.

Essa simulação tem como motivação as estimativas e perspectivas contidas no Plano Decenal de Expansão de Energia 2020 (Empresa Brasileira de Pesquisa Energética 2010), elaborado pela Empresa de Pesquisa Energética, do Ministério de Minas e Energia (EPE/MME). A eficiência energética, conforme o estudo aponta, é entendida como sendo a relação entre a quantidade de um bem produzido ou serviço realizado e o correspondente montante de energia final. Os valores de energia conservada indicam a diferença entre a projeção do consumo final de energia, incorporando ganhos de eficiência energética, e o consumo que ocorreria caso fossem mantidos os padrões tecnológicos observados no ano base, 2010 (Empresa Brasileira de Pesquisa Energética 2011). As estimativas de evolução de mudanças no uso da energia, para o período de 2011 a 2030, foram obtidas a partir de projeções setoriais de indicadores de conservação energética. Tratam-se de mudanças de eficiência no consumo intermediário de energias não elétricas e elétricas; e também mudanças de eficiência no consumo das famílias. Essas informações representam, portanto, projeções tendenciais esperadas de aumento na eficiência energética tanto no consumo intermediário quanto das famílias ao longo do período em análise.

Para os choques, utiliza-se a noção de mudança tecnológica. Nesse quadro, uma melhoria na eficiência energética significa um aumento na produção efetiva gerada por uma determinada quantidade de energia. Nas simulações, as variáveis que capturam essa noção são as mudanças tecnológicas no consumo intermediário e no consumo das famílias.

Ademais, as estimativas contidas no plano cobrem o período de 2011 a 2020. Para 2021 a 2030, assumiu-se que as projeções das taxas de eficiência energética até o final do período (2030) não se modificariam em relação às

<sup>6</sup>Os setores, por outro lado, podem reduzir suas emissões pela substituição de insumos energéticos, via mudança de preços relativos.

<sup>7</sup>Coefficientes de emissão foram necessários para a transformação das emissões em uma unidade comum, CO<sub>2</sub> equivalente (CO<sub>2-e</sub>), obtidos do Relatório Stern (Stern 2007), a partir das estimativas de Global Warming Potential (GWP).

<sup>8</sup>As emissões do banco de dados serão atualizadas em um procedimento de simulação de forma a incorporar as estimativas mais recentes até 2012 (Brasil 2014)

**Tabela 4:** Emissões associadas ao uso de combustíveis e processo produtivo no Brasil (ano base 2005)

Uso de Combustíveis	Emissão (Gg CO <sub>2</sub> -e)	Part.	Atividade produtiva (processos produtivos)	Emissão (Gg CO <sub>2</sub> -e)	Part.
Óleo diesel	98470	30%	Pecuária e Pesca	332515	60,3%
Gasolina	39073	12%	Agricultura e Outros	83256	15,1%
Carvão mineral	32397	10%	Água, Esgoto e Limpeza Urbana	41053	7,4%
Gás Natural	30014	9%	Fabricação de Aço e Derivados	38283	6,9%
Carvão vegetal	25618	8%	Petróleo e Gás	15967	2,9%
Óleo combustível	21026	6%	Cimento	14349	2,6%
Álcool	16973	5%	Produtos Químicos	11450	2,1%
Outros Refino Petróleo	16570	5%	Outros Produtos Minerais Não Metálicos	5604	1,0%
Coque	15979	5%	Máquinas e Equipamentos	3695	0,7%
Querosene	15250	5%	Metais Não Ferrosos	3370	0,6%
Carvão metalúrgico	12356	4%	Outras Indústrias Extrativas	1986	0,4%
GLP	6618	2%	Máquinas Elétricas e Outros	145,79	0,0%
<b>Emissões pelo Uso de Combustíveis</b>	<b>330344</b>	<b>100%</b>	<b>Emissões por Atividade Produtiva</b>	<b>551674</b>	<b>100%</b>

de 2020. Os setores do modelo tiveram que ser compatibilizados para se adequar aos utilizados pela EPE. No acumulado, considerando todos os setores de consumo final, o aumento da eficiência de energias elétricas até 2030 é de 8,46%, ao passo que os ganhos de eficiência de energias não elétricas (combustíveis) chegam a 11,3%. A tabela 5 retrata as variações de eficiência energética acumulada para os setores e famílias do modelo.

As primeiras quatro colunas referem-se às variações acumuladas em cada período especificado da conservação de energia elétrica. Isso significa, por exemplo, que é esperado para o período de 2011 a 2030, um aumento acumulado de 8,21% em termos de eficiência no setor de Agricultura, silvicultura e exploração florestal como decorrência da maior de conservação de energia dos produtos: Energia hidroelétrica de autogeração, Energia térmica de autogeração e Distribuição de energia elétrica.

De modo similar, as quatro últimas colunas representam as variações acumuladas da conservação de energia não elétrica, que se aplicam aos produtos Lenha, Carvão vegetal, Carvão metalúrgico, Carvão mineral, Bagaço de cana, Gás liquefeito de petróleo, Gasolina, Óleo combustível, Óleo diesel, Querosene, Coque, Álcool, Urânio e Gás natural. Nesse caso, o aumento projetado da eficiência energética sobre a Agricultura, por exemplo, é de 11,58% entre 2011 e 2030.

Um ponto importante na questão da eficiência está relacionado ao custo inerente à adoção de tecnologias mais eficientes. O PNE traz estimativas de custos médios da adoção dessas tecnologias, entretanto, a modelagem adequada desse efeito implicaria termos informações específicas dos setores e dos bens energéticos para essas novas tecnologias. No modelo EGC, esse tipo de efeito não pode ser produzido endogenamente. Em virtude dessas dificuldades, optamos por desconsiderar os custos associados a eficiência energética, o que indica que estamos estimando um limite superior de impactos econômicos da eficiência energética. Visto de outra forma, podemos considerar que as mudanças de eficiência já são produzidas ou incentivadas por políticas vigentes (por exemplo, PBE, PROCEL, CONPET, etc.) e, portanto, fazem parte das estratégias e dos custos correntes dos setores, não implicando custos adicionais expressivos.

Simulamos três cenários para a política de eficiência energética: cenários A, B e C. O Cenário B corresponde ao cenário no qual são aplicados choques de aumento da eficiência em conformidade com as projeções da EPE. Os cenários A e C representam hipóteses alternativas quanto ao aumento da eficiência energética: metade do projetado pela EPE (A) ou duas vezes maior do que estas (C). O cenário A, mais conservador, projeta um aumento de eficiência acumulado até 2030 de 4,1% para energia elétrica e 5,5% para não elétricas (ou um aumento médio anual de 0,20% e 0,27%, respectivamente). Já ganhos de eficiência duas vezes mais intensos às projeções da EPE, equivalem a um aumento acumulado de 17,1% para energia elétrica e de 22,9% para não elétricas (aumento médio anual de 0,79% e 1,04%, respectivamente). Para se ter uma ideia da magnitude desses ganhos de eficiência projetados, em 2011 o aumento da eficiência estimado foi de 0,56% para energias elétricas e 0,85% para não elétricas (Empresa Brasileira de Pesquisa Energética 2011). Essas simulações são motivadas pelo potencial de eficiência ainda não explorado no Brasil. Estimativas mostram, por exemplo, que o setor industrial apresenta potenciais significativos no que concerne à energia elétrica, em torno de 39% em 2030 (PNEf 2011). Além disso, há, na indústria, um potencial quase qua-



**Tabela 5:** Evolução de Indicadores de Conservação Energética por Setor (Energias Elétricas e Não-Elétricas)\*

Setores	Conservação Elétrica (var. % acumulada)				Conservação não Elétricas (var. % acumulada)			
	2011-2015	2011-2020	2011-2025	2011-2030	2011-2015	2011-2020	2011-2025	2011-2030
Agricultura, silvicultura, exploração florestal	2,49	4,36	6,27	8,21	2,90	5,71	8,61	11,58
Pecuária e pesca	2,49	4,36	6,27	8,21	2,90	5,71	8,61	11,58
Petróleo e gás natural	2,55	4,50	6,49	8,52	4,00	7,09	10,27	13,55
Minério de ferro	2,04	3,60	5,18	6,79	3,03	5,37	7,77	10,22
Outros da indústria extrativa	2,04	3,60	5,18	6,79	3,03	5,37	7,77	10,22
Alimentos e bebidas	1,81	3,20	4,61	6,03	1,74	3,08	4,44	5,82
Produtos do fumo	5,83	10,30	14,95	19,80	3,61	6,40	9,26	12,19
Têxteis	0,62	1,10	1,58	2,06	1,09	1,93	2,77	3,63
Artigos do vestuário e acessórios	0,62	1,10	1,58	2,06	1,09	1,93	2,77	3,63
Artefatos de couro e calçados	5,83	10,30	14,95	19,80	3,61	6,40	9,26	12,19
Produtos de madeira - exclusive móveis	5,83	10,30	14,95	19,80	3,61	6,40	9,26	12,19
Celulose e produtos de papel	2,15	3,80	5,47	7,18	2,15	3,80	5,48	7,19
Jornais, revistas, discos	5,83	10,30	14,95	19,80	3,61	6,40	9,26	12,19
Refino de petróleo e coque	2,55	4,50	6,49	8,52	4,00	7,09	10,27	13,55
Álcool	2,55	4,50	6,49	8,52	4,00	7,09	10,27	13,55
Produtos químicos	1,47	2,60	3,74	4,89	1,20	2,13	3,06	4,00
Fabricação de resina e elastômeros	1,47	2,60	3,74	4,89	1,20	2,13	3,06	4,00
Produtos farmacêuticos	1,47	2,60	3,74	4,89	1,20	2,13	3,06	4,00
Defensivos agrícolas	1,47	2,60	3,74	4,89	1,20	2,13	3,06	4,00
Perfumaria, higiene e limpeza	1,47	2,60	3,74	4,89	1,20	2,13	3,06	4,00
Tintas, vernizes, esmaltes e lacas	1,47	2,60	3,74	4,89	1,20	2,13	3,06	4,00
Produtos e preparados químicos diversos	1,47	2,60	3,74	4,89	1,20	2,13	3,06	4,00
Artigos de borracha e plástico	1,47	2,60	3,74	4,89	1,20	2,13	3,06	4,00
Cimento	1,19	2,10	3,02	3,95	4,12	7,31	10,58	13,96
Outros produtos de minerais não-metálicos	2,89	5,10	7,36	9,67	8,42	14,92	21,81	29,10
Fabricação de aço e derivados	3,57	6,30	9,10	11,98	5,43	9,61	13,96	18,49
Metalurgia de metais não-ferrosos	1,59	2,80	4,03	5,27	4,79	8,48	12,30	16,26
Produtos de metal	3,97	7,00	10,12	13,34	2,75	4,87	7,04	9,24
Máquinas e equipamentos	5,83	10,30	14,95	19,80	3,61	6,40	9,26	12,19

(var. % acumulada)

**Tabela 5:** Evolução de Indicadores de Conservação Energética por Setor (Energias Elétricas e Não-Elétricas)\*  
(continuação)

Setores	Conservação Elétrica (var. % acumulada)				Conservação não Elétricas (var. % acumulada)			
	2011-2015	2011-2020	2011-2025	2011-2030	2011-2015	2011-2020	2011-2025	2011-2030
Eletrodomésticos	5,83	10,30	14,95	19,80	3,61	6,40	9,26	12,19
Máquinas para escritório e eq. de informática	5,83	10,30	14,95	19,80	3,61	6,40	9,26	12,19
Máquinas, aparelhos e materiais elétricos	5,83	10,30	14,95	19,80	3,61	6,40	9,26	12,19
Material eletrônico e eq. de comunicações	5,83	10,30	14,95	19,80	3,61	6,40	9,26	12,19
Aparelhos/instrumentos médico-hospitalar	5,83	10,30	14,95	19,80	3,61	6,40	9,26	12,19
Automóveis, camionetas e utilitários	5,83	10,30	14,95	19,80	3,61	6,40	9,26	12,19
Caminhões e ônibus	5,83	10,30	14,95	19,80	3,61	6,40	9,26	12,19
Peças e acessórios para veículos automotores	5,83	10,30	14,95	19,80	3,61	6,40	9,26	12,19
Outros equipamentos de transporte	5,83	10,30	14,95	19,80	3,61	6,40	9,26	12,19
Móveis e produtos das indústrias diversas	5,83	10,30	14,95	19,80	3,61	6,40	9,26	12,19
Geração de eletricidade	2,55	4,50	6,49	8,52	4,00	7,09	10,27	13,55
Transmissão e distribuição de eletricidade	2,55	4,50	6,49	8,52	4,00	7,09	10,27	13,55
Distribuição de gás natural	2,55	4,50	6,49	8,52	4,00	7,09	10,27	13,55
Água, esgoto e limpeza urbana	3,08	5,11	7,17	9,28	1,47	4,71	8,06	11,52
Construção	5,83	10,30	14,95	19,80	3,61	6,40	9,26	12,19
Comércio	3,08	5,11	7,17	9,28	1,47	4,71	8,06	11,52
Transporte, armazenagem e correio	2,35	5,18	8,09	11,08	2,89	5,06	7,28	9,55
Serviços de informação	3,08	5,11	7,17	9,28	1,47	4,71	8,06	11,52
Intermediação financeira e seguros	3,08	5,11	7,17	9,28	1,47	4,71	8,06	11,52
Serviços imobiliários e aluguel	3,08	5,11	7,17	9,28	1,47	4,71	8,06	11,52
Serviços de manutenção e reparação	3,08	5,11	7,17	9,28	1,47	4,71	8,06	11,52
Serviços de alojamento e alimentação	3,08	5,11	7,17	9,28	1,47	4,71	8,06	11,52
Serviços prestados às empresas	3,08	5,11	7,17	9,28	1,47	4,71	8,06	11,52
Educação mercantil	3,08	5,11	7,17	9,28	1,47	4,71	8,06	11,52
Saúde mercantil	3,08	5,11	7,17	9,28	1,47	4,71	8,06	11,52
Outros serviços	3,08	5,11	7,17	9,28	1,47	4,71	8,06	11,52
Educação pública	2,49	4,36	6,27	8,21	2,90	5,71	8,61	11,58
Saúde pública	2,49	4,36	6,27	8,21	2,90	5,71	8,61	11,58
Administração pública e seguridade social	2,49	4,36	6,27	8,21	2,90	5,71	8,61	11,58
Setor residencial	2,06	3,86	5,69	7,55	0,98	3,56	6,20	8,91

(var. % acumulada)

tro vezes e meia maior para a conservação de energia em combustíveis (fontes não elétricas) do que em energia elétrica (Confederação Nacional da Indústria 2009). Dessa forma, busca-se capturar o impacto sobre as emissões, por exemplo, de cenários de ganhos de eficiência energética, em consonância com os Planos Decenais.

Os mecanismos de dinâmica recursiva permitem a utilização explicitamente temporal do modelo EGC nas simulações. As variáveis endógenas se ajustam ao longo do período de análise após os choques iniciais, tanto no cenário base (ou cenário de referência) quanto no cenário de política, que inclui o choque de mudança tecnológica no uso energético.

O modelo é walrasiano e, portanto, determina preços relativos, no qual a taxa de câmbio nominal é o numerário. As principais variáveis macroeconômicas (consumo das famílias, investimento, exportações, importações) são endógenas no cenário de política, com exceção dos gastos do governo. Em modelos dinâmicos, aumentos de investimento provocam reduções nas taxas de retorno esperadas, via aumento do estoque de capital, reduzindo posteriormente tais investimentos até a seu estado estacionário (equilíbrio). No mercado de trabalho, assume-se que o salário real responde defasadamente aos aumentos de emprego até quando o equilíbrio no mercado de trabalho for restabelecido. As exportações setoriais respondem a curvas de demanda negativamente associadas aos custos domésticos de produção e positivamente afetadas pela expansão exógena da renda internacional, adotando-se a hipótese de país pequeno no comércio internacional.

O cenário base representa qual seria a trajetória da economia sem políticas energéticas. A evolução da economia no período 2006-2014 é baseada em um cenário observado de crescimento do PIB, consumo das famílias, governo, investimento e exportações, além de pressuposições exógenas sobre o aumento de produtividade da terra. O cenário base futuro (2015-30) está ancorado em um crescimento médio da economia brasileira de 3% ao ano até 2030. Além disso, foram incorporados dados mais recentes das Estimativas anuais de emissões de Gases de Efeito Estufa (Brasil 2014) para as variações no período 2005-2012. Assim, o modelo adota que nesse período as emissões de combustíveis e atividade cresceram de acordo com as estimativas oficiais. Nesse período, verificou-se um aumento das emissões em 19,0% (contabilizados os setores de agropecuária, energia, processos industriais e resíduos tratados no modelo). A tabela 6, mostra as taxas de atualização das emissões até 2012, conforme as estimativas mais recentes.

## **5 Resultados da Política de Melhoria de Eficiência Energética**

O objetivo das simulações é projetar os efeitos do progresso tecnológico, em termos do aumento da eficiência energética, sobre a economia e as emissões de GEE. Os resultados devem ser lidos como desvios em relação a uma trajetória da economia brasileira (cenário base) na qual a política de aumento da eficiência energética não ocorresse.

Uma nova tecnologia que poupe energia, de acordo com os mecanismos do modelo, implica uma redução do custo de produção por unidade, o que pode ser visto como uma diminuição do preço de energia. A melhoria da eficiência energética traz consigo, portanto, uma redução implícita nos custos, ou nos preços efetivos. Esse efeito sobre preço pode ter consequências diretas

**Tabela 6:** Taxas de variação das emissões entre 2005 e 2012 por setor

Setor	Taxa de var. % nas emissões 2005-2012
Agropecuária	7,4
Energia	35,9
Processos industriais	9,5
Cimento	76,4
Cal e calcário	83
Química	-66,3
Ferro-Gusa e Aço	- 4,3
Alumínio	- 7,3
Resíduos	18,8

sobre o consumo das famílias e as exportações. A melhoria também representa um menor uso de insumos energéticos por unidade de produto, o que pode resultar em uma menor demanda por fatores primários, como capital e trabalho. O efeito líquido dessas forças, juntamente a outros fatores como a possibilidade de substituição entre bens energéticos, a estrutura de custos dos setores e mesmo a magnitude dos choques em cada setor (vide tabela 2), vão determinar a intensidade e a direção dos resultados agregados, setoriais e por famílias.

### 5.1 Resultados Macroeconômicos

Esta seção analisa os impactos do aumento de eficiência energética sobre as principais variáveis agregadas e também sobre o nível de emissões. Dessa forma, a tabela 7 reporta os resultados das simulações, em termos do desvio acumulado em relação ao cenário base em 2030. Os resultados apontam que um aumento de eficiência energética de 8,4% para energias elétricas e 11,3% para não elétricas tem um impacto positivo sobre o PIB em relação ao cenário base, de 1,62% acumulado em 2030, atrelado a uma queda das emissões totais de 2,1% (Cenário B). No caso em que se considera que a política não alcance a projeção de eficiência esperada (Cenário A), o impacto sobre o PIB seria de 0,85% e uma redução de emissões de 1,1%. No cenário mais otimista (Cenário C), o PIB cresceria 2,21% em relação ao cenário base com uma queda de emissões de 4,3% acumulada em 2030. Percebe-se, contudo, que à medida que a melhoria de eficiência se intensifica, o efeito sobre o PIB é positivo, mas declinante, indicando que a economia opera com retornos marginais decrescentes nos fatores. Por outro lado, as emissões se reduzem linearmente devido à hipótese dos choques em cada cenário e aos efeitos indiretos de atividade. Os resultados indicam que o coeficiente de emissões/PIB cairia entre -1,9% a -6,4% como resultado dos cenários simulados.

Melhorar a eficiência energética significa reduzir o consumo de energia necessário para produzir um determinado serviço de energia. Via de regra, a melhoria representa um menor uso de insumos energéticos por unidade de produto, o que resulta em uma menor demanda por fatores primários para os setores mais atingidos pela política de eficiência. A menor necessidade de insumos energéticos torna os produtos mais baratos, que por sua vez permitem

**Tabela 7:** Impactos do aumento de eficiência energética sobre a economia, decorrentes de cenários alternativos de ganhos de eficiência – 2016-2030 (desvio acumulado em relação ao cenário base em 2030)

Variáveis Macroeconômicas	Ganhos de eficiência energética		
	Cenário A*	Cenário B	Cenário C
PIB real	0,85	1,62	2,21
Consumo das Famílias	0,97	1,89	2,43
Investimento	0,09	0,17	0,24
Exportações	0,84	1,59	2,47
Importações	-0,55	-1,05	-1,9
Emprego	0,64	1,22	1,72
Salário real	0,5	0,9	1,2
Pagamento aos fatores primários			
Rentabilidade do capital	0,1	0,2	0,4
Rentabilidade da terra	2,4	4,6	7,1
Redução total das emissões	-1,1	-2,1	-4,3
Coefficiente de emissões (Emissões/PIB)	-1,9	-3,7	-6,4

um aumento na demanda de bens intermediários e finais e uma realocação dos fatores primários dos setores produtores de energia para os setores com crescimento da demanda (os resultados setoriais serão analisados na próxima seção). O efeito líquido nos mercados de fatores é o aumento agregado da remuneração dos fatores produtivos e do uso de capital e trabalho. Do lado da absorção, há um ajuste no saldo comercial (superávit), crescimento do consumo das famílias e do investimento.

A queda de preços, sobretudo sobre os bens energéticos, repercute sobre o consumo agregado das famílias, apontando, conforme a literatura, um efeito “*rebound*”, no qual ganhos de eficiência e consequente redução de preços, têm um efeito de estímulo ao consumo, inclusive dos próprios bens energéticos.

A queda dos preços domésticos também tende a beneficiar as exportações, dado que a redução dos custos de produção torna as exportações mais competitivas no mercado internacional, e sob curvas de demanda negativamente relacionadas aos custos as exportações se elevam<sup>9</sup>. No mercado doméstico, as importações tornam-se relativamente mais caras, o que gera um efeito de substituição em direção aos bens domésticos.

## 5.2 Resultados setoriais

Uma apreciação mais embasada dos resultados macroeconômicos passa pela análise setorial. Os resultados setoriais são uma função tanto das intensidades energéticas dos setores (Tabelas 1 e 2), choques de eficiência (Tabela 5), quanto das possibilidades de substituição dadas pela estrutura teórica do modelo. A Tabela 8 retrata os impactos sobre o nível de atividade setorial decorrentes dos cenários alternativos de ganhos de eficiência.

Os números indicam a realocação de fatores entre os setores que se beneficiam da eficiência energética elevando seu nível de produção, conforme

<sup>9</sup>Cabe ressaltar que esse resultado desconsidera ganhos de eficiência energética no resto do mundo, que poderiam, de certa forma, anular o ganho de competitividade do país, limitando os efeitos sobre a balança comercial.

**Tabela 8:** Impactos no nível de atividade setorial decorrentes de cenários alternativos de ganhos de eficiência – 2016 a 2030 (desvio % acumulado em relação ao cenário de referência em 2030)

Setores	Cenário A	Cenário B	Cenário C
Agricultura, silvicultura, exploração florestal	0,37	0,69	0,98
Pecuária e pesca	0,58	1,11	1,65
Petróleo e gás natural	-0,39	-0,77	-1,75
Minério de ferro	0,11	0,20	0,28
Outros da indústria extrativa	0,47	0,90	1,33
Alimentos e bebidas	0,49	0,93	1,37
Produtos do fumo	0,43	0,80	1,14
Têxteis	0,50	0,94	1,38
Artigos do vestuário e acessórios	0,53	1,01	1,50
Artefatos de couro e calçados	0,60	1,14	1,69
Produtos de madeira - exclusive móveis	0,75	1,42	2,08
Celulose e produtos de papel	0,77	1,46	2,26
Jornais, revistas, discos	0,49	0,93	1,35
Refino de petróleo e coque	-1,37	-2,69	-5,29
Álcool	-0,02	-0,04	-0,08
Produtos químicos	0,53	1,00	1,49
Fabricação de resina e elastômeros	0,44	0,83	1,21
Produtos farmacêuticos	0,44	0,83	1,25
Defensivos agrícolas	0,70	1,32	1,99
Perfumaria, higiene e limpeza	0,54	1,02	1,58
Tintas, vernizes, esmaltes e lacas	0,48	0,90	1,37
Produtos e preparados químicos diversos	0,56	1,05	1,55
Artigos de borracha e plástico	0,63	1,19	1,78
Cimento	0,41	0,77	1,20
Outros produtos de minerais não-metálicos	0,77	1,44	2,24
Fabricação de aço e derivados	0,49	0,91	1,38
Metalurgia de metais não-ferrosos	0,49	0,92	1,38
Produtos de metal	0,37	0,69	0,95
Máquinas e equipamentos	0,65	1,22	1,77
Eletrodomésticos	0,64	1,21	1,94
Máquinas para escritório e eq. de informática	0,24	0,44	0,67
Máquinas, aparelhos e materiais elétricos	0,22	0,40	0,56
Material eletrônico e eq. de comunicações	0,45	0,85	1,33
Aparelhos/instrumentos médico-hospitalar	0,31	0,59	0,84
Automóveis, camionetas e utilitários	0,46	0,86	1,31
Caminhões e ônibus	0,42	0,78	1,15
Peças e acessórios para veículos automotores	0,63	1,19	1,76
Outros equipamentos de transporte	0,72	1,36	2,08
Móveis e produtos das indústrias diversas	0,55	1,04	1,56
Geração de eletricidade	-0,33	-0,67	-1,46
Transmissão e distribuição de eletricidade	-0,63	-1,20	-2,31
Distribuição de gás natural	-0,03	-0,06	-0,15

**Tabela 8:** Impactos no nível de atividade setorial decorrentes de cenários alternativos de ganhos de eficiência – 2016 a 2030 (desvio % acumulado em relação ao cenário de referência em 2030) (continuação)

Setores	Cenário A	Cenário B	Cenário C
Água, esgoto e limpeza urbana	0,20	0,37	0,53
Construção	0,12	0,22	0,31
Comércio	0,32	0,60	0,80
Transporte, armazenagem e correio	0,92	1,75	2,78
Serviços de informação	0,35	0,67	0,93
Intermediação financeira e seguros	0,29	0,56	0,77
Serviços imobiliários e aluguel	0,01	0,02	0,03
Serviços de manutenção e reparação	0,50	0,96	1,38
Serviços de alojamento e alimentação	0,59	1,12	1,63
Serviços prestados às empresas	0,38	0,73	0,97
Educação mercantil	0,85	1,62	2,41
Saúde mercantil	0,70	1,33	2,00
Outros serviços	0,81	1,55	2,34
Educação pública	0,00	0,00	0,00
Saúde pública	0,00	-0,01	-0,01
Administração pública e seguridade social	0,01	0,02	0,02

apontado nos resultados macroeconômicos. Os setores produtores de bens energéticos apresentam resultados negativos devido à menor necessidade de uso na economia. Assim, para os produtores de energia, incluindo geração e transmissão de eletricidade, o efeito negativo poupador de insumos energéticos é maior que o efeito positivo sobre a atividade econômica, representado pelo aumento do PIB.

Os setores intensivos no uso de combustíveis, como Transportes e os afetados indiretamente (Equipamentos de Transporte, Automóveis), ao lado de setores intensivos no uso de energia elétrica, como Celulose e Papel são os mais beneficiados. No setor Transportes, por exemplo, há um uso intensivo de óleo diesel, que nas simulações possuem choques relevantes de eficiência e ajudam a explicar o resultado do setor.

### 5.3 Resultados das Emissões por combustíveis

Os resultados por combustíveis, por seu turno, possibilitam analisar as reduções de emissões mais relevantes por fontes, decorrentes da política de eficiência energética. A tabela 9 reporta as variações acumuladas em 2030 e a sua contribuição para a redução total de emissões, em cada cenário simulado.

Carvão Metalúrgico, Carvão Vegetal e Carvão Mineral, nessa ordem, respondem pelas maiores variações acumuladas em 2030, embora em termos da contribuição para o resultado final de redução de emissões - que leva em conta a participação das emissões de cada fonte - Carvão Metalúrgico, Óleo Diesel, Óleo Combustível e Gás Natural são as fontes de maior destaque. O resultado positivo de Gasolina, por sua vez, decorre do aumento do consumo do combustível pelas famílias, dado o efeito “*rebound*” discutido, embora em termos de contribuição não altera sobremaneira o resultado de queda das emissões. Por outro lado, a parcela das emissões de “Atividade” (Processos Produtivos) anula em parte o esforço de redução de emissões dos ganhos de eficiência,

**Tabela 9:** Variação acumulada das emissões e contribuição por fontes emissoras, decorrentes da política de melhoria de eficiência energética (desvio acumulado em relação ao cenário base em 2030)

Emissores	Simulações de aumento da eficiência energética (Var. % acumulada em 2030)					
	Cenário A		Cenário B		Cenário C	
	Var % acumulada de emissões	Contribuição	Var % acumulada de emissões	Contribuição	Var % acumulada de emissões	Contribuição
Carvão Metalúrgico	-5,5	32,35%	-10,7	31,87%	-20,6	29,09%
Lenha	-2,7	9,37%	- 5,3	9,30%	-10,8	9,06%
Carvão Vegetal	-5,5	2,85%	-10,5	2,76%	-19,8	2,46%
Carvão Mineral	-4,9	3,88%	- 9,6	3,81%	-18,5	3,47%
Bagaço de Cana	-1,7	5,34%	- 3,4	5,30%	- 6,9	5,11%
Gas Liquefeito de Petróleo	-0,5	1,14%	- 1,1	1,14%	- 2,1	1,08%
Gasolina	0,4	- 1,59%	0,6	- 1,37%	0,9	- 0,95%
Óleo Combustível	-4,2	11,21%	- 8,3	11,00%	-16,0	10,05%
Óleo Diesel	-2,6	31,33%	- 5,2	31,14%	-10,3	29,30%
Querosene	-3,1	1,85%	- 6,1	1,84%	-12,2	1,76%
Coque	-3,9	5,37%	- 7,7	5,30%	-14,9	4,87%
Outros Refinos de Petróleo	-2,9	9,08%	- 5,6	8,77%	-10,5	7,82%
Álcool	-2,0	4,71%	- 4,2	4,89%	- 9,2	5,10%
Gás Natural	-2,1	10,20%	- 4,1	10,15%	- 8,2	9,53%
Processos produtivos	0,5	- 27,07%	0,9	- 25,91%	1,3	- 17,75%
Redução total das emissões	-1,1	100%	- 2,1	100%	- 4,3	100%



dada sua variação positiva, tanto em razão do fato de não incidir diretamente os choques de eficiência energética (os choques representam modificações no consumo intermediário de energias não elétricas e elétricas; e também no consumo das famílias), quanto pelo aumento do nível de atividade da economia com os ganhos que repercutem positivamente sobre esta fonte de emissão.

#### 5.4 Resultados por grupos de famílias

Um resultado bastante discutido na literatura é a incidência distributiva das políticas climáticas. O modelo BeGreen foi especialmente especificado para a análise da incidência de políticas energéticas por grupos de famílias, já que apresenta em sua especificação 10 famílias representativas, definidas de acordo com os decis de renda total por unidade familiar. As denominações H1 a H10 representam a desagregação das famílias baseadas em decis de renda, nos quais H1 refere-se ao primeiro decil (famílias de mais baixa renda), ao passo que em H10 estão as famílias na faixa de maior renda. A Tabela 10 retrata a participação das famílias no consumo, de acordo com o banco de dados do modelo<sup>10</sup>.

É notável a participação majoritária dos maiores decis de renda no consumo das famílias. Juntos, os dois últimos decis (H9 e H10) respondem por mais da metade do valor de compras das famílias (52%). Essa participação no consumo pode ser decomposta pelos bens energéticos do modelo, de forma a apontar o padrão dos gastos de cada decil.

**Tabela 10:** Participação das famílias no consumo e renda média, por decil de renda – 2005

Famílias por decis de renda	Participação no Consumo	Renda Média (R\$)
H1	3%	210,71
H2	3%	379,11
H3	4%	523,81
H4	5%	674,80
H5	6%	859,31
H6	7%	1.103,00
H7	9%	1.431,09
H8	11%	1.954,89
H9	16%	3.000,83
H10	36%	8.000,76
Total	100%	-

Como pode ser visto na tabela 11, os decis mais baixos gastam uma proporção maior de sua renda com energia elétrica se comparado aos decis superiores. Em contrapartida, os últimos decis apresentam uma alta proporção do gasto em combustíveis fósseis, com especial destaque para a gasolina. No total, as famílias do menor decil de renda gastam cerca de 5,2% da renda no consumo de bens energéticos, ao passo que o mais alto decil, chega a 9,4%.

<sup>10</sup>É importante destacar, que as simulações foram realizadas com parâmetro de FRISCH constante para todas as famílias (-2,48). Esse parâmetro mede a razão entre gastos de subsistência e gastos de não subsistência (luxo) por produto para as famílias. Espera-se, pois, que tal razão seja maior para famílias pobres do que para famílias ricas, como é utilizado na literatura (Frisch 1959).

**Tabela 11:** Participação dos bens energéticos no consumo das famílias - 2005

Bens energéticos	Consumo das Famílias (%)									
	H01	H02	H03	H04	H05	H06	H07	H08	H09	H10
Lenha	0,02	0,01	0,01	0,01	0,02	0,01	0,02	0,01	0,02	0,02
Carvão Vegetal	0,01	0,01	0,01	0	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,02
GLP	0,26	0,25	0,29	0,34	0,42	0,6	0,69	0,92	1,17	1,24
Gasolina	0,34	0,08	0,08	0,23	0,31	0,4	0,9	1,79	2,61	5,47
Óleo Diesel	0,1	0,17	0,08	0,19	0,15	0,13	0,17	0,24	0,28	0,31
Querosene	0	0	0	0	0	0	0,01	0,01	0,01	0,01
Outros Refino de Petróleo	0,03	0,03	0,03	0,04	0,05	0,07	0,08	0,11	0,14	0,14
Álcool	0,12	0,12	0,26	0,33	0,43	0,35	0,59	0,67	0,82	0,4
Energia Elétrica	4,12	4,15	3,96	3,75	3,55	3,46	3,13	2,77	2,44	1,65
Gás Natural	0,23	0,23	0,22	0,21	0,19	0,19	0,17	0,15	0,13	0,09
Total Bens Energéticos	5,2	5,1	4,9	5,1	5,1	5,2	5,8	6,7	7,6	9,4
Produtos agropecuários e alimentos	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
Serviços	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
Demais Insumos Intermediários	94,8	95,0	95,1	94,9	94,9	94,8	94,2	93,3	92,4	90,7
Total	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%

A tabela 12 mostra os impactos sobre o consumo das famílias, como desvios acumulados em relação ao cenário base em 2030. Para o caso da política de aumento da eficiência energética, os resultados sugerem que a política tem efeitos positivos mais intensos sobre o consumo das classes de renda mais altas vis-à-vis os efeitos sobre as famílias de baixa renda. Tal resultado é explicado pela composição das compras das famílias em cada decil de renda, pelo aumento do emprego e salário real, que tem impactos sobre a renda.

Em linhas gerais, os ganhos de eficiência energética acarretam em queda de preços dos produtos. Essa queda atinge a grande maioria dos bens, com impactos diferenciados entre bens alimentícios, energéticos e de serviços (Tabela 13). Nota-se a expressiva redução nos preços de bens energéticos, também de forma diferenciada entre combustíveis e eletricidade. A redução mais acentuada dos preços dos combustíveis explica o crescimento mais intenso do consumo das famílias de mais alta renda, dado que estas têm um gasto proporcionalmente maior em combustíveis. Por outro lado, os decis mais baixos de renda se beneficiam com menor intensidade já que gastam uma proporção maior de sua renda com bens que apresentaram quedas menos expressivas de preços, tais como energia elétrica e alimentos.

Um resultado importante a se ressaltar no tocante a impactos distributivos é o indicador que mede a variação do coeficiente de GINI (Tabela 12). Os cálculos são baseados nos gastos de cada decil (considerada uma métrica mais consistente) e expressos como alterações percentuais sobre o índice de referência de 2005. Nota-se um aumento de 0,1% no índice em 2030, indicando leve regressividade, embora quase não modifique o coeficiente.

**Tabela 12:** Impactos sobre o consumo das famílias (var. % - desvio acumulado em relação ao cenário base)

Famílias	Simulações de aumento da eficiência energética*		
	Cenário A	Cenário B	Cenário C
	Consumo	Consumo	Consumo
H01	0,47	0,90	1,29
H02	0,52	1,00	1,42
H03	0,49	0,95	1,34
H04	0,50	0,97	1,36
H05	0,51	0,99	1,38
H06	0,51	0,99	1,36
H07	0,54	1,05	1,41
H08	0,58	1,12	1,46
H09	0,62	1,21	1,53
H10	0,69	1,34	1,61
Variação Coeficiente de GINI	0,1%	0,1%	0,1%

\* Desvio % acumulado em 2030

## 6 Conclusões

O objetivo deste artigo foi estimar o impacto de políticas de aumento da eficiência energética para o caso brasileiro, que nos últimos tempos têm sido amplamente discutidas e adotadas em diversos países. O fortalecimento das evidências das mudanças climáticas, tendo como causa mais provável as emis-

**Tabela 13:** Efeitos sobre os preços para as famílias do aumento da eficiência energética para bens selecionados (desvio acumulado em relação ao cenário base em 2030)

Bens	Simulações de aumento da eficiência energética <sup>♦</sup>		
	Cenário A	Cenário B	Cenário C
Lenha	- 9,3	-17,5	-21,6
Carvão vegetal	- 8,5	-16,3	-20,5
Bovinos e outros animais vivos	- 1,3	- 2,5	- 3,5
Abate e preparação de produtos de carne	- 0,8	- 1,5	- 2,1
Carne suína fresca, congelada ou refrigerada	- 0,8	- 1,5	- 2,1
Carne ave fresca, congelada ou refrigerada	- 0,8	- 1,4	- 2,1
Áçucar	- 0,8	- 1,5	- 2,2
Óleo de soja refinado	- 0,8	- 1,5	- 2,1
Leite resfriado, esterilizado e pasteurizado	- 0,8	- 1,6	- 2,2
Arroz beneficiado e produtos derivados	- 0,8	- 1,4	- 1,9
Carfé torrado e moído	- 0,8	- 1,5	- 2,1
Artigos do vestuário	- 0,7	- 1,3	- 1,7
GLP	- 4,5	- 8,7	- 5,0
Gasolina	- 6,8	-12,8	-12,6
Óleo diesel	- 8,2	-15,5	-18,5
Querosene	- 5,8	-11,1	-10,1
Outros refino de petróleo	- 1,7	- 3,1	- 5,3
Álcool	- 8,1	-15,1	-16,9
Energia elétrica	- 6,3	-12,0	-14,5
Gás natural	-11,0	-20,4	-27,2
Transporte de passageiro	- 0,9	- 1,7	- 2,6
Serviços imobiliários e aluguel	- 0,2	- 0,3	- 0,4
Serviços de informação	- 0,4	- 0,8	- 1,0
Instituições financeiras e seguros	- 0,3	- 0,6	- 0,5
Serviços prestados às empresas	- 0,6	- 1,0	- 1,3
Educação mercantil	- 1,1	- 2,0	- 2,7
Saúde mercantil	- 0,9	- 1,7	- 2,4
Serviços prestados às famílias	- 1,1	- 1,3	- 2,9

♦ Var. % acumulada em 2030

sões antrópicas de gases de efeito estufa (GEE), e as projeções quanto às possíveis consequências desse fenômeno, têm culminado em uma série de debates e conferências para tratar das responsabilidades, metas, políticas de adaptação e, sobretudo, mitigação desta externalidade global.

Também motivada pela Política Nacional da Mudança do Clima (PNMC 2009) e pela Política Nacional de Eficiência Energética (PNeF 2011) adotadas no Brasil, projetamos os impactos potenciais da melhoria de eficiência energética sobre a economia brasileira. Para isso, empregamos um modelo de equilíbrio geral computável (EGC), denominado BeGreen (Brazilian Energy and Greenhouse Gas Emissions General Equilibrium Model). O modelo representa o estado-da-arte em EGC e é inovador em vários aspectos, como na sua ampla desagregação de produtos energéticos, setores e fontes de emissão de GEE, na incorporação de mecanismos de dinâmica recursiva, e notadamente, na especificação ambiental e energética, e na especificação de famílias diferenciadas pela renda (o que permite obter impactos distributivos de políticas). O módulo ambiental contabiliza explicitamente as emissões para cada fonte e setor do modelo, incluindo o residencial. No que tange à especificação da tecnologia de setores energéticos, o modelo inova ao utilizar em sua estrutura de produção setores modelados por vetores tecnológicos e setores com possibilidades de substituição entre diferentes fontes de energia: renováveis, não renováveis e de autogeração.

Os resultados simulados da política de melhoria da eficiência energética, testada em 3 níveis diferentes, mostram que a economia colhe ganhos significativos em termos de crescimento do PIB e redução de emissões. Os resultados

projetam que o coeficiente de emissões/PIB cairia entre -2% a -6% como resultado das políticas de eficiência energética.

Não obstante os potenciais efeitos positivos dessa política, muitos parecem ser os obstáculos impostos para sua efetiva execução. O próprio Plano Nacional de Eficiência Energética (PNef 2011) destaca a falta de informações, a visão de curto prazo do empresariado brasileiro na aplicação de recursos e amortização dos investimentos, a ausência de cultura de gestão energética e a escassez de crédito, como empecilhos para o alcance do potencial de eficiência energética que o Brasil possui. Assim, investimentos do setor privado em tecnologias de “baixo carbono” devem requerer incentivos que tornem atraentes essas opções. Se uma tecnologia de baixo carbono possui custo maior que a usual, ou demanda maiores investimentos, dificilmente os setores produtivos estariam interessados a utilizá-la.

Deve-se ressaltar que os resultados devem ser lidos como limite superior dos possíveis ganhos de eficiência energética, dado que, por dificuldades de mensuração e incerteza, custos associados a políticas de eficiência ou investimento necessário a setores ou famílias não são explicitamente considerados nas simulações. Esses desenvolvimentos serão estudados em trabalhos futuros. Além disso, a metodologia opera com retornos constantes de escala e não apresenta mecanismos endógenos de mudança tecnológica. Outro ponto a se ressaltar é que o modelo não distingue as emissões por diferentes gases de efeito estufa, embora os contabilize, como a maior parte dos estudos, a partir da transformação das emissões desses gases em uma unidade comum (CO<sub>2</sub> equivalente). Além disso, não são considerados os benefícios que a mitigação de gases de efeito estufa poderiam implicar devido à dificuldade e à incerteza envolvidas na mensuração dos possíveis impactos que seriam causados pelas mudanças climáticas.

### Agradecimentos

Os autores agradecem ao Centro Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq/MCTI) pelo apoio financeiro. Os autores também agradecem aos pareceristas pelos comentários e sugestões. Os erros e omissões são de responsabilidade dos autores.

### Referências Bibliográficas

- Abare (1996), The megabare model: Interim documentation, Technical report, Australian Bureau of Agricultural and Resource Economics, Canberra. 71 p.
- Adams, P. D., Horridge, M. & Parmenter, B. R. (2000), 'MMRF-GREEN: A Dynamic, Multi-sectoral, Multi-regional Model of Australia', *Centre of Policy Studies, Impact Project*.
- Aldy, J. E. and Stavins, R. N. (2012), 'Climate negotiators create an opportunity for scholars', *Science* 337(6098), 1043-1044.
- Azar, C. (2010), The cost of reducing CO<sub>2</sub> emissions, in R. A. M. M. D. . K.-D. K. Schneider, S. H., ed., 'Climate change science and policy', Vol. 1, Island Press.

Bosetti, V. & Buchner, B. (2009), 'Data envelopment analysis of different climate policy scenarios', *Ecological Economics* **68**, 1340–1354.

Brasil (2014), Estimativas Anuais de emissões de gases de efeito estufa no Brasil, Technical report, Ministério da Ciência e Tecnologia.

**URL:** Disponível em: [http://www.mct.gov.br/upd\\_blob/0235/235580.pdf](http://www.mct.gov.br/upd_blob/0235/235580.pdf)

Brookes, L. G. (1990), 'The Greenhouse effect: the fallacies in energy efficiency solution', *Energy Policy* **18**(2), 199–201.

Clarke, L., Edmonds, J., Krey, V., Richels, R., Rose, S. & Tavoni, M. (2009), 'International climate policy architectures: Overview of the EMF 22 International Scenarios', *Energy Economics* **31**, 64–81.

Confederação Nacional da Indústria (2009), Oportunidades de eficiência energética para a indústria, Technical report, CNI: Brasília.

Dixon, P. B., Parmenter, B. R., Sutton, J. M. & Vincent, D. P. (1982), ORANI: A Multisectoral Model of the Australian Economy, Technical report, Amsterdam: North-Holland.

Empresa Brasileira de Pesquisa Energética (2007), Plano nacional de energia 2030, Technical report, Brasília: MME/EPE.

Empresa Brasileira de Pesquisa Energética (2010), Balanço energético nacional 2010 – ano base: 2011, Technical report, Rio de Janeiro: EPE.

Empresa Brasileira de Pesquisa Energética (2011), Plano decenal de expansão de energia 2020, Technical report, Brasília: MME/EPE.

**URL:** <http://www.epe.gov.br/PDEE/Forms/EPEEstudo.aspx>

Empresa Brasileira de Pesquisa Energética (2012), Balanço energético nacional 2012 - ano base: 2011, Technical report, Empresa Brasileira de Pesquisa Energética, Rio de Janeiro.

Feijo, F. T. & Porto, J. (2009), 'Protocolo de Quioto e o Bem Estar Econômico no Brasil: Uma Análise Utilizando Equilíbrio Geral Computável', *Análise Econômica* **27**(51), 127–154.

Ferreira Filho, J. B. S. & Rocha, M. T. (2007), Avaliação econômica de políticas públicas visando redução das emissões de gases de efeito estufa no Brasil, in 'CONGRESSO DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL', Londrina.

Frankel, J. (2008), 'An elaborated proposal for global climate policy architecture: Specific formulas and emission targets for all countries in all decades', Discussion Paper 2008-08, Cambridge, MA: Harvard. Project on International Climate Agreements.

Frisch, R. (1959), 'Complete scheme for computing all direct and cross demand elasticities in a model with many sectors', *Econometrica* **27**(2), 177–196.

Geller, H. & Attali, S. (2005), 'The Experience with Energy Efficiency Policies and Programmes in IEA Countries: Learning from the Critics', Paris: International Energy Agency.

- Gillingham et al. (2013), 'Energy policy: The rebound effect is overplayed', *Nature* **493**(7433), 475–476.
- Gouvello, C. (2010), 'Estudo de baixo carbono para o Brasil', Brasília: Banco Mundial.
- Greening, L., Greene, D. L. & Difiglio, C. (2000), 'Energy efficiency and consumption – the rebound effect – a survey', *Energy Policy* **28**(6), 389–401.
- Guilhoto, J. J., Lopes, R. L. & Seroa da Motta, R. (2002), Impactos ambientais e regionais de cenários de crescimento da economia brasileira, Texto para discussão 892, IPEA.
- Gurgel, A. C. (2012), Impactos da economia mundial de baixo carbono sobre o Brasil, in 'Anais da ANPEC'.
- Hanoch, G. (1971), 'CRESH production functions', *Econometrica* **39**(5), 695–712.
- Hilgemberg, E. M. & Guilhoto, J. J. M. (2006), 'Uso de combustíveis e emissões de CO<sub>2</sub> no Brasil: um modelo inter-regional de insumo-produto', *Nova Economia* **16**(1), 49–99.
- Hinchey, M. & Hanslow, K. (1996), 'The MEGABARE model: interim documentation', Australian Bureau of Agricultural and Resource Economics.
- Hoffmann, U. (2009), Promoting poles of clean growth to foster the transition to a more sustainable economy, Unctad trade and environment review, United Nations.
- Instituto Nacional de Pesquisas Espaciais (2015), Taxas de desmatamento anual (km<sup>2</sup>/ano) - 1988 a 2015, Technical report, INPE. Acesso em: 28/09/2016.
- Intergovernmental Panel on Climate Change (2007), 'Climate change 2007: The physical science basis - summary for policymakers'.  
**URL:** <http://www.ipcc.ch/SPM2feb07.pdf>
- Jorgenson, D. W. & Wilcoxon, P. (1993), 'Reducing US carbon dioxide emissions: an assessment of different instruments', *Journal of Policy Modeling* **15**(5-6), 491–520.
- Khazzoom, D. J. (1980), 'Economic implications of mandated efficiency standards for household appliances', *The energy journal* **1**(1), 21–40.
- Klepper, G. (2011), 'The future of the European Emission Trading System and the Clean Development Mechanism in a post-Kyoto world', *Energy Economics* **33**(4), 687–698.
- Lima, E. M. C. (2011), Impactos de políticas climáticas internacionais sobre a economia brasileira, Dissertação (mestrado em economia aplicada), Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto, Universidade de São Paulo. 151p.
- Linares, P. & Labandeira, X. (2010), 'Energy efficiency: Economics and policy', *Journal of Economic Surveys* **24**(3), 573–592.

Lopes, R. L. (2003), Efeitos de uma restrição na emissão de CO<sub>2</sub> na economia brasileira, PhD thesis, Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", Universidade de São Paulo, Piracicaba.

Magalhães, S. A. (2013), Economia de baixo carbono no Brasil: alternativas de políticas e custos de redução de emissões de gases de efeito estufa, PhD thesis, Departamento de Ciências Econômicas/Cedeplar, UFMG, Belo Horizonte.

Manne, A. S. (2005), General equilibrium modeling for global climate change, in C. U. Press, ed., 'Frontiers in Applied General Equilibrium Modeling', Kehoe, T. J. and Srinivasan, T. N. and Whalley, J., New York, pp. 255–276.

Margulis, S. & Dubeux, C. B. S. (2010), *Economia da mudança do clima no Brasil: custos e oportunidades*, IBEP Gráfica, São Paulo.

McDougall, R. (1993), Energy taxes and greenhouse gas emissions in Australia, Technical Report g-104, Centre of Policy Studies/IMPACT, Centre: Monash University.

Metcalf, G. & Weisbach, D. (2010), 'Linking policies when tastes differ: Global climate policy in a heterogeneous world', *Review of Environmental Economics and Policy*.

Nordhaus, W. D. (2008), *A question of balance: weighing the options on global warming policies*, Yale University Press, New Haven.

Olmstead, S. M. & Stavins, R. N. (2010), Three key elements of post-2012 international climate policy architecture, Working papers series rwp10-030, HKS Faculty Research.

Patterson, M. (1996), 'What is Energy Efficiency? – Concepts, Indicators and Methodological Issues', *Energy Policy* 24(5), 377–390.

Peter, W. W., Horridge, M., Meguer, G. A., Navqui, F. & Parmenter, B. R. (1996), The theoretical structure of monash-mrf, Preliminary working paper OP-85, Center of Policy Studies. Acesso em: 12 jul. 2010.

Rocha, M. T. (2003), Aquecimento global e o mercado de carbono: uma aplicação do modelo CERT, PhD thesis, Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz – USP, Piracicaba.

Rong, F. (2010), 'Understanding developing country stances on post-2012 climate change negotiations: Comparative analysis of Brazil, China, India, Mexico, and South Africa', *Energy Policy* 38(8), 4582–4591.

Rose, A. (2009), *The Economics of Climate Change Policy: International, National and Regional Mitigation Strategies*, Edward Elgar, Massachusetts.

Silva, J. G. & Gurgel, A. C. (2012), 'Impactos econômicos de cenários de políticas climáticas para o Brasil', *Pesquisa e Planejamento Econômico* 42(1), 93–135.

Springer, U. (2003), 'The market for tradable ghg permits under the kyoto protocol: a survey of model studies', *Energy Economics* 25(5), 527–551.



Stern, N. (2007), *The Economics of Climate Change – the Stern Review*, revisited edn, Cambridge University Press, Cambridge.

Tourinho, O. A. F., Da Motta, R. S. & Alves, Y. L. B. (2003), Uma aplicação ambiental de um modelo de equilíbrio geral, Texto para discussão n. 976 Rio de Janeiro, IPEA.

**URL:** Disponível em: <[http://www.ipea.gov.br/pub/td/2003/td\\_0976.pdf](http://www.ipea.gov.br/pub/td/2003/td_0976.pdf)>

Viguier, L. & Babiker, M. Reilly, J. (2003), 'The costs of the Kyoto Protocol in the European Union', *Energy Policy* 31(5), 393–483.

Viola, E. (2009), Brazil in the global and regional politics climate, in 'Global Summit on Sustainable Development and Climate Change', New Delhi.

Watson, R. T. (2001), *Climate Change 2001: Synthesis Report. Contributions of Working Group I, II, and III to the Third Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change*, Cambridge University Press, Cambridge.

Weyant, J. (1993), 'Costs of reducing global carbon emissions', *Journal of Economics Perspectives* 7(4), 27–46.

Wing, I. S. (2004), Computable General Equilibrium Models and Their Use in Economy-Wide Policy Analysis, Technical note n 6, The MIT Joint Program on the Science and Policy of Global Change.

Zhang, Z. X. (2009), 'Multilateral trade measures in a post-2012 climate change regime? What can be taken from the Montreal Protocol and the WTO?', *Energy Policy* 37(12), 5105–5112.

## SELF-SELECTION OF RETURN MIGRANTS IN BRAZIL AND INEQUALITY

SILVIO H. T. TAI\*  
ANA CAROLINA B. M. RIBEIRO†

### Resumo

Esse artigo estuda a autoseleção dos emigrantes retornados no Brasil, de 2001 a 2010. Verificou-se empiricamente o impacto da desigualdade de renda na autoseleção através de dois canais opostos. Em primeiro lugar, os custos de migração impedem indivíduos com baixa qualificação de emigrar, o que contribui para a seleção positiva. Essa seleção é acentuada em locais com muita desigualdade. Em segundo lugar, indivíduos com baixa qualificação têm incentivos salariais para emigrar de estados mais desiguais, o que contribui para a seleção negativa. Considerando os dois canais, os efeitos dos custos de emigração são mais importantes, com predominância da seleção positiva.

**Palavras-chave:** Desigualdade, Emigrantes retornados, Autoseleção, Brasil.

### Abstract

This paper investigates self-selection of returnees migrants in Brazil, from 2001 to 2010. We find evidence of the impact of inequality on self-selection through two opposing channels. First, migrations costs prevent low-skilled individuals from emigrating, which support positive selection. This selection is accentuated in locations with high inequality. Secondly, we find that low-skilled individuals have wage incentives to emigrate from states with relative high inequality, implying a negative impact on selection. All in all, we find more important effects of migration costs, with the predominance of positive selection.

**Keywords:** Inequality, Return Migration, Self-selection, Brazil.

**JEL classification:** F22, J15, J24, J31

**DOI:** <http://dx.doi.org/10.11606/1413-8050/ea146640>

---

\* RITM - University Paris XI Sud, France and Pontifical Catholic University of Rio Grande do Sul, Brazil. E-mail: silviotai@gmail.com.

† Ph.D. candidate at the Pontifical Catholic University of Rio Grande do Sul, Brazil. E-mail: carolbmribeiro@hotmail.com.

## 1 Introduction

Several studies indicate that migration from developing to developed countries tend to be relatively qualified, in relation to the individuals in the origin country. This phenomena may be harmful and prevent developing countries from keeping human capital, a fundamental input of economic development (Mankiw et al. 1992) and an essential factor to devise and develop new technologies (Romer 1990).<sup>1</sup>

The recent crisis in developed countries, combined with stabilization and growth in Brazil, has progressively attracted not only foreign migrants, but also Brazilian returnees.<sup>2</sup> The flows of Brazilian returnees had a three-fold increase from 2005 to 2010.<sup>3</sup> One could expect the return of human capital that “drained” in the past, as well as the return of labor. Considering immigration as an inflow of human capital, returnees have some advantages compared to foreign immigrants. Firstly, they do not face bureaucratic, cultural, or linguistic barriers in migrating back to Brazil. Secondly, their return migration does not trigger, at first, negative attitudes in compatriots that remained in Brazil.<sup>4</sup>

Returnees are considered in this paper because they are paid at the same prices of other Brazilians, allowing a direct comparison. We find evidence that these migrants have more education and earn higher wages than Brazilians who remained in the country. Since Brazil is one of the most unequal countries worldwide, one would expect the opposite, that highly educated Brazilians would remain in the country. Considering that they earn relative high salaries, why do these individuals tend to migrate to other countries (and return some time later)?

This article quantifies the self-selection of return migrants in Brazil from 2001 to 2010, and estimates the impact of the underlying theoretical mechanisms of selection through inequality. Using microdata from the 2010 census, this paper compares wages of native-returnees to those of non-migrant natives in each Brazilian state, providing a direct wage comparison. The role of inequality on the correlation between education and migration costs is a key issue in our study.

We found evidence of the impact of inequality on self-selection through two opposing channels. On one hand, migration costs prevent low-skilled individuals from migrating, which supports positive selection. This selection is more elevated in Brazilian states with high inequality, because they present high return to skills. On the other hand, low-skilled individuals have incentives for migrating to countries with low inequality where, their wage is higher, which supports negative selection. Both channels are empirically verified, with a predominance of the former.

Borjas (1987) shows that migration from countries with relatively high inequality and high rates of return to schooling is negatively selected. This theoretical implication is based on a simplified assumption: migration costs are a constant proportion of individuals' income, regardless of their educa-

---

<sup>1</sup>Nonetheless, recent studies point to positive network externalities. See Docquier & Rapoport (2012) for a survey.

<sup>2</sup>Between 2001 and 2010, the inflow of returnees was 2.5 higher than the inflow of foreigners.

<sup>3</sup>See Figure 2.

<sup>4</sup>A stream of the literature (Facchini & Mayda 2009, Müller & Tai 2016) indicates that natives can have negative opinions regarding immigration, either because they can represent a competition in the labor market or because foreigners impose a net cost on the redistribution system.

tion level or wage. Without this hypothesis, migration costs would represent larger proportions of low-skilled individuals' wage, reducing their motivations to migrate (Chiswick 1999, Assunção & Carvalho 2013).

Chiquiar & Hanson (2005) consider variable time-equivalent costs correlated with skills to be what theoretically underpins negative, intermediate and positive selection, depending on the amount of costs and their correlation with skills. Empirically, they find intermediate selection as they compare wage densities of Mexican residents to counterfactual constructed wage densities that would be obtained were Mexican immigrants in the US paid accordingly to Mexican prices. This paper presents the advantage of direct wage comparisons (without price heterogeneity) and also the possibility of econometric examination of different theoretical arguments determining selection, notably the implication of variable proportional costs on the liquidity constraint. Although Chiquiar & Hanson (2005) justify intermediate selection via variable time-equivalent costs, they did not empirically test this hypothesis.

Belot & Hatton (2012) estimate the self-selection determinants for OECD's immigrants. They focus on the poverty constraint and propose that less educated individuals have higher time-equivalent migration costs if their source country is poor. This approach is close to that applied to the second-step regressions in this paper. Although our empirical results are similar, there is a fundamental difference: we use inequality instead of poverty. The theoretical model indicates that inequality determines selection, not poverty.

For instance, one can consider a very poor country where everybody is poor. In this case, the poorest individuals cannot migrate, but selection is not observed because richer individuals cannot migrate either. A country may be poor or rich, but if the correlation between time-equivalent costs and skills is low (otherwise stated, if the inequality is low), cost-based positive selection is low.

In addition, differently from Belot & Hatton (2012), this paper makes use of individual data, which allows us to investigate self-selection on observed and unobserved characteristics by education level.

Borjas & Bratsberg (1996) extend Borjas (1987) return migration model, arguing that there is a negative selection in the migration and a positive selection in the return migration.<sup>5</sup> It is important to note that the selection in (the first) migration compares migrants to native non-migrants whereas the selection in the return (second) migration compares migrants that are coming back to those that remained in the destination country.

This paper compares returnee migrants to natives that have never migrated. In the context of Borjas and Bratsberg's model (with constant time-equivalent costs), only the "first" selection counts, in this case returnees migrants would be negatively selected. Once again, variable time-equivalent costs would change these implications.<sup>6</sup>

---

<sup>5</sup>As migration to countries with relatively low return to skills is negatively selected, the first individuals to migrate are those with the lowest skills (alternatively, individuals with the lowest skill are those with the highest incentives to migrate). Eventually, a certain stock of immigrants lives in the foreign country. When these immigrants decide to go back to their source country, the move starts with the most skilled within the settled immigrants' stock, or the latest to arrive (alternatively, those persons that migrate from source to destination country, but with the lowest incentives.)

<sup>6</sup>Education obtained in a foreigner country can not be controlled and may bias the results.

The main contribution of this paper is to clarify migration self-selection mechanisms based on migration costs and inequality. It is evident that the brain drain caused by positive selection in unequal countries like Brazil, frequently found in the literature, is largely explained by migration costs and high levels of inequality.

The remainder of this paper is divided into five sections. Section 2 sketches Borjas (1987) model and includes variable time-equivalent migration costs. Section 3 presents the econometric specification. Section 4 details individual data of return migration in Brazil from 2001 to 2010. Section 5 analyzes the results of the empirical analysis, and finally section 6 presents our conclusions.

## 2 Theory

### 2.1 Self-selection

Borjas (1987), based on Roy's 1951 model, shows that migrants from countries with relatively high returns to skills and also high earning inequality are negatively selected. A strong hypothesis for this result is that time-equivalent migration costs are constants across all individuals. Therefore, low-skilled individuals living in countries with high returns to skills tend to migrate to more equalitarian countries where low-skilled individuals are not so penalized with relative low wages.

Nevertheless, if time-equivalent migration costs are higher for low-skilled individuals, those costs represent an obstacle for them. Chiquiar & Hanson (2005) consider a negative correlation between time-equivalent costs and skills,<sup>7</sup> which underpins the intermediate selection for migrants from Mexico to the US that they found.

Self-selection occurs twice in return migration; when the individual migrates from home country to foreign country, and when she or he migrates back. Borjas & Bratsberg (1996) indicates that if there is positive selection in the first migration, there will be negative selection in the second migration. Nevertheless, if one compares returned migrants with native non-immigrant individuals, what determines their differences is the first selection. This article compares wages of Brazilian returned migrants with those native non-immigrant individuals. This comparison is driven by the first selection, despite the second selection.<sup>8</sup>

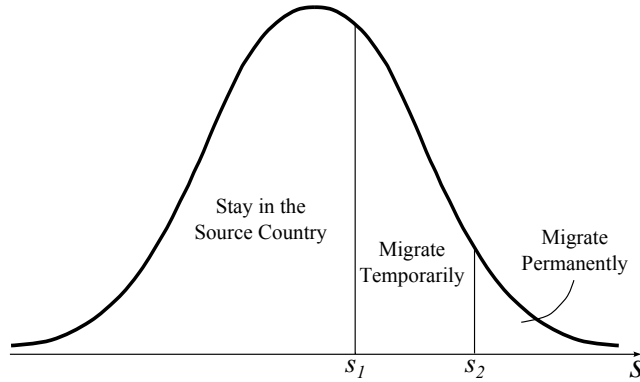
Figure 1 illustrates the self-selection on return migration. Considering the "first" migration positively selected, the "second", or return migration, would be negatively selected. However, the latter, those individuals that "migrate temporarily" are on average more educated than those individuals that "stay in the source country".

Following Borjas (1987), Borjas & Bronars (1991), Borjas & Bratsberg (1996), wages  $w$  in Brazilian states  $i$  are distributed according to the mean log of

---

<sup>7</sup>See Chiquiar & Hanson (2005, pp.243) for examples justifying negative correlation between time-equivalent costs and skills.

<sup>8</sup>For instance, if the first selection is positive, individuals in the foreign country are more educated than those natives that remained in the home country. Immigrant that return, are in average more educated than non-migrant natives, even if they among the least educated among those migrants in the foreign country (even if the second selection is negative).



**Figure 1:** Self-Selection of Return Migration

wages in each state  $\mu_i$ , the return to skills  $\sigma_i$  and according to the individual skill  $S$ :

$$\ln(w_i) = \mu_i + \sigma_i S \tag{1}$$

If the population of the source location  $i$  (henceforth Brazilian state, for the sake of clarity) migrated to destination country  $j$ , they would face the following distribution of wages:

$$\ln(w_j) = \mu_j + \sigma_j S \tag{2}$$

Considering time-equivalent migrations costs  $C_{ij}$ ,<sup>9</sup> an individual migrates from state  $i$  to country  $j$  if migration index  $I$  is positive:

$$I = \mu_j + \sigma_j S - \mu_i - \sigma_i S - C_{ij} \tag{3}$$

Self-selection is then determined by its partial derivative on skills:

$$\frac{\partial I_{ij}}{\partial S} = \sigma_j - \sigma_i - \frac{\partial C_{ij}}{\partial S} \tag{4}$$

Borjas (1987) assumes that time-equivalent migration costs are constant for all individuals, which eliminates the last term of equation (4). Chiquiar & Hanson (2005) defend a more realistic view where these costs are constant in “financial terms”, but time-equivalent costs vary according to the individual income.

This hypothesis, on one hand, accentuates positive selection since migration costs represent a higher proportion of income (thus, a higher migration’ barrier) for least-skilled individuals. Even when the differential of return to skill imposes a negative selection, migration costs are more severe for the least-skilled people, preventing them from migrating.

On the other hand, if one considers variable time-equivalent costs, heterogeneity in returns to skill has to be taken into account. The higher the return to education, the higher the negative correlation between migration costs and

<sup>9</sup>Considering  $F_{ij}$  as total migration costs, we considered that  $\ln(w_i + F_{ij}) \approx \ln(w_i) + C_{ij}$ , where  $C_{ij}$  are time-equivalent costs.

skills, thus, leading to even more positive selection. Time-equivalent costs of migration is a function of:<sup>10</sup>

$$C_{ij} = f(F_{ij}, S, \sigma_i) \quad (5)$$

Instead of assuming or imposing very specific functional forms for time-equivalent migration costs,<sup>11</sup> we would rather have skills  $S$  interact with financial costs  $F_{ij}$ . Considering equation (6), if  $\beta_3$  is negative, migration costs are the highest for those individuals with no education at all, and they progressively decrease according to the skill level.<sup>12</sup>

$$C_{ij} = \beta_0 + \beta_1 S + \beta_2 F_{ij} + \beta_3 F_{ij} S \quad (6)$$

This specification assumes that time-equivalent migration costs decrease with skills in the same way everywhere. However, these costs may decrease differently according to the return to skills within each location. Specification (7) takes into account that migration costs represent different proportions of a given individual's income, according to the location's return to skills ( $\sigma_i$ ).<sup>13</sup>

$$C_{ij} = \beta_0 + \beta_1 S + \beta_2 F_{ij} + \beta_3 F_{ij} S + \beta_4 \sigma_i F_{ij} S \quad (7)$$

The partial derivative of equation (7) on skills leads to:

$$\frac{\partial C_{ij}}{\partial S} = \beta_1 + \beta_3 F_{ij} + \beta_4 \sigma_i F_{ij} \quad (8)$$

We expect that time-equivalent costs decreases with skills, therefore:  $\beta_1 + \beta_3 F_{ij} + \beta_4 \sigma_i F_{ij} < 0$  and that they decrease even more if the return to skills is higher, then:  $\beta_4 < 0$ .

The coefficient  $\beta_1$  captures the effect of migration costs that are constant for any pair of state-country, we expect  $\beta_1 < 0$ .

Replacing equation (8) in equation (4) leads to:

$$\frac{\partial I_{ij}}{\partial S} = \sigma_j - \sigma_i - \beta_1 - \beta_3 F_{ij} - \beta_4 \sigma_i F_{ij} \quad (9)$$

Borjas (1987) considers only the  $\sigma_j - \sigma_i$  difference to explain the self-selection of migrants. In the case of an unequal country such as Brazil, this difference is predominantly negative and implies negative selection of Brazilian emigrants. Where time-equivalent costs of migration is a function of skills and return to skills, the selection equation would include other terms ( $-\beta_1 - \beta_3 F_{ij} - \beta_4 \sigma_i F_{ij}$ ). One can notice that even if the  $\sigma_j - \sigma_i$  difference has a negative impact on selection, the other terms have a positive effect on self-selection. The econometric analysis shows that the latter prevails.

<sup>10</sup>Rate of return to skill in source locations is considered, as migration costs are incurred before the migration itself.

<sup>11</sup>E.g. Chiquiar & Hanson (2005, pp.243) consider the following form for time-equivalent migration costs (noted as  $\pi$ ):  $\pi = \exp(\mu_p - \delta_p S)$ , where  $\mu_p$  and  $\delta_p$  are constants.

<sup>12</sup>Interaction terms with higher order for skills "S" were tested and are readily available under request. Nevertheless, they do not present significant effects.

<sup>13</sup>The rate of return to skills is interacted only with the interaction between Financial Costs and Skills (coefficient  $\beta_4$ ). Other terms do not depend on this rate, for instance  $\beta_3$  quantifies the effect of Financial Costs on Time-Equivalent costs for null skill level. In this case, it is meaningless to consider the rate of return to skills, since skills are equal to zero.

The inequality of origin location  $\sigma_i$  has two opposite impacts on self-selection. Firstly, in line with Borjas, the impact is negative since it is equivalent to a high return to education rate in the origin place (preventing highly educated people from migrating). Secondly, it impacts self-selection positively because high levels of inequality raise the correlation between time-equivalent costs of migration and education. In the extreme case with very high levels of inequality, time-equivalent costs are huge for low educated people (preventing them from migrating) and tiny for highly educated people. The two opposing impacts of the inequality of origin location on selection is given by equation (10), as  $\beta_4 < 0$ .

$$\frac{\partial^2 I_{ij}}{\partial S \partial \sigma_i} = -1 - \beta_4 F_{ij} \quad (10)$$

Therefore, Borjas' specification would be affected by a missing variable bias. In particular, if the magnitude of  $\beta_4$  is large enough, the biased coefficient of the  $\sigma_j - \sigma_i$  difference would be even positive. This bias is indeed verified in the econometric analysis.

### 3 Econometric Specification

#### 3.1 Estimations of Self-Selection - First-Step Regressions

We followed Borjas & Bratsberg (1996) methodology. The term of selection  $\frac{\partial I_{ij}}{\partial S}$  is defined for each Brazilian state  $i$  as the average log wage difference between migrants from country  $j$  (Brazilian states' natives that have already migrated to country  $j$  and then returned to state  $i$ ) and non-migrants (natives in state  $i$  that have never migrated). Thus, a first-step regression is thus estimated for each Brazilian state  $i$ :<sup>14</sup>

$$\ln(w_i^k) = \sum_j^n \delta_{ij} D_{ij}^k + \zeta_i \mathbf{X}_i^k \quad (11)$$

where  $D_{ij}$  is a dummy indicating if individual  $k$  is a migrant returned from country  $j$  to Brazilian state  $i$ . The coefficient  $\delta_{ij}$  gives, therefore, the migrant's log wage relative to natives. A vector of demographic controls  $\mathbf{X}_i^k$ <sup>15</sup> is included for the regressions of adjusted wages.

These first-step regressions are estimated for two cohorts: the first one for those migrants that returned between 2001 and 2005, and the second one for those migrants that returned between 2006 and 2010. This procedure controls for wages' differences related to the time of migration. Returnees that migrated before 2005 had more time to reintegrate to their homeland than those that migrated after 2005. Moreover, Brazil's economical situation changed over this period,<sup>16</sup> and so did migration flows.

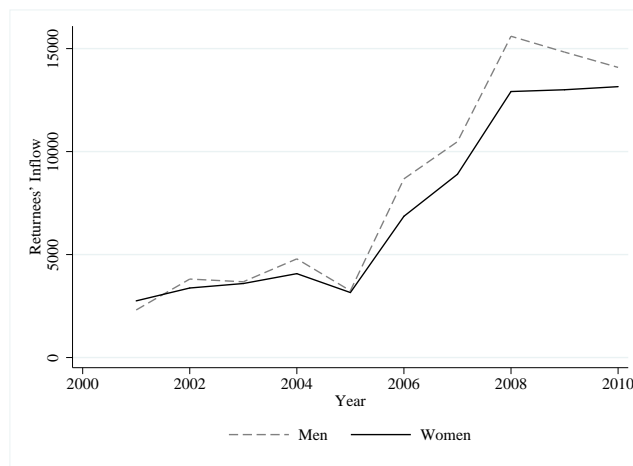
<sup>14</sup>Index  $i$  is not meaningful in regressions represented by equation (11), as they are run for each state  $i$ ; however, they are used because coefficients  $\delta_{ij}$  are going to be pooled from each regression, in the second step.

<sup>15</sup>The controls are age, age squared, education level, marital status, health and metropolitan residence.

<sup>16</sup>In average, the Brazilian GDP grew from 2.80% in the first period to 4.49% in the second period. Source: World Bank Development Indicators.



Figure 2 shows the evolution of these flows between 2001 and 2010. The average over the first period from 2001 to 2005 is about 7000 returnees while the average over the second period is about 24000 returnees. According to Borjas (1996, pp.173), larger amounts of migrants lead to a “more diluted quality of the typical immigrant in a flow that is positively selected”.<sup>17</sup> Therefore, selection is sharper in the first period than that in the second period, increasing wage heterogeneity.



This figure considers 24-64 year-old individuals that were born in the state where they answered the 2010 Brazilian census. The total is 153298 individuals.

**Figure 2:** Inflows of Returnees by Year

### 3.2 Proxies of Migration Costs and Return to Schooling

Migration costs are represented by three different variables: the distance between the Brazilian state and the country of migration (for diminishing marginal effects, distance is also considered squared), common language, and contiguity, which are dummy variables that equal to one if the Portuguese is spoken in the country of migration, and if this country shares a border with the Brazilian state, respectively.

$$F_{ij} = \lambda_1 Distance_{ij} + \lambda_2 Distance_{ij}^2 + \lambda_3 Language + \lambda_4 Contiguity \quad (12)$$

We expect that these costs are an increase function of distance:  $\lambda_1 > 0$ ,  $\lambda_2 < 0$ , and that it decreases with common language and contiguity:  $\lambda_3 < 0$  and  $\lambda_4 < 0$

We followed Borjas & Bratsberg (1996) and proxy for the rates of return to skills using a measure of income inequality, the (quintile) ratio, henceforth  $q$ .<sup>18</sup>

<sup>17</sup>Recalling that Borjas (1996) does not consider variable time-equivalent costs and then positive selection is due only to differences in the rates of return to skill.

<sup>18</sup>We use the ratio of the average income of the 20% richest individuals over the average income of the 20% poorest individual. Doing so, this ratio is consistent with data used for the inequality of migration countries, from UNDP (2011).

$$q_i = \theta\sigma_i \tag{13}$$

### 3.3 Determinants of Self-Selection - Second Step Estimable Equations

The estimable equation of (9) is:

$$\begin{aligned} \delta_{ij} = & \alpha_0 + \alpha_1(q_j - q_i) + \alpha_2Dist_{ij} + \alpha_3Dist_{ij}^2 + \alpha_4Lang_{ij} + \alpha_5Cont_{ij} \\ & + \alpha_6Dist_{ij}\sigma_i + \alpha_7Dist_{ij}^2\sigma_i + \alpha_8Lang_{ij}\sigma_i + \alpha_9Cont_{ij}\sigma_i \end{aligned} \tag{14}$$

Where:  $\alpha_0 = -\beta_1$

$$\alpha_0 = -\beta_1$$

The model predicts  $\alpha_0 > 0$

$$\alpha_1 = \theta$$

$$\alpha_1 > 0$$

$$\alpha_2 = -\beta_3\lambda_1 \text{ and } \alpha_6 = -\beta_4\lambda_1 >$$

The model predicts  $\alpha_2Dist_{ij} + \alpha_6Dist_{ij}\sigma_i > 0$  and  $\alpha_6 > 0$

$$\alpha_3 = -\beta_3\lambda_2 \text{ and } \alpha_7 = -\beta_4\lambda_2$$

The model predicts  $\alpha_3Dist_{ij}^2 + \alpha_7Dist_{ij}^2\sigma_i < 0$  and  $\alpha_7 < 0$

$$\alpha_4 = -\beta_3\lambda_3 \text{ and } \alpha_8 = -\beta_4\lambda_3$$

The model predicts  $\alpha_4Lang_{ij} + \alpha_8Lang_{ij}\sigma_i < 0$  and  $\alpha_8 < 0$

$$\alpha_5 = -\beta_3\lambda_4 \text{ and } \alpha_9 = -\beta_4\lambda_4$$

The model predicts  $\alpha_5Cont_{ij} + \alpha_9Cont_{ij}\sigma_i < 0$  and  $\alpha_9 < 0$

The two opposing effects of the inequality of origin location on selection given by equation 10 are estimated by equation (15) below. Besides the role of inequality *per se*, given by  $-\alpha_1$ , one can notice that its interaction with factors that reduce migration costs have a positive impact on self-selection, as  $\alpha_8$  and  $\alpha_9$  are expected to be negative. Conversely, the interaction of inequality with the factor that raises migration costs has a positive impact on self-selection, as  $\alpha_6Dist_{ij} + \alpha_7Dist_{ij}^2$  is expected to be positive

$$-\alpha_1 + \alpha_6Dist_{ij} + \alpha_7Dist_{ij}^2 + \alpha_8Lang_{ij} + \alpha_9Cont_{ij} \tag{15}$$

## 4 Data

The Brazilian 2010 census counted 204,374 returnees that came back to Brazil from 2001 to 2010. In this study, we considered only individuals that returned to the state where they were born,<sup>19</sup> doing so prevents counting people that are not returning, but migrating again. For example, we do not count as a returnee the individual that migrated from Bahia to the US and then migrated again to São Paulo. The self-selection of this individual is related to individuals in Bahia, not in São Paulo. As regressions are estimated by Brazilian states, we compared only individuals born within each state. Table 1 details these individuals by country of migration.

**Table 1: Migration Country of Returnee Migrants**

Country	Returnees	Perc.	Country	Returnees	Perc.
Africa	1870	1.22%	Asia	29369	19.16%
Angola	1077	0.70%	Japan	27179	17.73%
Mozambique	167	0.11%	China	570	0.37%
Namibia	102	0.07%	Un. Arab Emirates	280	0.18%
Guinea-Bissau	92	0.06%	Lebanon	271	0.18%
Equatorial Guinea	79	0.05%	Israel	233	0.15%
Others	353	0.23%	Others	836	0.55%
America	58739	38.32%	Europe	58922	38.44%
United States	36058	23.52%	Portugal	14617	9.54%
Paraguay	7561	4.93%	United Kingdom	11579	7.55%
Bolivia	3095	2.02%	Spain	9817	6.40%
Argentina	2947	1.92%	Italy	8056	5.26%
Canada	2378	1.55%	France	4278	2.79%
Uruguay	1273	0.83%	Germany	3434	2.24%
Chile	1034	0.67%	Switzerland	1912	1.25%
Mexico	882	0.58%	Ireland	1641	1.07%
Peru	689	0.45%	Netherlands	937	0.61%
French Guiana	525	0.34%	Belgium and Lux.	842	0.55%
Others	2297	1.50%	Austria	501	0.33%
			Others	1308	0.85%
Pacific	2907	1.90%			
Australia	2069	1.35%			
New Zealand	838	0.55%			

Notes: 1491 (1%) individuals out of this table answered "unknown" for migration country. This table considers 24-64 year-old individuals that were born in the state where they answered the 2010 Brazilian census. The total is 153298 individuals.

Rich countries are the top destination places for returnee migrants. The U.S., Japan, Portugal, the U.K., Spain and Italy had been the choice for 70% of returnees.<sup>20</sup>

Table 2 shows the distribution of return migrants in Brazilian states.<sup>21</sup> Returnees are over-represented in the most developed Brazilian regions: the Center-West has 9.54% of migrants, while the population's share is 7.37%. The South has 24.89% of the returnees and 14.36% of the population. The South-east has 53.81% of the returnees and 42.13% of the population.

<sup>19</sup>Which reduced the volume to 153298 individuals.

<sup>20</sup>For comparison, foreign migrants have more dispersed origins, but proximity seems to count more. Bolivia, Paraguay, Argentina, Peru and Uruguay were the origin of 39% of foreign immigrants in Brazil, from 2001 to 2010.

<sup>21</sup>See figure 5 in section Appendix A to locate each Brazilian region in a map.

**Table 2:** State of Origin of Returnee Migrants

State	Returnees	Perc.	State	Returnees	Perc.
North	4591	2,99%	Northeast 13440	8,77%	
Pará	2008	1,31%	Bahia	5119	3,34%
Rondônia	890	0,58%	Pernambuco	2983	1,95%
Amazonas	760	0,50%	Ceará	2224	1,45%
Amapá	341	0,22%	Paraíba	961	0,63%
Tocantins	311	0,20%	Maranhão	883	0,58%
Acre	141	0,09%	Rio Grande do Norte	470	0,31%
Roraima	140	0,09%	Alagoas	372	0,24%
Piauí	295	0,19%			
Center-West	14626	9,54%	Sergipe	133	0,09%
Goiás	8543	5,57%			
Mato Grosso do Sul	3356	2,19%	Southeast	82491	53,81%
Distrito Federal	1631	1,06%	São Paulo - Metro	23142	15,10%
Mato Grosso	1096	0,71%	Minas Gerais	22290	14,54%
São Paulo - Rest	21913	14,29%			
South	38150	24,89%	Rio de Janeiro	11600	7,57%
Paraná	22963	14,98%	Espírito Santo	3546	2,31%
Rio Grande do Sul	8837	5,76%			
Santa Catarina	6350	4,14%			

Notes: This table considers 24-64 year-old individuals that were born in the state where they answered the 2010 Brazilian census. The total is 153298 individuals.

Returnees are under-represented in the least developed regions: while the North has 2.99% of returnees, it accounts for 8.33% of the Brazilian population. The Northeast has 8.77% of returnees and 27.82% of the population.

Table 3 reports data on education level and gender of non-migrant natives and returnees. Individuals that migrated are over-represented in categories of higher education, as Tertiary Education and Secondary Education. Conversely, they are under-represented in the other lower education categories: Primary Education and No Education. The difference in the No Education category is striking: while 43.3% of natives are in this category, this is the case for only 16% of returnees. All in all, statistics on individuals' education suggest positive selection. In regards to gender, male returnees are over-represented compared to those non-migrant male individuals. The percentage of men is 48% in the native (non-immigrant) population, while this percentage is 53% in the returnee sample.

The measure of inequality used in the econometric analysis is based on the quintile ratio.<sup>22</sup> Data on countries' inequality is obtained from the United Nations Development Programme - UNDP (2011).<sup>23</sup> Brazilian states' quintile ratio is calculated using census 2010 data. The average differences of countries' quintile ratio and Brazilian states' quintile ratio are mostly negative. In 90%<sup>24</sup> of the cases that difference is negative, the average is -9.60.

Figure 3 shows the k-density of the wages of non-migrants and returnees. Some locations<sup>25</sup> were chosen due to their importance or specificity. Figure

<sup>22</sup>The quintile ratio is the proportion between the average income of the 20% richest individuals over the average income of the 20% poorest individuals

<sup>23</sup>Data is available at [http://www.undp.org/content/undp/en/home/librarypage/hdr/human\\_developmentreport2011.html](http://www.undp.org/content/undp/en/home/librarypage/hdr/human_developmentreport2011.html)

<sup>24</sup>Considering 638 pairs of Country-Brazilian State in the largest samples of estimations, those in table 4.

<sup>25</sup>See figure 5 in section Appendix A to locate each Brazilian state in a map.

**Table 3:** Education Level and Gender

	Returnees					
	Men		Women		Total	
	Individuals	Perc.	Individuals	Perc.	Individuals	Perc.
No Education	14445	17,70%	10066	14,00%	24511	16,00%
Primary	11523	14,10%	8155	11,40%	19678	12,80%
Secondary	30079	36,90%	25624	35,70%	55703	36,30%
Tertiary	25276	31,00%	27743	38,60%	53019	34,60%
Unknown	190	0,20%	197	0,30%	387	0,30%

	Natives (non-migrants)					
	Men		Women		Total	
	Ind. (000's)	Perc.	Ind. (000's)	Perc.	Ind. (000's)	Perc.
No Education	16900	45,70%	16300	41,10%	33200	43,30%
Primary	5995	16,20%	6138	15,50%	12133	15,80%
Secondary	10200	27,60%	11500	29,00%	21700	28,30%
Tertiary	3793	10,30%	5548	14,00%	9341	12,20%
Unknown	112	0,30%	135	0,30%	247	0,30%

Notes: This table considers 24-64 year-old individuals that were born in the state where they answered the 2010 Brazilian census. The total is 153298 individuals.

3 (a) refers to the metropolitan area of São Paulo<sup>26</sup>, the biggest state in the country, and figure 3 (b) refers to Rio de Janeiro, the second most important economy in Brazil. Figure 3 (c) shows the wage distribution for Distrito Federal, the location with the highest average wage and the most unequal location, while figure 3 (d) refers to Piauí, the state with the lowest average wage. Figure 3 (e) shows data for Santa Catarina, the state with the highest equality, and figure 3 (f) shows the distribution of wages in Pernambuco, the state presenting the highest average relative wages in the econometric analysis.<sup>27</sup>

One can notice in these figures that returnees are distributed at higher wages than non-migrants natives, which suggests positive selection. This is more evident for relatively poor states like Piauí and Pernambuco, and unequal locations like Distrito Federal than for large areas like São Paulo and Rio de Janeiro<sup>28</sup>. Remarkably, the most egalitarian state in Brazil, Santa Catarina, presents similar distribution of wages, when returnees and non-migrants are compared.

## 5 Results

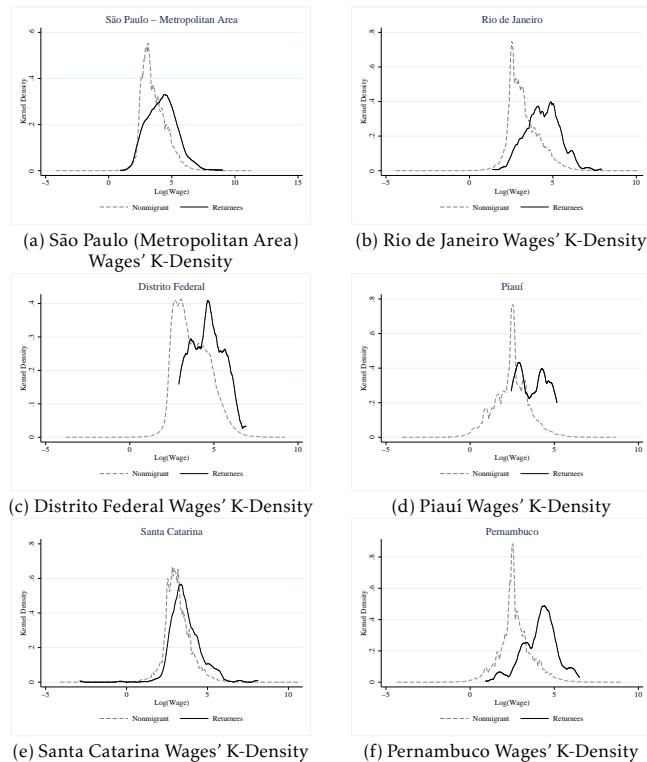
### 5.1 First-Step Estimations

Equation (11) is regressed twice. First without demographic controls (vector  $X_i^k$ ) estimating unadjusted relative wages, and then with demographic controls estimating adjusted relative wages. While the former indicates selection on observed and unobserved characteristics of migrants, the latter indicates selection only on unobserved characteristics. We considered hourly wages for

<sup>26</sup>The state of São Paulo is broken down into two regions: the metropolitan area and the rest.

<sup>27</sup>The econometric section shows that returnee migrants residing in Pernambuco have Brazil's highest average wage, relative to natives. Figure 6 illustrates this finding.

<sup>28</sup>These regions are precisely the São Paulo metropolitan area and the state of Rio de Janeiro.



**Figure 3:** Wages K-Density

all estimations.<sup>29</sup>

Two sets of first-step regressions are estimated. The first set regresses equation (11) 28 times for *unadjusted* wages: for each Brazilian state and Distrito Federal.<sup>30</sup> Each regression estimates the relative unadjusted wage ( $\delta_{ij}$ ) for an average of 11.39 countries, which comprises 638 observations (11.39 countries  $\times$  28 states  $\times$  2 cohorts = 638) for the second step. Figure 4 shows the distribution of these relative wages, and table 4 reports the results from second-step estimations using them as a dependent variable.

The second set of regressions estimates equation (11) 28 times for *adjusted* wages, resulting in 638 values of adjusted  $\delta_{ij}$ . Figure 5 shows the distribution of these adjusted relative wages, and table 5 reports the results from second-step estimations where they are the dependent variable.

We restricted the sample to male workers between 24 and 64 years who were born in the state they reside (where they answered the census). The gender restriction prevents any issue related to discrimination and mitigates bias due to tied migration.<sup>31</sup> Estimations are made twice, for two cohorts: one for migrants that came back to Brazil before 2005 and another for those who arrived after 2006.

<sup>29</sup>Hourly wages are obtained dividing the individual monthly salary earned in the principal job by the quantity of hours worked.

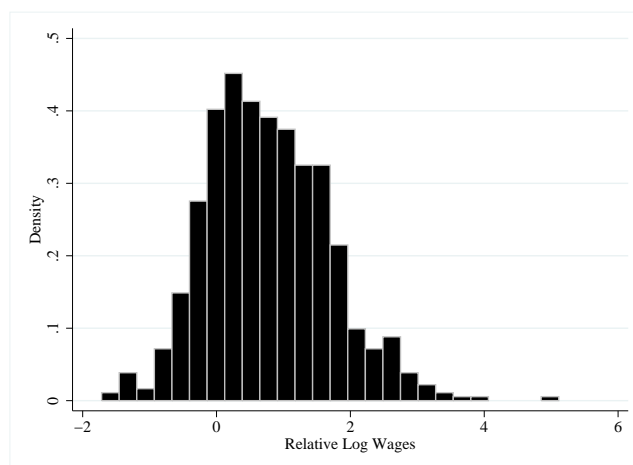
<sup>30</sup>Brazil has 26 states, but the very large state of São Paulo is broken down into two regions: the metropolitan area and the rest.

<sup>31</sup>Tied migration occurs when the decision of migrating considers the wage difference of the family, and not the individual wage difference (Borjas and Bronars, 1991).

We chose to regress at state level for two reasons. Firstly, we eliminated geographical heterogeneities that could impact wages or migration choice. In the sample studied, the average monthly wage in Distrito Federal is BRL2,545 (the highest in the country), while the average wage in Piauí is BRL545.00 (the lowest in the country). Amenities also differ between states. For instance, average annual temperatures vary from 18.1° (in Santa Catarina) to 27.4° (in Roraima).<sup>32</sup>

Secondly, we considered a returnee an individual that was born in a given Brazilian state and returned to the same state, even if their current city of residence is not their birthplace. By doing so, we did not discard from our analysis the individual that came back to Brazil and does not live exactly in the same city of birth, but on another city in the same state. In addition, we did not consider the sequential migrant.

Estimations of unadjusted  $\delta_{ij}$  indicate that selection on observed and unobserved skills is primarily positive. Indeed, return migrants earn higher wages than nonmigrants in 80% of the observations.<sup>33</sup> Figure 4 shows the distribution of log-wage differences, the average is 0.79.<sup>34</sup>



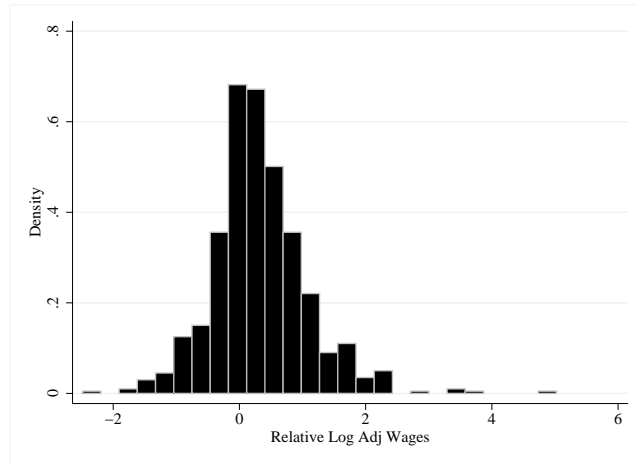
**Figure 4:** Histogram of Relative Log Wages

Estimations of adjusted relative wages indicate that selection on unobserved is also primarily positive. Return migrants earn higher adjusted wages than non-migrants in 68% of the observations. Figure 5 shows the distribution of wage differences. Relative adjusted wages present smaller values than those of unadjusted wages. As observable characteristics such as education and age are controlled, differences in migrants' wages relative to natives' are reduced. The average wage is 0.33.

<sup>32</sup>Source: <http://www.inmet.gov.br/portal/index.php?r=clima/normaisClimatologicas>

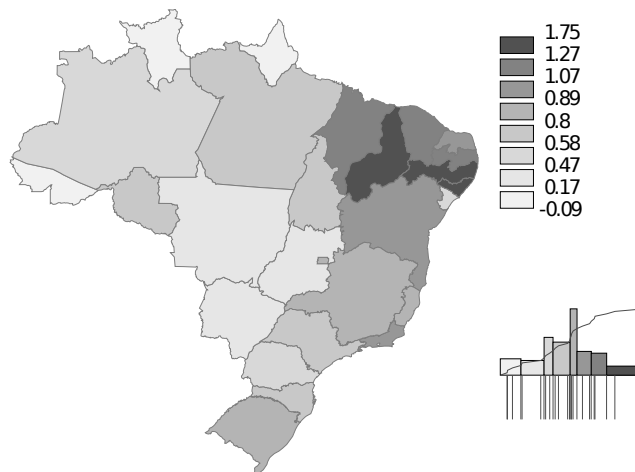
<sup>33</sup>Based on the table 4 sample with 638 observations, where each observation is a triplet state-country-cohort.

<sup>34</sup>This finding does not verify the predictions of Assunção & Carvalho (2013), who expect emigration of middle-class individuals from a country like Brazil, resulting in more equality on their return to the country. Instead we find that returnees are positively selected. The Gini index for the entire population is 0.52520, while the Gini index for non-migrant natives alone is



**Figure 5:** Histogram of Relative Log Adjusted Wages

Figure 6 shows the unadjusted relative average wage by Brazilian state<sup>35</sup>. The Northeast presents the highest wages, where returnees earn from 54% (in Sergipe) to 174% (in Alagoas) higher wages than natives. This region seems to receive the biggest benefits from return migration. Nevertheless, Table 2 indicates that returnees are under-represented in this region. One possible explanation is that positive self-selection is stricter in this region and only the very high-skilled individuals succeed in migrating. It is worth to note that these values are much larger than those found in Borjas & Bronars (1991), which may reflect the higher inequality in Brazil compared to the US.



**Figure 6:** Average (by State) Immigrants' Relative Log Wages

Other Brazilian regions also receive a human capital increase, but to a

0.52455. The impact of return migration on inequality, if any, is positive.

<sup>35</sup>See figure 5 in section Appendix A to locate each state Brazilian in a map.



lesser degree. On average, return migrants earn from -9% (in Roraima) to 104% (in Rio de Janeiro) across states of these regions.

## 5.2 Second-Step Estimations

As the dependent variable is a coefficient estimated in the first step, residuals are heteroscedastic. In order to correct this, second-step estimations are obtained through a generalized least squares estimator.<sup>36</sup>

### Unadjusted Wages

Table 4 shows the results for the estimable second-step equation (14) for unadjusted wages. Regression (1) estimates the returnee's relative wage on the inequalities' difference  $q_j - q_i$  that indicates the difference of return to skills between country of migration and Brazilian state. This regression would test Borjas' specification (1987, 1991, 1996), where time-equivalent costs do not depend on skills. However, contrarily to the model's prediction, the coefficient of  $q_j - q_i$  is not positive and highly significant. As expected, the omission of migration time-equivalent costs may lead to a missing variable bias.

We estimated different specifications by taking into account migrations costs. Firstly, we considered in columns (2) and (3) that time-equivalent costs decrease with skills uniformly, in spite of differences in rates of return to skills across Brazilian states. Secondly, we considered that differences in rates of return to skills may imply differences to the extent to which time-equivalent costs decrease with skills: column (4) reports results for the complete equation (14).

Regression (2) estimates a positive effect of distance on migration selection, as predicted by the theoretical model.<sup>37</sup> Brazilians that migrated to far-off countries had to pay a high cost of migration. Low-skilled individuals, regardless of the occasional possibility of higher wages, were less likely to be able to afford such costs as these amounts represented large proportions of these individuals' income.

Nonetheless, it is interesting to note that, although this result confirms the theory, the effect of distance on selection has an unexpected inverted U-shape. The maximum positive effect of distance is 5438 km (which roughly corresponds to Europe). The effects of distance decrease until the maximum value reached by distance in the sample is 11,702 km.

Column (3) introduces other variables that are correlated to migration costs. Common language is a dummy variable that equals to one if Portuguese is one of the languages spoken in the migration country. Contiguity is a dummy variable that equals to one if the Brazilian state and the migration country have a common border. Both variables are negatively correlated with migration costs, which reduces the amount of expenses an immigrant has to pay. Therefore, these variables indicate a reduction in migration costs, allowing low-skilled individuals to migrate and contributes to a negative selection. Coefficients of both variables have, indeed, a negative sign, presenting a significant coefficient. The coefficient of  $q_j - q_i$  still remains negative in regressions (2) and (3).

<sup>36</sup>See Borjas (1987) for details.

<sup>37</sup>The quadratic function of distance has roots 0 and 10.88 (thousands km). The maximum value reached by distance is 11,702 thousands km.

**Table 4:** Results: Unadjusted wages

Dependent Variable: $\Delta$ of Ln	(1)	(2)	(3)	(4)
$q_j - q_i$	-0.017***	-0.014***	-0.012**	0.013*
Distance	-0.004	-0.005	-0.005	-0.007
meters *10 <sup>3</sup>		$\alpha_2$	0.174***	0.128**
			-0,045	-0,083
Distance <sup>2</sup>		$\alpha_3$	-0.016***	-0.013**
meters *10 <sup>2</sup> * 10 <sup>6</sup>			-0.004	-0.01
Common Language		$\alpha_4$	-0.237**	-0.969**
Contiguity		$\alpha_5$	-0.12	-0.44
Distance * $q_i$		$\alpha_6$	-0.557***	-0.542
Distance <sup>2</sup> * $q_i$		$\alpha_7$	-0.209	-0.542
Common Language * $q_i$		$\alpha_8$		0.022**
Contiguity * $q_i$		$\alpha_9$		-0.005
Constant	0.668***	0.332***	0.543***	0.439***
	-0,071	-0,127	-0,147	-0,146
Observations	638	638	638	638
R-squared	0	0.02	0.05	0.11

In column (4) we allow for differences in the return to skill and establish differences in the correlation between time-equivalent costs and skills. We took all costs variables considered in column (3). The difference in return to skills between the Brazilian state and the country,  $q_j - q_i$ , presents the expected positive sign predicted by the theory (which confirms Roy's model) and it is significant at a 10% significance level.

Interestingly, one can note that the shape of the distance's effect on skill changes according to the location's inequality, but it is mostly strictly increasing as the range of  $q_i$  varies from 11 to 39.<sup>38</sup> This result helps to elucidate the apparent U-shape impact of distance on selection found in the previous regression. We can see that, once the heterogeneity of inequality across locations is considered, the impact of distance on migration selection is predominantly strictly increasing.

The theoretical predictions regarding migration costs given by equation 10 and estimated according to equation 15, are completely found only for distance in regression (4). The positive impact of distance on self-selection is accentuated by the inequality level of the origin place. Regarding other variables, only language presents a significant and negative coefficient in this specification, although contiguity presents the expected negative sign.

#### Adjusted Wages

Table 5 reports results for adjusted wages in equation (14). A vector of demographic characteristics is included in the regressions of the first step (equation

<sup>38</sup>The variable  $q_i$  varies from 11 to 39, with a mean equals to 18. At the lowest limit of  $q_i$ , the impact of distance on selection is described by  $0.077Dist - 0.001Dist^2$ , which is strictly increasing in the interval. At the mean (18), the impact is  $0.23Dist - 0.015Dist^2$ , which is increasing until distance= 7.67 (thousands km), and includes 89.34% of the observations. Finally, at the highest limit of  $q_i$ , i.e. 39, we have 73.67% of the observations included in the interval where the impact of distance on migration selection is increasing.

**Table 5:** Results: Adjusted wages

Dependent Variable: $\Delta$ of Ln	(1)	(2)	(3)	(4)
$q_j - q_i$	-0.002 -0.004	0 -0.004	0.001 -0.004	0.012** -0.006
Distance meters *10 <sup>3</sup>	$\alpha_2$	0.097*** -0.037	0.081* -0.042	-0.023 -0.07
Distance <sup>2</sup> meters *10 <sup>2</sup> *10 <sup>6</sup>	$\alpha_3$	-0.009*** -0.003	-0.008** -0.003	0.004 -0.008
Common Language	$\alpha_4$		-0.082 -0.1	-0.746** -0.373
Contiguity	$\alpha_5$		-0.197 -0.175	-0.332 -0.46
Distance * $q_i$	$\alpha_6$			0.008** -0.004
Distance <sup>2</sup> * $q_i$	$\alpha_7$			-0.001* 0
Common Language * $q_i$	$\alpha_8$			0.031* -0.019
Contiguity * $q_i$	$\alpha_9$			0.009 -0.023
Constant	0.317*** -0.059	0.118 -0.105	0.193 -0.123	0.149 -0.124
Observations	638	638	638	638
R-squared	0	0.01	0.02	0.03

Notes: Standard errors in brackets \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1. All regressions include a dummy for the 2001-2005 cohort. The regressions use a generalized least squares estimator to correct the heteroscedasticity in the dependent variable.

11). In line with Borjas & Bratsberg (1996), these characteristics are: age, age squared, education level, marital status, health and metropolitan residence.

Regression (1) estimates the returnee's relative adjusted wage on the inequalities' difference  $q_j - q_i$  that indicates the difference of return to skills between country of migration and Brazilian state. Unlike the results for unadjusted wages,  $q_j - q_i$  does not present a negative and significant coefficient in any specification.

Columns (2) and (3) introduce variables that capture migration costs, namely, distance, common language and contiguity. Only distance presents a positive and significant impact on selection.<sup>39</sup>

Similarly to estimations of unadjusted wages, regression (4) also confirms theoretical predictions for non-observable characteristics. Inequality differences have a positive and significant coefficient, indicating that individuals migrate to the place where their (non-observable) characteristics are valued the most. Concerning time-equivalent costs, they are significant only when interacting with the inequality ratio  $q_i$ .

Theoretical predictions given by equation 10 and estimated according to equation 15 are completely found only for distance, in column (4). It is surprising that Common Language presents a positive and significant coefficient, because the theoretical prediction is a positive coefficient.

Self-selection is, therefore, driven by migration costs and return to skills, both observable and non-observable. More productive Brazilians migrate to the countries that value workers' high productivity the most.

<sup>39</sup>The quadratic function of distance has roots 0 and 10.13 (thousands km) in regression (3). The maximum value reached by distance is 11.702 thousands km.

## 6 Conclusion

This paper analyzes the self-selection of returnee migrants in Brazil from 2001 to 2010. As we compare the wages of returnees to those of non-migrant natives, the observed selection occurred when these individuals migrated from Brazil to a foreign country. Primarily positive selection is estimated using individual data from the 2010 census.

This selection is explained by time-equivalent migration costs and inequality. Time-equivalent costs are higher for low-skilled individuals, as they spend a longer period of time than high skilled individuals to amass the same income. This period is still longer if the inequality is high. Alternatively, one can think that low-skilled individuals face more difficulties with bureaucratic requirements than high-skilled individuals. Yet, credit constraints may raise migration costs for low-income individuals.

We find empiric evidence supporting the role of the correlation between migration costs and skills determining positive selection. This selection is accentuated in Brazilian locations with high inequality and high rates of return to skill, as the correlation is higher.

The empiric analysis also confirms the predictions of Borjas (1987). Low-skilled individuals have incentives to emigrate from Brazilian states with relative (to destination country) high inequality and high returns to skills, implying a negative impact on selection. This impact is only verified once the interaction between migration costs and inequality is controlled. In spite of this partial negative effect on selection, migrations costs mechanisms prevail, resulting in positive selection.

In Brazil, locations with high levels of inequality are the ones that suffer the most with the brain drain. Consequently, they are the most benefited with the increase of human capital when those emigrants returns.

## Acknowledgements

We would like to acknowledge the helpful comments by Izete Pengo Bagolin, Paulo Jacinto, Ely José de Mattos, Tobias Müller, Sabino Porto. We are grateful to Philippe Waniez for the mapping software Philcarto.

## Bibliography

- Assunção, J. & Carvalho, F. (2013), 'Financial constraints, endogenous educational choices and self-selection of migrants', *Brazilian Review of Econometrics* 33(2), 99–122.
- Belot, M. V. K. & Hatton, T. J. (2012), 'Immigrant selection in the oecd', *The Scandinavian Journal of Economics* 114(4), 1105–1128.
- Borjas, G. J. (1987), 'Self-selection and the earnings of immigrants', *The American Economic Review* 77(4), 531–553.
- Borjas, G. J. & Bratsberg, B. (1996), 'Who leaves? the outmigration of the foreign-born', *The Review of Economics and Statistics* 78(1), 165–176.
- Borjas, G. J. & Bronars, S. G. (1991), 'Immigration and the Family', *Journal of Labor Economics* 9(2), 123–48.

Chiquiar, D. & Hanson, G. H. (2005), 'International Migration, Self-Selection, and the Distribution of Wages: Evidence from Mexico and the United States', *Journal of Political Economy* **113**(2), 239–281.

Chiswick, B. R. (1999), 'Are immigrants favorably self-selected?', *The American Economic Review* **89**(2), 181–185.

Docquier, F. & Rapoport, H. (2012), 'Globalization, brain drain, and development', *Journal of Economic Literature* **3**(50), 681–730.

Facchini, G. & Mayda, A. M. (2009), 'Does the welfare state affect individual attitudes toward immigrants? evidence across countries', *Review of Economics and Statistics* **2**(91), 295–314.

Mankiw, N. G., Romer, D. & Weil, D. N. (1992), 'A contribution to the empirics of economic growth', *The Quarterly Journal of Economics* **107**(2), 407–437.

Müller, T. & Tai, S. H. T. (2016), Individual attitudes towards migration: reconciling opposing views, Working paper series WPS 16-02-1, University of Geneva.

**URL:** Available at: <http://www.unige.ch/ses/dsec/repec/files/16021.pdf>

Romer, P. M. (1990), 'Endogenous Technological Change', *Journal of Political Economy* **98**(5), S71–102.

Roy, A. D. (1951), 'Some thoughts on the distribution of earnings', *Oxford Economic Papers* **3**(2), 135–146.

UNDP (2011), Human development report 2011, sustainability and equity: a better future for all, Technical report, United Nations Development Programme, New York.

## Appendix A



Figure A.1: Brazilian States and Regions



## FRACTIONAL INTEGRATION AND ITS INFLUENCE ON UNIT ROOT AND CO-INTEGRATION ANALYSIS

GUILHERME DE OLIVEIRA LIMA C. MARQUES \*

### Abstract

Este estudo avalia o poder dos testes tradicionais de raízes unitárias e de co-integração, quando aplicados em processos estocásticos fracionalmente integrados no intervalo  $0 \leq d \leq 1$ . Foram conduzidas simulações de Monte Carlo para avaliar a sensibilidade dos testes de raízes unitárias em distinguir as condições  $I(1) - I(0)$  das condições fracionárias. Nossos resultados mostraram que os testes possuem individualmente baixo poder quando aplicados em séries pequenas com memória longa. No entanto, percebemos que sob determinadas condições os testes de raízes unitárias podem apresentar resultados que podem ajudar a evitar o problema da super-diferenciação na análise de estacionariedade das séries. Na análise de co-integração, considerando alternativas fracionárias no intervalo  $0 \leq d \leq 0.6$ , encontramos condições que podem conduzir a resultados satisfatórios.

**Keywords:** Teste de raiz unitária, integração fracionária, memória longa, co-integração, simulações de Monte Carlo.

### Abstract

This study assesses the power of traditional unit root and co-integration tests when they are applied to fractionally integrated stochastic processes in the  $0 \leq d \leq 1$  range. Monte Carlo simulations were conducted to evaluate the sensitivity of the unit root tests in distinguishing the  $I(1) - I(0)$  conditions of the fractional conditions. Our results showed that unit root tests have individually low power when applied to small sample series with long-memory. However, we found that under specific conditions the unit root tests can produce results that can help avoid the over-differentiation problem. In the co-integration analysis for fractional alternatives on the interval  $0 \leq d \leq 0.6$ , we found some conditions that can lead to satisfactory results.

**Keywords:** Unit root tests, fractional integration, long-memory, co-integration, Monte Carlo simulations

**JEL classification:** C15, C22, C32

**DOI:** <http://dx.doi.org/10.11606/1413-8050/ea149593>

---

\* Universidade Federal do ABC. E-mail: [guilherme.lima@ufabc.edu.br](mailto:guilherme.lima@ufabc.edu.br)



## 1 Introduction

Unit root and co-integration tests are widely used in econometric analysis. These kinds of tests are traditionally constructed under the  $I(1) - I(0)$  dichotomy, representing, first order integrated series and covariance stationary series, respectively. The  $I(1) - I(0)$  paradigm is the basis, for example, of the ARIMA time series models and the co-integration analysis proposed by Engle & Granger (1987) and Johansen (1995). The best known unit root tests are: The Dickey-Fuller Test (DF) and the Augmented Dickey-Fuller Test (ADF) proposed, respectively by Dickey & Fuller (1981) and Said e Dickey (1984); the Dickey-Fuller Generalized Least Squares Test (DF-GLS) and the Elliot-Rothenberg-Stock test (ERS), both introduced in Elliot et al. (1996), and the KPSS Test suggested by Kwiatkowski et al (1992).

With the advent of fractional integration theory for stochastic processes, the conditions established by the  $I(1) - I(0)$  paradigm become specific cases of the extended  $I(d)$ ,  $d \in \mathbb{R}$ . The parameter  $d$  is called the fractional integration parameter and is also known as the "long-memory parameter." These models have shown that the effects of past shocks do not remain in the series' memory permanently, but rather transitorily, for long periods.

Unit root tests are mainly concerned with the particular case  $d = 1$  vs  $d = 0$ , while long-memory models typically focus on  $0 < d < 1$ . Unit root ( $d = 1$ ) is a singular mathematical condition that has important economic implications according to Econometric Theory. The unit root economic time series exhibit the "persistence" behavior or "unit root hysteresis" described as permanent effects arising from a temporary stimulus<sup>1</sup>. The persistence issue has been explored in many macroeconomic areas, such as unemployment, exchange rates, business cycles, permanent income theory, purchasing power parity, inflation, etc. Seminal references in these areas are: Nelson & Plosser (1982), Blanchard & Summers (1986), Ball & Mankiw (2002), Campbell & Mankiw (1987*b,a*), Baillie & Bollerslev (1994), and others.

Applied economics research has increasingly been based on the fractional integration paradigm due to its greater versatility in comparison with the  $I(1) - I(0)$  paradigm. Diebold & Rudebusch (1991), for example, sought to identify the persistence of economic shocks on U.S. gross domestic product and unemployment. The study provided evidence in favor of fractional integration orders consistent with persistent mean reversible behavior in series. Caporale & Gil-Alana (2004) investigated cointegration by analyzing the long-memory dynamics between unemployment, oil prices and interest rates in Canada. Gil-Alana & Henry (2003) analyzed the relationship between the same variables and the terms of trade in the U.K. with impulse-response functions. Shimotsu (2010) analyzed the data used by Nelson & Plosser (op. cit) and found that the point estimates of the U.S. unemployment rate are mean-reversible. The long-memory behavior of unemployment rates in Brazil and Latin American countries was studied by Gomes & Gomes da Silva (2009), Marques & Fava (2011) and Ayala et al. (2012). Fava & Alves (1998), Reisen et al. (2003) and Figueiredo & Marques (2011) analyzed Brazilian inflation rate series using ARFIMA Models. Caporale & Gil-Alana (2004) investigated the Real Business Cycle doctrine based on monthly hours worked in the U.S.

---

<sup>1</sup>The term "unit root hysteresis" was used in order to differentiate it from the original concept proposed in Physics. Other hysteresis concepts applied to Economics are described in Franz (1990) and Gocke (2002).

using Gegenbauer long-memory processes. Other important references will be cited throughout this paper.

Although traditional unit root tests have been built on the  $I(1)$ – $I(0)$  paradigm, they can be powerful enough to distinguish the asymptotic stationary and nonstationary mean-reversion conditions defined in the fractional integration framework. This study proposes an evaluation of the properties of traditional unit root tests within the scope of long-memory processes. We analyze, through Monte Carlo simulations, the rejection rate of the unit root hypothesis when the process is fractionally integrated in the  $0 \leq d \leq 1$  range. We have paid special attention to simulation results near the asymptotic stationary limit,  $d = 1/2$ , to verify if these tests are able to distinguish asymptotic stationary and nonstationary conditions in order to indicate if the series was due to a long-memory process or not. The behavior of the tests was then evaluated on two intervals:  $0 \leq d < 1/2$  and  $1/2 < d \leq 1$ .

Another important issue considered in this study is the power of the unit root tests to distinguish the case  $1/2 \leq d < 1$  from  $d = 1$  in the co-integration perspective. As indicated by Cheung & Lai (1993) and Caporale & Gil-Alana (2004), if the residual series of the co-integration model is integrated in the range, although nonstationary, it will still indicate the existence of co-integration in the fractional integration framework. We provide Monte Carlo evidence based on ADF and PP using simulated bivariate fractional co-integrated systems. The simulation analysis proposed allows identification of how unit root tests behave in the nonstationary interval as  $d \rightarrow 1$  using the Phillips & Ouliaris (1990) distribution. We also expanded this analysis by exploring the relative performance of the Johansen (1995) methodology compared to the residual-based tests in the co-integration framework.

Previous research has demonstrated the importance of the subjects addressed in this study. Sowell (1990), for example, derived the asymptotic distribution from the DF test for nonstationary processes and demonstrated its low power. Diebold & Rudebusch (1991) extended the scope of Sowell's study, performing a Monte Carlo experiment on stationary and nonstationary long-memory processes. They also concluded that the DF test had a low power, increasing as the sample size increased. In another study, Hassler & Wolters (1994) carried out experiments similar to those of Diebold & Rudebusch, using the "augmented" version of DF test with different lag lengths along with the PP test. The authors demonstrated a high power for the DF and PP tests in the asymptotic stationary interval, higher than that of the ADF test, which suffered negative influences as time lags increased. Lee & Schmidt (1996) studied the behavior of the KPSS test in series with long-memory and demonstrated its consistency in the stationary interval  $|d| < 1/2$ . In general, all of these studies focus on the reduced power of specific unit root tests in evaluating the  $I(d)$  condition. However, they disregard the possibility of using some tests together. This is the strategy adopted in this study in order to show how to better identify the stationary and nonstationary mean-reversion conditions.

The remainder of this paper is organized as follows: Section 2 introduces some mathematical concepts related to fractional integration and long-memory processes. Section 3 describes a simulation analysis on the power of traditional unit root tests to correctly identify stationary-nonstationary conditions; Section 4 addresses the influence of long memory in residual-based methods for co-integration analysis; Section 5 is dedicated to the same problem involving Johansen's co-integration analysis, and finally Section 6 discusses some

conclusions from the study.

## 2 Review of Fractional Integration and Long-Memory

Long-memory processes are characterized by a pole in their spectral density function at zero frequency,  $\lim_{\lambda \rightarrow 0} f(\lambda) = +\infty$ . Generally, though often imperceptible in graphical terms, long-memory processes are limited in their field of variation and can exhibit locally persistent trends. Integrated processes with  $d = 1$ , or  $I(1)$  for short, are known as unit root processes. The  $I(1)$  processes represent a particular case of the general mathematical conception of martingales. When  $d \geq 1$ , the processes are nonstationary and not mean-reverting. Applying suitable  $d \in \mathbb{Z}$  differences on  $d \geq 1$  integrated processes can transform them into long-memory processes. Processes with  $1/2 < d < 3/2$ , for example, have asymptotic stationary increments and will be asymptotically stationary in first differences.

In the early 1980s, Granger & Joyeux (1980) and Hosking (1981) independently and almost simultaneously introduced the auto-regressive fractionally-integrated moving-average model, ARFIMA( $p, d, q$ ),  $d \in \mathbb{R}$ , whose spectral properties reflect the typical shape of economic variables identified by Granger (1966). This class of parametric models is able to describe both long-memory properties and any remaining short-term structure in time series. A process  $\{y_t\}_{t \in \mathbb{Z}}$  is defined to be an ARFIMA( $p, d, q$ ) model if it represents a solution of

$$\Phi(B)(1 - B)^d(y_t - \mu) = \Theta(B)\epsilon_t. \quad (1)$$

$E(y_t) = \mu$ , where  $B$  represents the lag operator,  $\Phi(B) = 1 - \phi_1 B^1 - \dots - \phi_p B^p$  and  $\Theta(B) = 1 + \theta_1 B^1 + \dots + \theta_q B^q$  are, respectively, the auto-regressive and the moving-average polynomials of orders  $p$  and  $q$ , whose characteristic roots  $\Phi(B) = 0$  and  $\Theta(B) = 0$  lie outside the unit circle and  $\epsilon_{t \in \mathbb{Z}}$  is a white noise process. The component  $(1 - B)^d$  represents the fractional difference operator which, through the gamma function,  $\Gamma(u) = \int_0^{+\infty} e^{-t} t^{u-1} dt$ , promotes the expansion:

$$1 - B^d = \sum_{j=0}^{+\infty} \frac{\Gamma(j-d)}{\Gamma(-d)\Gamma(j+1)} B^j, d \in \mathbb{R}. \quad (2)$$

According to Hosking (1981), an process is asymptotically stationary if  $d < 1/2$ , although its autocovariance function decays hyperbolically to zero,  $\lim_{h \rightarrow \pm\infty} h^\alpha y(h) = c_h$ , with  $c_h > 0$ ,  $0 < \alpha < 1$ . ARFIMA processes with  $d > -1/2$  are invertible, implying that they can be represented in an infinite, auto-regressive form. Therefore, ARFIMA processes whose fractional parameter lies in the interval  $-1/2 < d < 1/2$  are stationary and invertible. Fractionally integrated processes with  $1/2 \leq d < 1$  are nonstationary, but they exhibit the mean-reversion pattern. Cases where  $0 < d < 1$  are traditionally called long-range processes. When  $d < 0$ , however, the processes are called "anti-persistent." Anti-persistent processes are marked by a negative, long-range correlation between their increments.

Identifying the power of the unit root tests on the interval  $1/2 \leq d < 1$  is of great importance for econometric analysis. Taking an integer difference of these series results in "over-differentiation," generating noninvertible series from invertible ones. This mistake can, for example, increase the variance of

filtered series and can result in the estimation of spurious parameters. For  $0 < d \leq 1/2$ , we investigate the ability of the tests to correctly indicate the necessity of unit differentiation of the series to make it stationary on the interval  $-1/2 < d \leq 0$ .

### 3 Simulation Analysis

The simulation analysis was based on simple, persistent fractional processes in the Fractional Gaussian Noise class,

$$(1 - B)^d y_t = \epsilon_t, \epsilon_t \sim N(0, 1). \tag{3}$$

We compare the results for Fractional Noise with  $0 < d < 1$  and the classical cases  $d = 0$  and  $d = 1$  represented, by Gaussian and unit-integrated Gaussian processes, respectively. Deterministic components, such as linear trends or short memory structure terms, were not included in the simulated processes<sup>2</sup>. Anti-persistent processes,  $d < 0$ , were excluded from the studies involving unit root and co-integration tests because they are not common in economic analyses.

Initially, ADF, DF-GLS and ERS tests that are pivotal under the null hypothesis  $H_0 : d = 1$  were evaluated. The KPSS test, which is pivotal under the null  $H_0 : d = 0$  was evaluated separately. The rejection of  $H_0 : d = 1$  for the ADF, DF-GLS and ERS tests, for the fractional cases, implies  $d < 1$ . Thus, our experiment allows us to consider two types of analyses: a "strict" analysis that evaluates the condition  $H_0 : d = 1$  vs.  $H_a : d < 1$  and a "broad" analysis that evaluates the power of these tests to detect asymptotic stationary and nonstationary mean-reversible conditions. One may analyze, for example, the hypotheses  $H_0 : d = 1$  vs.  $H_a : 0 \leq d < 1/2$  and  $H_0 : 1/2 \leq d \leq 1$  vs.  $H_a : 0 \leq d < 1/2$ . The latter case is that in which the researcher would need to determine if the series needs to be differentiated in order to become asymptotic stationary, that is, inside the fractional integration scope. In this case the non-rejection of  $H_0$  when it is false (type II error) leads to the application of an integer difference on the series that will produce noninvertible processes,  $d < -1/2$ .

The procedure adopted in the simulations was to identify the percentage of rejections of the unit root null hypothesis, when the process is constructed in such a way that  $0 \leq d \leq 1$ , thus covering all possibilities foreseen in the broad and strict analyses. The number of lags used in the auto-regressive structure of all tests except PP was chosen based on the criteria defined by Ng & Perron (1995), with a maximum of 12 lags. This maximum number of lags was chosen based on the traditional procedures for short-memory processes and suggested as a default by many econometric software packages. Even for long-memory processes, the Ng-Perron criteria hardly exceed the number of 12 lags implemented in our simulations. In the PP test the number of lags is set to one. The computer simulation routines were written in the S and R languages, using Finmetrics 2.02 module code. For each value in  $0 \leq d \leq 1$ , with intervals of  $\delta = 0.10$ ,  $M = 1000$  simulated processes with sizes typical of economic time series were generated:  $N = 100, 200, 300, 1000$ . Each unit root test was applied to the  $M$  simulated processes and the null rejection proportions were calculated.

---

<sup>2</sup>Definitions of Gaussian fractional processes are found in Beran (1994).

The nonstationary, mean-reversion processes,  $1/2 < d < 1$ , were generated by applying the accumulated sum to anti-persistent processes with  $-1/2 < d < 0$ . The unit root processes,  $d = 1$ , were generated by applying the accumulated sum to Gaussian white noise processes. The specific point  $d = 1/2$  that represents the threshold between asymptotic stationary and nonstationary conditions was not evaluated in this study due to its high instability in the simulation procedures.

Table 1 shows the percentage of rejections of the unit root null hypothesis for the ADF, DF-GLS, ERS and KPSS tests with 1%, 5% and 10% significance levels. For  $d = 0$  or  $d = 1$ , the tests were well-behaved with the significance levels adopted. As might be expected, the rate of rejection of the null  $H_0 : d = 1$  for the ADF, DF-GLS and ERS tests decreased as the process integration order moved away from the zero. The rate decreased more quickly in the range defining nonstationary mean-reversible processes than in the range defining asymptotic stationary processes. The opposite was observed when using the KPSS test. The power of the tests clearly depends on the sample size. Therefore, in the strict analysis, the pivotal tests around  $H_0 : d = 1$  have low power against the fractional condition  $H_a : d < 1$ . This fact may be deduced by the high rate of non-rejection of  $H_0$  in the  $1/2 \leq d < 1$  range. The values in Table 1 for  $0 \leq d < 1/2$  represent the percentage rejection of  $H_0 : d = 1$ , when  $H_0$  is false in the broad analysis, which defines the power of tests for asymptotic stationarity<sup>3</sup>

For large samples, the rate of rejection of  $H_0$  in the ADF and DF-GLS tests was close to 100% in the asymptotic stationary range. For series with 300, 200 and 100 observations, the  $H_0$  rejection percentage decreases significantly, indicating the low power of the tests to detect asymptotic stationarity in small samples. As approaches to the asymptotic stationarity threshold  $d = 0,5$  (the closest point evaluated in this study was  $d = 0,4$ ), the tests ADF, DF-GLS and ERS rejected  $H_0 : d = 1$ , with a significance level of 5% and  $N = 100$  only in 33.0%, 37.0% and 19.2% of the cases, respectively. In series with sample size  $N = 200$ , the percentage rises to 64.1%, 59.8% and 34.3% respectively. For large samples,  $N = 1000$ , the percentage of rejection was high: 99.5%, 99.5% and 93.1%. This results shows that the tests are not powerful when series are asymptotic stationary.

For series sizes typical of macroeconomic research series sizes (except financial series),  $N \leq 300$ , the tests do not clearly distinguish the asymptotic stationary condition. The rate of rejections of  $H_0 : d = 1$  when  $1/2 < d \leq 1$  is similar for the three tests. For series with  $N = 1000$  and integrated order  $d = 0,7$ , for example, the ADF, DF-GLS and ERS tests reject the null hypothesis under the 5% significance level for only 54.1%, 47.5% and 53.8% of cases, respectively. The percentage is even lower for series with fewer observations, or as  $d \rightarrow 1$ . With  $N = 100$  samples and  $d = 0,7$ , the ADF test rejected the null hypothesis of the unit root level with a 5% significance level in 15.8% of the cases, and the DF-GLS and ERS tests rejected it in 18.5% and 18.1% of cases, respectively. For  $d = 0,8$ , the proportions found are 13.7%, 13.0% and 13.0%. The level of non rejection of the null hypothesis  $H_0 : d = 1$  in the range  $1/2 \leq d < 1$  reflects the low power of tests to distinguish series with a unit root

<sup>3</sup>Although the null hypothesis is specific for  $d = 1$ , the ability of the tests to detect the nonstationarity of series in the  $1/2 < d \leq 1$  interval can be evaluated. In this case, the values presented in the table 1  $1/2 < d \leq 1$  represent the proportion of rejections of  $H_0$ : nonstationary series when is true. The levels shown in the table reveal the low power of tests for this case.

**Table 1:** Percentage of Rejections of the Unit Root Hypothesis for Long-Memory (M=1000)

	ADF <sup>†</sup>			DF-GLS <sup>†</sup>			ERS <sup>†</sup>			KPSS <sup>‡</sup>			
	N	1%	5%	10%	1%	5%	10%	1%	5%	10%	1%	5%	10%
$d = 0.0$	100	68.3	88.0	95.6	67.4	84.6	95.6	48.6	61.2	68.4	0.4	3.3	9.0
	200	98.5	100	100	98.9	100	100	65.8	81.1	86.9	0.5	4.0	9.1
	300	100	100	100	100	100	100	85.6	94.2	97.5	1.1	5.7	10.3
	1000	100	100	100	100	100	100	99.7	100	100	1.3	4.7	8.6
$d = 0.1$	100	52.9	76.1	90.6	53.0	76.2	88.1	30.6	41.6	50.0	2.4	10.2	17.3
	200	94.2	99.5	100	95.3	99.4	100	50.6	69.5	80.6	4.5	12.5	23.2
	300	99.8	100	100	100	100	100	71.7	85.5	93.1	4.4	13.7	22.2
	1000	100	100	100	100	100	100	98.9	99.9	100	7.6	17.9	26.3
$d = 0.2$	100	35.9	60.4	77.6	39.7	63.3	78.5	21.0	33.2	41.7	5.1	18.7	28.7
	200	79.4	96.6	99.1	79.7	97.3	99.5	36.3	56.8	70.6	10.7	26.1	36.9
	300	97.9	100	100	97.7	99.9	100	56.8	78.4	86.9	14.7	29.5	40.1
	1000	100	100	100	100	100	100	96.2	98.8	99.7	21.5	41.9	53.0
$d = 0.3$	100	24.6	49.7	68.1	23.9	46.9	63.4	12.2	23.9	36.3	12.7	32.0	43.4
	200	79.4	96.6	99.1	79.7	97.3	99.5	36.3	56.8	70.6	10.7	26.1	36.9
	300	97.9	100	100	97.7	99.9	100	56.8	78.4	86.9	14.7	29.5	40.1
	1000	100	100	100	100	100	100	96.2	98.8	99.7	21.5	41.9	53.0
$d = 0.4$	100	15.2	33.0	51.2	15.7	37.0	53.2	5.3	19.2	32.8	19.3	35.5	49.5
	200	31.6	64.1	79.5	31.0	59.8	74.4	14.2	34.3	51.9	34.8	55.0	66.2
	300	48.0	76.3	87.7	50.2	77.9	87.7	23.8	52.4	68.5	41.6	60.3	70.0
	1000	96.0	99.5	99.9	96.2	99.5	99.9	79.6	93.1	96.5	62.1	79.8	88.1
$d = 0.6$	100	7.4	19.6	30.1	6.6	18.8	32.0	7.2	21.7	33.2	39.9	56.5	68.1
	200	10.5	32.5	48.6	10.2	30.8	47.6	11.6	31.4	45.9	57.9	76.8	85.1
	300	17.4	43.1	58.4	18.6	42.5	55.8	16.3	40.4	57.2	61.3	79.6	87.6
	1000	50.4	71.8	83.3	50.0	70.0	81.5	50.2	71.3	82.9	88.4	95.8	98.3
$d = 0.7$	100	4.7	15.8	28.9	6.4	18.5	29.2	4.1	18.1	32.5	45.4	65.4	74.7
	200	7.4	24.5	38.8	11.4	28.5	39.4	8.1	23.9	38.3	66.5	84.4	90.6
	300	11.9	30.8	45.0	12.3	31.8	44.6	12.2	32.4	48.4	72.8	86.3	91.7
	1000	31.4	54.1	68.1	26.1	47.3	61.4	31.7	53.8	67.3	91.9	96.8	98.5
$d = 0.8$	100	3.7	13.7	21.5	2.7	13.0	24.8	1.6	13.1	23.8	55.0	72.0	81.7
	200	4.8	18.7	30.4	5.6	19.2	28.5	4.6	18.5	32.1	75.7	87.9	93.8
	300	7.0	19.8	33.0	6.5	20.8	32.0	7.9	22.2	36.8	80.8	92.0	96.3
	1000	14.8	32.7	45.9	12.9	32.5	44.4	13.2	31.3	46.1	96.4	99.3	99.8
$d = 0.9$	100	1.3	9.3	17.9	2.5	9.1	17.3	1.0	9.0	16.9	63.8	80.8	87.8
	200	2.1	9.0	18.2	3.2	11.4	21.1	2.4	8.7	17.0	80.3	90.8	94.7
	300	3.6	11.4	20.3	3.2	12.9	23.0	3.6	12.8	22.7	86.2	94.9	97.3
	1000	5.2	15.9	26.1	3.9	14.7	23.6	5.2	16.3	25.8	98.0	99.8	99.9
$d = 1.0$	100	0.5	4.0	7.4	0.5	3.3	8.4	0.5	3.2	8.6	71.3	84.5	90.3
	200	0.8	3.9	11.0	0.8	4.9	9.9	0.4	4.1	9.7	86.5	95.6	97.5
	300	1.1	4.8	8.6	1.1	6.0	10.0	0.9	5.5	10.6	91.6	97.5	98.9
	1000	1.3	3.6	7.8	1.3	7.3	11.2	0.9	4.5	10.5	99.3	99.7	99.8

<sup>†</sup>  $H_0 : d = 1$

<sup>‡</sup>  $H_0 : d = 0$

from those that are nonstationary with mean-reversion. Such imprecision can reflect the low power of co-integration tests of Engle e Granger's type when the model's residuals are fractionally integrated in the  $1/2 \leq d < 1$  range. This topic will be discussed further in the next section. The analysis based on the KPSS test is particularly distinct. Due to its construction, the KPSS test is pivotal around  $H_0 : d = 0$ , meaning a "covariance stationary series." Therefore, the inference for this test is the opposite of that of the three tests evaluated earlier. Figure 1 shows the null hypothesis rejection index curves for simulated series with sample sizes  $N = 100, 200, 300, 1000$ .

For simulated fractionally integrated series the KPSS test showed low levels of rejection of  $H_0 : d = 0$  for  $0 < d < 1/2$ , revealing the low power of the test in the strict sense, that is, for  $H_0 : d = 0$  versus  $H_0 : d > 0$ . For example, with  $d = 0,3$  and  $N = 200$  a significance level of 5%, the KPSS rejects  $H_0 : d = 0$  in only 38.7% of cases. For large integrated series with  $1/2 \leq d < 1$ , the KPSS test shows satisfactory power. For  $d = 0,7$  and  $N = 1000$ , the test rejected  $H_0$  in 96.8% of cases. For the same sample size, simulations with  $d = 0,8$  and  $d = 0,9$  rejected  $H_0$  in 93.3% of the cases and 99.8% of the cases. That is, the KPSS test is able to identify the condition  $H_0 : d = 0$  vs.  $H_a : 1/2 \leq d \leq 1$ , which represents its ability to identify the nonstationary (mean-reversible or not) condition in time series.

If one is interested in evaluating the need to apply an integer difference on the series to make it stationary and invertible, that is, inside the  $-1/2 < d < 1/2$  interval, the results of this study show that, if large series are available, such as  $N \geq 1000$ , one can use the results of the ADF and KPSS tests. Table 2 summarizes the proportion of hits using these two tests in the simulation experiment at the 5% significance level. It is interesting to note that the best test depends on both the sample size and the integration order. For example, for series with  $N = 100$  samples on the asymptotic stationarity interval, the KPSS test is more powerful than the ADF test. For the same sample size, the ADF test is better on the nonstationary interval. As the sample size increases, the ADF and KPSS tests change their positions: the ADF test becomes more accurate than the KPSS test in identifying the stationary condition and the KPSS test is more accurate than the ADF test in the nonstationary interval. For  $N = 1000$ , both tests together result in a significance level higher than 5% for all integration orders. For series with a reasonable sample size satisfying the fractional integration condition, if the ADF test indicates that series is stationary and KPSS does not, our results reveal that ADF is preferable and one should not apply an ordinary difference on the series. However, if KPSS indicates that a series is not stationary and ADF indicates the contrary, then preference should be given to the KPSS result. If both tests reject their null hypotheses, our results suggests that the ADF result is preferable to the KPSS because the power of ADF is higher on the interval  $0 \leq d < 1/2$  than the power of KPSS on the  $1/2 \leq d \leq 1$  interval.

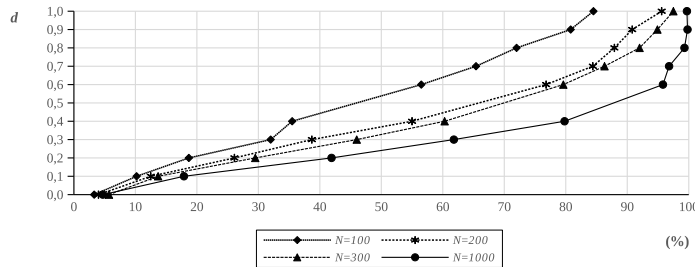
#### 4 Evaluating the Power of Residual-based Co-integration Tests Under Fractional Integration

The previous results lead to another important question in econometrics: what are the implications of the low power of unit root tests under fractional integration conditions for co-integration analysis? The residual-based test pro-

**Table 2:** Proportion of Hits of the Need to Apply or Not an Integer Difference

Condition	$d$	$N = 100$			$N = 200$			$N = 300$			$N = 1000$			
		ADF (%)	KPSS (%)	Best	ADF (%)	KPSS (%)	Best	ADF (%)	KPSS (%)	Best	ADF (%)	KPSS (%)	Best	
		Hits	Hits		Hits	Hits		Hits	Hits		Hits	Hits		
Asymptotic Stationary	<b>I(0)</b>	<b>0.0</b>	<b>88.0</b>	<b>96.7</b>	<b>KPSS</b>	<b>100</b>	<b>96.0</b>	<b>ADF</b>	<b>100</b>	<b>94.3</b>	<b>ADF</b>	<b>100</b>	<b>95.3</b>	<b>ADF</b>
	0.1	76.1	89.8	KPSS	99.5	87.5	ADF	100	86.3	ADF	100	82.1	ADF	
	0.2	60.4	81.3	KPSS	96.6	73.9	ADF	100	70.5	ADF	100	58.1	ADF	
	0.3	49.7	68.0	KPSS	85.0	61.3	ADF	96.4	54.0	ADF	100	38.2	ADF	
	0.4	33.0	64.5	KPSS	64.1	45.0	ADF	76.3	39.7	ADF	99.5	20.2	ADF	
Nonstationary Mean-Reversible	0.6	80.4	56.5	ADF	67.5	76.8	KPSS	56.9	79.6	KPSS	28.2	95.8	KPSS	
	0.7	84.2	65.4	ADF	75.5	84.4	KPSS	69.2	86.3	ADF	45.9	96.8	KPSS	
	0.8	86.3	72.0	ADF	81.3	87.9	KPSS	80.2	92.0	KPSS	67.3	99.3	KPSS	
	0.9	90.7	80.8	ADF	91.0	90.8	ADF	88.6	94.9	KPSS	84.1	99.8	KPSS	
	<b>I(1)</b>	<b>1.0</b>	<b>96.0</b>	<b>84.5</b>	<b>ADF</b>	<b>96.1</b>	<b>95.6</b>	<b>ADF</b>	<b>95.2</b>	<b>97.5</b>	<b>KPSS</b>	<b>96.4</b>	<b>99.7</b>	<b>KPSS</b>





**Figure 1:** Percentage of Rejections of Null Hypothesis by the KPSS (5% Significance Level)

posed by Engle & Granger (1987) is traditionally calculated using the ADF and PP tests to infer a long-term relationship between two variables. Kramer (1998) and Kramer & Marmol (2004) deduced the theoretical behavior rates of divergence of unit root tests when applied to fractional disturbances in co-integration analyses, and showed that these tests tend to have low power when the co-integration error follows a nonstationary mean-reversion process. In order to address this subject empirically, we provide Monte Carlo evidence based on ADF and PP tests under fractional integration using the adjusted Phillips & Ouliaris (1990) distributions for co-integration analysis.

The notion of fractional co-integration follows the econometric principles introduced by Engle & Granger (1987) within the scope of the  $I(1) - I(0)$  paradigm. According to Caporale & Gil-Alana (2004), fractional co-integration may be defined as:

**Definition 1:** The components  $x_{it}$  of a  $(N \times 1)$  vector  $\mathbf{x}_t$  are said to be fractionally co-integrated of order  $(d, b)$  with notation  $\mathbf{x}_t \sim CI(d, b)$ , if: (I) all processes  $x_{it}$  are integrated of the same order,  $x_{it}I(d)$ ,  $d \in \mathbb{R}$  and (II) there exists at least one vector  $\beta_i = 0$  in the  $N \times r$  co-integration matrix  $\beta$  such that  $\beta \mathbf{x}_t I(d - b)$ , with  $b > 0$ .

In our simulations, we assumed a simple  $I(1)$  bivariate fractionally cointegrated system  $x'_t = (X_{1t}, x_{2t})'$  with normalized co-integration vector,  $\beta' = (1 - \beta_2)$ ,  $\beta_2 \neq 0$  and one common stochastic trend dictated by the unit root in  $x_{2t}$ . Using the triangular representation, the simulated systems may be written as:

$$\begin{aligned} (1 - B)^d(x_{1t} - \beta_2 x_{2t}) &= \epsilon_{1t}, \\ (1 - B)^d x_{2t} &= \epsilon_{2t} \end{aligned} \tag{4}$$

where  $\epsilon_{1t}, \epsilon_{2t} \sim N(0, 1)$  and  $0 < d < 1$ . According to Definition 1 the fractional co-integration may be analyzed on two intervals: as resulting from the stationary invertible long-memory relation,  $0 < d < 1/2$ , or resulting from a non-covariance stationary mean reversion process,  $1/2 \leq d < 1$ .

Phillips & Ouliaris (1990) showed that the statistical distributions for ADF and PP tests do not follow the usual distributions for ordinary unit root tests when they are applied to traditional co-integration analysis. As described by Zivot & Wang (2006), the Phillips e Ouliaris distribution depends on the deterministic components present in the series. Following these indications, we

used the critical values in this study obtained by using the surface-response methodology introduced by MacKinnon (1996).

The procedures are quite similar to the previous analysis performed in this study: we analyzed the percentage of rejections of the null using the adjusted distributions for residual-based co-integration tests. The basic difference is that the analyzed series are the residuals from ordinary least-squares estimates of the model involving two integrated series that are fractionally co-integrated.

For each order in  $0 \leq d \leq 1$ , with intervals  $\delta = 0, 1$ , we generated fractional co-integrated systems with sample sizes  $2N$ ,  $N = \{100, 200, 300, 1000\}$ , and applied the ADF and PP tests to the last  $N$  samples of each simulation. This procedure of discarding the first half of the samples was used to reduce the effects of initial conditions. The simulated series  $x_{1t}$  and  $x_{2t}$  were calculated recursively based on  $\epsilon_{1t}$  and  $\epsilon_{2t}$  for a given value  $\beta_2 = 2$  and  $0 \leq d \leq 1$ . No deterministic trends or AR and MA short-memory components were added to the models. Table 3 shows the proportion of rejections of the null hypothesis (no co-integration) obtained using the ADF and PP tests. Once simulated series were generated without constant or deterministic terms, we used the Phillips e Ouliaris distribution with one constant, as indicated by the authors.

The values presented in Table 3 reveal that co-integration analysis based on the ADF Test using the Ng & Perron (1995) criteria and a maximum of 12 lags has low power for small samples ( $N < 1000$ ) for both intervals  $0 \leq d < 1/2$  and  $1/2 \leq d < 1$ .

As expected, the percentage of rejections decreases as  $d \rightarrow 1$ . By reducing the number of lags in the Ng e Perron algorithm, the power of the ADF test increased. For a 5% significance level, for example, simulations of series with  $d = 0.1$  and  $N = 100$  and with a maximum of 12 lags rejected the null hypothesis of no co-integration in only 22.6% of cases. However, with a maximum of 3 lags, the percentage of rejections of no co-integration grew to 100%. As shown in Table 4, for a fixed number of 1 lag the ADF and PP tests have shown good results for the covariance stationary interval even with small samples<sup>4</sup>

With large sample sizes, these tests give similar, good results up to order  $d = 0.7$ . These interesting results with respect to the number of lags in unit root tests are probably due to long-memory effects. The test equations of unit root models are specified in first differences, and the co-integration residuals are fractionally integrated on the interval  $0 < d < 1$ . Thus, over-differentiation may produce an anti-persistent process with negative autocorrelations that causes mistakes in identification in the Ng e Perron (1995) procedure.

Following the usual procedures of the  $I(1) - I(0)$  co-integration analysis, we found that ADF and PP tests have, in general, low power when applied to small-sample fractionally co-integrated systems. Although this study is based on specific cases of fractional co-integration, we found evidence that under certain conditions the traditional co-integration analysis has reasonable power to detect the common long-term relationship in the asymptotic stationary interval  $0 < d < 1/2$ . The power of the tests was shown to be strongly influenced by the number of lags chosen, and the long-memory structure may make correct identification in small samples difficult.

---

<sup>4</sup>The mechanics of the PP test is based on just one lag.

**Table 3:** Percentage of Rejections of no Co-Integration Null Hypothesis – Max. 12 lags

<i>d</i>	<i>N</i> = 100			<i>N</i> = 200			<i>N</i> = 300			<i>N</i> = 1000		
	1%	5%	10%	1%	5%	10%	1%	5%	10%	1%	5%	10%
0.0	0.1450	0.2780	0.4030	0.5500	0.8610	0.9510	0.9650	<b>0.9970</b>	1.0000	1.0000	<b>1.0000</b>	1.0000
0.1	0.1120	0.2260	0.3310	0.3790	0.7410	0.8880	0.8350	<b>0.9780</b>	0.9950	1.0000	<b>1.0000</b>	1.0000
0.2	0.0840	0.1700	0.2620	0.2310	0.5510	0.7190	0.6350	0.9000	0.9630	1.0000	<b>1.0000</b>	1.0000
0.3	0.0750	0.1620	0.2490	0.1600	0.4110	0.5740	0.3740	0.7120	0.8690	1.0000	<b>1.0000</b>	1.0000
0.4	0.0390	0.1010	0.1860	0.0830	0.2530	0.3930	0.1900	0.4570	0.6330	1.0000	<b>1.0000</b>	1.0000
0.6	0.0170	0.0680	0.1280	0.0290	0.1060	0.1840	0.0550	0.1850	0.3020	0.9990	<b>0.9990</b>	1.0000
0.7	0.0060	0.0380	0.0780	0.0170	0.0840	0.1420	0.0330	0.1170	0.2050	0.9140	<b>0.9640</b>	0.9780
0.8	0.0030	0.0270	0.0490	0.0020	0.0340	0.0720	0.0100	0.0530	0.1120	0.4160	0.6080	0.7290
0.9	0.0010	0.0150	0.0360	0.0040	0.0290	0.0630	0.0090	0.0290	0.0700	0.0380	0.1210	0.1950
1.0	0.0010	0.0080	0.0270	0.0010	0.0110	0.0270	0.0020	0.0160	0.0410	0.0050	0.0260	0.0440

**Table 4:** Percentage of Rejections of no Co-Integration Null Hypothesis – 1lag fixed

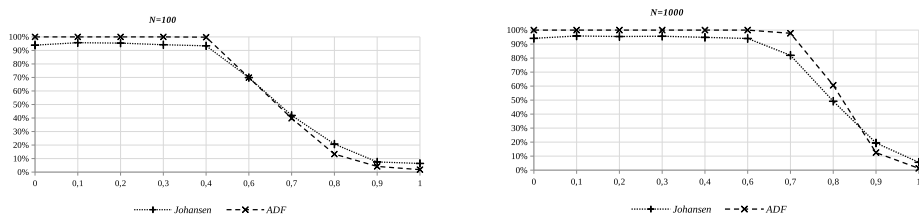
	$d$	$N = 100$			$N = 200$			$N = 300$			$N = 1000$		
		1%	5%	10%	1%	5%	10%	1%	5%	10%	1%	5%	10%
ADF	0.0	1.0000	<b>1.0000</b>	1.0000	1.0000	<b>1.0000</b>	1.0000	1.0000	<b>1.0000</b>	1.0000	1.0000	<b>1.0000</b>	1.0000
	0.1	1.0000	<b>1.0000</b>	1.0000	1.0000	<b>1.0000</b>	1.0000	1.0000	<b>1.0000</b>	1.0000	1.0000	<b>1.0000</b>	1.0000
	0.2	1.0000	<b>1.0000</b>	1.0000	1.0000	<b>1.0000</b>	1.0000	1.0000	<b>1.0000</b>	1.0000	1.0000	<b>1.0000</b>	1.0000
	0.3	0.9980	<b>1.0000</b>	1.0000	1.0000	<b>1.0000</b>	1.0000	1.0000	<b>1.0000</b>	1.0000	1.0000	<b>1.0000</b>	1.0000
	0.4	0.9840	<b>0.9980</b>	0.9990	1.0000	<b>1.0000</b>	1.0000	1.0000	<b>1.0000</b>	1.0000	1.0000	<b>1.0000</b>	1.0000
	0.6	0.4510	0.6990	0.8190	0.8120	<b>0.9200</b>	0.9570	0.9190	<b>0.9790</b>	0.9930	0.9980	<b>1.0000</b>	1.0000
	0.7	0.1600	0.3980	0.5300	0.4110	0.6570	0.7550	0.5610	0.7560	0.8380	0.9150	<b>0.9770</b>	0.9850
	0.8	0.0330	0.1330	0.2370	0.0930	0.2560	0.3610	0.1470	0.3320	0.4350	0.4140	0.6060	0.7070
	0.9	0.0090	0.0420	0.0820	0.0160	0.0630	0.1110	0.0220	0.0970	0.1640	0.0280	0.1250	0.2110
	1.0	0.0040	0.0180	0.0370	0.0000	0.0210	0.0460	0.0060	0.0240	0.0440	0.0020	0.0130	0.0310
PP	0.0	1.0000	<b>1.0000</b>	1.0000	1.0000	<b>1.0000</b>	1.0000	1.0000	<b>1.0000</b>	1.0000	1.0000	<b>1.0000</b>	1.0000
	0.1	1.0000	<b>1.0000</b>	1.0000	1.0000	<b>1.0000</b>	1.0000	1.0000	<b>1.0000</b>	1.0000	1.0000	<b>1.0000</b>	1.0000
	0.2	1.0000	<b>1.0000</b>	1.0000	1.0000	<b>1.0000</b>	1.0000	1.0000	<b>1.0000</b>	1.0000	1.0000	<b>1.0000</b>	1.0000
	0.3	1.0000	<b>1.0000</b>	1.0000	1.0000	<b>1.0000</b>	1.0000	1.0000	<b>1.0000</b>	1.0000	1.0000	<b>1.0000</b>	1.0000
	0.4	0.9770	<b>0.9950</b>	0.9990	1.0000	<b>1.0000</b>	1.0000	1.0000	<b>1.0000</b>	1.0000	1.0000	<b>1.0000</b>	1.0000
	0.6	0.3850	0.6280	0.7340	0.6690	0.8100	0.8790	0.8260	0.9160	0.9460	0.9740	<b>0.9930</b>	0.9970
	0.7	0.1570	0.3420	0.4530	0.2680	0.4670	0.5770	0.3970	0.5920	0.6860	0.7350	0.8490	0.8930
	0.8	0.0320	0.1010	0.1920	0.0710	0.1920	0.2740	0.0910	0.1950	0.2970	0.2110	0.3830	0.4750
	0.9	0.0100	0.0430	0.0800	0.0090	0.0340	0.0820	0.0120	0.0520	0.0960	0.0270	0.0990	0.1620
	1.0	0.0020	0.0220	0.0400	0.0020	0.0150	0.0330	0.0030	0.0160	0.0430	0.0020	0.0190	0.0410

## 5 A comparison Between Johansen's Co-Integration Tests and Residual-Based Method When Applied to Fractionally Integrated Bivariate Systems

The relative performance of unit root tests in identifying the  $I(1)$  condition when time series are fractionally integrated of order lower than one leads to another issue in applied econometric analysis using the Johansen (1995) methodology. Johansen's test was developed to infer co-integration in systems composed of  $I(1)$  series. As discussed earlier, the empirical researcher has difficulty distinguishing the cases  $d = 1$  and  $d < 1$  using the traditional unit root tests. In this section, the Johansen co-integration test is compared to the residual-based test in the fractional co-integration perspective.

Johansen's methodology is widespread in applied econometric analysis, so it will not be fully described here. Details on Johansen's approach can be found in Johansen (1988, 1992), Johansen & Juselius (1990), Banerjee et al. (2003), Hamilton (1994), and in many other references. In order to apply Johansen's test to fractional co-integrated systems similar to those simulated in the previous section, we followed these steps: (i) we first simulated the bivariate fractionally co-integrated systems using the same algorithm used earlier in Section 4; (ii) we choose the orders of the VARs by applying the Hannan-Quinn (HQ) statistic minimization criteria and estimated the VARs using Ordinary Least Squares (OLS) following Lutkepohl (1990); (iv) we applied the Johansen test using the maximum eigenvalue statistic at a 5% significance level; (v) and finally a vector containing three possible results was created: null, incomplete or full rank. The relative number of incomplete-rank ( $r = 1$ ) results reveal the percentage of positive co-integration results.

Table 5 shows the simulation results and Figure 2 shows the comparative efficiency of the ADF residual-based test and Johansen's test for small and large series. For both small and large series, the residual-based test was superior. Surprisingly, for large series the superiority of the ADF-based test was even higher on the  $0.6 \leq d \leq 0.8$  interval. For  $d = 1$ , that is, for the non co-integrated cases, the results of Johansen's test are slightly better than those of the ADF test.



**Figure 2:** Comparative Percentage of Non Rejections of Co-Integration Based on Johansen and ADF Methods (5% Significance Level)

## 6 Conclusion

This study assessed problems that frequently arise in empirical time series econometric analysis. One of the reasons for interest in the power of unit

**Table 5:** Percentage of Null, Incomplete and Full Rank of Johansen's Test

$d$	$N = 100$			$N = 200$			$N = 300$			$N = 1000$		
	$\pi = 0$	$\pi = 1$	$\pi = 2$	$\pi = 0$	$\pi = 1$	$\pi = 2$	$\pi = 0$	$\pi = 1$	$\pi = 2$	$\pi = 0$	$\pi = 1$	$\pi = 2$
0.0	0.0000	0.9390	0.0610	0.0000	0.9500	0.0500	0.0000	<b>0.9450</b>	0.0550	0.0000	<b>0.9410</b>	0.0590
0.1	0.0010	<b>0.9570</b>	0.0420	0.0000	<b>0.9490</b>	0.0510	0.0000	<b>0.9470</b>	0.0530	0.0000	<b>0.9580</b>	0.0420
0.2	0.0020	<b>0.9540</b>	0.0440	0.0000	<b>0.9420</b>	0.0580	0.0000	<b>0.9490</b>	0.0510	0.0000	<b>0.9540</b>	0.0460
0.3	0.0070	<b>0.9420</b>	0.0510	0.0010	<b>0.9540</b>	0.0450	0.0000	<b>0.9500</b>	0.0500	0.0000	<b>0.9560</b>	0.0440
0.4	0.0280	<b>0.9340</b>	0.0380	0.0050	<b>0.9340</b>	0.0610	0.0000	<b>0.9450</b>	0.0550	0.0000	<b>0.9480</b>	0.0520
0.6	0.2790	<b>0.6990</b>	0.0220	0.1500	<b>0.8180</b>	0.0320	0.0890	<b>0.8730</b>	0.0380	0.0100	<b>0.9400</b>	0.0500
0.7	0.5580	<b>0.4190</b>	0.0230	0.3420	<b>0.6320</b>	0.0260	0.2840	<b>0.6890</b>	0.0270	0.1430	<b>0.8200</b>	0.0370
0.8	0.7850	<b>0.2070</b>	0.0080	0.6610	<b>0.3330</b>	0.0060	0.5890	<b>0.3950</b>	0.0160	0.4960	<b>0.4920</b>	0.0120
0.9	0.9220	<b>0.0750</b>	0.0030	0.8740	<b>0.1210</b>	0.0050	0.8730	<b>0.1220</b>	0.0050	0.7990	<b>0.1940</b>	0.0070
1.0	0.9330	<b>0.0640</b>	0.0030	0.9400	<b>0.0580</b>	0.0020	0.9330	<b>0.0660</b>	0.0010	0.9440	<b>0.0560</b>	0.0000

root tests is the induction of over-differentiation. Given the popularity of unit root tests in econometric studies, we evaluated the power of these tests in a fractional integration approach.

Our results show that the ADF, DF-GLS and ERS tests, individually, have low power to distinguish the null hypothesis  $H_0 : d = 1$  against  $H_a : 0 \leq d < 1/2$  in small sample series. Similarly, the KPSS test has low power to reject  $H_0 : d = 0$  when  $H_a : 0 \leq d < 1$  in small sample series. For large sample series, we have shown that one may use the ADF and KPSS tests together to get better results in identifying the stationary and nonstationary mean-reversion conditions. This study also shows that when  $1/2 \leq d < 1$  the ADF test has low power even with large sample series.

Since ADF is the most used unit root test in residual-based co-integration analysis, its low power can induce low power in co-integration analysis. We provided Monte Carlo evidence of this, based on the ADF and PP tests and using the Phillips e Ouliaris adjusted distributions. Particularly in this case, the results of the simulation showed that the improper use of these tests in detecting the nonstationary mean-reversion condition, especially on the interval  $0.7 \leq d < 1$ , is the source of the low power of residual-based co-integration tests. For the asymptotic stationary interval,  $0 \leq d < 1/2$ , these tests gave satisfactory results under certain conditions even for small sample series. The co-integration analysis in fractional orders based on the ADF test had better results than that based on the PP test.

Finally, a specific comparison of Johansen's co-integration tests and ADF residual-based co-integration tests was made using bivariate fractionally co-integrated systems. Following the maximum eigenvalue statistic for Johansen's test, our results indicate that the ADF residual-based test has better results for both small and large series.

## Bibliography

- Baillie, R. & Bollerslev, T. (1994), 'Cointegration, fractional cointegration, and exchange rate dynamics', *Journal of Finance* **69**, 737-745.
- Ball, L. M. & Mankiw, N. G. (2002), 'The nairu in theory and practice', *Journal of Economic Perspectives* **16**, 115-136.
- Banerjee, A., Dolado, J., Galbraith, J. W. & Hendry, D. F. (2003), 'Co-integration, error correction, and the econometric analysis of non-stationary data', *Advanced Texts in Econometrics*.
- Beran, J. (1994), *Statistics for Long-Memory Processes*, Chapman & Hall.
- Blanchard, O. I. J. & Summers, L. (1986), Hysteresis and the european unemployment problem. Working paper No. 1950. National Bureau of Economic Research.
- Campbell, J. Y. & Mankiw, N. (1987a), 'Are output fluctuations transitory', *Quarterly Journal of Economics* **102**(857-880).
- Campbell, J. Y. & Mankiw, N. (1987b), 'Permanent and transitory components in macroeconomic fluctuations', *American Economic Review* **77**, 111-117.

Caporale, G. M. & Gil-Alana, L. A. (2004), 'Fractional cointegration and tests of present value models', *Review of Financial Economics* **13**, 245–258.

Cheung, Y. & Lai, K. S. (1993), 'Fractional cointegration analysis of purchasing power parity', *Journal of Business & Economic Statistics* **11**(1), 103–112.

Dickey, D. & Fuller, W. (1981), 'Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with unit root', *Econometrica* **49**, 1057–1072.

Diebold, F. X. & Rudebusch, G. D. (1991), 'On the power of dickey-fuller tests against fractional alternatives', *Economics Letters* **35**, 155–160.

Elliot, G., Rothenberg, T. J. & Stock, J. H. (1996), 'Efficient tests for an autoregressive time series with a unit root', *Econometrica* .

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

Fava, V. L. & Alves, D. C. O. (1998), 'Longa persistência nas taxas de inflação', *Revista de Econometria* **18**, 245–264.

Figueiredo, E. A. & Marques, A. M. (2011), 'Inflação inercial sob mudanças de regime: Análise a partir de um modelo ms-arfima, 1944–2009', *Economia Aplicada* **15**, 443–457.

Franz, W. (1990), 'Hysteresis in economic relationships: An overview', *Empirical Economics* **15**, 109–125.

Gil-Alana, L. A. & Henry, S. G. B. (2003), 'Fractional integration and the dynamics of uk unemployment.', *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* **65**(2), 221–239.

Gocke, M. (2002), 'arious concepts of hysteresis applied in economics.', *Journal of Economic Surveys* **15**, 167–188.

Gomes, F. A. R. & Gomes da Silva, C. (2009), 'Hysteresis vs nairu and convergence vs divergence: The behavior of regional unemployment rates in brazil.', *The Quarterly Review of Economics and Finance* **49**, 308–322.

Granger, C. W. J. (1966), 'The typical spectral shape of an economic variable', *Econometrica* **34**, 150–161.

Granger, C. W. J. & Joyeux, R. (1980), 'An introduction to long-memory time series models and fractional differencing', *Journal of Time Series Analysis* **1**, 15–29.

Hamilton, J. D. (1994), *Time Series Analysis*, Princeton University Press, Princeton.

Hassler, U. & Wolters, J. (1994), 'On the power of unit root tests against fractional alternatives', *Economics Letters* **45**, 1–5.

Hosking, J. R. M. (1981), 'Fractional differencing', *Biometrika* **68**, 165–176.

Johansen, S. (1988), 'Statistical analysis of cointegration vectors', *Journal of Economic Dynamics and Control* **12**, 231–254.



Johansen, S. (1992), 'Cointegration in partial systems and the efficiency of single-equation analysis', *Journal of Econometrics* **52**, 389–402.

Johansen, S. (1995), 'Likelihood based inference in cointegrated vector error correction models', *Oxford University Press*.

Johansen, S. & Juselius, K. (1990), 'Maximum likelihood estimation and inference on cointegration - with applications to the demand for money', *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* **52**, 169–210.

Kramer, W. (1998), 'Fractional integration and the augmented dickey-fuller test', *Economics Letters* **61**, 269–272.

Kramer, W. & Marmol, F. (2004), 'The power of residual-based tests for cointegration when residuals are fractionally integrated', *Economics Letters* **82**, 63–69.

Lee, D. & Schmidt, P. (1996), 'On the power of kpss tests of stationary against fractionally integrated alternatives', *Journal of Econometrics* **73**, 285–302.

Lutkepohl, H. (1990), *Introduction to Multiple Time Series Analysis*, Springer-Verlag.

MacKinnon, J. G. (1996), 'Numerical distribution functions for unit root and cointegration tests', *Journal of Applied Econometrics* **11**, 601–618.

Marques, G. O. L. C. & Fava, V. L. (2011), 'Persistência e memória longa sazonal na série de desemprego da região metropolitana de são paulo', *Economia Aplicada* **15**, 177–198.

Nelson, C. & Plosser, C. (1982), 'Trends and random-walks in macroeconomic time-series - some evidence and implications', *Journal of Monetary Economics* **20**, 139–162.

Ng, S. & Perron, P. (1995), 'Unit root tests in arma models with data-dependent methods for the selection of the truncation lag', *Journal of the American Statistical Association* **90**, 268–281.

Phillips, P. C. B. & Ouliaris, S. (1990), 'Asymptotic properties of residual based tests for cointegration', *Econometrica* **58**, 73–93.

Reisen, V. A., Cribari-Neto, F. & Jensen, M. (2003), 'Long memory inflationary dynamics: The case of brazil', *Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics* **7**.

Shimotsu, K. (2010), 'Exact local whittle estimation of fractional integration with unknown mean and time trend', *Econometric Theory* **26**(2), 501–540.

Sowell, F. (1990), 'The fractional unit root distribution', *Econometrica* **58**, 495–505.

Zivot, E. & Wang, J. (2006), *Modeling Financial Time Series with S-Plus*, Springer Science + Business Media, Inc, New York.

## 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 Bib $\TeX$ .
  - Arquivo com as figuras em formato TIFF ou EPS.
  - Planilha eletrônica com todas as tabelas.

## Responsabilidade e Direitos Autorais

Os autores que submeterem ou tiverem o artigo aceito para publicação na Revista ECONOMIA APLICADA declaram:

- Ter participado da concepção do artigo para tornarem públicas suas responsabilidades pelos seus conteúdos, que não omitiram quaisquer ligações ou acordos de financiamento entre autores e companhias que possam ter interesse na publicação deste artigo.
- Que o manuscrito é inédito e que o artigo, em parte ou na íntegra, ou qualquer outro artigo com conteúdo substancialmente similar, de sua autoria, não foi enviado à outra revista e não o será enquanto sua publicação estiver sendo considerada pela revista ECONOMIA APLICADA, que seja no formato impresso ou no eletrônico, exceto o descrito em anexo.
- Que a revista ECONOMIA APLICADA passa a ter os direitos autorais para a veiculação dos artigos, tanto em formato impresso como eletrônico a eles referentes, os quais se tornarão propriedade exclusiva da ECONOMIA APLICADA. É permitida a reprodução total ou parcial dos artigos desta revista, desde que seja explicitamente citada a fonte completa.

ISSN 1413-8050



The Brazilian Journal of Applied Economics is a quarterly publication of the Departments of Economics of the FEA-RP of the University of São Paulo. The published papers are sole responsibility of the author(s). As the author(s) send a manuscript for submission to the Journal they tacitly agree that, if accepted for publication, the copyright of the material will be transferred to the ECONOMIA APLICADA (BRAZILIAN JOURNAL OF APPLIED ECONOMICS). The Journal may then publish the material in paper and electronic formats that will be exclusive property of the ECONOMIA APLICADA (BRAZILIAN JOURNAL OF APPLIED ECONOMICS). The publication of the whole papers or parts of it is permitted as long as the source is explicitly mentioned. The Brazilian Journal of Applied Economics is published with the financial support of the CNPq - Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico. This journal is indexed by Journal of Economic Literature, electronic on line and CD-ROM, and Revistas USP.

Secretary, Sales and Delivery: Marlene Dietrich  
Linguistic revision (Portuguese and English): Iulo Feliciano Afonso (Solution Translations Eireli — Epp)  
Diagramming: Bruna Carolina Garcia & Matheus Alves Albino

Cover: Christof Gunkel

### **Mailing Address**

Revista Economia Aplicada, Departamento de Economia, FEA-RP/USP  
Avenida do Bandeirantes, 3900, Ribeirão Preto, SP.  
CEP 14040-905  
Telefone: (0xx16) 3315-0407  
Email: revecap@usp.br  
Website: <http://www.usp.br/revecap>

### **Subscriptions for Delivery Outside Brazil**

Individuals \$ 90.00  
Institutions \$110.00

\* Air mail included

† Individual issues can also be purchased at the above address.

## Editor

Reynaldo Fernandes

## Associate Editors

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

## Editorial Board

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