



# ECONOMIA APLICADA

BRAZILIAN JOURNAL OF APPLIED ECONOMICS

Vol. 21 – nº 1

Janeiro – Março 2017

## ARTIGOS

**Uma análise dos efeitos da interação da universidade com empresas sobre a produtividade acadêmica**

Renato de Castro Garcia, Veneziano de Castro Araújo, Emerson Gomes dos Santos, Suelene Mascarini, Ariana Costa

**Uma estimação da Curva de Phillips híbrida para o Brasil no regime de metas de inflação**

Divanildo Triches, Flavio Tosi Feijó

**Testando bolhas nos mercados habitacionais: Uma análise a partir do modelo painel-cointegrado para os estados brasileiros**

Cassio da Nóbrega Besarria

**Evidence of Discrimination by Preference in Brazil**

Guilherme Hirata

**Mecanismo de transmissão de preços: uma análise sobre as exportações brasileiras de melão**

Severino Félix de Souza, Jorge Luiz Mariano da Silva, João Ricardo Ferreira de Lima, João Paulo Martins Guedes

**Is there a trade-off between supervision and wage? Evidence from a metal mechanical firm in Southern Brazil**

Reno Schmidt Junior, Gibran da Silva Teixeira, Felipe Garcia Ribeiro, Giácomo Balbinotto Neto

**Proposing a New Measure of Distance in the Gravity Setting: Evidence from Latin America**

Juan Felipe Mejia, Andrés Ramírez Hassan

ECONOMIA FEA-RP/USP



ECONOMIA APLICADA

Vol. 21 – nº 1 Janeiro – Março 2017

PAPERS

**An analysis of the effects of the interaction of university with firms  
on academic productivity**

Renato de Castro Garcia, Veneziano de Castro Araújo, Emerson  
Gomes dos Santos, Suelene Mascarini, Ariana Costa

**An estimation of the hybrid Phillips curve for Brazil in the inflation  
targeting regime**

Divanildo Triches, Flavio Tosi Feijó

**Testing bubbles in housing markets: An analysis from the  
panel-cointegrated model for the Brazilian states**

Cassio da Nóbrega Besarria

**Evidence of Discrimination by Preference in Brazil**

Guilherme Hirata

**Price transmission mechanism: an analysis of the Brazilian melon  
exportations**

Severino Félix de Souza, Jorge Luiz Mariano da Silva, João Ricardo  
Ferreira de Lima, João Paulo Martins Guedes

**Is there a trade-off between supervision and wage? Evidence from a  
metal mechanical firm in Southern Brazil**

Reno Schmidt Junior, Gibran da Silva Teixeira, Felipe Garcia Ribeiro,  
Giácomo Balbinotto Neto

**Proposing a New Measure of Distance in the Gravity Setting:  
Evidence from Latin America**

Juan Felipe Mejia, Andrés Ramírez Hassan

ISSN 1413-8050



9 771413 805001

APOIO:



Ministério  
da Educação

Ministério da  
Ciência e Tecnologia





# ECONOMIA APLICADA

Vol. 21 – nº 1

Janeiro – Março 2017

## Editor

Reynaldo Fernandes

## Editores Associados

Angelo Costa Gurgel

Renato Nunes de Lima Seixas

Sergio Naruhiko Sakurai

Eliezer Martins Diniz

Reynaldo Fernandes

## Conselho Editorial

**Affonso Celso Pastore**

USP

**Cássio F. Camargo Rolim**

UFPR

**Clélio Campolina Diniz**

CEDEPLAR

**Eleutério F. S. Prado**

USP

**Francisco Anuatti Neto**

USP/RP

**Geraldo Sant'ana de Camargo Barros**

ESALQ/USP

**José Marcelino da Costa**

NAEA/PA

**Marcelo Portugal**

UFRGS

**Márcio Gomes Pinto Garcia**

PUC/ RJ

**Paulo César Coutinho**

UnB

**Pierre Perron**

Boston University

**Ricardo R. Araújo Lima**

UnB

**Roberto Smith**

UFCE

**Rogério Studart**

UFRJ

**Sérgio Werlang**

FGV/RJ

**Victor Bulmer-Thomas**

University of London

**Antônio Barros de Castro**

UFRJ

**Cláudio Monteiro Considera**

UFF

**Denisard C. de Oliveira Alves**

USP

**Fernando de Holanda Barbosa**

FGV-UFF

**Geoffrey J. D. Hewings**

University of Illinois

**Gustavo Maia Gomes**

IPEA

**José A. Scheinkman**

Princeton University

**Maria José Willumsen**

Florida International University

**Mário Luiz Possas**

UFRJ

**Paulo Nogueira Batista Júnior**

FGV/SP

**Pedro Cesar Dutra Fonseca**

UFRGS

**Robert E. Evenson**

Yale University

**Rodolfo Hoffmann**

ESALQ/USP

**Russell E. Smith**

Washburn University

**Tomás Málaga**

FGV/SP

**Wilson Suzigan**

Unicamp



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

Secretaria e Divulgação: Marlene Dietrich

Capa: Christof Gunkel

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

Diagramação: Matheus Alves Albino

## Endereço

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

Avenida do Bandeirantes, 3900, Ribeirão Preto, SP.

CEP 14040-905

Telefone: (0xx16) 3315-0407

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. 21 – nº 1

Janeiro – Março 2017

---

## ARTIGOS

- 5 **Uma análise dos efeitos da interação da universidade com empresas sobre a produtividade acadêmica**  
Renato de Castro Garcia , Veneziano de Castro Araújo , Emerson Gomes dos Santos , Suelene Mascarini , Ariana Costa
- 29 **Uma estimação da Curva de Phillips híbrida para o Brasil no regime de metas de inflação**  
Divanildo Triches , Flavio Tosi Feijó
- 49 **Testando bolhas nos mercados habitacionais: Uma análise a partir do modelo painel-cointegrado para os estados brasileiros**  
Cassio da Nóbrega Besarria
- 69 **Evidence of Discrimination by Preference in Brazil**  
Guilherme Hirata
- 95 **Mecanismo de transmissão de preços: uma análise sobre as exportações brasileiras de melão**  
Severino Félix de Souza , Jorge Luiz Mariano da Silva , João Ricardo Ferreira de Lima , João Paulo Martins Guedes
- 111 **Is there a trade-off between supervision and wage? Evidence from a metal mechanical firm in Southern Brazil**  
Reno Schmidt Junior , Gibran da Silva Teixeira , Felipe Garcia Ribeiro , Giacomo Balbinotto Neto
- 135 **Proposing a New Measure of Distance in the Gravity Setting: Evidence from Latin America**  
Juan Felipe Mejia , Andrés Ramírez Hassan



## UMA ANÁLISE DOS EFEITOS DA INTERAÇÃO DA UNIVERSIDADE COM EMPRESAS SOBRE A PRODUTIVIDADE ACADÊMICA

RENATO DE CASTRO GARCIA \*  
VENEZIANO DE CASTRO ARAÚJO †  
EMERSON GOMES DOS SANTOS ‡  
SUELENE MASCARINI §  
ARIANA COSTA ¶

### Resumo

O objetivo deste trabalho é analisar o efeito das colaborações da universidade com as empresas sobre a produtividade acadêmica dos grupos de pesquisa no Brasil. Para isso, foi utilizada uma técnica de pareamento por *propensity score* para formação de grupos de controle, o que permitiu comparar, por meio da estimação de dois modelos empíricos, a produtividade acadêmica dos grupos de pesquisa que colaboram com empresas com a dos grupos que não interagem. Os principais resultados mostram que a interação com as firmas exerce efeitos positivos sobre a produtividade acadêmica dos grupos de pesquisa e esse efeito é amplificado no caso dos grupos de pesquisa que interagem de modo contínuo com empresas, em comparação com os grupos de pesquisa que interagem pontualmente.

**Palavras-chave:** Interação universidade-empresa; produtividade acadêmica; conhecimento e inovação.

### Abstract

The aim of this paper is to analyse the effect of the university collaboration with firms on the academic productivity of research groups in Brazil. To do that, the *propensity score* matching technique was used to build a control group in order to compare, through the estimation of two empirical models, the academic productivity of research groups that collaborate with firms to those that do not interact. Main results show that interactions with firms has positive effects on academic productivity of research groups and this effect is enlarged for research groups that interact continuously with firms, compared to those that interact sporadically.

**Keywords:** University-industry linkages, academic productivity, knowledge and innovation.

**JEL classification:** O31, O33, O38

**DOI:** <http://dx.doi.org/10.1590/1413-8050/ea149181>

\* Universidade de Campinas. E-mail: [renatogarcia@eco.unicamp.br](mailto:renatogarcia@eco.unicamp.br)

† Universidade Federal de São Paulo. E-mail: [veneziano.araujo@unifesp.br](mailto:veneziano.araujo@unifesp.br)

‡ Universidade Federal de São Paulo. E-mail: [emerson.gomes@unifesp.br](mailto:emerson.gomes@unifesp.br)

§ Universidade de São Paulo. E-mail: [smascarini@gmail.com](mailto:smascarini@gmail.com)

¶ Universidade de São Paulo. E-mail: [arianarcosta@usp.br](mailto:arianarcosta@usp.br)

## 1 Introdução

A crescente importância da interação universidade-empresa nas últimas décadas se justifica por conta da capacidade da universidade de prover às empresas novos conhecimentos que fomentam seus processos inovadores. Podem ser encontrados diversos estudos que ressaltam a importância da universidade para a inovação nas empresas (Klevorick et al. 1995, Nelson 1996, Cohen et al. 2002, Albuquerque et al. 2015). No entanto, existe uma preocupação de que a interação com empresas pode trazer consigo efeitos danosos às atividades dos pesquisadores acadêmicos, especialmente no que se refere aos princípios da ciência aberta. A colaboração dos pesquisadores acadêmicos e os cientistas e engenheiros responsáveis pela Pesquisa e Desenvolvimento (P&D) nas empresas pode se traduzir em potenciais conflitos de orientação, dadas as diferenças na natureza da divulgação de informações, nas formas de escolha dos temas de pesquisa e na orientação de longo prazo da pesquisa (Merton 1973, Dasgupta & David 1994, Nelson 2004, Tartari et al. 2012).

Inserido nesse debate, o objetivo deste trabalho é analisar o efeito das colaborações da universidade com as empresas sobre a produtividade acadêmica dos grupos de pesquisa no Brasil. Para isso, foram utilizados os dados dos Censos do Diretório dos Grupos de Pesquisa (DGP) da base Lattes do CNPq do período 2002-2008, que trazem informações sobre as atividades dos grupos de pesquisa no Brasil, como sua produção acadêmica e as interações que mantém com as empresas. O uso dessa base de dados permitiu analisar os efeitos das colaborações sobre a produtividade acadêmica por meio da utilização de uma ampla base de informações, que inclui todas as áreas do conhecimento e de grupos de pesquisa de todo o Brasil. Essa base de dados permite que os resultados encontrados estejam alicerçados em uma base de informações bastante abrangente sobre o padrão de interação universidade-empresa no Brasil e os efeitos sobre a produtividade acadêmica.

A partir dessa base de dados, foram criados distintos grupos de análise a partir de características selecionadas dos grupos de pesquisa. Esses dados compõem a base amostral de dois modelos empíricos em painel, que analisam os principais fatores que afetam a produtividade acadêmica dos grupos de pesquisa que interagem e do grupo de controle.

Os principais resultados da análise mostram que a colaboração com as empresas exerce efeitos positivos sobre a produtividade acadêmica dos grupos de pesquisa, uma vez que os grupos de pesquisa que interagem demonstram desempenho acadêmico superior, medido tanto pelas publicações totais de artigos acadêmicos, como analisando de modo separado as publicações internacionais e nacionais. Além disso, em comparação com os grupos de pesquisa que interagem com as empresas de modo pontual, os efeitos positivos da interação sobre a produtividade acadêmica dos grupos de pesquisa que interagem de modo contínuo são mais amplos, o que reforça a importância da construção de longo prazo das interações da universidade com as empresas. Por meio dessa análise abrangente, e dos resultados alcançados, este trabalho pretende contribuir com a discussão sobre os efeitos da colaboração da universidade com as empresas, por meio da apresentação de novas evidências empíricas sobre o efeito da interação universidade-empresa, com importantes implicações para o campo das políticas públicas.

Este trabalho está estruturado em cinco seções, incluindo esta introdução. Na segunda seção, são apresentados os principais elementos da discussão con-

ceitual sobre os efeitos da interação universidade-empresa sobre as atividades acadêmicas. A seção três apresenta as principais características da base de dados utilizada e a seção quatro mostra a técnica de pareamento empregada na definição dos grupos de controle. Esses dados são utilizados em uma análise empírica, apresentada na seção cinco, que também discute os principais resultados alcançados. Por fim, são tecidas considerações finais e implicações de políticas.

## **2 A Nova Economia da Ciência e a interação da universidade com as empresas**

O papel da universidade no apoio à inovação nas empresas vem ganhando destaque crescente nas últimas décadas. A importância da universidade pode ser verificada não apenas pela sua capacidade de geração de novos conhecimentos científicos por meio da pesquisa acadêmica de elevada qualidade, mas também pelas possibilidades de transferência das novas tecnologias às empresas e à sociedade que se transformam em produtos e processos inovadores. Há uma ampla literatura que trata da importância das interações universidade-empresa e dos benefícios associados à colaboração das empresas com a universidade para o fomento à inovação (Klevorick et al. 1995, Nelson 1996, Cohen et al. 2002, Bishop et al. 2011).

Em divergência a essa avaliação positiva da interação universidade-empresa, é preciso apontar que existem abordagens que revelam preocupações importantes relacionadas aos possíveis danos associados às colaborações, em especial sobre os princípios da ciência aberta (Merton 1973). Há muito se reconheceu que há diferentes objetivos considerados como legítimos entre a comunidade de pesquisadores acadêmicos e entre os cientistas e engenheiros responsáveis pela P&D nas empresas. De fato, é importante ressaltar que os pesquisadores acadêmicos e os cientistas e engenheiros das empresas operam em diferentes contextos institucionais, com potenciais conflitos em suas normas e incentivos. As normas institucionais a que estão sujeitos os pesquisadores acadêmicos são caracterizadas pelos princípios da autonomia de pesquisa e da ampla disseminação dos novos conhecimentos gerados. Assim, os pesquisadores acadêmicos estão inseridos em um sistema de incentivos baseado na reputação e no reconhecimento dos pares, adquiridos por meio da publicação de pesquisas de caráter inédito e original, em convergência com os princípios da ciência aberta (Merton 1973, Dasgupta & David 1994, Nelson 2004, Tartari et al. 2012). Por outro lado, cientistas e engenheiros responsáveis pela P&D nas empresas estão preocupados em adicionar fluxos de rendas derivadas da posse de direitos de uso do conhecimento privado, por meio de sua incorporação a novos, ou aprimorados, produtos e processos produtivos. As atividades de pesquisa das empresas se pautam na busca de resultados de curto prazo, com vistas à produção e à comercialização dos novos conhecimentos incorporados. Essas atividades são regidas por tecnologias proprietárias, em que a pesquisa industrial requer trocas limitadas de informações e de conhecimentos e, até mesmo, o adiamento das publicações (Rosenberg 1990, Dasgupta & David 1994).

As diferenças entre as atividades dos pesquisadores acadêmicos e dos cientistas e engenheiros responsáveis pela P&D nas empresas se traduzem em potenciais conflitos de orientação, decorrentes das diferenças relativas à na-

tureza da divulgação de informações, às formas de escolha dos temas de pesquisa e à orientação de longo prazo da pesquisa. Assim, as diferenças entre a pesquisa acadêmica e a pesquisa industrial aparecem como uma importante barreira de orientação para as colaborações da universidade com as empresas (Perkman & Walsh 2009, Tartari et al. 2012). Porém, as características da “Nova Economia da Ciência” requerem a aproximação crescente da pesquisa acadêmica realizada na universidade e nos laboratórios de P&D das empresas. Assim, para garantir uma alocação eficiente dos recursos na produção de novos conhecimentos, a sociedade deve estabelecer mecanismos que encorajem as comunidades acadêmica e de pesquisadores responsáveis pela P&D nas empresas a manter um equilíbrio sinérgico entre elas, de modo a garantir que sejam gerados fluxos bilaterais de conhecimento que envolvam as duas partes (Dasgupta & David 1994).

A análise das motivações dos pesquisadores acadêmicos, e dos efeitos da sua colaboração com as empresas, deve levar em conta a existência das diferenças de orientação, mesmo que se reconheça que existem benefícios importantes associados com a interação com as empresas. Em grande parte, a motivação dos pesquisadores acadêmicos em colaborar com empresas é impulsionada pelo objetivo de aprimorar sua agenda de pesquisa, especialmente por meio da geração de ideias para novos projetos de pesquisa, em colaboração ou não com empresas. Por conta disso, a interação com as firmas pode ter um caráter complementar às atividades da pesquisa acadêmica ligadas aos princípios da ciência aberta. De fato, a colaboração com as empresas, muitas vezes, incentiva uma melhor compreensão do contexto em que se desenvolve a pesquisa básica, de modo a permitir o acesso a recursos e capacitações que não são encontradas na universidade (Perkman & Walsh 2009, Tartari et al. 2012, Tartari & Breschi 2012). Além disso, a colaboração com empresas pode ter efeitos positivos sobre a reputação dos centros acadêmicos perante a sociedade.

As interações com as empresas podem, por outro lado, exercer efeitos negativos sobre as atividades acadêmicas dos pesquisadores universitários, por exemplo, sobre a divulgação dos resultados. Assim, deve-se considerar a existência de efeitos positivos e negativos das colaborações sobre a produtividade acadêmica dos pesquisadores (Landry et al. 1996, Manjarrés-Henriquez et al. 2008). Por um lado, as interações podem fornecer benefícios aos pesquisadores, por meio de novas ideias de projetos de pesquisa, em colaboração ou não com as empresas parceiras, e de recursos para financiamento para aquisição de equipamentos ou contratação de pessoal qualificado. Por outro, os resultados acadêmicos podem ser prejudicados por conta de fatores como o tempo gasto no atendimento das demandas das empresas parceiras, a alteração do foco da pesquisa para áreas aplicadas e ligadas ao interesse das empresas ou até a possíveis restrições ou adiamentos da publicação dos resultados alcançados.

Um dos primeiros trabalhos que analisou empiricamente os efeitos das colaborações entre universidade e empresas na produtividade acadêmica foi o de Landry et al. (1996), que indicou que as interações têm efeitos positivos na produtividade acadêmica dos pesquisadores envolvidos nessas atividades. Na mesma linha, Van looy et al. (2004) apontou que as atividades de empreendedorismo não são capazes de proporcionar prejuízos às publicações acadêmicas. Já Breschi et al. (2007), ao averiguar a possível existência de um *trade-off* entre a publicação e o registro de patentes, encontraram uma relação positiva entre

a colaboração com as empresas e os resultados acadêmicos. Abramo et al. (2009) apontaram que as vantagens oriundas da colaboração com as firmas estão associadas ao fato de que as empresas são importantes para o desenvolvimento da pesquisa acadêmica, já que possuem ativos complementares e críticos para o avanço do conhecimento dos pesquisadores. Gulbrandsen & Smeby (2005) mostraram que existe uma relação diretamente proporcional entre o financiamento privado e o desempenho da pesquisa, uma vez que pesquisadores com financiamento privado colaboram mais com outros, tanto na academia e quanto nas empresas. Além disso, esses pesquisadores apresentam mais publicações científicas, bem como maiores resultados empresariais, como patentes, produtos comerciais, criação de empresas e consultorias.

Por outro lado, outros trabalhos encontraram evidências de que as atividades de colaboração com as empresas podem exercer impactos negativos sobre a produtividade acadêmica (Blumenthal et al. 1996, Bonaccorsi et al. 2006, Manjarrés-Henriquez et al. 2008, Bañal-Estanol et al. 2015). Ao analisar separadamente o efeito das atividades de P&D, das consultorias e dos treinamentos sobre a produtividade acadêmica, Manjarrés-Henriquez et al. (2008) encontraram evidências de que as atividades de consultoria e de treinamento são prejudiciais às publicações, enquanto que as atividades de P&D exercem efeitos positivos. Nessa mesma linha, Bonaccorsi et al. (2006) e Blumenthal et al. (1996) também identificaram a importância das atividades de P&D colaborativo sobre as publicações, mas apontaram para a existência de um limite pelo qual esses benefícios são verificados. Isto é, quando a dedicação do pesquisador acadêmico ao projeto conjunto de P&D com as empresas ultrapassa certo nível de envolvimento, essas atividades acabam por prejudicar a geração de novos artigos pelo pesquisador. Já em termos do financiamento à pesquisa, Bañal-Estanol et al. (2015) apontaram um efeito positivo do financiamento da pesquisa acadêmica sobre as publicações dos pesquisadores e esse efeito é amplificado quando se nota que o financiamento é combinado com projetos que se desenvolvem em colaboração com as empresas, mesmo que isso ocorra apenas até certo nível de envolvimento dos pesquisadores.

De todo modo, deve-se reconhecer a importância da interação universidade-empresa para o fomento à inovação, o que justifica a necessidade de políticas de incentivos às atividades de colaboração da universidade com as firmas. Os esquemas de incentivos, nesse sentido, devem estimular a colaboração dos pesquisadores universitários com as empresas, uma vez que facilita a transferência de conhecimento e acelera a exploração de novas invenções, com efeitos positivos também sobre a produção acadêmica (Landry et al. 1996, Van looy et al. 2004). Porém, precisam levar em consideração que o excessivo envolvimento dos pesquisadores pode ser prejudicial às suas atividades acadêmicas, o que exige que seja encontrado um equilíbrio entre o estímulo à colaboração e a manutenção de atividades de pesquisa acadêmica (Bañal-Estanol et al. 2015).

No caso brasileiro, também se reconhece o papel importante da universidade para a criação e difusão do conhecimento entre empresas (Suzigan et al. 2009), e diversos trabalhos procuraram compreender as especificidades das interações universidade-empresa no Brasil (Suzigan et al. 2009, Rapini et al. 2009, Suzigan et al. 2011, Chaves et al. 2012). No que se refere à avaliação dos efeitos das colaborações sobre a produtividade acadêmica, dois trabalhos podem ser destacados. O primeiro, de Alvarez et al. (2013), analisou empiricamente os impactos das interações universidade-empresa na produção aca-

dêmica dos pesquisadores da área de Ciências Exatas e da Terra de três universidades brasileiras - USP, Unesp e Unicamp. Seus resultados indicam que os pesquisadores dessa área do conhecimento e dessas universidades envolvidos em projetos em colaboração com empresas são mais produtivos do que seus pares que não interagem com empresas. Porém, esses resultados não são confirmados com uma análise mais robusta. O segundo, de Kannebley Júnior et al. (2013), analisou o impacto das colaborações sob a ótica do financiamento dos Fundos Setoriais e concluiu que há um impacto positivo dos fundos setoriais sobre a produtividade acadêmica, uma vez que não é possível verificar a existência de *trade-off* entre o apoio recebido de fundos setoriais e a produtividade acadêmica.

Inserido neste debate, este trabalho avalia o efeito das colaborações da universidade com as empresas sobre a produtividade acadêmica dos grupos de pesquisa, por meio de uma análise abrangente que envolve instituições de pesquisa de todas as áreas de conhecimento e de todas regiões do Brasil.

### 3 Apresentação e descrição da base de dados

A base de dados utilizada nesse trabalho foi formada a partir das informações dos Censos do Diretório dos Grupos de Pesquisa (DGP) da base Lattes do CNPq dos anos de 2002, 2004, 2006 e 2008. O Censo dos Grupos de Pesquisa possui informações gerais sobre atividades dos grupos de pesquisa, como seus integrantes, vinculação institucional, titulação dos membros, produção acadêmica, interações com empresas e com a sociedade. Os indicadores da produção científica do Diretório foram obtidos por meio da Plataforma Lattes no período abarcado pelos censos e incluem publicações nacionais e internacionais, teses e dissertações defendidas, entre diversos outros produtos acadêmicos. A organização dessa base de informações permitiu avaliar empiricamente como as interações dos grupos de pesquisa com empresas afetam sua produtividade, por meio de uma análise longitudinal aplicada a todo o Brasil. A produtividade acadêmica dos grupos de pesquisa ao longo dos anos foi calculada pelo total de artigos científicos por pesquisador doutor a cada ano por edição do censo.

Para realizar essa análise, foram considerados os grupos de pesquisa que estiveram presentes em todos os quatro censos (2002, 2004, 2006 e 2008) e que possuíam em cada censo ao menos um pesquisador doutor entre os seus membros. Esse conjunto de dados totaliza 8.053 grupos de pesquisa de todas as áreas de conhecimento, de todas as regiões do país e de diversos tipos de instituições<sup>1</sup>. Desse total, 1.603 grupos de pesquisa apresentaram interações com empresas em ao menos uma edição do censo. A Tabela 1 mostra que é crescente o número de grupos de pesquisa que possuem colaborações com empresas.

Em 2002, 9,6% dos grupos de pesquisa possuíam interações e, em 2008, esse percentual cresceu para 16,7%. Desse total, 611 grupos de pesquisa, ou 7,6% do total, apresentaram interações contínuas com empresas no período analisado, isto é, em todos os anos que compõem a base de dados. Há ainda grupos de pesquisa que apresentam interações pontuais com empresas, ou seja, interagiram em um ano do período 2002-2008, mas essa relação não foi

---

<sup>1</sup>Os tipos de instituição são: universidades públicas, universidades privadas e institutos de pesquisa.

**Tabela 1:** Distribuição dos grupos que interagiram por edição do Censo

Tipo	2002	2004	2006	2008	2002 a 2008
Interage	776	1.107	1.273	1.341	1.603
Não Interage	7.277	6.946	6.780	6.712	6.450
Total	8.053	8.053	8.053	8.053	8.053
%Interação	9,6%	13,7%	15,8%	16,7%	19,9%

Fonte: Elaboração própria a partir de dados dos Censos do DGP – CNPq

mantida ao longo do tempo. A Tabela 2 mostra que as interações pontuais são mais numerosas que as contínuas e apresenta também a produtividade acadêmica média dos 8.053 grupos de pesquisa analisados<sup>2</sup>.

**Tabela 2:** Produtividade acadêmica média dos grupos de pesquisa

Classificação por Interação	N	2002	2008	Dif 08-02*
Não Interage	6.450	3,94	6,34	2,40
Interação	1.603	3,96	6,54	2,58
Contínua	611	3,96	6,85	2,89
Pontual	992	3,97	6,36	2,39
Total de Grupos	8.053	3,94	6,38	2,43

\* Diferença entre a produtividade em 2008 e 2002.

Fonte: Elaboração própria a partir de dados dos Censos do DGP–CNPq.

Observa-se ainda o crescimento expressivo e generalizado da produtividade acadêmica no período 2002-2008. Porém, nota-se, em primeiro lugar, que o crescimento da produção acadêmica dos grupos de pesquisa que interagem com empresas é superior ao dos grupos que não interagem. Segundo, os grupos de pesquisa que possuem interações contínuas com empresas ao longo do período analisado apresentam taxa de crescimento superior à dos grupos de pesquisa que interagem de modo pontual.

Esses resultados, ainda que preliminares e descritivos, são convergentes com as características identificadas em estudos prévios sobre as interações universidade-empresa (Suzigan et al. 2011). Segundo esses estudos, as formas de colaboração mais bem-sucedidas entre a universidade e as empresas são aquelas estabelecidas ao longo do tempo e envolvem um processo de construção de confiança mútua e de entendimento dos diferentes interesses dos agentes envolvidos. Por essa razão, as colaborações que se dão em prazos mais largos tendem a ser mais profícuas tanto para as empresas como para a universidade<sup>3</sup>.

<sup>2</sup>Os dados do Censo possuem contagem de um artigo para cada coautor, o que se traduz em dupla contagem quando dois ou mais membros do grupo de pesquisa coassinam o mesmo artigo. Além disso, um pesquisador que participa de mais um grupo de pesquisa tem suas publicações contadas em mais de um grupo.

<sup>3</sup>Em Suzigan et al. (2011), foram apresentados diversos estudos de caso de colaboração entre grupos de pesquisa acadêmicos e empresas. Esses estudos realizaram uma análise qualitativa aprofundada, ainda que não generalizável, das formas, dos mecanismos e dos incentivos que estão associados à colaboração entre os pesquisadores acadêmicos e os pesquisadores responsáveis pela P&D nas empresas.

## 4 Formação do grupo de controle e os padrões de produtividade acadêmica

### 4.1 *Propensity score matching*

Diversas técnicas podem ser utilizadas para avaliar os resultados ou efeitos de dada intervenção ou ação sobre um fenômeno. O problema tratado neste trabalho, nesse sentido, leva em consideração que, se um grupo de pesquisa interagiu com empresas, pode-se avaliar o efeito da colaboração sobre a produtividade acadêmica. Assim, é preciso separar o efeito decorrente da ação de colaborar com empresas dos efeitos oriundos de outros fatores. Essa separação pode ser feita por meio da definição de um contrafactual, isto é, por meio da identificação de um grupo de controle que possui características semelhantes, exceto o fato de não ter estabelecido interações com empresas. Desse modo, é possível destacar os efeitos da colaboração sobre a produtividade acadêmica ao comparar os grupos de pesquisa que interagiram e aqueles com características semelhantes que, todavia não colaboraram com empresas. Isso permite inferir se esse efeito decorre da decisão da interação.

A definição do grupo de controle foi realizada com o uso da técnica de *propensity score matching* a partir das características dos grupos de pesquisa em 2002<sup>4</sup>. Foi selecionado para cada um dos 611 grupos de pesquisa que apresentaram interações contínuas de 2002 a 2008, um grupo de pesquisa de controle entre os 6.450 restantes. As características selecionadas dos grupos de pesquisa foram produção acadêmica, tamanho do grupo de pesquisa, qualificação dos pesquisadores, tempo de existência, área de conhecimento, região do país em que se localiza e tipo de instituição ao qual pertence, uma vez que eventuais diferenças na produtividade acadêmica dos grupos de pesquisa podem estar a elas associadas. O adequado resultado do pareamento pode ser visto pela similaridade entre os grupos de pesquisa que interagem e os que compõem o grupo de controle (Apêndice A).

A justificativa para a escolha destas características dos grupos de pesquisa relaciona-se com a influência que elas podem exercer na interação com empresas. Grupos de pesquisa maiores e que realizam pesquisa de mais alta qualidade interagem mais com as empresas (Garcia et al. 2014). A área de conhecimento do grupo de pesquisa também afeta suas interações com empresas (Cohen et al. 2002, Abramo et al. 2009) e, no caso brasileiro, os grupos de pesquisa das áreas de Engenharias e de Ciências Agrárias interagem mais em relação às demais áreas de conhecimento (Rapini & Righi 2007, Suzigan et al. 2009). A distribuição espacial dos grupos de pesquisa que interagem indica que esses grupos estão distribuídos de forma não homogênea entre as diferentes regiões (Albuquerque et al. 2012, Rapini & Righi 2007, Garcia et al. 2015). Por fim, a colaboração com empresas também é afetada pelo perfil da instituição que o grupo de pesquisa está vinculado, como no caso dos institutos de pesquisa, que exercem um papel importante de transferência de conhecimentos acadêmicos para as empresas e para a sociedade de forma ampla (Mazzoleni & Nelson 2007).

---

<sup>4</sup>Os resultados apresentados referem-se ao procedimento de *propensity score* estimado por regressão logística, vizinho mais próximo e sem reposição. Outras especificações para o pareamento foram realizadas para verificar a robustez e apresentaram resultados semelhantes.

#### 4.2 Padrões de produtividade acadêmica: grupos de pesquisa que interagem e não interagem

A formação do grupo de controle permite comparar os padrões de produtividade acadêmica entre os grupos de pesquisa. Antes disso, porém, vale apontar que no período 2002-2008, houve um expressivo aumento nos indicadores de produção científica em ambos os grupos (Tabela 3), acompanhando a elevação generalizada da produção acadêmica no Brasil (Faria et al. 2011, Leite et al. 2011).

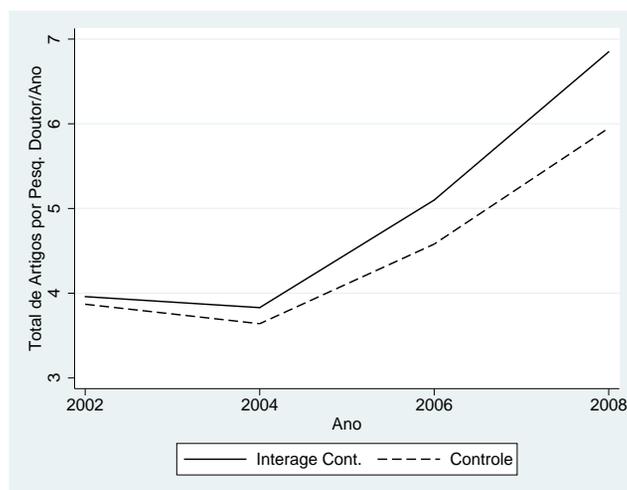
**Tabela 3:** Produtividade acadêmica por tipo de publicação

Artigos	Interage Cont.				Controle				Dif.*
	2002	2008	08-02	% aa	2002	2008	08-02	% aa	
Totais	3,96	6,85	2,89	7,1	3,87	5,95	2,08	5,5	0,81
Int.	1,57	3,21	1,65	9,4	1,54	2,70	1,16	7,3	0,49
Nac.	2,39	3,63	1,25	5,4	2,32	3,25	0,93	4,3	0,32

\* Dif. é a diferença entre grupos que interagem e controle em 2002 e 2008

Fonte: Elaboração própria a partir de dados dos Censos do DGP-CNPq.

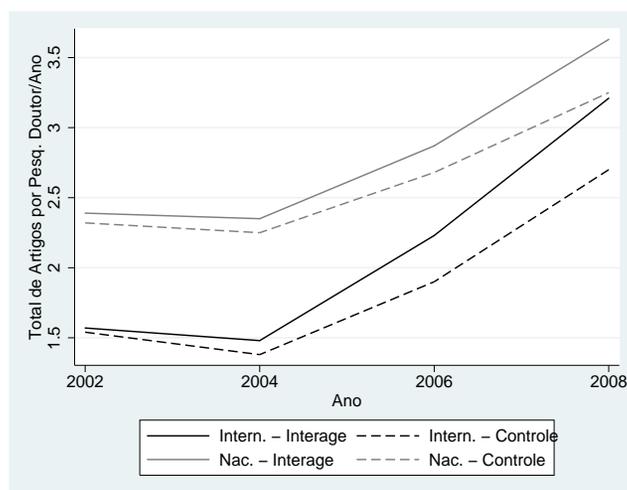
É possível verificar ainda que, no período analisado, o crescimento da produtividade acadêmica dos grupos de pesquisa que interagem é sempre superior à do grupo de controle. Esse fenômeno pode ser visto pela diferença do crescimento dos indicadores de produção entre os grupos, pois enquanto o total de artigos publicados por pesquisadores de grupos de pesquisa que interagem cresceu 7,1% ao ano, dos pesquisadores do grupo de controle cresceu apenas 5,5% ao ano. Portanto, os pesquisadores ligados aos grupos de pesquisa que colaboram com empresas apresentaram crescimento maior da produtividade acadêmica que seus pares. Essa evolução da produtividade acadêmica também pode ser percebida pela variação dos níveis de produtividade em diferentes anos (Figura 1).



Fonte: Elaboração própria a partir de dados dos Censos do DGP-CNPq.

**Figura 1:** Artigos por pesquisador doutor/ano

As médias do total de artigos publicados por pesquisador são bastante similares em 2002. Porém, ao longo do período analisado, é possível notar que a diferença de produtividade em favor dos pesquisadores ligados aos grupos de pesquisa que interagem aumenta de modo significativo e a diferença do crescimento das publicações em favor dos grupos que interagem foi da ordem de 0,81 artigos por pesquisador/ano (Tabela 3). Ao final do período, os grupos que interagem publicaram em média 6,85 artigos por pesquisador/ano, enquanto no grupo de controle publicaram 5,95 artigos por pesquisador/ano. Esses números apontam para um desempenho 15% superior dos grupos que interagem. Uma análise similar pode ser feita por meio da separação dos artigos nacionais e internacionais (Figura 2).



Fonte: Elaboração própria a partir de dados dos Censos do DGP-CNPq.

**Figura 2:** Artigos Nacionais e Internacionais por pesquisador doutor/ano

Ambos os grupos analisados apresentaram crescimento nas suas publicações internacionais, porém o aumento é mais expressivo entre os pesquisadores que interagem, cujo crescimento foi de 9,4% ao ano entre os pesquisadores que interagem e 7,3% ao ano entre os que não interagem - ou em termos absolutos de 0,49 artigos a mais por pesquisador. Tomando os artigos nacionais, a diferença em favor dos pesquisadores de grupos de pesquisa que interagem é de 0,32 artigos a mais por pesquisador.

## 5 Análise empírica do efeito das interações sobre a produtividade acadêmica

A partir da análise descritiva, pode-se perceber que os grupos que interagem têm apresentado um desempenho acadêmico superior ao do grupo de controle. Porém, para avaliar o efeito das interações universidade-empresa sobre a produtividade acadêmica, também é preciso considerar os principais fatores que podem afetar esse desempenho, como a produtividade acadêmica pregressa, o tamanho do grupo de pesquisa, a qualificação dos seus membros e o seu tempo de existência. Esses parâmetros foram utilizados para a estimação de

um modelo empírico que relaciona a evolução da produtividade acadêmica dos grupos de pesquisa a essas características selecionadas.

Em virtude da natureza cumulativa do conhecimento, o conhecimento gerado pela pesquisa pregressa do grupo de pesquisa é um importante fator determinante da produtividade acadêmica nos períodos subsequentes, o que torna importante o controle dos níveis anteriores de produtividade. Outro fator que pode influenciar a produtividade acadêmica é o tamanho do grupo de pesquisa, uma vez que o aumento do número de pesquisadores pode provocar uma elevação da sua produtividade, dadas as maiores possibilidades de divisão do trabalho e de aproveitamento das complementaridades entre os membros do grupo de pesquisa (Abramo et al. 2012). Porém, a existência de grupos de pesquisa muito grandes pode gerar dificuldades de coordenação entre os pesquisadores (Von Tunzelmann et al. 2003), o que sugere a existência de um tamanho “ótimo” dos grupos de pesquisa (Kenna & Berche 2011). Já no que diz respeito à qualificação, grupos de pesquisa que possuem pesquisadores mais graduados entre os seus membros possuem produtividade acadêmica mais elevada (Abramo et al. 2011). Em relação ao tempo de existência, grupos mais antigos podem apresentar vantagens devido ao acúmulo de conhecimento produzido (De Fuentes & Dutrénit 2012). Nessa linha, é importante mencionar que a produção acadêmica também é afetada pela área do conhecimento do grupo de pesquisa (Abramo et al. 2011, Faria et al. 2011)<sup>5</sup>. Adicionalmente, o tipo de instituição ao qual o grupo está vinculado e a sua localização geográfica também podem influenciar os efeitos das colaborações com as empresas (Rapini & Righi 2007, Faria et al. 2011, Garcia et al. 2015).

A partir da definição dos fatores que podem afetar a produtividade acadêmica dos grupos de pesquisa, foram estimados dois modelos empíricos. O primeiro modelo compara o efeito das características selecionadas sobre a produtividade dos 611 grupos que interagem continuamente e o grupo de controle de mesmo tamanho. O segundo modelo faz a comparação utilizando todos os grupos de pesquisa que interagem de modo contínuo ou pontual com empresas, o que representa um total de 1.603 grupos de pesquisa, e o respectivo grupo de controle.

### 5.1 Efeitos da interação sobre grupos de pesquisa com interações contínuas

O primeiro modelo proposto foi estimado em painel para os quatro períodos analisados. Foi utilizada como variável dependente a medida de produtividade acadêmica e separada em três categorias: artigos totais, nacionais e internacionais (Equação 1).

$$\begin{aligned} \text{ArtigoDout}_i = & \text{Interage\_cont}_{t-2} \times \text{ArtigoDout}_{t-2} + \text{ArtigoDout}_{t-2} + \\ & \text{TamGrp}_{t-2} + \text{TamGrpSq}_{t-2} + \text{QualiGrp}_{t-2} + \\ & \text{TempoGrp}_{t-2} + d_{Reg} + d_{Area} + d_{Tipo} \end{aligned} \quad (1)$$

<sup>5</sup>A base de dados desse trabalho permite apontar que no Brasil as áreas de Ciências Agrárias, Ciências da Saúde e Ciências Biológicas possuem níveis de publicação por pesquisador doutor bem superior à média nacional. Já a área de Ciências Exatas apresenta patamares próximos à média da base de dados. Já as áreas Engenharias, Ciências Sociais Aplicadas, Ciências Humanas e Linguística apresentam níveis mais baixos de publicação.

O modelo relaciona a produtividade acadêmica de um grupo de pesquisa no ano ( $t$ ), com o nível de produtividade desse mesmo grupo com defasagem de dois anos ( $t-2$ ). O uso da defasagem se justifica pelo fato de que os efeitos da interação com empresas sobre a produtividade de um grupo de pesquisa podem não ser imediatos e é necessário que a colaboração se desenvolva para que surjam os resultados que dão origem às publicações. No entanto, isso pode introduzir um problema de endogeneidade nessa especificação causada pelo uso da variável dependente defasada, o que pode viesar os resultados para as estimativas dos parâmetros. Em virtude disso, foi utilizado o estimador de Arellano & Bond (1991) que busca corrigir esse problema de endogeneidade.

Já o efeito das interações com empresas sobre a produtividade acadêmica é mensurado pelo termo que relaciona a produtividade acadêmica e as interações contínuas do grupo de pesquisa  $Interage\_cont_{t-2} \times ArtigoDout_{t-2}$ . Essa medida é, portanto, proporcional ao nível passado de produtividade acadêmica do grupo de pesquisa. O modelo inclui também o tamanho do grupo, sua qualificação mensurada pela proporção de doutores entre os seus membros e o tempo de existência do grupo - todos avaliados no ano ( $t-2$ ). Além disso, alguns controles são utilizados, como a região em que o grupo de pesquisa se localiza, a área de conhecimento e o tipo de instituição. A descrição das variáveis é apresentada na Tabela 4 e suas estatísticas descritiva no Apêndice B.

**Tabela 4:** Descrição das variáveis

Variável	Descrição
$ArtigoDout_t$	Produtividade acadêmica - artigos por pesquisador doutor por ano no período ( $t$ )
$Interage_{t-2}$	Interação - <i>dummy</i> para grupo que interage no período ( $t-2$ )
$Interage\_cont_{t-2}$	Interação contínua - <i>dummy</i> para grupo que interage continuamente no período de 2002 a 2008.
$Interage\_pontual_{t-2}$	Interação pontual - <i>dummy</i> para grupo que interage pontualmente no período (pelo menos uma vez entre 2002 a 2008).
$ArtigoDout_{t-2}$	Produtividade acadêmica - artigos por pesquisador doutor por ano no período ( $t-2$ ).
$TamGrp_{t-2}$	Tamanho do grupo - número de pesquisadores doutores do grupo de pesquisa no período ( $t-2$ ).
$TamGrpSq_{t-2}$	Tamanho do grupo ao quadrado - número de pesquisadores doutores do grupo de pesquisa no período ( $t-2$ ).
$QualiGrp_{t-2}$	Qualificação do grupo - proporção de pesquisadores doutores sobre o número total de pesquisadores do grupo no período ( $t-2$ ).
$TempoGrp_{t-2}$	Tempo de existência do grupo - Número de anos decorridos desde a formação do grupo no período ( $t-2$ ).
$d_{Reg}$	<i>Dummies</i> para as macrorregiões - Norte, Nordeste, Centro-Oeste, Sudeste e Sul.
$d_{Area}$	<i>Dummies</i> para as áreas do conhecimento - Engenharias, Linguística, Ciências Agrárias, Biológicas, Exatas e da Terra, Humanas, da Saúde e Sociais Aplicadas.
$d_{Tipo}$	<i>Dummies</i> para os tipos de instituições - Universidades Públicas, Privadas e Institutos de Pesquisa

Fonte: Elaboração Própria

As estimações apresentadas correspondem às regressões com defasagem de dois anos para artigos totais (regressões 1 a 3), artigos internacionais (regressões 4 a 6) e artigos nacionais (regressões 7 a 9), realizadas com os dados

**Tabela 5:** Resultados para as regressões estimadas - produtividade acadêmica e interações contínuas

N = 3.666 (1.222 x 3 anos) <sup>#</sup>	Artigos Totais			Artigos Internacionais			Artigos Nacionais		
	1. Pooled	2.EF	3.AB	4. Pooled	5.EF	6.AB	7. Pooled	8.EF	9.AB
Interage_cont <sub>t-2</sub> × ArtigoDout <sub>t-2</sub>	0,0872**	0,2218**	0,6643**	0,0906	0,1314	1,3384**	0,0460	0,1936**	0,3917*
ArtigoDout <sub>t-2</sub>	0,8624***	0,3364***	-0,4023*	1,016***	0,5338***	-1,0775**	0,7995***	0,2537***	-0,1594
TamGrp <sub>t-2</sub>	0,0096	0,1112***	0,0026	-0,0029	0,0313	-0,0328	0,0165	0,0746***	0,0323
TamGrpSqr <sub>t-2</sub>	0,0001	-0,0014**	0,0002	0,0002	-0,0002	0,0003	-0,0003	-0,0011**	-0,0004
QualiGrp <sub>t-2</sub>	1,7052***	0,7236	-0,1341	0,6164***	0,5882	0,1013	0,7650***	0,0426	-0,2326
TempoGrp <sub>t-2</sub>	-0,0059	0,0182	-0,0048	-0,0044	0,0112	-0,0037	-0,0030	0,0098	-0,0013
<i>Dummies</i>									
d <sub>Area</sub>	Sim			Sim			Sim		
d <sub>Reg</sub>	Sim			Sim			Sim		
d <sub>Tipo</sub>	Sim			Sim			Sim		
Anuais	Sim			Sim			Sim		
Tend. Temporal	Não	1,0485***	1,3187***	Não	0,5821***	0,8296***	Não	0,4623***	0,5390***
Constante	-1,9142***	-0,3971	1,4092	-1,1213***	-0,8140	0,4554	0,2436	0,4786	1,134
R <sup>2</sup>	0,71	0,60		0,75	0,71		0,71	0,58	
Wald			639,15***			339,16***			331,62***

Fonte: Elaboração própria; Nível de significância: \* <10%; \*\* <5%; \*\*\* <1%; Erro padrão robusto

# Para Arellano-Bond, 2.444, uma vez que a diferença dos períodos é utilizada como instrumento

empilhados (*pooled*), com dados em painéis com efeitos fixos (EF) e pelo estimador Arellano-Bond (AB) <sup>6</sup>.

Os resultados das regressões estimadas mostram que as colaborações com as empresas têm efeitos positivos sobre a produtividade acadêmica dos grupos de pesquisa, como mostra o coeficiente positivo e significativo da variável  $Interage\_cont_{t-2} \times ArtigoDout_{t-2}$  (regressões 1 a 3). Esse resultado confirma a importância dos benefícios acadêmicos relacionados com a interação da universidade com as empresas, uma vez que a colaboração pode trazer novos conhecimentos aos grupos de pesquisa que afetam positivamente sua capacidade de geração de novos produtos acadêmicos. Esses resultados convergem com estudos prévios que mostram os efeitos positivos da colaboração com empresas (Alvarez et al. 2013, Kannebley Júnior et al. 2013). Todavia, os resultados obtidos neste trabalho são baseados em uma base de informações mais abrangente, que envolve um conjunto mais amplo de grupos de pesquisa e de todas as áreas do conhecimento. Nesse sentido, os resultados apontam que os benefícios acadêmicos da interação com as empresas, em especial aqueles que estão associados à geração e disseminação de novos conhecimentos científicos, suplantam as barreiras de orientação entre a pesquisa acadêmica e a pesquisa industrial. A aproximação entre os pesquisadores acadêmicos e os cientistas e engenheiros responsáveis pela P&D nas empresas é capaz portanto de proporcionar benefícios tanto para as empresas como para a pesquisa acadêmica, em convergência com diversos estudos prévios que também encontram evidências dos efeitos positivos da aproximação entre as empresas e a pesquisa acadêmica (Dasgupta & David 1994, Perkman & Walsh 2009, Garcia et al. 2014).

Esse resultado mostra também que o efeito positivo das colaborações é proporcional à produtividade inicial dos grupos de pesquisa, o que denota o efeito cumulativo dos conhecimentos passados gerados tanto pela produção acadêmica pregressa como pela colaboração com as empresas. Isso reforça o fato de que os efeitos positivos das colaborações entre a universidade e as empresas são mais expressivos quando as relações se dão em prazos mais largos, o que reflete a importância da construção de relações estáveis e de confiança mútua entre os agentes envolvidos. Esse resultado é semelhante àqueles alcançados nos estudos qualitativos apresentados em Suzigan et al. (2011).

Além disso, o efeito positivo das interações sobre a produtividade acadêmica  $Interage\_cont_{t-2} \times ArtigoDout_{t-2}$  pode ser verificado quando se mede a produção científica por meio do total de artigos publicados, ou quando se tomam de modo separado artigos internacionais e nacionais (regressões 4 a 9). Esse resultado mostra que a busca de novos resultados acadêmicos é um importante motivador para os pesquisadores acadêmicos desenvolverem colaborações com as empresas, uma vez que as capacitações das empresas podem aportar conhecimentos importantes para os projetos de pesquisa acadêmicos, com efeitos positivos sobre a geração de novas ideias de pesquisa e sobre a elaboração de produtos acadêmicos. A existência de complementaridades entre a pesquisa acadêmica e a pesquisa industrial já tinha sido apontada por

---

<sup>6</sup>O teste de Hausman foi usado para comparar os resultados dos modelos de efeitos fixos e os de efeitos aleatórios e apontou, em todos os casos, como melhor alternativa a estimação por efeitos fixos. O uso do estimador Arellano-Bond é reforçado pela significância do teste de autocorrelação serial do termo autoregressivo de primeira ordem. No entanto, não foi possível realizar o teste de segunda ordem em virtude da reduzida dimensão temporal da base de dados, que é de apenas 4 períodos.

Garret-Jones et al. (2010) e D' Este & Perkman (2011). Uma forma de avaliar a magnitude desse efeito é por meio da multiplicação dos coeficientes obtidos nas regressões pela média da variável  $ArtigoDout_{t-2}$ . No caso das regressões que usam o estimador de Arellano-Bond, o efeito total da interação contínua multiplicado pela média da produtividade acadêmica, 4,16 artigos por doutor no ano (t-2), perfaz um incremento na produtividade acadêmica do grupo de pesquisa de 1,09 artigos por pesquisador<sup>7</sup>. Esse resultado precisa ainda ser considerado à luz de seus efeitos cumulativos uma vez que determina novos patamares de produtividade para os anos subsequentes. Esse efeito é reforçado pelo coeficiente positivo e significativo da tendência temporal.

Em relação aos demais resultados, na estimação por efeitos fixos verifica-se que o nível de publicação no período (t-2) afeta positivamente a produtividade do grupo de pesquisa no período subsequente (t), o que reforça a importância da cumulatividade do conhecimento gerado. No entanto, na estimação por Arellano-Bond, a produtividade progressiva apresenta efeitos negativos, por conta das possíveis dificuldades dos grupos de pesquisa em manter os níveis progressivos de publicação, para além do efeito já captado pela tendência temporal inserida nesta especificação. Os resultados dos coeficientes do tamanho do grupo de pesquisa, de sua qualificação média e do seu tempo de existência não apresentam significância, o que não permite inferir sobre a existência de benefícios ou desvantagens sobre a produtividade acadêmica.

## 5.2 Análise dos grupos com interações contínuas e pontuais

O segundo modelo foi estimado com o intuito de avaliar os efeitos das colaborações com as empresas sobre a produtividade acadêmica de todos os 1.603 grupos de pesquisa que interagiram com empresas no período analisado, independentemente se a interação foi contínua ou pontual. Por meio desse modelo, é possível avaliar se os efeitos das colaborações sobre a produtividade acadêmica manifestam-se de modo distinto para os grupos de pesquisa que interagem de modo contínuo ou pontual. Um novo procedimento de pareamento foi realizado, que envolveu 1.603 grupos de pesquisa que apresentaram interação no período analisado e a construção de um novo grupo de controle, em que foram utilizadas as mesmas características anteriores, totalizando 3.206 observações.

O modelo estimado é similar ao anterior, porém a variável  $Interage\_cont_{t-2}$  foi substituída pela variável  $Interage_{t-2}$ . Essa nova variável assume valor 1 quando o grupo de pesquisa apresentou no período (t-2) interações com empresas (Equação 2).

$$\begin{aligned} ArtigoDout_t = & Interage_{t-2} \times ArtigoDout_{t-2} + ArtigoDout_{t-2} + \\ & TamGrp_{t-2} + TamGrpSqr_{t-2} + QualiGrp_{t-2} + \\ & TempoGrp_{t-2} + d_{Reg} + d_{Area} + d_{Tipo} \end{aligned} \quad (2)$$

As estimações apresentadas correspondem às regressões realizadas utilizando o estimador Arellano-Bond com defasagem de dois anos para artigos totais, internacionais e nacionais (Tabela 6).

<sup>7</sup>Esse cálculo pode ser feito pelo efeito total sobre as publicações, ou seja, pela soma dos coeficientes de  $Interage\_cont_{t-2} \times ArtigoDout_{t-2}$  e  $ArtigoDout_{t-2}$ .

**Tabela 6:** Resultados das regressões estimadas com estimador Arellano-Bond – Produtividade Acadêmica; todas as interações, pontuais e contínuas

Interações t-2 pontuais e contínuas - Artigos Totais, Internacionais e Nacionais						
N = 9.618 (3.206 x 3 anos) <sup>#</sup>	1.Totais	2.Inter.	3.Nacionais	4.Totais	5.Inter.	6.Nacionais
Interage <sub>t-2</sub> × ArtigoDout <sub>t-2</sub>	0,1216***	0,3322***	0,0535			
Interage_cont <sub>t-2</sub> × ArtigoDout <sub>t-2</sub>				0,3908***	0,6939***	0,2222*
Interage_pontual <sub>t-2</sub> × ArtigoDout <sub>t-2</sub>				0,0692**	0,2205***	0,0204
ArtigoDout <sub>t-2</sub>	-0,0581	-0,3714**	0,0661	-0,1209	-0,4379**	0,0259
TamGrp <sub>t-2</sub>	0,0157	-0,0527*	0,0477*	0,0133	-0,0519*	0,0470**
TamGrpSqr <sub>t-2</sub>	0,0001	0,0010*	-0,0007*	0,0001	0,0010*	-0,0007*
QualiGrp <sub>t-2</sub>	0,4234	0,1342	0,4520*	0,3824	0,1307	0,4242**
TempoGrp <sub>t-2</sub>	-0,0041	-0,0216	0,0123	-0,0058	-0,0241	0,0123
Tend. Temporal	1,2313***	0,7991***	0,4554***	1,2464***	0,8039***	0,4629***
Constante	0,9925	0,7693**	0,3983	1,0839	0,8081*	0,425
Wald	1830,12**	1082,79***	878,67***	1804,76***	1059,09**	897,72***

Fonte: Elaboração própria; Nível de significância: \* < 10%; \*\* < 5%; \*\*\* < 1%; Erro padrão robusto

# Para Arellano-Bond, 6.412, uma vez que a diferença dos períodos é utilizada como instrumento

Os resultados da estimação do modelo mostram que os grupos de pesquisa que colaboram com as empresas, seja de modo contínuo, seja em apenas um dos anos do período analisado, apresentam ganhos de produtividade acadêmica, como indica o coeficiente positivo e significativo da variável  $Interage_{t-2} \times ArtigoDout_{t-2}$  (regressão 1). Isso significa que os efeitos positivos da colaboração sobre a geração de novos conhecimentos, consubstanciados na publicação de artigos, podem ser verificados para todos os grupos de pesquisa que interagem. Esse efeito sobre a produtividade também é bastante claro quando medido pelos artigos internacionais (regressão 2).

A magnitude do coeficiente mostra que o efeito da interação com empresas na produtividade acadêmica é menos expressivo no total dos grupos de pesquisa que interagem (Tabela 6, regressão 1) do que naqueles que interagem de modo contínuo (Tabela 5, regressão 3). O coeficiente estimado para a variável  $Interage_{t-2} \times ArtigoDout_{t-2}$  é 0,12, o que mostra o efeito total da interação pontual ou contínua multiplicado pela média da produtividade acadêmica, o que produz um incremento na produtividade acadêmica do grupo de pesquisa de 0,26 artigos por pesquisador. Ou seja, o efeito positivo medido para todos os grupos que interagem é cerca de quatro vezes inferior ao verificado quando se analisam apenas os grupos de pesquisa que interagem continuamente, que é de 1,09 artigos por pesquisador (como mostrado no modelo anterior - Tabela 5).

No entanto, como esse modelo não distingue os efeitos das colaborações pontuais dos efeitos das interações contínuas, foi estimada outra especificação com o propósito de verificar separadamente os efeitos dos dois tipos de colaboração sobre a produtividade acadêmica. Essa especificação inclui uma variável que mensura o efeito de interações contínuas ( $Interage_{cont_{t-2}} \times ArtigoDout_{t-2}$ ) e outra variável específica para interações pontuais ( $Interage_{pontual_{t-2}} \times ArtigoDout_{t-2}$ ). Para essa estimação, a variável  $Interage_{pontual_{t-2}}$  possui valor 1 quando um grupo de pesquisa realiza apenas uma interação naquele dado período e a variável  $Interage_{cont_{t-2}}$  assume valor 1 quando o grupo de pesquisa interagiu em todos os anos do período analisado. O coeficiente de  $Interage_{cont_{t-2}} \times ArtigoDout_{t-2}$  é capaz de captar o incremento proporcional sobre a produtividade acadêmica dos grupos de pesquisa que interagiram continuamente, em comparação aos que não interagiram. Já o coeficiente de  $Interage_{pontual_{t-2}} \times ArtigoDout_{t-2}$  mensura o mesmo ganho proporcional dos grupos que interagiram pontualmente. Dessa maneira, a comparação dos coeficientes permite mensurar a diferença dos efeitos de interações pontuais e contínuas.

Os resultados dessa estimação (Tabela 6, regressões de 4 a 6) mostram que os grupos de pesquisa que interagem, de modo pontual ou contínuo, percebem benefícios sobre a produtividade. Porém, esses benefícios são superiores no caso dos grupos de pesquisa que interagem de modo contínuo com empresas. A comparação da magnitude dos coeficientes mostra que o efeito positivo das colaborações para um grupo de pesquisa que interage de modo contínuo é cerca de cinco vezes superior ao benefício dos grupos que possuem colaborações pontuais, considerando a diferença dos coeficientes estimados para  $Interage_{pontual_{t-2}} \times ArtigoDout_{t-2}$  e  $Interage_{cont_{t-2}} \times ArtigoDout_{t-2}$  (regressão 4). O mesmo efeito pode ser percebido quando a produtividade acadêmica é medida por meio de artigos internacionais, cuja magnitude dos ganhos é de cerca de três vezes superior, em comparação aos grupos de pesquisa que realizam interações pontuais. Já para os artigos nacionais, os benefícios

só são estatisticamente significativos para as interações contínuas. Esse resultado representa uma importante contribuição do trabalho ao debate, uma vez que a análise realizada permite diferenciar interações pontuais e contínuas, distinção que não havia sido realizada em estudos prévios semelhantes, como Alvarez et al. (2013) e Kannebley Júnior et al. (2013).

Portanto, os resultados alcançados são capazes de comprovar o efeito geral de que grupos de pesquisa que colaboram com as empresas percebem benefícios importantes para as suas atividades acadêmicas, como mostra o seu desempenho acadêmico superior. Além disso, esses benefícios são ainda mais importantes para os grupos de pesquisa que possuem relações contínuas de colaboração com as empresas.

## 6 Considerações finais e implicações de políticas

É crescente a literatura que trata do papel e dos efeitos da interação entre a universidade e as empresas. Do lado das empresas, há um amplo reconhecimento da importância dos conhecimentos gerados pela pesquisa acadêmica para o fomento ao processo de inovação, o que requer a aproximação crescente entre os pesquisadores universitários e os cientistas e engenheiros responsáveis pela P&D nas empresas (Dasgupta & David 1994, Klevorick et al. 1995, Nelson 1996, Cohen et al. 2002, Albuquerque et al. 2015). No entanto, no que se refere ao impacto dessas interações sobre a produtividade acadêmica, alguns estudos mostram, por um lado, que a colaboração com empresas pode trazer benefícios importantes para a universidade, especialmente relacionados com a oportunidade de aproveitamento das capacitações dos pesquisadores responsáveis pela P&D nas empresas, que possuem caráter complementar àquelas encontradas nos grupos de pesquisa acadêmicos (Landry et al. 1996, Geuna & Nesta 2006, Breschi et al. 2007, Baldini 2008, Abramo et al. 2009, Alvarez et al. 2013, Kannebley Júnior et al. 2013). Por outro lado, outros trabalhos apontam as limitações que a colaboração com as empresas pode impor à pesquisa acadêmica, especialmente por conta da existência de barreiras de orientação entre a pesquisa na universidade e o P&D nas empresas (Merton 1973, Blumenthal et al. 1996, Bonaccorsi et al. 2006, Manjarrés-Henriquez et al. 2008, Tartari et al. 2012, Bañal-Estanol et al. 2015).

Involucrado nesse contexto, este trabalho contribui para esse debate por meio da apresentação de novas evidências empíricas sobre o efeito das colaborações com empresas sobre a produtividade acadêmica dos grupos de pesquisa no Brasil. Para isso, é utilizada uma ampla base de dados, extraída dos Censos do Diretório dos Grupos de Pesquisa do CNPq, que envolve grupos de pesquisa de todas as áreas de conhecimento e de todas as regiões brasileiras, de modo a abarcar também grupos de pesquisa de universidades públicas e privadas e de institutos de pesquisa.

Os principais resultados alcançados mostram três elementos importantes sob os quais se sustenta a contribuição do trabalho. Importante ressaltar que esses resultados empíricos apoiam-se na utilização de uma técnica de pareamento (*propensity score matching*), que permite a definição de grupos de controle a partir das características dos grupos de pesquisa que colaboraram com empresas no período analisado. Após a formação desses grupos de controle, foram estimados dois modelos empíricos para avaliar os efeitos sobre a produtividade acadêmica.

O primeiro resultado a ser destacado é que os grupos de pesquisa que colaboram com empresas apresentaram ganhos de produtividade acadêmica superiores aos do grupo de controle, o que mostra a importância dos benefícios acadêmicos relacionados com a colaboração com as empresas, que suplantam as barreiras de orientação inevitavelmente enfrentadas pelos grupos de pesquisa que interagem. Segundo, os resultados obtidos por meio das regressões permitem mensurar a magnitude do benefício para os grupos de pesquisa oriundos da interação com as empresas. No caso da regressão com o estimador de Arellano-Bond, a dimensão desse efeito é de 1,09 artigos por pesquisador para o período subsequente. O terceiro resultado a ser destacado é que os efeitos positivos das colaborações com as empresas sobre a produtividade acadêmica são ainda mais expressivos quando os grupos de pesquisa interagem de modo contínuo com as empresas parceiras, em comparação com os benefícios obtidos por grupos de pesquisa que interagem de modo pontual ou esporádico.

Essas conclusões possuem evidentes implicações de políticas. Diversos estudos apontaram para a importância das políticas de estímulo à interação da universidade com as empresas, especialmente pelo papel dos conhecimentos gerados pela pesquisa acadêmica para a inovação nas empresas (Dasgupta & David 1994, Klevorick et al. 1995, Nelson 1996, Cohen et al. 2002, Albuquerque et al. 2015). Este trabalho vem reforçar a importância dessas colaborações, mas com foco nos efeitos sobre as atividades da universidade. Se para as empresas a importância da interação é amplamente reconhecida na literatura, os resultados alcançados mostram que a universidade também se beneficia da colaboração, uma vez que os grupos de pesquisa que interagem com empresas, especialmente aqueles que o fazem de modo contínuo, apresentam ganhos mais elevados de produtividade acadêmica. Assim, no que se refere ao desenho das políticas, o apoio à interação da universidade com as empresas tem efeitos positivos também sobre a pesquisa acadêmica, o que denota o papel importante das políticas de apoio nesse campo. De todo modo, para reforçar esses benefícios, as políticas devem exigir dos pesquisadores acadêmicos contrapartidas em termos da publicação de artigos em revistas de elevado impacto, uma vez que os pesquisadores acadêmicos devem ser capazes de criar mecanismos para aproveitar as capacitações dos cientistas e engenheiros responsáveis pela P&D nas empresas com quem colaboram, de modo a permitir e fortalecer as atividades de geração e disseminação de novos conhecimentos científicos e tecnológicos. Além disso, como os ganhos de produtividade acadêmica são mais expressivos quando a colaboração com empresas se dá de modo contínuo, as medidas de políticas devem ser capazes de estabelecer mecanismos que estimulem a manutenção das relações ao longo do tempo, especialmente por meio de programas que levem em consideração o tempo de colaboração entre os pesquisadores acadêmicos e os cientistas e engenheiros responsáveis pela P&D nas empresas.

## **7 Agradecimentos**

Os autores agradecem o apoio financeiro da Fapesp (processo no. 2012/23.370-5) e do CNPq (473.705/2013-3).

## Referências Bibliográficas

- Abramo, G., Cicero, T. & D' Angelo, C. A. (2012), 'Revisiting size effects in higher education research productivity', *Higher Education* 6(63), 701–717.
- Abramo, G., D' Angelo, C. A. & Di Costa, F. (2009), 'Research collaboration and productivity: is there correlation?', *Higher Education* (57), 155–171.
- Abramo, G., D' Angelo, C. A. & Di Costa, F. (2011), 'Research productivity: are higher academic ranks more productive than lower ones?', *Scientometrics* 3(88), 915–928.
- Albuquerque, E., Simões, R., Baessa, A., Campolina, B. & Silva, L. (2012), 'A distribuição espacial da produção científica e tecnológica brasileira: uma descrição de estatísticas de produção local de patentes e artigos científicos.', *Revista Brasileira de Inovação* 2(1), 225–251.
- Albuquerque, E., Suzigan, W., Kruss, G. & Lee, K. (2015), *Developing National Systems of Innovation: University–Industry Interactions in the Global South*, Edward Elgar Publishing.
- Alvarez, R. B. P., Kannebley Júnior, S. & Carolo, M. D. (2013), 'O impacto da interação universidade-empresa na produtividade dos pesquisadores: uma análise para as ciências exatas e da terra nas universidades estaduais paulistas.', *Revista Brasileira de Inovação* 1(12), 171–206.
- Arellano, M. & Bond, S. (1991), 'Some tests of specification for panel data: Monte carlo evidence and an application to employment equations', *Review of Economic Studies* 2(58), 277–297.
- Baldini, N. (2008), 'Negative effects of university patenting: Myths and grounded evidence.', *Scientometrics* 2(72), 289–311.
- Bañal-Estanol, A., Jofre-Bonet, M. & Meissner, C. (2015), 'The double-edged sword of industry collaboration: evidence from engineering academics in the uk', *Research Policy* (44), 1160–1175.
- Bishop, K., D' Este, P. & Neely, A. (2011), 'Gaining from interactions with universities: Multiple methods for nurturing absorptive capacity', *Research Policy* 40(1), 30–40.
- Blumenthal, D., Causino, N., Campbell, E. G. & Louis, K. S. (1996), 'Relationships between academic institutions and industry in the life sciences – an industry survey', *England Journal of Medicine* 334(6).
- Bonaccorsi, A., Daraio, C. & Simar, L. (2006), 'Advanced indicators of productivity of universities. an application of robust nonparametric methods to italian data', *Scientometrics* 66, 389–410.
- Breschi, S., Lissoni, F. & Montobbio, F. (2007), 'The scientific productivity of academic inventors: new evidence from italian data', *Economics of Innovation and New Technology* 16(2), 101–118.
- Chaves, C. V., Carvalho, S. S. M., Silva, L. A., Teixeira, T. C. & Bernardes, P. (2012), 'The point of view of firms in minas gerais about the contribution of universities and research institutes to r&d activities', *Research Policy* 41, 1683–1695.

- Cohen, W., Nelson, R. & Walsh, J. (2002), 'Links and impacts: the influence of public r&d on industrial research', *Management Science* **48**, 1–23.
- D' Este, P. & Perkman, M. (2011), 'Why do academics engage with industry? the entrepreneurial university and individual motivations', *Journal of Technological Transfer* **36**, 316–339.
- Dasgupta, P. & David, P. A. (1994), 'Toward a new economics of science', *Research Policy* **23**, 487–521.
- De Fuentes, C. & Dutrénit, G. (2012), 'Best channels of academia–industry interaction for long-term benefit', *Research Policy* **41**(9), 1666–1682.
- Faria, L., Gregolin, J., Hoffman, W. & Quoniam, L. (2011), Análise da produção científica a partir de publicações em periódicos especializados, in R. Brentani, C. Cruz, W. Suzigan, J. Furtado & R. Garcia, eds, 'Indicadores de ciência, tecnologia e inovação em São Paulo 2010', FAPESP, São Paulo.
- Garcia, R., Araujo, V., Mascarini, S., Santos, E. & Costa, A. (2014), 'An analysis of the effects of the characteristics of research groups on their interactions with firms', *Innovation and Development* **5**(1), 59–72.
- Garcia, R., Araujo, V., Mascarini, S., Santos, E. & Costa, A. (2015), 'Looking at both sides: how specific characteristics of academic research groups and firms affect the geographical distance of university-industry linkages', *Regional Studies, Regional Science* **2**, 517–533.
- Garret-Jones, S., Turpin, T. & Diment, K. (2010), 'Managing competition between individual and organizational goals in cross-sector research and development centres', *The Journal of Technology Transfer* **35**(5), 527 – 546.
- Geuna, A. & Nesta, L. J. J. (2006), 'University patenting and its effects on academic research: The emerging european evidence', *Research Policy* **35**, 790–807.
- Gulbrandsen, M. & Smeby, J. (2005), 'Industry funding and university professors' research performance', *Research Policy* **34**, 932–950.
- Kannebley Júnior, S., Carolo, M. D. & Negri, F. (2013), 'Impacto dos fundos setoriais sobre a produtividade acadêmica de cientistas universitários', *Estudos Econômicos* **43**(4), 647–685.
- Kenna, R. & Berche, B. (2011), 'Critical mass and dependency of research quality on group size', *Scientometrics* **86**, 527–540.
- Klevorick, A., Levin, R., Nelson, R. & Winter, S. (1995), 'On the sources and significance of interindustry differences in technological opportunities', *Research policy* **24**(2), 185–205.
- Landry, R., Traore, N. & Godin, B. (1996), 'An econometric analysis of the effect of collaboration on academy research productivity', *Higher Education* **32**, 283–301.
- Leite, P., Mugnaini, R. & Leta, J. (2011), 'A new indicator for international visibility: exploring brazilian scientific community', *Scientometrics* **88**(1), 311–319.

- Manjarrés-Henriquez, L., Gutierrez-Gracia, A. & Vega-Jurado, J. (2008), 'Co-existence of university–industry relations and academic research: Barrier to or incentive for scientific productivity', *Scientometrics* **76**(3), 561–576.
- Mazzoleni, R. & Nelson, R. (2007), 'Public research institutions and economic catch-up', *Research Policy* **36**(10), 1512–1528.
- Merton, R. K. (1973), *The sociology of science: Theoretical and empirical investigations*, University of Chicago Press, Chicago.
- Nelson, R. (1996), *The sources of economic growth*, Harvard University Press, Cambridge.
- Nelson, R. (2004), 'The market economy, and the scientific commons', *Research Policy* **33**, 455–471.
- Perkman, M. & Walsh, K. (2009), 'The two faces of collaboration: impacts of university–industry relations on public research', *Industrial and Corporate Change* **18**(6), 1033–1065.
- Rapini, M., Albuquerque, E., Chaves, C. V., Silva, L., Souza, S. G. A. & Righi, H. M. (2009), 'University–industry interactions in an immature system of innovation: evidence from minas gerais, brazil', *Science and Public Policy* **36**, 373–386.
- Rapini, M. & Righi, H. M. (2007), 'Interação universidade–empresa no brasil em 2002 e 2004: Uma aproximação a partir dos grupos de pesquisa do cnpq', *Economia* **8**(2), 248–268.
- Rosenberg, N. (1990), 'Why do firms do basic research (with their own money)?', *Research policy* **19**(2), 165–174.
- Suzigan, W., Albuquerque, E. & Cario, S. (2011), *Em busca da inovação: interação universidade–empresa no Brasil*, Autêntica, Belo Horizonte.
- Suzigan, W., Albuquerque, E., Garcia, R. & Rapini, M. (2009), 'University and industry linkages in brazil: Some preliminary and descriptive results', *Seoul Journal of Economics* **19**(2), 591–611.
- Tartari, V. & Breschi, S. (2012), 'Set them free: scientists' evaluations of the benefits and costs of university–industry research collaboration', *Industrial and Corporate Change* **21**(5), 1117–1147.
- Tartari, V., Salter, A. & D' Este, P. (2012), 'Crossing the rubicon: exploring the factors that shape academics' perceptions of the barriers to working with industry', *Economics* **36**(3), 655–677.
- Van looy, B., Ranga, M., Callaert, J., Debackere, K. & Zimmermann, E. (2004), 'Combining entrepreneurial and scientific performance in academia: towards a compounded and reciprocal matthew-effect?', *Research Policy* **33**, 425–441.
- Von Tunzelmann, N., Ranga, M., Martin, B. & Geuna, A. (2003), 'The effects of size on research performance: a spru review', *SPRU*.

## Apêndice A

**Tabela A.1:** Resultado do *propensity score* para os dois pareamentos

		Amostra Completa	Pareamento 1: Interações Cont.*		Pareamento 2: Todas Interações*	
		Todos	Int. Contínuas	Controle	Int. Pontuais	Controle
Variáveis	ArtigoDout2002	3,943	3,959	3,865	3,964	4,011
	TamGrp2002	4,310	5,931	5,524	5,172	5,173
	QualiGrp2002	0,778	0,764	0,760	0,767	0,764
	TempoGrp2002	7,632	8,614	8,213	8,257	8,601
Área de Conhecimento	Ciências Agrárias	0,118	0,244	0,241	0,209	0,220
	C. Biológicas	0,160	0,103	0,116	0,118	0,123
	Engenharias	0,124	0,322	0,334	0,271	0,258
	Ciências Exatas	0,174	0,155	0,143	0,180	0,187
	C. Humanas	0,148	0,029	0,023	0,054	0,052
	Ciências da Saúde	0,161	0,100	0,100	0,110	0,105
	C. Sociais	0,070	0,038	0,036	0,048	0,049
Linguística	0,046	0,008	0,008	0,010	0,006	
Regiões	Centro-Oeste	0,049	0,043	0,039	0,056	0,054
	Norte	0,030	0,025	0,025	0,042	0,043
	Nordeste	0,139	0,170	0,183	0,160	0,152
	Sul	0,243	0,327	0,347	0,292	0,282
	Sudeste	0,539	0,435	0,406	0,454	0,469
Tipo de Instituição	Instituto de Pesq.	0,087	0,095	0,083	0,094	0,104
	Univ. Privada	0,139	0,137	0,159	0,137	0,125
	Univ. Pública	0,773	0,768	0,758	0,770	0,771
	N	8.053	611	611	1.603	1.603

Fonte: Elaboração própria

\*O teste t não apresenta diferenças entre os grupos Int. Cont. e Int. Pont. e seus grupos de controle a 5% de sig.

**Apêndice B****Tabela B.1:** Estatísticas Descritivas

Para regressões da Tabela 5				
	Média	Desv. Padrão	Mín	Máx
ArtigoDout <sub>t</sub>	4,9917	4,4253	0	63,375
ArtigoDout <sub>t-2</sub>	4,1619	3,6055	0	39,5
TamGrp <sub>t-2</sub>	6,7496	5,1872	1	56
QualiGrp <sub>t-2</sub>	0,796	0,2446	0,0216	1
TempoGrp <sub>t-2</sub>	10,6432	7,5015	0	71
N = 3.666 = 1.222 × 3				
Para regressões da Tabela 6				
	Média	Desv. Padrão	Mín	Máx
ArtigoDout <sub>t</sub>	5,0106	4,4458	0	63,375
ArtigoDout <sub>t-2</sub>	4,1981	3,6635	0	49,5
TamGrp <sub>t-2</sub>	6,1944	5,0011	1	98
QualiGrp <sub>t-2</sub>	0,79781	0,2451	0,0625	1
TempoGrp <sub>t-2</sub>	10,4994	7,4003	0	76
N = 9.618 = 3.206 × 3				
Fonte: Elaboração própria				

# UMA ESTIMAÇÃO DA CURVA DE PHILLIPS HÍBRIDA PARA O BRASIL NO REGIME DE METAS DE INFLAÇÃO

DIVANILDO TRICHES \*  
FLAVIO TOSI FEIJÓ †

## Resumo

O objetivo deste artigo é investigar a dinâmica da inflação no Brasil no período entre 2000-IV e 2014-II, por meio da abordagem da Curva de Phillips híbrida. Essa especificação econométrica permite avaliar os termos *forward looking* ou expectativa de inflação e *backward looking* inflação defasada. Os modelos foram estimados pelo método ARDL e os resultados mostraram que a inclusão do custo unitário do trabalho como *proxy* para a atividade econômica gerou um melhor ajustamento na estimação da Curva de Phillips. A expectativa de inflação tem dominância determinação da dinâmica da inflação brasileira. Há ainda um componente inercial dado pela rigidez de preços proveniente da indexação de contratos e preços administrados.

**Palavras-chave:** Curva de Phillips híbrida, meta de inflação, expectativa de inflação, inércia da inflação.

## Abstract

The aim of this paper is to investigate the dynamics of inflation in Brazil between 2000-IV to 2014-II, through the hybrid Phillips Curve approach. This econometric specification allows evaluating the *forward looking* and *backward looking* terms. The models were estimated by ARDL method and the results showed that the inclusion of unit labor cost as a *proxy* for economic activity generated a better fit in the estimation of the Phillips curve. The expectation of inflation has dominance in determining the dynamics of the Brazilian inflation. There is still an inertial component given by the rigidity of prices due to the indexation of several contracts and government managed prices.

**Keywords:** Hybrid Phillips Curve, inflation targeting, inflation expectation, inertial inflation.

**JEL classification:** E12, E30, E31

**DOI:** <http://dx.doi.org/10.11606/1413-8050/ea150953>

---

\* Universidade do Vale do Rio dos Sinos, PPGE/Unisinos. E-mail: divanildo@pq.cnpq.br e divanildot@unisinos.br

† Universidade Federal do Rio Grande do Sul, PPGE/UFRGS. E-mail: feijotosiflavio@gmail.com e flavio.tosi@ufrgs.br

## 1 Introdução

A Curva de Phillips é a relação simples mais importante da Macroeconomia como discute Annable (2007). As discussões sobre a existência de uma relação inversa entre a inflação e o nível de atividade econômica estão no centro do debate macroeconômico desde o final dos anos 1960. Em especial, os debates acadêmicos giram em torno da possibilidade de o governo controlar a inflação e o desemprego por meio de uma política macroeconômica keynesiana, em que ocorre um *trade-off* permanente entre essas duas variáveis como abordam Galí & Gertler (2000), Galí et al. (2001). Os avanços com a política monetária, nos últimos trinta anos, sobretudo, com a adoção de um arcabouço monetário de sistema de metas de inflação, fizeram com que se originassem novas abordagens da curva de Phillips<sup>1</sup>.

As evidências empíricas mostram que a eficiência de uma política monetária sistemática depende das expectativas dos agentes com relação à sua execução, como abordam Galí & Gertler (2000), Galí et al. (2005) e Woodford (2003). Além disso, mesmo que o padrão da função resposta do Banco Central seja antecipado corretamente pelos os agentes econômicos, sob a hipótese das expectativas racionais, a autoridade monetária deve tomar decisões a cada período do tempo. Isso faz com que qualquer ação ou comportamento futuro não venha ser comprometido, como discorrem Woodford (2003), Orphanides (2007), Orphanides & Williams (2006).

A política macroeconômica brasileira, a partir da adoção do sistema de metas de inflação em 1999, utiliza-se basicamente de três elementos básicos: (i) regime taxa de câmbio flutuante, (ii) política fiscal executada de forma mais equilibrada em relação ao passado recente do país (adoção do superávit primário, Lei de Responsabilidade Fiscal), e (iii) metas de inflação atreladas a uma meta para taxa de juros básica. Desde então, as expectativas de inflação passaram a desempenhar um papel relevante na condução da política monetária, como discutem Fraga et al. (2003) e Minella et al. (2003).

Nesse aspecto, a Curva de Phillips na abordagem dos novos keynesianos (NKPC) situa-se no centro do debate sobre estabilização macroeconômica. O hiato do produto, que também pode ser representado pelo o custo marginal do trabalho, e as expectativas de inflação são elementos fundamentais nessa concepção. Contudo, essas variáveis tendem a ser potencialmente problemáticas, pois não são diretamente observáveis. A especificação tradicional com expectativas racionais implica que política monetária enfrenta grande dificuldade para ancorar as expectativas. Os estudos de Galí & Gertler (2000) e Williams (2006) têm tornado a Curva de Phillips mais útil para análise de políticas macroeconômicas. O resultado comum é o reconhecimento da presença de imperfeições na formação das expectativas. Esse fato transfere maior responsabilidade para autoridade monetária no sentido de sinalizar de forma mais clara e eficiente às metas a serem perseguidas.

O passado inflacionário do Brasil deixou, para os *policy makers*, uma herança indesejável que pode estar dificultando a tarefa de ancorar as expectativas dos agentes econômicos. A inércia inflacionária, que anteriormente ao Plano Real era alimentada pelo próprio governo por meio da indexação de

---

<sup>1</sup>Como em Blanchard & Katz (1996), Fraga et al. (2003), Galí (2008), Guay et al. (2004), Minella et al. (2002, 2003), Orphanides (2007), Orphanides & Williams (2006), Phelps (1967), Phillips (1958), Walsh (1998), Williams (2003) e Woodford (2003), etc.

preços e salários, hoje ainda pode estar presente devido à memória inflacionária. Essa herança, em alguma medida, pode estar refletida na formação das expectativas dos agentes e se realiza por intermédio de um componente inercial na inflação observada. Embora estudos como Alves & Areosa (2005), Bogdanski et al. (2000), Carneiro et al. (2002), Minella et al. (2003), Muinhos & Alves (2003), Mazali & Divino (2010), Fonseca Neto (2010), Mendonça et al. (2012) já tenham demonstrado que a persistência da inflação diminuiu após a adoção do regime de metas de inflação, é importante que se verifique quais as magnitudes dos componentes expectacionais da inflação brasileira para o período mais recente. Transcorridos quinze anos do regime de metas, qual terá sido a participação da inflação passada e da expectativa na dinâmica de formação de preços? E quais são as perspectivas e desafios para a condução da inflação no futuro?

Assim, o objetivo deste artigo é investigar a dinâmica da inflação no Brasil no período que abrange o regime de metas de inflação, por meio da abordagem da Curva de Phillips híbrida. Essa especificação permite avaliar além do termo “*forward looking*”, representado pela expectativa de inflação, também o termo “*backward looking*” com o uso da inflação defasada. Para a estimação das equações e inferência estatística se atentou para as questões relativas ao uso de séries temporais como, estacionariedade e cointegração. Um dos principais resultados encontrados com este estudo foi que, no período em que está vigorando o sistema de metas de inflação, ou inflação baixa, as expectativas assumiram um importante papel como determinante da dinâmica da inflação, embora ainda exista certa persistência, determinado pela parcela de preços com ajustamento lento.

O artigo está estruturado em quatro seções, além desta introdução. A segunda faz uma breve revisão dos conceitos da Curva de Phillips clássica, da abordagem novo-keynesiana (NKPC) e as evidências para economia brasileira. Na terceira seção são realizados os testes estatísticos e estimados diferentes modelos para avaliar o desempenho da política monetária no Brasil sob o Regime de Metas de Inflação. A quarta seção apresenta as conclusões.

## 2 A Curva de Phillips e evidências para economia brasileira

A visão clássica da Curva de Phillips atesta que o governo poderia controlar a taxa de inflação e o desemprego por meio de medidas que estimulassem a economia, aumentando a atividade econômica e reduzindo a taxa de desemprego<sup>2</sup>. Uma característica insatisfatória da Curva de Phillips clássica, como mostra Woodford (2003), é a implicação de que somente flutuações não antecipadas no gasto nominal têm algum efeito sobre a atividade real, e que flutuações de equilíbrio no hiato do produto devem ser completamente não previstas. Essas restrições resultam em que somente os efeitos imediatos de um choque de política monetária sobre o gasto nominal deveriam ter efeitos na atividade real, e os efeitos defasados, ou seja, após a ocorrência do choque, não deveriam afetar a produção, mas somente o nível de preços. Mas, o tipo de expectativas de inflação que determina a posição de curto prazo da Curva de Phillips são as atuais expectativas com relação à inflação futura, em vez

---

<sup>2</sup>Um dos artigos clássicos, que originou as pesquisas a partir dessa visão, foi de Samuelson e Solow na década de 1960.

das expectativas passadas com relação à inflação atual como discutem Calvo (1983), e Galí & Gertler (2000).

A abordagem dos novo-keynesiana da Curva de Phillips (NKPC) é fundamentada na abordagem proposta por Calvo (1983) que permite obter uma relação de oferta agregada, ou seja, uma relação estrutural entre a dinâmica da inflação e o nível de atividade real representada em termos do hiato do produto. Assim, a relação de oferta agregada tem novamente a forma de uma Curva de Phillips aumentada pelas expectativas, mas as expectativas de inflação que movem a curva são as expectativas correntes sobre a inflação futura. O custo real médio do trabalho, que corresponde a variações no hiato do produto, é positivamente correlacionado com o PIB real dessazonalizado, e que também se mostra positivamente correlacionado com a aceleração da inflação. Tal fato tende a ter um melhor ajustamento da teoria dos novos keynesianos da Curva de Phillips para explicar a dinâmica da inflação quando se utiliza o custo real do trabalho como uma medida do hiato do produto.

A especificação de Curva de Phillips previamente discutida tem sido empregada em diversos trabalhos, na economia brasileira, para avaliar a dinâmica da inflação e a magnitude dos coeficientes relacionados à inflação passada e a inflação futura, como em Alves & Areosa (2005), Bardsen & Jansen (2004), e Fanelli (2007). As novas teorias que surgiram para explicar a relação entre inflação e desemprego, entre as quais a teoria das expectativas racionais e a da NAIRU (Taxa de desemprego que mantém a inflação constante), sinalizavam que a Curva de Phillips é vertical no longo prazo como abordam Portugal et al. (1999), Lima (2000), Staiger et al. (2001) e Ball & Mankiw (2002)<sup>3</sup>.

Outros estudos procuraram avaliar a dinâmica da inflação no Brasil, as possíveis alterações decorrentes das mudanças de regime de política monetária, e mais especificamente, as alterações ocorridas em função da adoção do sistema de metas de inflação. Nessa linha cita-se, Alves & Areosa (2005), Bogdanski et al. (2000), Carneiro et al. (2002), Minella et al. (2003) e Muinhos (2004), os quais procuraram estimar diferentes especificações de Curva de Phillips para o Brasil e avaliar quais são os principais determinantes da inflação e as ponderações associadas à inércia da inflação e às expectativas de inflação. Os resultados encontrados, por Alves & Areosa (2005), mostram que o coeficiente para meta de inflação foi de 0,68 e de -0,11 para o custo marginal. Já para Muinhos (2004) e Minella et al. (2003), os parâmetros para a inflação passada situam-se entre 0,50 a 0,62 e da expectativa de inflação em torno de 1,20. Para o coeficiente do desemprego, segundo Minella et al. (2003), ele foi estatisticamente quando foi incluída segunda defasagem da inflação, com valor de -0,09. Muinhos (2004) adota o hiato do produto para representar os custos marginais, cujo parâmetro foi de 0,28.

A literatura mais recente tem se ocupado na linha de estudos a Curva de Phillips de novo-keynesiana com Mazali & Divino (2010), Fonseca Neto (2010) e Mendonça et al. (2012). Mazali & Divino (2010) estimaram a Curva de Phillips pelo método de momentos generalizados. Eles concluíram que essas estimativas se adequam bem as informações estatísticas e que as restrições teóricas são satisfeitas, além de encontrar forte rigidez do salário real e alto custo de hiato do produto para estabilizar inflação no curto prazo após o plano real. Cerca de 92% do salário real corrente é explicado pelo salário

---

<sup>3</sup>O quadro 1, no Apêndice A, apresenta um resumo dos estudos empíricos selecionados para a economia brasileira com seu respectivos resultados.

real passado apenas 8% é explicado pela taxa marginal de substituição. Fonseca Neto (2010) concluiu que os coeficientes de determinação parciais para subperíodos móveis de 36 meses identificam a persistência inflacionária como o principal determinante da inflação. Os choques cambiais contribuíram para a persistência até meados de 2006 em virtude da alta volatilidade ocorrida. O hiato de capacidade só apresentou relevância para comportamento da inflação em 2008.

O estudo de Mendonça et al. (2012) também utilizou método GMM-HAC e indicou que a expectativa futura de inflação e a inflação passada têm relevância na dinâmica do processo inflacionário. O papel das expectativas ganha ainda mais importância, a partir de 2002. Em geral, as evidências tendem a indicar o processo inflacionário brasileiro não guarda relação próxima com a forma estrutural curva de Phillips novo-Keynesiana. Embora as estimativas não rejeitem a hipótese derivada da forma estrutural da NKCP de que a soma dos coeficientes da inflação passada e da expectativa de inflação seja igual a unidade. Os resultados, na direção de que a estabilização da inflação tem aumentado a rigidez dos salários reais como aqueles achados por Mazali & Divino (2010), também são suportados por Reis & Camargo (2007). Para os autores, a inflação impõe mais flexibilidade aos salários reais, tendo em vista ao ambiente legal, em que não é permitido a redução o salário nominal. Arbache & De Negri (2004) e Orellano et al. (2009), usando micro-dados, sugerem também que estrutura de salários brasileiros é rígida e insensível ao ciclo econômico. Mazali & Divino (2010) mostram ainda que a estimativa do *trade-off* de curto prazo indicou que um choque 1% na oferta monetária, o banco central deve escolher entre uma queda de 0,29% no hiato do produto, mantendo o mesmo nível de inflação, ou elevar a inflação em 0,31% e manter fixo o hiato do produto.

A outra vertente da literatura mais recente tem estudado a Curva de Phillips por meio de modelos não lineares com Fasolo & Portugal (2004), Muinhos (2004), Arruda et al. (2008), Correa & Minella (2010), Areosa et al. (2011), Arruda et al. (2011), entre outros. Os resultados mostraram que, em geral, essa categoria de modelos apresenta maior aderência à teoria e tendem a serem mais adequados para explicar dinâmica da inflação brasileira. Fasolo & Portugal (2004), usando o Filtro de Kalman, estimaram um parâmetro de 0,13 inflação passada, 0,82 para expectativa de inflação e 74,8 para o hiato do desemprego. Já Muinhos (2004) encontrou 0,45 e 1,29 para a inflação passada e futura, respectivamente, e 0,41 para o hiato do produto.

Para Arruda et al. (2008), a Curva de Phillips ampliada com efeito limiar (threshold) tem um melhor desempenho preditivo, somente, em um regime, com taxa de inflação de quatro meses passados superior a limiar de 0,17%. Os efeitos do repasse cambial e da inércia inflacionária elevam-se e foram estatisticamente significativos. Areosa et al. (2011) mostram que a inércia inflacionária só seria relevante no regime de baixa incerteza, enquanto que hiato do produto, no regime de alta incerteza inflacionária. Isso significaria que custo marginal ou o hiato do produto seria relevante para explicar a dinâmica inflacionária apenas em regimes de alta incerteza. Para Arruda et al. (2011) o modelo da Curva de Phillips ampliada com limiar threshold apresentou um erro quadrático médio de previsão menor. Esse resultado foi 38% melhor do que do que o modelo VAR que incorporou utilizou as variáveis taxa de inflação e taxa de juros e este, por sua vez exibiu um erro menor dentre os modelos lineares testados.

Nesse sentido, Correa & Minella (2010) encontraram evidência de que repasse cambial o repasse de curto prazo é maior quando a economia está em expansão, quando a taxa de câmbio se deprecia acima de determinado limiar e quando a volatilidade da taxa de câmbio é menor. Além disso, a apreciação cambial tem contribuído na redução da inflação, mas possivelmente com uma defasagem superior a um trimestre. Os efeitos de curto prazo da taxa de câmbio sobre a inflação são assimétricos. No caso de elevada depreciação cambial, o repasse cambial estimado para o trimestre seguinte é cerca de 11%, ao passo que apreciação ou pequenas depreciações não tem efeitos estatisticamente significativos.

A Curva de Phillips sob a formulação Phelps-Friedman foi ainda investigada por Pimentel (2013). O autor usou um método bastante diferente da literatura tradicional o de ondaletas que desagrega assim efeitos de curto e longo prazo. O período considerado se estende de 1980 a 2011. Os resultados rejeitam a hipótese da Curva de Phillips para a economia brasileira no curto prazo, porém, eles sugerem a sua validade no longo prazo.

Por fim, as expectativas de inflação de longo prazo tornam-se melhor ancoradas em países que adotam o sistema de metas de inflação e que possuem uma meta explícita de inflação como evidencia Biondi & Toneto (2005). Os autores usam as expectativas de inflação de longo prazo (seis a dez anos) para um grupo de cinco países e concluem que há evidências de que as expectativas respondem em menor magnitude a inflação atual, em relação aos Estados Unidos e a zona do EURO. Essas expectativas reagem em maior intensidade a eventos correntes<sup>4</sup>. As conclusões semelhantes foram achadas por Minella et al. (2003) e Triches & Florentin (2015) em que o mecanismo de metas de inflação tem sido fundamental no processo de estabilização econômica brasileira.

### 3 Aspectos metodológicos e estimação da Curva de Phillips híbrida

A especificação da Curva de Phillips híbrida é estimada a partir da proposta apresentada pelo Bacen (2000), que utiliza um grupo de modelos estruturais para identificar e quantificar os mecanismos de transmissão da política monetária. São empregadas várias formulações alternativas, sendo que a base é dada pela Equação (1):

$$\pi_t = \alpha_1 \pi_{t-1} + \alpha_2 \pi_{t-2} + \alpha_3 E_t \pi_{t+1} + \alpha_4 UCI_{t-1} + \alpha_5 rc_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

em que  $\pi_t$  é o logaritmo da taxa de inflação,  $UCI_t$  é utilização da capacidade instalada da indústria (uma *proxy* para hiato do produto)<sup>5</sup>,  $p_t^F$  é o logaritmo do índice de preços ao produtor externo,  $e_t$  é o logaritmo da taxa de câmbio nominal. O termo  $(p_t^F + e_t)$  pode ser entendido como o repasse cambial aos preços ( $rc_t$ ). A Equação (1) atribui um peso maior ao coeficiente associado à inflação passada, ou seja, esse resultado tenderia a indicar que a inércia da inflação é mais relevante na determinação da inflação do que a expectativa de

<sup>4</sup>Austrália, Canadá, Nova Zelândia, Suécia e Reino Unido.

<sup>5</sup>A série mensal da UCI só está disponível a partir de setembro de 2005, assim, foi necessário completar os dados trimestrais anteriores a esse período usando interpolação.

inflação. Uma variante dessa especificação é retirar o termo da inflação defasada em dois períodos e usar duas defasagens para o hiato do produto, em vez de uma, conforme a equação:

$$\pi_t = \alpha_1 \pi_{t-1} + \alpha_2 E_t \pi_{t+1} + \alpha_3 UCI_{t-2} + \alpha_4 rc_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

A Equação (1) é reformulada com a incorporação de variáveis *dummy* a qual incluída para capturar o efeito da inflação ocorrida no último trimestre de 2002. Isso se justifica devido a uma elevação das taxas de inflação decorrente das incertezas provocada pela eleição presidencial. A *dummy* possui valor zero para todas as observações, com exceção dos meses de outubro e dezembro de 2002 em que a ela é atribuído o valor um. Assim, essa nova especificação passa a ser expressa pela Equação (3).

$$\pi_t = \alpha_1 \pi_{t-1} + \alpha_2 \pi_{t-2} + \alpha_3 E_t \pi_{t+1} + \alpha_4 UCI_{t-1} + \alpha_5 rc_t + D_t \pi_t + \varepsilon_t \quad (3)$$

Outra possibilidade de especificar tradicional Curva de Phillips é substituir o hiato do produto por um termo que possa expressar o custo das empresas, em geral, representado pelo custo unitário do trabalho<sup>6</sup>. Desse modo, seguindo a metodologia Galí & Gertler (1999) o termo do custo unitário do trabalho passou a ser incorporado com *proxy* do nível de atividade ou termo do hiato do produto para avaliar os resultados da Curva de Phillips conforme as Equações (4) a (6).

$$\pi_t = \alpha_1 \pi_{t-1} + \alpha_2 \pi_{t-2} + \alpha_3 E_t \pi_{t+1} + \alpha_4 cm_t + \alpha_5 rc_t + \varepsilon_t \quad (4)$$

$$\pi_t = \alpha_1 \pi_{t-1} + \alpha_3 E_t \pi_{t+1} + \alpha_4 cm_{t-2} + \alpha_5 rc_t + \varepsilon_t \quad (5)$$

$$\pi_t = \alpha_1 \pi_{t-1} + \alpha_2 \pi_{t-2} + \alpha_3 E_t \pi_{t+1} + \alpha_4 cm_t + \alpha_5 rc_t + D_t \pi_t + \varepsilon_t \quad (6)$$

As séries estatísticas cobrem o período de abril de 2000<sup>7</sup> a fevereiro de 2014 totalizando 167 observações. A definição da inflação,  $\pi_t$ , é dada pela primeira diferença índice mensal de preços ao consumidor amplo, IPCA, do IBGE dessazonalizado pelo método X-12. A série mensal do custo unitário do trabalho,  $cm_t$ , é obtida do Banco Central do Brasil a qual é multiplicada pela taxa de câmbio nominal com a finalidade de medir em termos da moeda doméstica. A taxa de inflação internacional,  $p_t^F$ , é expressa pela taxa mensal de inflação das exportações dos Estados Unidos, incluindo commodities, disponibilizada pelo Bureau of labor Statistics, ajustada pelo método X-12. A taxa de câmbio nominal,  $e_t$ , por sua vez, é definida pela taxa mensal de câmbio livre – R\$ / US\$ (venda) - PTAX0800, disponibilizada pelo Banco Central do Brasil. A série temporal relativa ao coeficiente de repasse cambial,  $rc_t$ , foi construída com base na soma das séries em logaritmos da taxa de câmbio nominal e da inflação externa. Por fim, a série expectativas de inflação,  $E_t \pi_{t+1}$ , foi coletada do relatório Focus do Banco Central do Brasil em que foram utilizadas as projeções feitas no mês anterior. Assim, para se obter as expectativas para o mês de maio do ano 2000, utilizaram-se as projeções de 01/05/2000 a

<sup>6</sup>O custo unitário do trabalho é uma variável que pode ser utilizada para representar o custo das empresas, sendo uma proxy do nível de atividade da economia

<sup>7</sup>Início da série de expectativas do Banco Central do Brasil.

31/05/2000 para o mês de junho. O dado de maio é a expectativa para junho e assim sucessivamente, para os demais meses do período considerado neste trabalho. Como o programa utilizado gerou as previsões diárias, assim foi obtida a média mensal (geométrica) desses dias<sup>8</sup>. Esse procedimento de extrair a média utilizando as expectativas do mês cheio é justificável por entender que os agentes formam suas expectativas com base em toda a informação disponível até o momento de suas avaliações. Além disso, uma vez que o período coberto pela série estatística é caracterizado por uma inflação baixa e relativamente estável, acredita-se que a informação sobre a inflação do mês anterior não tenha afetado de maneira significativa as expectativas para o mês seguinte.

Salienta-se, contudo, que a divulgação da inflação pelo IBGE é usualmente dia 15 de cada mês. É notório que isso pode afetar as expectativas de inflação para o mês seguinte. Porém, optou-se por extrair a média utilizando as expectativas do mês cheio, por entender que os agentes formam suas expectativas com base em toda a informação disponível até o momento de suas avaliações e que isso não deve ser negligenciado. Além disso, uma vez que o período coberto pela série estatística é caracterizado por uma inflação baixa e relativamente estável, acredita-se que a informação sobre a inflação do mês anterior não tenha afetado de maneira significativa as expectativas para o mês seguinte.

#### 4 Descrição análise dos resultados

A investigação da estacionariedade das séries foi baseada em três testes de raiz unitária; o ADF (*Aumented Dickey Fuller*), PP (*Phillips-Perron*) e KPSS (*Kwiatkowski-Phillips-Smidt-Shin*). Os resultados estão reportados nas tabelas 1 a 3 no Apêndice. Em todos os casos, não foi possível aceitar a hipótese nula da série da inflação. Isso significa que é  $I(0)$  ou estacionária em nível. Esse resultado está de acordo com outros trabalhos encontrados na literatura sobre a Curva de Phillips no Brasil e é coerente com o que se tem observado no comportamento da inflação no período de estabilidade econômica. Para a variável representativa do custo marginal do trabalho os testes ADF e KPSS mostraram o resultado inequívoco que essa variável é  $I(1)$ . Enquanto o teste PP apresentou alguma dúvida, uma vez foi rejeitada a hipótese nula de raiz unitária, a 5% de significância, para o teste com intercepto e tendência. A série representativa do repasse cambial exibiu a presença de raiz unitária e tornando-se estacionária em primeira diferença em dois testes aplicados, isto é, o de ADF e o de PP. Em todos os testes foi rejeitada a hipótese de raiz unitária da série em primeira diferença, ou seja, nenhuma das séries é  $I(2)$ .

---

<sup>8</sup>Por se tratar de uma variável não observável, a literatura sobre estimações da Curva de Phillips para o Brasil não apresenta consenso sobre qual *proxy* deve ser utilizada para as expectativas de inflação. Por exemplo, Mazali & Divino (2010) estimaram a inflação esperada por meio de variáveis instrumentais. Sachsida (2013) ao estimar a Curva de Phillips utilizando dados de seis regiões metropolitanas brasileiras assumiu que uma possível *proxy* para a inflação esperada na região seria a própria inflação atual no Brasil. Fonseca Neto (2010), utilizou-se de duas proxies, as expectativas médias e medianas de variação mensal do IPCA dos cinco primeiros dias úteis do mês anterior. Muinhos (2004) estima um processo autorregressivo de médias móveis para encontrar as expectativas inflacionárias. Uma abrangente revisão sobre os trabalhos que estimaram curvas de Phillips para o Brasil, assim como das proxies utilizadas para a expectativas de inflação podem ser encontradas em Sachsida (2013). Uma síntese do tratamento dado para os determinantes da inflação por esses trabalhos feitos para a economia brasileira encontra-se no Quadro 1 do Apêndice A.

No teste KPSS, diferentemente dos demais, aceitação da hipótese nula implica a existência de estacionariedade da série. Assim, essa hipótese foi rejeitada quando forem inseridos intercepto e tendência na série da inflação. Os resultados dos testes da raiz unitária para a série da utilização da capacidade da indústria foram controversos, dependendo do tipo de teste utilizado. Finalmente, os resultados dos testes de raiz unitária para a expectativa de inflação também se mostraram inconclusivos.

Uma vez verificada a presença de variáveis  $I(0)$  e  $I(1)$  e nenhuma  $I(2)$ , pode-se testar a presença de relacionamentos de longo prazo entre as variáveis por meio da metodologia de Pesaran et al. (2001). Os testes para a definição do número de lags de cada uma das relações foram inequívocos em mostrar que a estrutura dos modelos ARDL (*Autoregressive Distributed Lag*) é  $(1,1,0,0)$ , pelo critério de Schwarz<sup>9</sup>. Em todos os casos não foi possível aceitar a hipótese nula do teste (não existe relação de longo prazo) com 1% de significância, como mostra a Tabela 1. A melhora adequação, sem autocorrelação dos resíduos, foi sem constante e tendência o que justifica a ausência de mudança no valor crítico dos testes.

**Tabela 1:** Resultados do teste de relacionamento de longo prazo entre as variáveis\*

Relações	ARDL lag (critério de Schwarz)	Estatística F (bound test)	Decisão (valor crítico 1%)
$\pi_t E_t \pi_{t+1} c m_t r c_t$	(1,1,0,0)	37.68	Existe relação de LP (4.84)
$\pi_t E_t \pi_{t+1} U C I_t r c_t$	(1,1,0,0)	36.29	Existe relação de LP (4.84)
$\pi_t E_t \pi_{t+1} c m_t r c_t D_t \pi_t$	(1,1,0,0)	39.53	Existe relação de LP (4,84)
$\pi_t E_t \pi_{t+1} U C I_t r c_t D_t \pi_t$	(1,1,0,0)	37.35	Existe relação de LP (4,84)

Nota: \*A hipótese nula do teste é a não existência de relacionamento de longo prazo entre as variáveis.

Metodologia Pesaran et al. (2001)

Assim, foram testadas as especificações das equações (1) a (9) por meio do uso do método ARDL, em que foram impostas restrições de defasagens nas variáveis de forma a obter as equações de acordo com a proposta do Bacen (2000), que estão reportadas na Tabela A.3 no Apêndice A<sup>10</sup>. Observa-se que os resultados se mostraram pouco satisfatórios, no ponto de vista estatístico, para equações especificadas pela utilização da capacidade instalada como *proxy* para hiato do produto. Nesse caso, a variável repasse cambial não foi estatisticamente significativa, embora os parâmetros da inflação passada e das expectativas tenham sido significativos ao nível 1%, e as magnitudes muito parecidas com as demais especificações.

As estimações das Equações (7), (8) e (9), que utilizaram o custo do trabalho como *proxy* para o hiato do produto, conforme propõem Galí & Gertler (1999), geraram resultados mais robustos, com todos os parâmetros estatisticamente diferentes de zero ao nível de 1%. Na Equação (7), os coeficientes associados à inflação passada são ligeiramente mais elevados. Isso revela que embora os parâmetros estimados sejam significativos, a inércia da inflação não

<sup>9</sup>Como se pode ser observar, os testes de especificação de defasagens dos modelos ARDL, na Figura 1 do Apêndice A.

<sup>10</sup>Embora as especificações estimadas não correspondam exatamente aos modelos selecionados pelo critério de Schwarz na Tabela A.1, elas estão entre os 20 melhores modelos dos 2.058 testados, veja-se a figura 1, no apêndice.

é mais importante na determinação da inflação do que a expectativa de inflação. Esse resultado é validado por outros estudos como os de Galí & Gertler (1999), Fraga et al. (2003), Minella et al. (2003) e Alves & Areosa (2005), em que o principal determinante é a expectativa da inflação. O coeficiente relacionado ao nível de atividade, traduzido pelo custo unitário do trabalho, apresenta o sinal esperado e é significativo ao nível de 1%. O parâmetro associado ao repasse cambial é significativo, ao nível de 1%, e sua magnitude indica que uma desvalorização de 10% gera um aumento na inflação na ordem 3,2%.

$$\pi_t = 0,273\pi_{t-1} - 0,141\pi_{t-2} + 0,837E_t\pi_{t+1} + 0,248cm_t + 0,323rc_t \quad (7)$$

(3,522)                      (-2,561)                      (6,783)                      (3,057)                      (4,879)

Na especificação da Curva de Phillips híbrida, de acordo com a Equação (8), os resultados novamente indicam que o coeficiente associado à inflação passada é quase a metade do parâmetro da expectativa de inflação, e ambos os coeficientes são significativos ao nível de 1%. Isso vem ratificar o papel das expectativas inflacionárias sobre a determinação da inflação no período presente. Já os coeficientes do repasse cambial e do custo do trabalho de dois períodos antes continuam com o sinal esperado e são ligeiramente menores do que os da Equação (7), ou seja de 0,248 e 0,232 respectivamente<sup>11</sup>.

$$\pi_t = 0,305\pi_{t-1} + 0,790E_t\pi_{t+1} + 0,232cm_{t-2} + 0,248rc_t \quad (8)$$

(5,602)                      (6,333)                      (2,630)                      (3,482)

A estimação da Equação (9) teve o intuito de captar o efeito da sinalização do BACEN (2003) de que a inclusão de dados ao último trimestre de 2002 aumentava significativamente o grau de inércia inflacionária. Desse modo, incorporou-se uma variável *dummy* com valor unitário nos últimos três meses daquele ano. O coeficiente estimado da *dummy* é estatisticamente significativo ao nível de 1% e a regressão apresenta uma melhora em todas nas estatísticas R2 e DW, assim como um considerável aumento considerável na velocidade de ajustamento de curto prazo (- 0,86), como pode ser visualizado na Tabela A.3 no apêndice.

O coeficiente estimado da inflação passada continua inferior ao da expectativa de inflação e ambos os parâmetros são significativos ao nível de significância de 1% e ligeiramente superiores as estimativas Equação (4) e (10), ou seja, as magnitudes dos parâmetros para o grau de rigidez de preços situam-se em um intervalo entre 0,1 e 0,3), e para a expectativa cerca de 0,8. Esses resultados estão de acordo com aqueles encontrados por Areosa & Medeiros (2007), Fasolo & Portugal (2004), Mazali & Divino (2010) e Tombini & Alves (2006) entre outros conforme a Tabela A.1 no apêndice. Isso vem confirmar a atuação ativa do banco central às alterações das expectativas da inflação e que estas desempenham um papel relevante na inflação brasileira. A estimativa do parâmetro associado ao nível de atividade com uma defasagem apresenta o sinal esperado e é significativo, com valor de 0,32, muito próximo, portanto, daquele estimado por Mazali & Divino (2010). O coeficiente associado ao repasse cambial apresentou uma magnitude intermediária entre as Equações (4) e (8), e apresenta-se significativo ao nível de 1%. Agora o aumento da inflação seria de 2,67% proveniente a uma desvalorização cambial de 10%.

<sup>11</sup>Os resultados encontrados para o efeito do repasse cambial sobre à inflação são mais elevados do que o normalmente encontrado pela literatura. Entretanto, note-se que esse parâmetro só é significativo somente com o uso do custo unitário do trabalho em vez do hiato do produto.

$$\pi_t = 0,237\pi_{t-1} - 0,131\pi_{t-2} + 0,852E_t\pi_{t+1} + 0,329cm_{t-1} + 0,267rc_t + 0,858D_t\pi_t$$

(3,110)            (-2,452)            (7,057)            (3,919)            (3,972)            (3,199)

(9)

Os resultados obtidos na Equação (9) podem, portanto, ser relacionados com os aspectos discutidos no referencial teórico apresentado nas seções dois e três. A Curva de Phillips híbrida, que expressa a inflação como função de um termo que representa a inércia da inflação e um termo que representa a expectativa de inflação futura, fornece uma boa descrição da dinâmica da inflação brasileira para o período analisado. A evidência encontrada é que coeficiente associado à inflação futura é estatisticamente significativo e possui maior importância que a inflação passada. O coeficiente obtido para a variável que representa o nível de atividade econômica mostra que, assumindo que o grau de complementaridade estratégica entre as decisões de preços dos produtores de diferentes produtos seja constante e igual à unidade, existe certo grau de sensibilidade da inflação à demanda agregada da economia que pode ser influenciada por meio das alterações da taxa de juros da economia.

Outro fato interessante é que soma dos coeficientes associados às expectativas (adaptativas e racionais) se aproxima da unidade. Foram realizados testes Wald para todas as equações com essa restrição, e em todos os casos não foi possível rejeitar a hipótese nula que a soma desses coeficientes é igual a um, como pode ser observado na Tabela A.3 no Apêndice. Esse resultado está de acordo com a restrição proposta por Blanchard & Galí (2007) de que a soma dos coeficientes da inflação passada e da expectativa de inflação deve ser igual à unidade. Além disso, o parâmetro da inflação futura, em situação de plena credibilidade do banco central, também deve ser igual a um. Isso significaria que a expectativa da inflação não dependeria da inflação passada, do hiato do produto e da taxa de câmbio real que não foi o caso.

## 5 Conclusão

A Curva de Phillips está relacionada ao controle de inflação em que as autoridades monetárias buscam minimizar o *trade-off* entre inflação e a atividade econômica. Para os novos keynesianos, a Curva de Phillips está fundamentada na oferta agregada que é dada pela relação estrutural entre a dinâmica da inflação e o nível de atividade real medido pelo custo real do trabalho.

Os resultados dos estudos têm mostrado que o papel desempenhado pela expectativa de inflação é relevante na dinâmica da inflação e os Bancos Centrais têm reagido fortemente às mudanças dessas expectativas. Assim, se as expectativas forem bem ancoradas em meta de inflação ou em qualquer outro indicador macroeconômico, a inflação tende a apresentar menor persistência. As conclusões obtidas neste estudo são corroboradas por outros achados empíricos, ou seja, a expectativa de inflação é um dos principais determinantes na dinâmica da inflação brasileira, embora ainda exista um componente inercial, provavelmente fruto da rigidez de preços provocados, pela indexação do reajustamento de vários contratos e pelos preços administrados. O uso do custo unitário do trabalho como *proxy* para a atividade econômica, bem como a inclusão de um termo que captura os efeitos da inércia da inflação tende a gerar um bom ajustamento para a Curva de Phillips para a economia brasileira. Há

ainda forte evidência que o repasse cambial, ou seja, a depreciação da moeda doméstica exerce influência significativa nos preços internos.

Por fim, destaca-se que na vigência do sistema de metas de inflação, condução da política monetária do Banco Central tem proporcionado uma relativa estabilidade dos preços, com aumento da credibilidade. Isso é refletido na maior participação das expectativas dos agentes na dinâmica da inflação, embora ainda exista uma persistência que reduz um pouco capacidade de transmissão da política monetária.

### Referências Bibliográficas

- Alves, S. A. L. & Areosa, W. D. (2005), Targets and inflation dynamics, Technical report, Brasília. Working Paper n. 100.
- Annable, J. (2007), Adjusting wages for price inflation: the rational-arrangements phillips curve, Technical report. Working Paper.  
URL: <http://goo.gl/sIIayA>
- Arbache, J. S. & De Negri, J. A. (2004), 'Filiação industrial e diferencial de salários no brasil', *Revista Brasileira de Economia* **58**, 159–184.
- Areosa, W. D., McAleer, M. & Medeiros, M. (2011), 'Moment-based estimation of smooth transition regression models with endogenous variables', *Journal of Econometrics* **165**, 100–111.
- Areosa, W. D. & Medeiros, M. (2007), 'Inflation dynamics in brazil: the case of a small open economy', *Brazilian review of econometrics*. **27**(1), 131–166.
- Arruda, E. F., Ferreira, R. T. & Castelar, I. (2008), Modelos lineares e não lineares da curva de phillips para previsão da taxa de inflação no brasil, in 'Anais do XXXVI Encontro Nacional de Economia', ANPEC.
- Arruda, E. F., Ferreira, R. T. & Castelar, I. (2011), 'Modelos lineares e não lineares da curva e phillips para previsão da taxa de inflação no brasil', *Revista de Economia Política* **65**(3), 237–252.
- Bacen (2000), Relatório de inflação, Technical report, Brasília.
- Ball, L. & Mankiw, G. (2002), The nairu in theory and practice, Technical report, Cambridge. NBER Working Paper n. 8940.
- Bardsen, G. & Jansen, E. S. ans Nymoen, R. (2004), 'Econometric evaluation of the new keynesian phillips curve', *Bulletin of Economics and Statistics* **66**, 305–9049.
- Biondi, R. L. & Toneto, R. (2005), 'O desempenho dos países que adotaram o regime de metas inflacionárias: uma análise comparativa', *Cadernos PRO-LAM/USP* **2**, 7–31.
- Blanchard, O. & Galí, J. (2007), 'Real wage rigidities and the new keynesian model', *Journal of Money, Credit and Banking* **39**(1), 35–66.
- Blanchard, O. & Katz, L. F. (1996), What we know and do not know about the natural rate of unemployment, Technical report, Cambridge. NBER Working Paper n. 5822.

- Bogdanski, J., Tombini, A. & Werlang, S. R. C. (2000), Implementing inflation targeting in brazil, Technical report, Brasília.
- Calvo, G. A. (1983), 'Staggering prices in a utility maximizing framework', *Journal of Monetary Economics* **12**, 383–398.
- Carneiro, D. D., Monteiro, A. & Yen Hon Wu, T. (2002), Mecanismos não-lineares de repasse cambial para o ipca, Technical report, Rio de Janeiro. Texto para discussão n. 4.
- Correa, A. & Minella, A. (2010), 'Nonlinear mechanisms of the exchange rate pass-through: a phillips curve model with threshold for brazil', *Revista de Economia Política* **64**(3), 231–243.
- Fanelli, L. (2007), Testing the new keynesian phillips curve through vector autoregressive models: Results from the euro area, Technical report. MPRA Paper n. 1617.
- Fasolo, A. M. & Portugal, M. S. (2004), 'Imperfect rationality and inflationary inertia: a new estimation of the phillips curve for brazil', *Estudos econômicos* **34**(4), 725–776.
- Fonseca Neto, F. A. (2010), 'Persistência inflacionária e curva de phillips novo-keynesiana para o brasil', *Revista de Economia Política* **30**(2).
- Fraga, A., Goldfajn, I. & Minella, A. (2003), Inflation targeting in emerging market economies, Technical report, Cambridge. NBER Working Paper n. 10019.
- Galí, J. (2008), The new keynesian approach to monetary policy analysis, in 'Lessons and New Directions, mimeo, CREI and Universitat Pompeu Fabra', Citeseer.
- Galí, J. & Gertler, M. (1999), 'Inflation dynamics: a structural econometric analysis', *Journal of Monetary Economics* **44**(2), 195–222.
- Galí, J. & Gertler, M. (2000), Inflation dynamics: A structural econometric analysis, Technical report, Cambridge. NBER Working Paper n. 7551.
- Galí, J., Gertler, M. & Lopez-Salido, J. D. (2001), European inflation dynamics, Technical report, Cambridge. NBER Working Paper n. 8218.
- Galí, J., Gertler, M. & Lopez-Salido, J. D. (2005), Robustness of the estimates of the hybrid new keynesian phillips curve, Technical report, Cambridge. NBER Working Paper n. 11788.
- Guay, J., Gertler, M. & Lopez-Salido, J. D. (2004), The u.s. keynesian phillips curve: An empirical assessment, Technical report. Working Paper n. 35.
- Lima, E. C. R. (2000), The nairu, unemployment and the rate of inflation in brazil, Technical report, Rio de Janeiro. Texto para discussão n. 753.
- Mazali, A. A. & Divino, J. A. (2010), 'Real wage rigidity and the new phillips curve: The brazilian case', *Revista Brasileira de Economia* **64**(3), 291–306.

- Mendonça, H. F. & Santos, M. A. L. (2006), 'Credibilidade da política monetária e a previsão do trade-off entre inflação e desemprego: Uma aplicação para o brasil', *Revista EconomiA* 7, 293 – 306.
- Mendonça, M. J. C., Sachsida, A. & Medrano, L. (2012), 'Inflação x desemprego: novas evidências para o brasil', *Economia Aplicada* 16, 475 – 500.
- Minella, A., Freitas, P. S., Goldfajn, I. & Muinhos, M. K. (2002), 'Inflation targeting in brazil: Constructing credibility under exchange rate volatility', *Journal of International Money and Finance* 22(7), 1015–1040.
- Minella, A., Freitas, P. S., Goldfajn, I. & Muinhos, M. K. (2003), Inflation targeting in brazil: Lessons and challenges, Technical report.
- Muinhos, M. K. (2004), 'Inflation targeting in an open financially integrated emerging economy: The case of brazil', *Estudos Econômicos* 34, 269 – 296.
- Muinhos, M. K. & Alves, S. A. L. (2003), Medium size macroeconomic model for the brazilian economy, Technical report, Brasília. Working Paper Series n. 64.
- Orellano, V., Mattos, E. & Pazello, E. (2009), 'A substituição de trabalhadores como instrumento para redução de gastos com salários: Evidências para a indústria paulista', *Revista Brasileira de Economia* 63, 135–152.
- Orphanides, A. (2007), 'Taylor rules', *Finance and Discussion Series* . Federal Reserve Board.
- Orphanides, A. & Williams, J. C. (2006), Inflation targeting under imperfect knowledge, Technical report, São Francisco. Working Papers Series no 2006-14.
- Pesaran, M. H., Shin, Y. & Smith, R. J. (2001), 'Bounds testing approaches to the analysis of level relationships', *Journal of Applied Econometrics* 16, 289 – 326.
- Phelps, E. (1967), 'Phillips curves, expectations of inflation, and optimal unemployment over time', *New Series, Economica* 34(135), 254–281.
- Phillips, A. W. (1958), 'The relationship between unemployment and the rate of change of money wage rates in the united kingdom, 1861-1957.', *Economica* 25, 283–99.
- Pimentel, E. A. (2013), 'A wavelets-based analysis of the phillips curve hypothesis for the brazilian economy, 1980-2011', *Economia Aplicada* 17(1), 91–114.
- Portugal, M. S., Madalozzo, R. C. & Hillbrecht, R. O. (1999), 'Inflation, unemployment and monetary policy in brazil', *Inflation Targeting Seminar* .
- Reis, M. C. & Camargo, J. M. (2007), 'Desemprego dos jovens no brasil: Os efeitos da estabilização da inflação em um mercado de trabalho com escassez de informação', *Revista Brasileira de Economia* 61, 493–518.
- Sachsida, A. (2013), 'Inflação, desemprego e choques cambiais: uma revisão da literatura sobre a curva de phillips no brasil', *Revista de Economia Política* 67(4), 521– 531.

Schwartzman, F. F. (2006), 'Estimativa de curva de phillips para o brasil com preços desagregados', *Economia Aplicada* **10**, 137–155.

Staiger, D., Stock, J. H. & Watson, M. W. (2001), Prices, wages, and the u.s. nairu in the 1990s, Technical report, Cambridge. NBER Working Paper n. 8320.

Tombini, A. & Alves, S. A. L. (2006), The recent brazilian disinflation process and costs, Technical report, Brasília. Working Paper Series, n. 109.

Triches, D. & Florentin, G. P. (2015), Avaliação do regime de meta de inflação nos países da américa latina entre 2001 a 2013, Technical report, São Leopoldo. Working Papers no 12.

Walsh, C. E. (1998), 'The natural rate, nairu, and monetary policy', *Economic Letter* (32). Federal Reserve Bank of Sao.

Williams, J. C. (2003), 'The natural rate of interest', *Economic Letter* (32). Federal Reserve Bank of Sao Francisco.

Williams, J. C. (2006), 'The phillips curve in an era of well-anchored inflation expectations', *Economic Letter* (36), 234 –268. Federal Reserve Bank of Sao Francisco.

Woodford, M. (2003), *Interest and Prices: foundations of a theory of monetary policy*, Princeton Press, Princeton.

## Apêndice A

**Tabela A.1:** Resultados do teste de relacionamento de longo prazo entre as variáveis\*

Autor	Período	Modelo e Procedimentos	Parâmetros	Resultado
Minella et al. (2002)	1995:07 a 2002:12	Estimação econométrica. Inflação e desemprego passados com uma e duas defasagens.	Inflação passada: de 0,56 a 0,62. Desemprego: - 0,09.	A inflação esperada reage significativamente à meta de inflação, e as metas são determinantes para as expectativas inflacionárias.
Fasolo & Portugal (2004)	1990:01 a 2002:08	Estimação com o filtro de Kalman e modelo de mudança de regime.	Inflação passada: 0,13. Inflação futura: 0,82. Hiato do Desemp.: 74,23.	A curva de Phillips dever ser estimada de forma não linear. Para o subperíodo inflação passada 90/94 a inflação passada ganha importância.
Muinhos (2004)	1994:04 a 2002:02	A expectativas estimadas por um processo ARMA. Hiato do produto, como sendo o desvio do PIB de sua tendência.	Inflação passada: 0,51. Hiato do produto: 0,28. Inflação futura: 1,18. Hiato do produto: 0,35.	O hiato do produto mostra-se mais importante na estimação que usa a expectativa de inflação e nas estimativas não lineares.
Alves & Areosa (2005)	1995:01 a 2004:04	Estimação econométrica da Curva de Phillips novo keynesiana com apenas inflação passada.	Custo marginal: -0,11. Meta de inflação: 0,68.	A construção custo marginal agregado das firmas, a partir do índice de salário real multiplicada a força de trabalho ocupada, tudo dividido pela renda do trabalho veze o PIB só se mostrou significativo a 10%
Schwartzman (2006)	1997:01 a 2003:04	Método dos mínimos quadrados em três estágios com três grupos de preços, monitorados, Comercializáveis e não comercializáveis.	Não comercializáveis: Custo marginal: 0,71 a 1,27 Inflação passada: 0,39 a 0,50; Comercializáveis: Inflação passada: 0,37 a 0,56	A construção custo marginal agregado das firmas com base na capacidade instalada contribui para não rejeitar a hipótese da verticalidade de longo prazo da curva de Phillips.
Tombini & Alves (2006)	1996:01 a 2006:01	Estimação com o filtro de Kalman e custo marginal é medido pelo hiato do produto.	Inflação passada: 0,30 a 0,10. Inflação futura: 0,30 a 0,10.	Os coeficientes são variáveis em pelo menos em duas ocasiões: na mudança para câmbio flexível em 1999 e no meio de 2002.
Mendonça & Santos (2006)	1996:01 a 2006:01	Estimação econométrica da curva de Phillips com medida de credibilidade.	Inflação passada: 0,30 a 0,10. Hiato do desem: -0,09 a -0,16.	O uso utilização de uma medida de credibilidade provém um modelo com qualidade de previsão superior daqueles que impõem uma relação estável entre a inflação e as expectativas de inflação.

Nota: \*Veja também Sachsida (2013).

**Tabela A.1:** Resultados do teste de relacionamento de longo prazo entre as variáveis\* (continuação)

Autor	Período	Modelo e Procedimentos	Parâmetros	Resultado
Areosa & Medeiros (2007)	1995:01 a 2003:09	Estimação por GMM da Curva de Phillips novo keynesiana e uma curva híbrida.	Inflação passada: 0,45. Inflação futura: 0,53. Hiato do desem: - 0,09 a -0,16.	O uso de duas medidas para o custo marginal das empresas; a renda do trabalho na produção e o hiato do produto, mas foram significativos e negligenciável para economia aberta.
Arruda et al. (2008)	1995:01 a 2005:12	Estimação da curva de ampliada com efeito limiar ( <i>Threshold</i> )	Regime com taxa de inflação de quatro meses abaixo de 0,17%, o efeito da inércia inflacionária e do repasse cambial não são significativos.	
Mazali & Divino (2010)	1995:01 a 2008:04	Estimação por GMM	Inflação passada: 0,59. Inflação futura: 0,44. Desemprego: - 0,13.	Os resultados consistentes com a teoria, indicando, portanto, elevado grau de aderência aos dados da economia brasileira. A rigidez dos salários reais no período recente de baixa inflação observada após o plano real é elevada. Cerca de 92% do salário real corrente é explicado pelo salário real passado.
Arruda et al. (2011)	1995:01 a 2008:04	Estimação por meio de diferentes modelos lineares e não lineares.	A curva de Phillips ampliada com limiar ( <i>threshold</i> ) apresentou um erro quadrático médio de previsão menor em 20% em relação ao VAR.	Os modelos não lineares, em geral apresentam um melhor desempenho preditivo.
Mendonça et al. (2012)	1995:01 a 2011:12	Estimação da Curva de Phillips novo keynesiana pelo método GMM-HAC.	A expectativa futura de inflação e a inflação passada têm relevância na dinâmica do processo inflacionário.	Os resultados mostram que não foi possível rejeitar a hipótese derivada da forma estrutural de que a soma dos coeficientes da inflação passada e da expectativa de inflação seja igual a unidade.
Pimentel (2013)	1980-2011	Estimação método de ondaletas, desagregando assimfeitos de curto e longo prazo.		Os resultados rejeitam a hipótese da curva de Phillips para a economia brasileira no curto prazo, porém eles sugerem a sua validade no longo prazo.

Nota: \*Veja também Sachsida (2013).

**Tabela A.2:** Resultados do teste ADF

Nível	$\tau$	$\tau_{\mu}$	$\tau_{\tau}$	1ª Diferença	$\tau$	$\tau_{\mu}$	$\tau_{\tau}$
$\pi_t$	-2,713 <sup>(a)</sup>	-5,812 <sup>(a)</sup>	-5,863 <sup>(a)</sup>	$\pi_t$			
$UCI_t$	0,239	-3,398 <sup>(b)</sup>	-5,107 <sup>(a)</sup>	$UCI_t$	-4,086 <sup>(a)</sup>	-4,101 <sup>(a)</sup>	-4,081 <sup>(a)</sup>
$cm_t$	1,035	-0,427	-2,716	$cm_t$	-13,016 <sup>(a)</sup>	-13,102 <sup>(a)</sup>	-13,085 <sup>(a)</sup>
$rc_t$	-0,769	-2,262	-2,257	$rc_t$	-7,809 <sup>(a)</sup>	-14,271 <sup>(a)</sup>	-14,231 <sup>(a)</sup>
$E_t\pi_{t+1}$	-0,269	-2,709 <sup>(c)</sup>	-2,800	$E_t\pi_{t+1}$	-3,645 <sup>(a)</sup>	-3,631 <sup>(a)</sup>	-3,628 <sup>(b)</sup>

Nota:  $\tau$  sem constante;  $\tau_{\mu}$  com constante/  $\tau_{\tau}$  com constante e tendência;  $H_0$ : série possui raiz unitária; Rejeita  $H_0$  a (a: 1%); (b: 5%); (c: 10%). Seleção automática de defasagens - Critério de Schwartz.

**Tabela A.3:** Resultados do teste Phillips-Perron

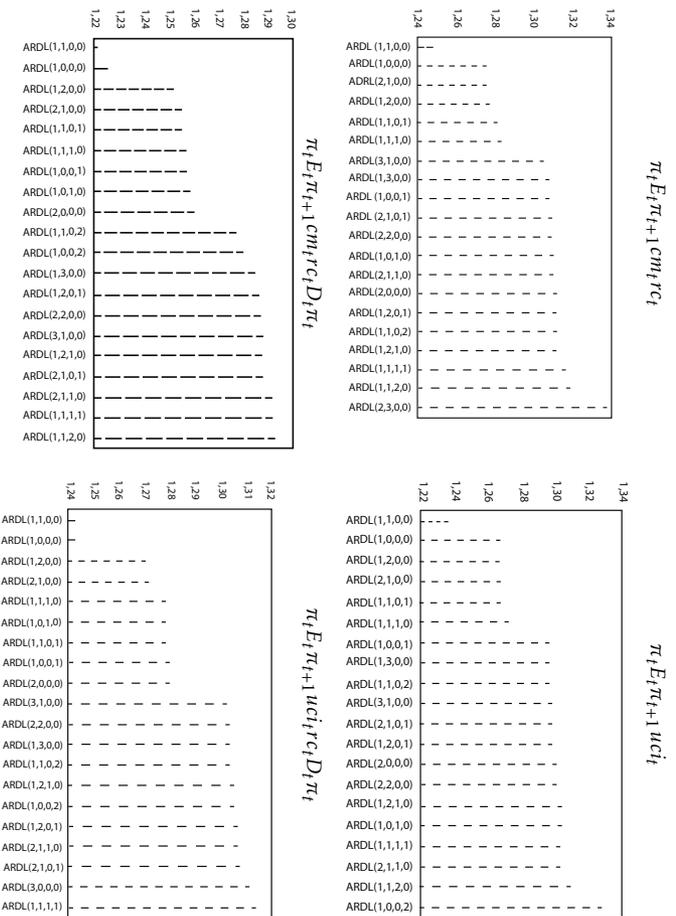
Nível	$\tau$	$\tau_{\mu}$	$\tau_{\tau}$	1ª Diferença	$\tau$	$\tau_{\mu}$	$\tau_{\tau}$
$\pi_t$	-2,630 <sup>(a)</sup>	-5,906 <sup>(a)</sup>	-5,962 <sup>(a)</sup>	$\pi_t$			
$UCI_t$	0,089	-2,817 <sup>(c)</sup>	3,404 <sup>(c)</sup>	$UCI_t$	-9,672 <sup>(a)</sup>	-9,636 <sup>(a)</sup>	-9,597 <sup>(a)</sup>
$cm_t$	1,109	-0,412	-3,586 <sup>(b)</sup>	$cm_t$	-17,156 <sup>(a)</sup>	-17,921 <sup>(a)</sup>	-18,153 <sup>(a)</sup>
$rc_t$	0,745	-2,411	-2,403	$rc_t$	-14,184 <sup>(a)</sup>	-14,195 <sup>(a)</sup>	-11,160 <sup>(a)</sup>
$E_t\pi_{t+1}$	-1,176	-5,174 <sup>(a)</sup>	-5,199 <sup>(a)</sup>	$E_t\pi_{t+1}$	-26,151 <sup>(a)</sup>	-25,968 <sup>(a)</sup>	-26,151 <sup>(a)</sup>

Nota:  $\tau$  sem constante;  $\tau_{\mu}$  com constante/  $\tau_{\tau}$  com constante e tendência;  $H_0$ : série possui raiz unitária; Rejeita  $H_0$  a (a: 1%); (b: 5%); (c: 10%). Seleção automática de defasagens - Critério de Schwartz.

**Tabela A.4:** Resultados das estimações da Curva de Phillips híbrida entre abril de 2000 e fevereiro de 2014 pelo método ARDL.

Variáveis	Eq. (6)	Eq. (7)	Eq. (8)	Eq. (9)	Eq. (10)	Eq. (11)
$\pi_{t-1}$	0,301*** (0,079)	0,325*** (0,055)	0,270*** (0,079)	0,273*** (0,077)	0,305*** (0,054)	0,237*** (0,076)
$\pi_{t-2}$	-0,132*** (0,057)		-0,116** (0,057)	-0,141*** (0,055)		-0,131** (0,053)
$E_t\pi_{t+1}$	0,772*** (0,130)	0,742*** (0,126)	0,788*** (0,128)	0,838*** (0,123)	0,790*** (0,125)	0,852*** (0,121)
$UCI_{t-1}$	0,462 (0,305)		0,711** (0,314)			
$UCI_{t-2}$		0,523* (0,310)				
$cm_t$				0,248*** (0,081)		
$cm_{t-1}$						0,329** (0,084)
$cm_{t-2}$					0,233*** (0,088)	
$rc_t$	0,132 (0,235)	0,006 (0,243)	-0,059 (0,242)	0,324*** (0,066)	0,248*** (0,071)	0,268*** (0,067)
$D_t\pi_t$			0,717*** (0,276)			0,858*** (0,268)
Teste Wald (soma dos coeficientes backward e forward looking=1)	0,626	0,574	0,619	0,785	0,408	0,695
Termo de correção de erros (p-valor)	-0,77 (0,00)	-0,63 (0,00)	-0,79 (0,00)	-0,81 (0,00)	-0,65 (0,00)	-0,86 (0,00)
R <sup>2</sup> ajustado	0,422	0,435	0,444	0,448	0,449	0,479
Durbin-Watson	1,745	1,778	1,796	1,774	1,793	1,853

Nota: Desvios-padrão em parênteses. \* , \*\* , \*\*\* indicam o nível de significância estatística aos níveis de 10%, 5% e 1% respectivamente.



Nota: veja nota de rodapé 10.

**Figura A.1:** Testes de especificação de defasagens dos modelos ARDL (modelos avaliados em 2.058 pelo critério de Schwarz)



## TESTANDO BOLHAS NOS MERCADOS HABITACIONAIS: UMA ANÁLISE A PARTIR DO MODELO PAINEL-COINTEGRADO PARA OS ESTADOS BRASILEIROS

CASSIO DA NÓBREGA BESARRIA \*

### Resumo

Este artigo tem o propósito de verificar se há indícios de bolhas racionais nos preços das habitações dos estados brasileiros (São Paulo, Rio de Janeiro, Pernambuco, Ceará, Bahia e Minas Gerais), no período de 2008 a 2015. Essa análise será realizada a partir do método de cointegração em dados de painel proposto por Pedroni (2004). Os resultados mostraram que não há suporte empírico para uma relação de cointegração entre os preços reais das habitações e o aluguel, dando indícios de bolhas nos preços das habitações no nível local. Esse resultado está em conformidade com os encontrados por Mendonça & Sachsida (2012) e Besarria (2014), sendo que esses autores analisaram a economia agregada. Por fim, evidências baseadas nos testes de causalidade de Granger em dados de painel sugerem que as alterações dos preços da habitação são úteis na previsão de mudanças no valor dos aluguéis e a relação inversa não foi verificada, corroborando com a hipótese proposta pelo modelo de bolha racional.

**Palavras-chave:** Bolha racional; Painel cointegrado; Razão preço-renda.

### Abstract

This research is aimed at checking for evidence of rational bubbles in household prices of Brazilian states (São Paulo, Rio de Janeiro, Pernambuco, Ceará, Bahia and Minas Gerais), from 2008 to 2015. This analysis will be carried out by using the cointegration method of panel data proposed by Pedroni (2004). The results showed that there is no empirical support for a cointegration relationship between the actual prices of housing and rent, giving evidence of price bubbles housing at the local level. This result is consistent with those found by Mendonça & Sachsida (2012) and Besarria (2014), and these authors analyzed the aggregate economy. Finally, evidence based on Granger causality tests in panel data suggest that changes in house prices are useful in predicting changes in the value of rents and the inverse relationship has not been verified.

**Keywords:** Rational bubbles; Panel cointegration; Price-rent ratio.

**JEL classification:** C33, G12, R20

**DOI:** <http://dx.doi.org/10.1590/1413-8050/ea153142>

---

\* Universidade Federal da Paraíba. E-mail: cassiobesarria@ccsa.ufpb.br

## 1 Introdução

Os ativos físicos, humanos e financeiros desempenham um papel de destaque na macroeconomia moderna. Eles são necessários para a produção, geração de renda e são fundamentais para a alocação intertemporal de recursos, por meio dos processos de poupança, crédito e empréstimos. Como mostra Wickens (2012), o papel dos preços dos ativos na análise macroeconômica se iniciou com a discussão sobre as decisões de consumo ou consumo intertemporal. A partir dessa discussão surgiram as teorias de acumulação de capital físico e poupança.

Argumenta-se que os agentes planejam o consumo presente e futuro com o objetivo de manter seu padrão de vida, mesmo que o rendimento possa variar com o tempo. Em períodos que se caracterizam por apresentar renda baixa, tais como aposentadoria ou períodos de desemprego, o padrão de vida cairia, ao menos que os agentes tenham poupado parte de sua renda e possam recorrer a esta. A fim de consumir mais no futuro, os agentes devem consumir menos hoje, ou seja, substituir intertemporalmente consumo presente por consumo futuro. A decisão de se consumir ou poupar depende da taxa de retorno da poupança ou do retorno esperado de outros ativos financeiros em relação à taxa de preferência temporal.

Baseado nessa hipótese, Tirole (1985) destacou que a avaliação dos ativos passou a representar um problema na análise econômica. Partindo do seguinte questionamento: existe algum fundamento racional para determinar os preços do ouro, ações, habitações ou moeda? Para responder essa questão a teoria das finanças geralmente assume que os preços dos ativos são iguais ao valor presente descontado de seus dividendos, ou seja, são iguais ao seu valor fundamental. Com o propósito de orientar essa tomada de decisão surgiram às teorias de precificação de ativo sob condições de risco, dentre essas se destaca: modelo de valor presente, análise de contingência, precificação de ativos em equilíbrio geral, modelo de precificação de ativos de capital baseado no consumo (CCAPM), e o Modelo de Precificação de Ativos (CAPM). Grande parte dessa literatura leva em consideração a teoria da utilidade esperada e aversão ao risco, prêmio de risco, arbitragem e não arbitragem, e suas implicações para a teoria do mercado eficiente.

Apesar de os modelos de precificação de ativos serem considerados como um ramo exclusivo de finanças, estes têm desempenhado papel central nos modelos macroeconômicos de equilíbrio geral. Atualmente, parte da associação entre a teoria econômica e finanças está voltada para compreensão da origem e as consequências de bolhas nos preços dos ativos e suas implicações políticas.

Com o baixo desempenho dos modelos de valor presente na explicação dos preços dos ativos, alguns modelos têm introduzido o conceito de bolhas como uma ferramenta para modelar os desvios desses preços do seu valor fundamental. Esse foi o argumento adotado por Besarria (2014) para analisar a presença de bolhas no mercado habitacional brasileiro. O autor procurou analisar a relação entre os preços dos ativos e os seus dividendos (aluguéis) a partir dos processos cointegrados lineares e não lineares. A ideia é que na presença de bolhas, tal como propõe os modelos de bolhas racionais, não há relação de longo prazo entre os preços das habitações e seus dividendos.

Nesse sentido, este estudo se diferencia da discussão proposta por Besarria (2014) por procurar identificar bolhas em termos regionais. Essa análise será

realizada a partir da aplicação do método de cointegração em dados de painel proposto por Pedroni (2004) nas séries de preços e aluguéis das habitações dos estados brasileiros (São Paulo, Rio de Janeiro, Pernambuco, Ceará, Bahia e Minas Gerais), no período de 2008 a 2015. Este estudo é inédito para a economia brasileira, visto que, grande parte dos estudos, tal como Mendonça & Sachida (2012) e Besarria (2014) está voltada para o processo de identificação de bolhas na economia brasileira e não é dado enfoque regional. Sumariamente, destaca-se que a discussão sobre bolhas na economia brasileira ainda é incipiente e grande parte das discussões relacionadas a essa temática está voltada para a análise do mercado acionário.

O fato de haver poucos estudos voltados para o mercado habitacional talvez possa ser explicado não pela falta de importância desse setor, mas sim pelo número limitado de informações sobre o mercado habitacional brasileiro (as opções que existem surgiram recentemente) e pelo crescimento recente desse setor, iniciado com as políticas de incentivo governamental, tais como o programa habitacional *Minha Casa Minha Vida*.

Apesar disso, o momento econômico atual parece deixar evidente a importância de se analisar e propor métodos que identifiquem bolhas nos mercados de habitações, visto que, nas últimas quatro décadas houve várias crises econômicas associadas a bolhas, dando enfoque para o aumento dos preços dos imóveis e ações no Japão, Finlândia, Noruega e Suécia em 1989, mercado acionário de balcão nos Estados Unidos (2000) e crise subprime (2007). Com base nisso, Xu et al. (2014) destacou alguns fatores que diferenciam as habitações de outros ativos e faz desse mercado um importante mecanismo de propagação de flutuações na economia como um todo.

Dentre esses aspectos, destaca-se: são ativos tangíveis com baixa frequência e altos custos de transações para compradores e vendedores; a compra da habitação está inexoravelmente ligada à compra de outros bens, tais como, bairro, serviços públicos e acessibilidade do local de trabalho. Assim, o preço é afetado não só pela interação entre oferta e demanda, mas por esses componentes associados à habitação; terceiro, há um mercado de aluguéis que, apesar de não ser um substituto perfeito do mercado habitacional, afeta as decisões de compra no mercado de imóveis. Espera-se que quando o custo do aluguel for inferior ao custo de aquisição do imóvel os indivíduos posterguem a compra da habitação e, com isso, reduza a demanda por imóveis; por fim, devido ao tempo relativamente longo de produção, a oferta de habitações pode não se ajustar imediatamente à demanda corrente e esse fato pode levar à tendência altista dos preços por tempo prolongado. E o que possivelmente acontece é que os produtores de habitação reagem ao aumento dos preços de modo que há uma produção excessiva de habitação, fazendo com os preços voltem a cair, podendo chegar a níveis inferiores aos seus custos de construção. Esse processo de ajustamento altera as expectativas dos agentes envolvidos e pode levar ao surgimento de uma bolha no mercado.

Dessa forma, a importância da identificação de bolhas de preços de ativos está ligada às distorções causadas por essas nas decisões individuais de investimento dos agentes econômicos. O seu impacto no mercado habitacional é dado através de: (i) o consumo das famílias através do canal de riqueza; (ii) o balanço do setor bancário. O primeiro canal mostra que o aumento nos preços das propriedades e ativos financeiros, detidos pelos agregados familiares, é percebido como o crescimento da riqueza e das fontes de financiamento do consumo. Em relação ao segundo canal, a literatura descreve que muitas vezes

os imóveis podem ser utilizados como garantia em operações de empréstimo. Esses efeitos diferem em proporções ao longo do tempo, em déficit habitacional e entre regiões, mas eles afetam a economia real da mesma forma.

Além desta introdução, o artigo apresenta cinco outras seções. Na seção seguinte é apresentada as discussões teóricas sobre a definição de bolhas e o modelo de bolhas racionais. Em seguida, é apresentado o método de cointegração em dados de painel, proposto por Pedroni (2004) e definido como estratégia empírica de identificação de bolhas. Em particular, apresenta as bases de dados utilizadas e suas limitações. A Seção 4 mostra e discute os principais resultados da estratégia empírica. Além disso, analisa a previsibilidade estatística dos preços dos imóveis e rendas a partir do teste de causalidade de Granger. A seção 5 destina-se a análise de robustez dos resultados e métodos. Por fim, são tecidas as considerações finais deste trabalho.

## 2 Discussões teóricas sobre a definição de bolhas

Devido à regularidade histórica e aos efeitos macroeconômicos adversos causados pelas bolhas nos preços dos ativos, uma série de autores tem procurado incorporar na análise dos modelos econômicos a natureza recorrente das bolhas e suas implicações macroeconômicas. Como destacou Martin & Ventura (2011), Samuelson (1958) e Tirole (1985) lançaram as bases para essa teoria, por retratarem as bolhas como um remédio para o problema da ineficiência dinâmica. O argumento utilizado por esses autores foi baseado no duplo papel do capital como um bem produtivo e uma reserva de valor. Para satisfazer a necessidade de uma reserva de valor, às vezes, as economias acumulam tanto capital que o investimento necessário para sustentá-lo excede a renda que ela produz. Esse investimento é ineficiente e reduz o recursos disponíveis para consumo.

Nessa situação, as bolhas podem ser tanto atraente para os investidores quanto viáveis do ponto de vista macroeconômico. Por exemplo, uma bolha que absorve todos os investimentos ineficientes em cada período é viável e seu retorno é superior ao dos investimentos que ela substitui. O modelo de Samuelson-Tirole foi um dos trabalhos seminais na análise da estrutura das bolhas e após essa discussão surgiu uma série de novos estudos que procuraram investigar as condições nas quais as bolhas podem aparecer, natureza e as potenciais implicações macroeconômicas de tais desvios.

Dentre esses estudos, destacam-se os trabalhos de Blanchard (1979) e Blanchard & Watson (1982), Kocherlakota (1992), Kehoe & Levine (1993), Grossman & Yanagawa (1993), Alvarez & Jermann (2000), Caballero et al. (2004), Caballero & Krishnamurthy (2006), Hellwig & Lorenzoni (2009), Farhi & Tirole (2011), Martin & Ventura (2010) e Martin & Ventura (2011), Wang & Wen (2012) e Werner (2014).

A definição adotada por grande parte da literatura apresentada acima é que, como destacou Camerer et al. (1989), Brunnermeier (2008) e Keiserman (2009), as bolhas podem ser classificadas em dois grupos: bolhas racionais (*growing bubbles*) e bolhas comportamentais.

O modelo de bolha racional surge com Blanchard (1979) e Blanchard & Watson (1982) e esses demonstram que, mesmo com as expectativas racionais no sentido de Muth (1961)<sup>1</sup>, desvios dos preços dos ativos em relação ao seu

---

<sup>1</sup>Muth (1961) procurou explicar como as expectativas são formadas, partindo da hipótese

valor fundamental são possíveis. Para esses, a bolha surge da relação existente entre o preço de um ativo e suas expectativas em relação à variação do preço futuro, ou seja, as bolhas racionais irão refletir as expectativas de aumentos futuros nos preços dos ativos. Assim, as bolhas representariam as características de um mercado no qual um investidor compra um ativo baseado na expectativa de que esse poderá ser revendido a um preço superior no futuro, fazendo com que o preço atual se direcione no sentido de sua expectativa, independentemente de seus fundamentos.

Em relação aos estudos sobre modelos de análise comportamental, esses começaram a ser desenvolvidos por Bernoulli (1938) e aprofundado por Von Neumann & Morgenstern (1945), baseando suas análises em um conjunto de axiomas de comportamento racional. Posteriormente, Kahneman & Tversky (1979) analisaram o processo de tomada de decisão com base em situações de incerteza, incorporando a influência dos aspectos psicológicos no processo de tomada de decisão dos investidores. Esses autores assumem que os investidores tendem a tomar decisões que violam as hipóteses de eficiência de mercado, ou seja, as decisões não podem ser analisadas apenas por meio da premissa de aversão ao risco dos investidores. Apesar de haver uma vasta literatura que trata dos efeitos das bolhas comportamentais, esta pesquisa irá se deter a análise dos modelos de bolhas racionais.

## 2.1 Modelo de bolhas racionais

A discussão sobre bolhas racionais apresentada nesta seção foi proposta por Gürkaynak (2008) e Mikhed & Zemčík (2009). A formulação proposta por Gürkaynak (2008) parte do princípio que os agentes econômicos são remunerados pela oferta de trabalho e pela apreciação dos ativos no período  $t + k$ . O problema de otimização dos consumidores pode ser usado para derivar a relação de precificação dos ativos, assumindo hipóteses de não arbitragem e expectativas racionais. Assume-se que a utilidade esperada deriva do consumo  $u(c_{i,t})$  é maximizada a partir da seguinte restrição orçamentária:

$$\max \mathbb{E}_t \sum_{k=0}^{\infty} \beta^k [u(c_{i,t+k})] \quad (1)$$

s.a.

$$c_{i,t+k} = w_{i,t+k} + (P_{i,t+k} + D_{i,t+k})z_{i,t+k} - (P_{i,t+k})z_{i,t+k} \quad (2)$$

em que  $i$  representa a região,  $w_{i,t}$  é o rendimento;  $\beta$  é a taxa de desconto do consumo futuro;  $z_{i,t}$  é o estoque de ativos;  $P_{i,t}$  é o preço dos ativos e  $D_{i,t}$  são os dividendos. Nesta pesquisa, o enfoque é dado para as habitações, em que  $P_{i,t}$  é o preço das habitações e  $D_{i,t}$  representa os dividendos; para o setor habitacional, esse indicador pode ser representado pelo preço do aluguel, como em Kivedal (2013), Himmelberg et al. (2005) e Besarria (2014).

Essa associação entre os preços das habitações e os aluguéis, tal como analisou Klyuev (2008), fica mais bem descrita quando se passa a descrever a habitação como um ativo que combina os aspectos de um bem de consumo durável com as características de um ativo de investimento. Já o aluguel é uma alternativa para os indivíduos que não pretendem ou não possuem recursos

---

de que, em geral, os agentes econômicos não desperdiçam informações, e que suas expectativas dependem, especificamente, da quantidade de informação disponível e da estrutura do sistema econômico.

financeiros para adquirir a casa própria, e que produz um fluxo de serviços habitacionais para uma família. Do ponto de vista financeiro, o aluguel é o preço a pagar por esse fluxo ou o custo de oportunidade de alugar uma casa ao invés de adquiri-la. A relação preço-aluguel deve equalizar os custos e benefícios de se possuir uma casa própria ou alugar e deverá, ao longo tempo, manter um relacionamento globalmente estável entre os preços das casas e a renda.

Ao se aplicar as condições de primeira ordem no problema de otimização, tem-se:

$$\mathbb{E}_t [\beta[u'(c_{i,t+k})][P_{i,t+k} + D_{i,t+k}] = \mathbb{E}_t \beta[u'(c_{i,t+k-1})][P_{i,t+k-1}] \quad (3)$$

Assumindo que a função utilidade é linear<sup>2</sup>, tem-se que a equação (1) pode ser representada por:

$$\beta \mathbb{E}_t [P_{i,t+k} + D_{i,t+k}] = \mathbb{E}_t [P_{i,t+k-1}] \quad (4)$$

Admitindo a existência da ligação entre os ativos livres de risco com a taxa de juros, tem-se o modelo padrão de valor presente, em que a determinação dos preços dos ativos envolve os seus valores esperados e seus dividendos, seguindo a seguinte especificação:

$$\mathbb{E}_t [P_{i,t+k-1}] = \left(\frac{1}{1+R}\right) \mathbb{E}_t [P_{i,t+k} + D_{i,t+k}] \quad (5)$$

em que  $R$  é a taxa de juros.

Gürkaynak (2008) destaca que a Equação (5) é o ponto de partida da maioria dos testes empíricos da precificação de ativos. Assumindo a condição de não bolha, tal como propôs Mikhed & Zemčík (2009),

$$\lim_{k \rightarrow \infty} \left[\left(\frac{1}{1+R}\right)^k \mathbb{E}_t [P_{i,t+k} + D_{i,t+k}]\right] = 0 \quad (6)$$

então a solução para essa equação de diferença resulta em:

$$P_{i,t}^F = \sum_{k=0}^{\infty} \left(\frac{1}{1+R}\right)^k \mathbb{E}_t [D_{i,t+k}] \quad (7)$$

que é muitas vezes referida como o valor dos fundamentos ou preço fundamental dos ativos.

Seguindo Campbell & Shiller (1986) e Wang (2000), tal como propôs Mikhed & Zemčík (2009), define-se o *spread* entre o preço das habitações e o fluxo de dividendos como  $S_{i,t} \equiv [P_{i,t} - \left(\frac{1}{1+R}\right)D_{i,t}]$ . Se  $P_{i,t}$  e  $D_{i,t}$  são  $I(1)$ , isso implica que  $S_{i,t}$  também é estacionário de primeira ordem. Esse resultado pode ser ilustrado ao se reescrever  $S_{i,t}$  como:

$$S_{i,t} = \left(\frac{1}{R}\right) \mathbb{E}_t \sum_{k=1}^{\infty} \left(\frac{1}{1+R}\right)^k \Delta D_{i,t+k+1} = \left(\frac{1}{R}\right) \mathbb{E}_t [\Delta P_{i,t+k+1}] \quad (8)$$

A primeira igualdade deriva do fato de o valor esperado condicional dos fluxos de dividendos futuros ser dado por seu valor atual. A segunda igualdade segue a Equação (7). É possível verificar que a estacionariedade de  $S_{i,t}$

<sup>2</sup>Função utilidade linear implica em utilidade marginal constante e neutralidade ao risco.

implica na estacionariedade de  $P_{i,t}/D_{i,t}$  (e o seu inverso), uma vez que  $S_{i,t} = 0$ , implica em,  $P_{i,t}/D_{i,t} = (\frac{1}{R})$ .

Assumindo que a condição de não bolhas proposta na equação (7) é violada. Nesse caso, os preços das habitações e o fluxo de renda são não cointegrados, podendo ser representado por:

$$P_{i,t} = \sum_{k=0}^{\infty} \left(\frac{1}{1+R}\right)^k \mathbb{E}_t[D_{i,t+k}] + B_{i,t} \quad (9)$$

$$\mathbb{E}_t[B_{i,t+k}] = (1+R)B_{i,t} \quad (10)$$

Assim, para o caso de existência de bolhas, Gilles & LeRoy (1992) definiram a expressão (9) como um sistema de preços dinâmicos podendo ser dividido em dois componentes: fundamental e componente de bolha. Em outras palavras, a expressão (9) mostra que o preço do ativo (habitação) deve ser igual ao valor presente de todos os pagamentos futuros de dividendos (aluguel). As discussões sobre essa temática mostram que o valor fundamental associado aos preços das habitações é o preço do aluguel e que a divergência de longo prazo entre esses indicadores pode sugerir a presença de uma bolha no mercado habitacional.

Kivedal (2013) mostra que, ao se analisar o período que antecedeu a crise Subprime, foi possível verificar que o aumento nos preços das habitações nos Estados Unidos não foi acompanhado por aumentos, nas mesmas proporções, nos preços dos aluguéis, quando esses deveriam se mover juntos.

### 3 Procedimentos metodológicos

Nesta seção será apresentado o método de cointegração em dados de painel proposto por Pedroni (2004). O primeiro passo para a análise de bolhas a partir do painel cointegrado é verificar se as séries são estacionárias. Para esse fim serão adotados os seguintes testes de raiz unitária em painel: Breitung (1999), Levin et al. (2002) e Im et al. (2003). Os dois primeiros testes assumem como hipótese nula que não há estacionariedade para todos os indivíduos e como hipótese alternativa admitem que o termo autorregressivo<sup>3</sup> é comum para todos os indivíduos do painel, sendo também denominada de alternativa homogênea.

Já o teste proposto por Im et al. (2003) tem como hipótese nula a não estacionariedade para todos os indivíduos e assume como hipótese alternativa que uma parcela das séries do painel são estacionárias com coeficientes autorregressivos distintos, também definida por alternativa heterogênea.

Para o caso de as séries apresentarem mesma ordem de integração, então o passo seguinte é verificar a possibilidade de cointegração entre as séries de preços e dividendos a partir do teste de cointegração apresentado por Pedroni (2004). O propósito desse método é testar a hipótese de bolhas nos preços das habitações brasileiras. A teoria sugere que quando há uma bolha as séries dos preços das habitações e aluguéis são estacionárias de mesma ordem, mas não são cointegradas. Nesse caso, a relação entre as duas variáveis se rompe e há indícios de uma bolha no mercado habitacional.

<sup>3</sup>De modo geral, os testes de raiz unitária são descritos a partir do processo autorregressivo, tal como:  $p_{i,t} = \mu_i p_{i,t-1} + u_{i,t}$ , em que  $\mu$  é o termo autorregressivo e  $u$  é o termo estocástico.

O teste de cointegração desenvolvido por Pedroni (2004) é voltado para a análise em dados de painel para apenas um regressor. A hipótese de cointegração é tratada a partir da seguinte regressão:

$$p_{i,t} = \mu_i + \omega_i t + \psi_i d_{i,t} + \zeta_{i,t} \quad (11)$$

Em que  $p$  e  $d$  representam os preços e dividendos habitacionais, respectivamente;  $t = 1, \dots, T$  é a dimensão temporal;  $i = 1, \dots, N$  é a dimensão cross-section;  $\psi$  é a inclinação;  $\mu$  é o parâmetro de efeitos fixos;  $\omega$  é o coeficiente associado a tendência temporal.

A partir do resíduo da equação (11) são obtidas sete estatísticas, tal como descrito por Pedroni (1999), sendo quatro baseadas na dimensão *within* (testes de cointegração em painel) e três são baseadas na dimensão *between* (testes de cointegração de painel *group mean*). É importante destacar que as estatísticas baseadas na dimensão *within* têm como hipótese nula a não cointegração:  $H_0 : \gamma_i = 1$ , qualquer que seja  $i$ , em que  $\gamma_i$  é o coeficiente autorregressivo do resíduo  $\zeta_i$ . A hipótese alternativa é definida por:  $H_A : \gamma_i = \gamma < 1$ , qualquer que seja  $i$ , ou seja, assume valores comuns de  $\gamma_i$ .

Por outro lado, as três estatísticas restantes são baseadas na dimensão *between* e, novamente, testam a hipótese nula de não cointegração:  $H_0 : \gamma_i = 1$ , qualquer que seja  $i$ , versus a hipótese alternativa de  $H_A : \gamma_i < 1$ , isto é, não há valor comum para o coeficiente autorregressivo nesse caso. Em outras palavras, essas estatísticas assumem como hipótese alternativa a heterogeneidade dos interceptos e coeficientes entre os indivíduos e as estatísticas são formadas por médias dos valores individuais  $\gamma_i$ , obtidos para cada unidade  $i$  do painel.

Com o propósito de verificar se o método de cointegração é capaz de identificar bolhas nos preços das habitações, será aplicado o método de cointegração linear, por meio dos teste de Engle-Granger, Phillips-Ouliaris e Johansen, nas séries de preços e aluguel das habitações da economia americana no período pré-crise *Subprime*. Essa discussão será apresentada na seção que trata da análise de robustez e os resultados dos testes serão apresentados na Tabela (A.1) do apêndice B.

### 3.1 Base de dados

A base de dados utilizada nesta pesquisa é composta por observações mensais dos índice de preços das habitações e dos aluguéis, no período que compreende janeiro de 2008 a março de 2015. Os dados de preços de imóveis estão disponíveis apenas para as cidades de São Paulo (estado de São Paulo), Rio de Janeiro (estado do Rio de Janeiro), Belo Horizonte (estado de Minas Gerais), Fortaleza (estado do Ceará), Recife (estado de Pernambuco) e Salvador (estado da Bahia). Dessa forma, os dados das capitais dos estados serão utilizados para representar os dados dos estados como um todo. Todos os dados foram coletados na FipeZap. Outra característica do banco de dados é que as cidades de São Paulo e Rio de Janeiro possuem uma série de dados mais extensa que as demais capitais, tornando o painel desbalanceado. A Tabela (1) mostra o tamanho da amostra disponível para cada um dos estados.

Destaca-se que a seleção das variáveis para a análise de cointegração se deu com base nos trabalhos de Himmelberg et al. (2005) e Kivedal (2013), no qual esses mostraram que a relação entre os preços da habitação e o preço do aluguel pode ser utilizada para investigar a existência de uma bolha no mercado imobiliário. Outra informação relevante é que apenas os estados de São

**Tabela 1:** Descrição dos dados

Estado	Período inicial	Período final
SP	fev/08	mar/15
RJ	fev/08	mar/15
MG	mai/09	mar/15
PE	jul/10	mar/15
CE	abr/10	mar/15
BA	set/10	mar/15

Fonte: Adaptado de Dias et al. (2013)

Paulo e Rio de Janeiro possuem índice de preço dos aluguéis, disponíveis tanto pela Secovi-SP quanto pela FipeZap. Nesse caso, foram utilizados como *proxy* para os demais estados o Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo 15 (IPCA-15) dos estados, sendo decomposto pelo componente habitacional.

#### 4 Discussão empírica

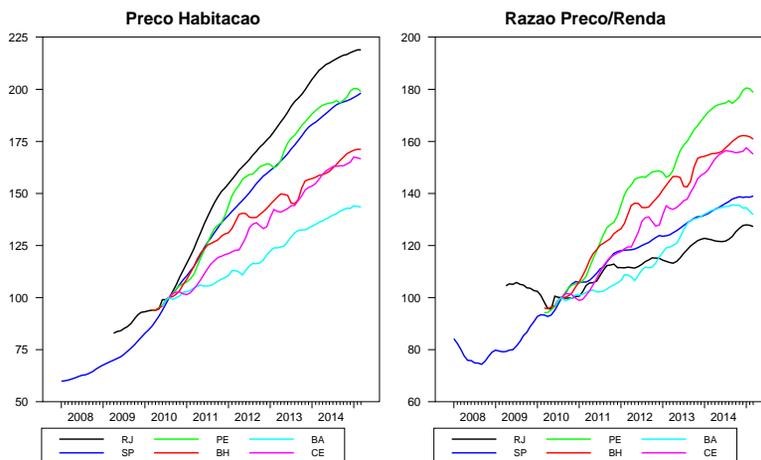
A implantação do programa habitacional conhecido como Minha Casa Minha Vida ampliou os investimentos e o volume de transações imobiliários nas diversas regiões da economia brasileira. E uma das principais consequências desse aquecimento do mercado habitacional foi a expansão dos preços das habitações. Desde 2013 autoridades como Henrique Meirelles e Robert Shiller chamam atenção para o fato de o Brasil enfrentar um problema de bolha imobiliária. Dando ênfase para as regiões do Rio de Janeiro e São Paulo.

Na Figura (1) é apresentado o comportamento dos preços reais e da razão preço/aluguel dos imóveis nas diferentes regiões brasileiras (São Paulo, Rio de Janeiro, Recife, Salvador, Belo Horizonte e Fortaleza), no período de janeiro de 2008 a março de 2015. Como pode ser visto, a dinâmica dos preços dos imóveis e da razão preço/aluguel mostram tendência ascendente entre as diferentes regiões brasileiras.

Inicialmente, a análise que pode ser extraída desses indicadores provém do modelo de valor presente apresentado anteriormente, no qual, a determinação dos preços das habitações está ligada ao fluxo de ganhos provenientes do aluguel do imóvel. Nesse caso, espera-se que os preços dos imóveis e o aluguel cresçam juntos ou na mesma proporção. Visto que, se o custo de utilização da habitação exceder o custo do aluguel é esperado que os indivíduos passem a alugar os imóveis ao invés de adquiri-los. Esse resultado é observado quando os indivíduos são indiferentes entre alugar ou possuir seu próprio imóvel, tal como descreveu Poterba (1984). Assim, o aluguel passa a ser descrito como um componente fundamental na determinação do valor da habitação e deve ter uma taxa de crescimento que se aproxima da taxa crescimento dos preços dos imóveis.<sup>4</sup>

Ao se observar a razão preço/aluguel, presente na Figura (1), é possível verificar que essa condição é rejeitada para os estados brasileiros, visto que, a partir do ano de 2010 os preços dos imóveis passaram a crescer a uma proporção superior aos aluguéis em todas as regiões, sugerindo a presença de

<sup>4</sup>Leonhardt (2010) chama a atenção para o fato que proporção acima de 20 % significa que os agentes econômicos devem alugar uma habitação ao invés de comprá-la. Por outro lado, quando a relação está abaixo de 20%, o caso se inverte e a indicação é de compra.



Fonte: Elaboração própria

**Figura 1:** Preços reais e razão preço/renda dos imóveis nas diferentes regiões brasileiras

uma bolha nos preços das habitações. Comparando o comportamento desse indicador com a economia americana no período pré-crise *Subprime*, tal como observado na Figura (2), é possível verificar que essa razão se tornou muito elevada a partir dos anos 2000, atingindo o ápice no ano de 2007, indicando que os preços das casas estavam supervalorizados, tal como observado para a economia brasileira.

No entanto, esse é um primeiro indicador, sendo preciso analisar outros fatores antes de se tirar conclusões acerca da presença de componentes especulativos nos preços das habitações. Essa rápida expansão razão preço/aluguel no período de análise pode ser explicada por outros fatores, tais como, políticas de incentivo a aquisição da casa própria que foram adotadas, crescimento da renda, facilidade no acesso ao crédito, dentre outras.

Existe uma série de autores que adotam métodos mais formais no processo de identificação de bolhas, dentre esses, destaca-se, Campbell & Shiller (1986), Diba & Grossman (1988), Froot & Obstfeld (1989), Evans (1991), Timmermann (1995), Wu et al. (1997), Bohl (2003), Nasseh & Strauss (2004), Cuñado et al. (2005), Mokhtar (2006), Chang et al. (2007) que utilizaram a relação entre os preços dos ativos e os seus dividendos para investigar a presença de bolhas, tanto no mercado imobiliário quanto no mercado acionário.

No entanto, poucos estudos utilizaram a metodologia de dados em painel para avaliar a potencial ocorrência de bolha nos mercados imobiliários. Dentre esses estudos, destaca-se Malpezzi (1999) que utilizou dados painel para estudar a relação de longo prazo entre os preços das casas e a renda nas regiões metropolitanas do US. Sendo que esse autor rejeitou a hipótese de não cointegração entre as séries. Já Gallin (2006) empregou os testes de cointegração para dados em painel proposto por Pedroni (2004) e encontrou resultados conflitantes com os encontrados por Malpezzi (1999), sugerindo que as séries não são cointegradas. Baseando-se nessa literatura, a discussão subsequente passa a investigar a relação entre os preços das habitações e as rendas nas regiões brasileiras usando testes de estacionariedade e cointegração para dados em painel.

O primeiro passo para o estabelecimento da cointegração é dado pelos testes de estacionariedade das séries. Para esse fim serão aplicados os testes de Breitung (1999), Levin et al. (2002) e Im et al. (2003). Esses testes baseiam-se no pressuposto de parâmetros individuais de persistência e permitem testar a hipótese nula de raiz unitária em todas as séries contra a hipótese alternativa de raízes unitárias em algumas séries (mas não necessariamente todas). Portanto, ficou decidido empregar esses testes nesta investigação empírica.

**Tabela 2:** Teste de raiz unitária em painel

Variáveis	Levin, Li e Chu	Breitung	IPS	Conclusão
Preço Habitação	-110.48	-2.15	-9.26	<i>I</i> (1)
<i>p-valor</i>	(0.00)	(0.01)	(0.00)	
Aluguel	1.65	-4.27	-4.31	<i>I</i> (1)
<i>p-valor</i>	(0.00)	(0.00)	(0.00)	

A Tabela (2) mostra os resultados dos testes de raiz unitária apresentados de Breitung (1999), Levin et al. (2002) e Im et al. (2003) para dados em painel. É importante destacar que estes testes foram aplicados inicialmente nas séries em nível e os resultados obtidos indicaram presença de raiz unitária. Na sequência, passou-se a analisar as séries em primeira diferença e os resultados desses ensaios rejeitaram a hipótese de que os preços das casas e o aluguel possuem raiz unitária em diferença, concluindo que essas são integradas de mesma ordem.

A condição necessária e suficiente para a identificação de uma bolha é a divergência entre o preço do ativo e o valor fundamental. Assim, a existência de um equilíbrio de longo prazo entre os preços reais das habitações e os seus fundamentos implica que a bolha, se houver alguma, não é persistente. Em vez disso, significa que a tendência de crescimento dos preços tendem a reverter. A Tabela (3) mostra os resultados de todos os testes de cointegração para dados de painel, sendo a variável dependente os preços dos imóveis. Há duas partes na Tabela (3), as quatro primeiras estatísticas de teste são calculadas pela dimensão *within* e as três últimas são calculadas pela dimensão *between*.

**Tabela 3:** Teste de cointegração em painel de Pedroni (2004)

Teste <i>within</i>	Estatística de teste	Valor crítico
Estatística - $\nu$	0.73	2.19
Estatística - $\rho$	1.65	2.19
Estatística - PP	1.65	2.19
Estatística - ADF	1.97	2.19
Teste <i>between</i>		
Estatística - $\rho$	2.07	2.19
Estatística - PP	2.07	2.19
Estatística - ADF	2.10	2.19

Fonte: Elaboração própria

Conforme se pode observar, não há suporte empírico para uma relação de

cointegração entre os preços reais das habitações e o aluguel, visto que a hipótese nula de não cointegração foi aceita para todos os testes. Dessa forma, os testes de cointegração dão indícios de bolhas nos preços das habitações no nível local. Esse resultado está em conformidade com os encontrados por Mendonça & Sachsida (2012) e Besarria (2014), sendo que esses autores analisaram a economia nacional.

No caso de Mendonça & Sachsida (2012), esses realizaram discussões, tanto em nível microeconômico quanto em nível macroeconômico, para verificar a possibilidade de existência de uma bolha no mercado imobiliário brasileiro. Baseado nos fundamentos da Escola Austríaca de economia, esses sugeriram que há indícios de uma bolha nesse mercado e que o governo federal, por meio de políticas fiscais e de estímulo ao crédito, foi o principal responsável pelo surgimento dessa bolha.

Já Besarria (2014) procurou verificar a possibilidade de existência de uma bolha no mercado imobiliário brasileiro a partir do modelo de bolha racional. Nesse caso, a formulação empírica adotada pelo autor foi dos processos cointegrados lineares e não lineares, sendo acompanhados de testes de excesso de variância e covariância cruzada. Todos os testes realizados deram suporte para validade do modelo de bolhas racionais em oposição ao modelo de valor presente.

#### 4.1 Previsibilidade dos preços dos imóveis e aluguéis

Esta seção foi desenvolvida com base na discussão proposta por Mikhed & Zemčík (2009), na qual os autores analisaram a previsibilidade estatística dos preços dos imóveis e rendas a partir do teste de causalidade de Granger. A importância dessa análise está ligada ao fato que a causalidade sugere que as mudanças nos preços dos imóveis são capazes de prever mudanças nos aluguéis e vice-versa. A formulação do teste parte da premissa que os preços das casas e os aluguéis são estacionários em primeira diferença, fato confirmado a partir dos testes de raiz unitária para dados em painel descritos na Tabela 2.

Mikhed & Zemčík (2009) sugerem a utilização do teste similar para causalidade de Granger em dados de painel com uma dimensão temporal curta, tal como descrito em Hurlin (2004). O teste parte do princípio que as duas variáveis,  $p_i$  e  $d_j$ , são estacionárias, assim, considere o seguinte modelo linear:

$$p_{i,t} = \mu_i + \sum_{l=1}^L \varphi_i^{(l)} p_{i,t-l} + \sum_{l=1}^L \delta_i^{(l)} d_{i,t-l} + \xi_{i,t} \quad (12)$$

$\xi_{i,t}$  são *i.i.d* com média zero, variância heterogênea e finita, e  $\xi_{i,t} = (\xi_{i,1}, \dots, \xi_{i,T})'$  são distribuídos de forma independente entre os grupos. A hipótese nula assume que  $d$  não prediz  $p$  para qualquer uma das  $N$  unidades individuais no painel. Esta é chamada de Hipótese de Não Causalidade Homogênea (HNC) e pode ser formalmente representada por:

$$H_0 : \delta_i = 0 \quad \forall i = 1, \dots, N \quad (13)$$

em que  $\delta_{i,t} = (\delta_{i,1}^{(1)}, \dots, \delta_{i,T}^{(L)})'$ . A hipótese alternativa engloba a possibilidade de existência  $N_1$  unidades individuais sem causalidade e pode ser definida como:

$$H_A = \begin{cases} \delta_i = 0 & \forall i = 1, \dots, N_1, \\ \delta_i \neq 0 & \forall i = N_1 + 1, \dots, N, \end{cases} \quad (14)$$

em que  $N_1 \in [0, N)$  não é conhecido. A Tabela 4 relata os testes de causalidade de Granger para os preços das habitações e aluguéis dos estados brasileiros.

**Tabela 4:** Teste de causalidade de Granger para dados em painel

$H_0$	$Z_{NT}^{HNC}$	$p$ -valor
Preço não causa Granger aluguel	381.92	0.00
Aluguel não causa Granger preço	17.50	0.13

Fonte: Elaboração própria

Diferentemente dos resultados obtidos por Mikhed & Zemčík (2009) para as áreas metropolitanas dos Estados Unidos, a análise para a economia brasileira mostrou que a hipótese nula de  $HNC$  só pode ser rejeitada na direção dos aluguéis para os preços. Em outras palavras, há uma relação causal unidirecional no sentido da relação entre as mudanças nos preços dos imóveis e as alterações nos aluguéis. Nesse caso, o aumento nos preços dos imóveis não está sendo influenciados pelas alterações no aluguel. Por outro lado, o aumento nos preços dos imóveis tem influenciado o aumento do aluguel no Brasil, sendo que esse último indicador tem aumentado em uma proporção menor que os preços.

Esse resultado reforça as análises descritas anteriormente de que há indícios de um comportamento especulativo no mercado habitacional brasileiro. Além disso, essa análise sustenta a visão da hipótese de segmentação dos preços dos imóveis e o aluguel para todos os mercados imobiliários.

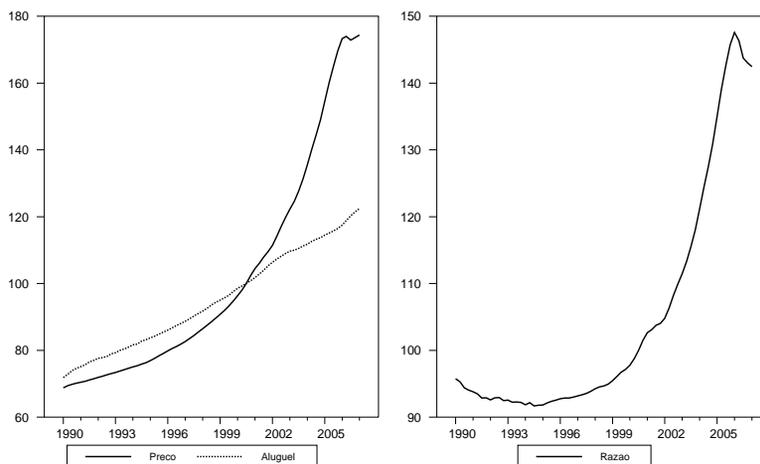
## 5 Análise de robustez

Análise de bolhas para a economia brasileira é recente, fato que aumenta as dificuldades para se dar robustez aos resultados obtidos. Alguns questionamentos em relação a esse tipo de análise são recorrentes, tais como: como identificar bolhas? O método é crível?

A fim de responder algumas dessas indagações será realizada uma análise de cointegração para os dados dos preços e aluguéis dos imóveis nos Estados Unidos no período que antecedeu a crise *Subprime*. O intuito é mostrar que o método de cointegração pode ser capaz de identificar bolhas racionais. Além disso, será realizada a análise painel-cointegrado levando em consideração apenas os estados do Rio de Janeiro e São Paulo. A escolha desses estados se deu pelos seguintes motivos: maior disponibilidade de informações para os preços das habitações e existência do índice de aluguel, não havendo necessidade de uso variáveis *proxy* para representação desse indicador e, com isso, eliminar os problemas potenciais que podem ser gerados pelo uso de variáveis *proxy*.

Na primeira etapa dessa análise investiga-se a relação preço-renda a fim de calcular os desvios dos preços habitacionais dos fundamentos. A Figura (2) mostra os preços dos imóveis e a razão preço-renda para os Estados Unidos no período de 1990 a 2007.

É possível perceber que, assim como observado no caso brasileiro, a relação preço-renda nos Estados Unidos passou a crescer muito acima do seu comportamento histórico e indica que os preços dos ativos aumentaram além



Fonte: Elaboração própria

**Figura 2:** Preço, aluguel e razão preço/renda dos imóveis dos Estados Unidos

dos valores fundamentais, sugerindo uma possível bolha no mercado imobiliário.

Na sequência foi realizada a análise de cointegração para os dados da economia americana a partir dos testes de Johansen, Engle-Granger e Phillips-Ouliaris, apresentados na Tabela A.1, presente no apêndice. Os testes sugerem que os preços das casas e aluguéis não são cointegrados, indicando que estes podem não ser conduzido pelos mesmos fatores. Em outras palavras, a análise de cointegração mostrou que a evolução de longo prazo entre os preços das casas e aluguéis apresentava um desequilíbrio no período que antecedeu a crise *Subprime*, reforçando as características de bolha e, além disso, que os preços podem não voltar aos fundamentos durante um longo período de tempo. O resultado obtido a partir dessa análise reforça os argumentos apresentados anteriormente sobre os recentes aumentos de preços nos mercados de habitação da economia brasileira.

Por fim, foi verificado se os indicativos de bolha são mantidos quando são analisados apenas os estados de São Paulo e Rio de Janeiro. Como descrito anteriormente, um dos motivos para a escolha desses estados foi a disponibilidade do índice de reajuste dos aluguéis para esses. A análise para os demais estados foi realizada a partir da decomposição do IPCA-15 para o setor de habitação, fato que pode viesar os resultados obtidos. Os resultados dessa discussão são apresentados na Tabela (5).

Percebe-se que os resultados se mantêm, indicando a ausência de uma relação de cointegração entre as variáveis, independentemente do teste de painel cointegrado, sugerindo a presença de componentes especulativos no comportamento dos preços das habitações brasileiras.

## 6 Conclusão

Neste artigo, foi apresentada uma discussão que trata da relação entre os preços das habitações e o fluxo de dividendos (aluguéis) com o propósito de verificar se há indícios de bolhas racionais nos preços das habitações dos estados

**Tabela 5:** Teste de cointegração em painel para os estados do Rio de Janeiro e São Paulo

Teste <i>within</i>	Estatística de teste	Valor crítico
Estatística - $\nu$	-0.62	2.19
Estatística - $\rho$	-0.45	2.19
Estatística - PP	-0.42	2.19
Estatística - ADF	0.19	2.19
Teste <i>between</i>		
Estatística - $\rho$	0.22	2.19
Estatística - PP	-0.01	2.19
Estatística - ADF	0.66	2.19

Fonte: Elaboração própria

brasileiros (São Paulo, Rio de Janeiro, Pernambuco, Ceará, Bahia e Minas Gerais), no período de 2008 a 2015. Para responder à questão de saber se existe bolha nos mercados habitacionais dos estados brasileiros foram adotadas duas perspectivas principais: relação preço-aluguel e a última baseada no teste de cointegração para dados em painel.

Em relação à razão preço/aluguel, foi possível verificar que os preços dos imóveis passaram a crescer a uma proporção superior aos aluguéis em todas as regiões, sugerindo que os preços das casas estão supervalorizados e, com isso, há indícios de uma bolha nos preços dos imóveis. Essa foi uma das características observadas na economia americana no período que antecedeu a crise *Subprime*.

Já a análise de cointegração apresentou resultados que estão em conformidade com os achados de Mendonça & Sachsida (2012) e Besarria (2014) para a economia agregada. Ou seja, foram encontrados indícios de bolhas nos preços das habitações no nível local. Em suma, tanto o modelo de cointegração quanto a análise da razão preço-renda dão indícios de que há uma bolha nos preços das habitações brasileiras.

## Referências Bibliográficas

- Alvarez, F. & Jermann, U. J. (2000), 'Efficiency, equilibrium, and asset pricing with risk of default', *Econometrica* pp. 775–797.
- Besarria, C. N. (2014), Bolha de ativos e os seus efeitos macroeconômicos. Recife: PIMES/UFPE, 2014, PhD thesis, Tese (Doutorado em Economia).
- Blanchard, O. J. (1979), 'Speculative bubbles, crashes and rational expectations', *Economics letters* 3(4), 387–389.
- Blanchard, O. J. & Watson, M. W. (1982), 'Bubbles, rational expectations and financial markets'.
- Bohl, M. T. (2003), 'Periodically collapsing bubbles in the us stock market?', *International Review of Economics & Finance* 12(3), 385–397.
- Breitung, J. (1999), The local power of some unit root tests for panel data, Technical report, Discussion Papers, Interdisciplinary Research Project 373: Quantification and Simulation of Economic Processes.

- Brunnermeier, M. K. (2008), 'Bubbles', *The New Palgrave Dictionary of Economics* 2.
- Caballero, R., Farhi, E. & Hammour, M. L. (2004), Speculative growth: hints from the us economy, Technical report, National Bureau of Economic Research.
- Caballero, R. J. & Krishnamurthy, A. (2006), 'Bubbles and capital flow volatility: Causes and risk management', *Journal of monetary Economics* 53(1), 35–53.
- Camerer, C. F. et al. (1989), 'Bubbles and fads in asset prices'.
- Campbell, J. Y. & Shiller, R. J. (1986), Cointegration and tests of present value models, Technical report, National Bureau of Economic Research.
- Chang, T., Chiu, C.-C. & Nieh, C.-C. (2007), 'Rational bubbles in the us stock market? further evidence from a nonparametric cointegration test', *Applied Economics Letters* 14(7), 517–521.
- Cuñado, J., Gil-Alana, L. A. & De Gracia, F. P. (2005), 'A test for rational bubbles in the nasdaq stock index: a fractionally integrated approach', *Journal of Banking & Finance* 29(10), 2633–2654.
- Dias, V. P., Diniz, É. & Issler, J. V. (2013), Non-durable consumption and real-estate prices in brazil: Panel-data analysis at the state level, Technical report, FGV/EPGE Escola Brasileira de Economia e Finanças, Getulio Vargas Foundation (Brazil).
- Diba, B. T. & Grossman, H. I. (1988), 'Explosive rational bubbles in stock prices?', *The American Economic Review* pp. 520–530.
- Evans, G. W. (1991), 'Pitfalls in testing for explosive bubbles in asset prices', *The American Economic Review* pp. 922–930.
- Farhi, E. & Tirole, J. (2011), 'Bubbly liquidity', *The Review of Economic Studies* p. rdr039.
- Froot, K. A. & Obstfeld, M. (1989), Intrinsic bubbles: The case of stock prices, Technical report, National Bureau of Economic Research.
- Gallin, J. (2006), 'The long-run relationship between house prices and income: evidence from local housing markets', *Real Estate Economics* 34(3), 417–438.
- Gilles, C. & LeRoy, S. F. (1992), 'Bubbles and charges', *International Economic Review* pp. 323–339.
- Grossman, G. M. & Yanagawa, N. (1993), 'Asset bubbles and endogenous growth', *Journal of Monetary Economics* 31(1), 3–19.
- Gürkaynak, R. S. (2008), 'Econometric tests of asset price bubbles: Taking stock\*', *Journal of Economic Surveys* 22(1), 166–186.
- Hellwig, C. & Lorenzoni, G. (2009), 'Bubbles and self-enforcing debt', *Econometrica* 77(4), 1137–1164.

Himmelberg, C., Mayer, C. & Sinai, T. (2005), Assessing high house prices: Bubbles, fundamentals, and misperceptions, Technical report, National Bureau of Economic Research.

Hurlin, C. (2004), 'Testing granger causality in heterogeneous panel data models with fixed coefficients', *Document de recherche LEO* 5.

Im, K. S., Pesaran, M. H. & Shin, Y. (2003), 'Testing for unit roots in heterogeneous panels', *Journal of econometrics* 115(1), 53–74.

Kahneman, D. & Tversky, A. (1979), 'Prospect theory: An analysis of decision under risk', *Econometrica: Journal of the Econometric Society* pp. 263–291.

Kehoe, T. J. & Levine, D. K. (1993), 'Debt-constrained asset markets', *The Review of Economic Studies* pp. 865–888.

Keiserman, B. (2009), 'Bolhas especulativas no mercado de ações: uma abordagem das finanças comportamentais'.

Kivedal, B. K. (2013), 'Testing for rational bubbles in the us housing market', *Journal of Macroeconomics* 38, 369–381.

Klyuev, M. V. (2008), *What goes up must come down? House price dynamics in the United States*, number 8-187, International Monetary Fund.

Kocherlakota, N. R. (1992), 'Bubbles and constraints on debt accumulation', *Journal of Economic Theory* 57(1), 245–256.

Leonhardt, D. (2010), 'In sour home market, buying often beats renting', *The New York Times*.

Levin, A., Lin, C.-F. & Chu, C.-S. J. (2002), 'Unit root tests in panel data: asymptotic and finite-sample properties', *Journal of econometrics* 108(1), 1–24.

Malpezzi, S. (1999), 'A simple error correction model of house prices', *Journal of housing economics* 8(1), 27–62.

Martin, A. & Ventura, J. (2010), Economic growth with bubbles, Technical report, National Bureau of Economic Research.

Martin, A. & Ventura, J. (2011), 'Theoretical notes on bubbles and the current crisis', *IMF Economic Review* 59(1), 6–40.

Mendonça, M. J. & Sachsida, A. (2012), Existe bolha no mercado imobiliário brasileiro?, Technical report, Texto para Discussão, Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA).

Mikhed, V. & Zemčík, P. (2009), 'Testing for bubbles in housing markets: A panel data approach', *The Journal of Real Estate Finance and Economics* 38(4), 366–386.

Mokhtar, S. H. (2006), Detection of Rational Speculative Bubbles in the Malaysian Stock Market, PhD thesis, Universiti Putra Malaysia.

Muth, J. F. (1961), 'Rational expectations and the theory of price movements', *Econometrica: Journal of the Econometric Society* pp. 315–335.

- Nasseh, A. & Strauss, J. (2004), 'Stock prices and the dividend discount model: did their relation break down in the 1990s?', *The quarterly review of economics and finance* 44(2), 191–207.
- Pedroni, P. (1999), 'Critical values for cointegration tests in heterogeneous panels with multiple regressors', *Oxford Bulletin of Economics and statistics* 61(S1), 653–670.
- Pedroni, P. (2004), 'Panel cointegration: asymptotic and finite sample properties of pooled time series tests with an application to the ppp hypothesis', *Econometric theory* 20(03), 597–625.
- Poterba, J. M. (1984), 'Tax subsidies to owner-occupied housing: an asset-market approach', *The quarterly journal of economics* pp. 729–752.
- Samuelson, P. A. (1958), 'An exact consumption-loan model of interest with or without the social contrivance of money', *The journal of political economy* pp. 467–482.
- Timmermann, A. (1995), 'Cointegration tests of present value models with a time-varying discount factor', *Journal of Applied Econometrics* 10(1), 17–31.
- Tirole, J. (1985), 'Asset bubbles and overlapping generations', *Econometrica: Journal of the Econometric Society* pp. 1071–1100.
- Von Neumann, J. & Morgenstern, O. (1945), 'Theory of games and economic behavior', *Bull. Amer. Math. Soc* 51(7), 498–504.
- Wang, P. (2000), 'Market efficiency and rationality in property investment', *The Journal of Real Estate Finance and Economics* 21(2), 185–201.
- Wang, P. & Wen, Y. (2012), 'Speculative bubbles and financial crises', *American Economic Journal: Macroeconomics* 4(3), 184–221.
- Werner, J. (2014), 'Rational asset pricing bubbles and debt constraints', *Journal of Mathematical Economics* 53, 145–152.
- Wickens, M. (2012), *Macroeconomic theory: a dynamic general equilibrium approach*, Princeton University Press.
- Wu, Y. et al. (1997), 'Rational bubbles in the stock market: accounting for the us stock-price volatility', *Economic Inquiry* 35, 309–319.
- Xu, X. et al. (2014), 'Is there a bubble in chinese housing market? empirical study on chinese major housing markets'.

## Apêndice A

**Tabela A.1:** Testes de cointegração linear para os preços e aluguéis dos imóveis americanos no período pré-crise *Subprime*

		<i>Johansen</i>				<i>Engle-Granger</i>		<i>Phillips-Ouliaris</i>	
	Autovalor	Autovalor máximo	Traço	Traço (95%)					
0	0.11	-7.78	7.91	15.41	Est. teste	-2.16	Est. teste	-2.65	
1	0.001	0.12	0.12	3.84	Valor crítico	-3.42	Valor crítico	-3.42	

Fonte: Elaboração própria



## EVIDENCE OF DISCRIMINATION BY PREFERENCE IN BRAZIL

GUILHERME HIRATA\*

### Resumo

Este artigo testa implicações do modelo de discriminação por preferência de Becker (1957). Utilizando dados brasileiros, rejeita-se a hipótese de que o hiato salarial entre brancos e negros seja determinado pelo nível médio de discriminação. Os resultados mostram que o hiato está relacionado ao grau de discriminação do empregador marginal, isto é, aquele que mais discrimina entre os que contratam negros. Além disso, os resultados estão de acordo com a previsão de que o hiato salarial é maior em lugares com maior proporção de negros no mercado de trabalho, ou seja, onde há mais interação social entre raças.

**Palavras-chave:** Discriminação racial; Hiato salarial; Modelo de discriminação do empregador; Brasil

### Abstract

This paper tests Becker's model of preference discrimination. Using Brazilian data, we reject the hypothesis that the black-white conditional wage gap is determined by the average degree of employers' prejudice. Instead, we show that the racial wage gap is related to the degree of prejudice of the marginal employer, i.e., the employer who most discriminates among those who hire blacks. We also found that the wage gap is positively correlated with the proportion of blacks in the labor market, which means that blacks are more discriminated where there is more social interaction among races.

**Palavras-chave:** Racial discrimination, Racial wage gap, Employer's discrimination model; Brazil

**JEL classification:** J31, J71, J78

**DOI:**<http://dx.doi.org/10.1590/1413-8050/ea153368>

---

\* IDados. E-mail: [guilherme@idados.org.br](mailto:guilherme@idados.org.br)

## 1 Introduction

A national representative survey conducted by the Brazilian National Statistics Office (IBGE) in 2008 shows that 71% of respondents believe that race influences labor relationships, while only 40% think the same for marriage<sup>1</sup>. Although specific to the Brazilian context, this finding reveals that personal attributes unrelated to productivity may be a determinant of the persistence of the racial wage gap at the beginning of the twenty-first century. This paper tests this hypothesis by testing two implications of Becker's (1957) employer's discrimination model using Brazilian data. According to the model, given the distribution of preferences for discrimination, the higher the proportion of the minority to the majority, the larger the wage gap will be. The second prediction states that the average degree of prejudice among employers is not a key determinant of the racial wage gap; what matters is the degree of prejudice of the "marginal employer", i.e, the employer who most discriminates against blacks among those who hire blacks.

The racial wage gap conditional on observable characteristics has been attributed to discrimination for decades. The main reason is that the term related to the fixed effect of race in Mincerian equations remains relevant in regression estimates even with the availability of more accurate information and the improvement of econometric methods to deal with sample selection and other related issues. Because of that, there is still a debate in the literature about the extent to which that fixed effect term reflects discrimination in the labor market.

In recent years, the literature focused on the study of the characteristics typically excluded from wage equations that may lead to differences in the labor market (Fryer 2011, Bertrand 2011). This approach aims to reveal the portion of the wage gap that is due to unobservable productive characteristics and, therefore, cannot be attributed to discrimination. Quality of education, effective market experience, risk aversion and investments in early childhood cognitive and non-cognitive skills are some of the main factors considered responsible for differences in pay and other outcomes as the unemployment rate, for example between blacks and whites (Neal & Johnson 1996, Card & Krueger 1992, Carneiro et al. 2003).

On the other hand, direct evidence of market generating these differences instead of just reproducing them is relatively scarce. Consistent with statistical discrimination model (Phelps 1972), List (2004) finds evidence of discrimination against minorities (blacks and women) in an experiment in the sports cards market, in which the minority receives lower offers when trying to sell their cards, and larger when they want to buy. Bertrand & Mullainathan (2004) document that, after sending virtually identical fake CVs to media companies, those whose names were more associated with white people received more call backs for interviews than CVs with names associated with blacks.

It could be argued that evidences of statistical discrimination just corroborate the view that the market only reproduces inequalities because they are based on employers' beliefs, not preferences. Evidences of discrimination by preference are presented by Goldin & Rouse (2000) and Anwar et al. (2012).

---

<sup>1</sup>Pesquisa Características Étnico-Raciais da População (Racial-Ethnic Characteristics of the Population Survey), 2008.

Goldin and Rouse show that the women's probability of success at each stage of selection of musicians for the five major orchestras in the USA increased substantially after the introduction of a process in which referees had no visual contact with candidates. Anwar et al. (2012), analyzing criminal trials in the USA, report that juries composed of whites only condemn blacks more often than whites, and that this difference is eliminated when there is at least one black person among jury members. However, although such studies report results in line with a model of discrimination by preference, they have no direct relationship to the labor market in general, and to the wage gap in particular.

Becker's employer discrimination model explains the mechanism through which the employer's prejudice against minorities may cause wage differentials between majority and minority groups in the labor market. Despite the impact on the economic theory this model caused at the time it was published, empirical studies walked toward the analysis of non-observable characteristics, as evidenced above. Only a few years ago there was the first attempt to empirically test the specific predictions of Becker's model, by Charles & Guryan (2008). The authors found evidence that racial discrimination by preference is responsible for about a quarter of the observed wage gap between white and black men in USA. Hjort (2014) analyzes a production of packaging flowers in Kenya, where there are several teams with three workers each, in which a supplier (upstream worker) distributes material for two processors (downstream workers). The author shows that when the supplier's ethnicity is different from at least one of the processors', the former distributes less flowers to the processor of distinct ethnicity, leading to a reduction in the team's output, which causes a reduction in payment for all team members, including the supplier.

In order to test the aforementioned predictions of the model, we implement a methodology similar to Charles & Guryan (2008). From the 2010 Census microdata, we first estimate the racial wage gap for each Brazilian microregion through a Mincerian equation at the individual level. A microregion, our definition of local market, is defined by IBGE as a set of geographically nearby integrated municipalities. In a second stage, at the microregional level, the estimated wage differentials are regressed on the proportion of blacks and prejudice measures. Because Brazil is a developing country with a highly regulated market, the effects are potentially different from those discussed by Charles & Guryan (2008) for USA. More importantly, Brazil is a highly mixed society and offers a distinct perspective to study and better understand the consequences of racial discrimination and the meaning of the expression "Racial Democracy", that was used to describe Brazilian society during several decades in the twentieth century (Jaccoud 2008).

The measures of preference for discrimination are obtained from a prejudice distribution for each microregion. The *Ações Discriminatórias no Âmbito Escolar* survey (Discriminatory Actions in the School Survey, 2008) provides the information necessary for the construction of an individual prejudice index which, in turn, is used to recover the distribution of preference for discrimination. This survey investigates the incidence of prejudice and discriminatory behavior against blacks (and women and poor among others) in Brazilian public schools. With that distribution at hand, we are able to get any of its moments. It is assumed that the distribution recovered from this survey is representative of the propensity of employers to discriminate against blacks

in each microregion. In general, the results confirm the theoretical predictions tested. In particular, using our preferred specification - an increase of 10 percentage points in the proportion of blacks in the labor market - results in a 14% increase in the black-white conditional wage gap. Therefore, there is more discrimination against blacks in localities where there is higher interaction between blacks and whites, a result that challenges the label "Racial Democracy" attached to Brazilian society, at least regarding economic relationships. Our findings also show that, as predicted by the model, the average discrimination does not have a role in the determination of the racial wage gap. On the other hand, an increase of one standard deviation in the marginal employer discrimination index increases the conditional wage gap by 27%.

We also show that unobserved productivity characteristics are not driving our results. Assuming that access to public goods reduces the differences between blacks and whites in terms of quality of health and education, when we control for access to public goods, the impact of the marginal employer prejudice on the racial wage gap remains practically constant.

This paper is divided into five sections besides this introduction and the final remarks. The next section discusses some racial aspects in Brazil, highlighting the social context in which this paper is inserted. In Section 3, we briefly discuss the model of discrimination by preference. Section 4 provides information on data sources, performs a descriptive analysis, and discusses the methods used to recover the distribution of racial prejudice. The empirical strategy is the subject of Section 5, followed by the discussion of the results.

## 2 Racial aspects in Brazil

Brazil is a highly race-mixed society. Centuries ago, whites (Europeans), blacks (slaves) and natives gave rise to an "intermediate" race called *pardos* (in English, both mixed and brown could be used to identify them). A black-native descendant might be considered *pardo*, as well as a white-native descendant or a black-white one.

Nevertheless, despite being a racial category officially used by the government and other agencies for registry and survey purposes, *pardo* is a word that sounds a little bit unnatural and suffers some rejection by the population. It is not uncommon for people to use the word *moreno* (brunette) instead. The problem is that virtually everyone can be attached to or self-report as *moreno*. For example, a German descendant person could be considered *moreno* because their hair is black, but they would hardly be called *pardo*. On the other hand, a person who would be considered black in the USA because of their skin tone could also self-report as *moreno*.

The 1976 National Household Survey (PNAD), surveyed by IBGE, included a spontaneous-response question about the interviewee's color or race in addition to the induced one. The induced categories are white, black, yellow (Asian), brown and native. About 57% of spontaneous responses are four of the induced categories (white, black, yellow, brown). On the other hand, 38% are concentrated in other three categories: *moreno* (brunette), *moreno claro* (light brunette) and *clara* (this last one could be translated as lighter brunette). When comparing induced responses to spontaneous ones, 66% of browns reported they were brunette. Not surprisingly, though, 14% of whites and 33% of blacks did the same. Therefore, most of brunettes do not want to be viewed

as brown, a non negligible share of blacks prefer to be considered brown, and some whites do not want to be white <sup>2</sup>.

Although the same induced categorization was maintained for several waves in IBGE surveys, Schwartzman (1999) notes that older cohorts are more likely to self-report as white than younger cohorts. The decrease in the percentage of whites comes with a proportional increase in the percentage of browns and no change in the percentage of blacks. This indicates that the rejection of the white category by young people has more to do with identity than with miscegenation of the population, since in the latter case a decrease in the proportion of blacks would also be observed. Something similar occurred in the USA. Nix & Qian (2015) report that 20% of black men “passed” as whites during the 1880-1960 period, probably motivated by better social, political and economic opportunities. Antman & Duncan (2015) present evidence from more recent years (1997-2011). They found that individuals who benefited from affirmative action policies in the USA are 30% less likely to identify with their minority groups after the policy is banned.

In this context of this paper, what matters is how the employer sees the workers. Would a white employer who self-reports as brunette consider a brown or black worker who does the same as her equal? This question has no easy answer, but is crucial in all racial studies related to discrimination by preference. In Brazil, for example, it is very important because the definition of minority becomes a little bit awkward when browns are considered part of the minority along with blacks. In 2013, according to PNAD, blacks represented 8% of the population, while browns represented 45%; Asians and natives did not reach 1%. Thus, the minority group would actually account for more than half of the population because brown people are a very large group<sup>3</sup>. Because browns and whites are very different groups in terms of socioeconomic indicators (see Table A.1 in the appendix based on Census 2010), it is probably not accurate to consider browns as part of the majority group<sup>4</sup>. Thus, in Brazil, “minority” is a term less related to size and more related to socioeconomic characteristics. Accordingly, in the following sections of this paper, unless when explicitly indicated, the words “black” and “minority” refer to individuals who declare themselves as black, brown, native, brunette and other related terms<sup>5</sup>.

The expression Racial Democracy to describe the Brazilian society was created in a period where the existence of prejudice against blacks was rejected by some researchers (Osorio 2008). The upward mobility of browns was considered proof that there was no prejudice. According to this view, browns who ascended in society were distant from slavery (abolished in 1888) in terms of ancestors, and, due to the country’s economic development, it was only a

---

<sup>2</sup>Unfortunately, to the best of our knowledge, the PNAD 1976 is the only survey that implemented this type of question. Of course, the scenario described might be different today.

<sup>3</sup>Kreisman & Rangel (2015), using NLSY97 data that allow the survey interviewers to classify interviewees in a scaled measured skin tone, show that white interviewers tend to classify a black interviewee as darker black than black interviewers. Therefore, the proportion of blacks according to blacks in that country is probably different from the official statistic.

<sup>4</sup>Still, there may be some controversy. Osorio (2003) discusses the IBGE system for races and calls attention to the “social variation of color” issue, where social ascension can create a “whitening” effect.

<sup>5</sup>IBGE surveys used in this paper always adopt the five induced self-reported categories mentioned above. In the Discriminatory Actions in the School survey it is possible to choose brunette and mulatto in addition to those five.

matter of time for the same to occur with “darker blacks”, who had closer ancestors in slavery. In this sense, there would only be some sort of “class prejudice without racial prejudice”. At the time the expression was created in the 1940s and 1950s, social classes and racial groups defined pretty much the same population groups, and there was almost no competition between whites and blacks for positions in the labor market.

More recently, this view was challenged. The success of Italian immigrants in comparison to the stagnation of blacks in the first half of the twentieth century is considered an example of how discrimination prevented the rising of blacks. In spite of being poor or not, Italians were able to integrate into society, either through acceptance in restricted-to-white clubs, or through marriage with Brazilians. Later, in addition, despite the economic growth in the 1970s, the persistence of racial inequality suggested that discrimination was stronger than previously thought and that only the political action of blacks could lead to equalization (Osorio 2008).

This sociological view is related to the idea that the market only reproduces inequality. However, in the economic literature, it was precisely the focus on this concept that led the idea of prejudice preventing the rising of blacks to lose empirical support. Among other features not necessarily related to labor market, such as risk aversion, it would be a matter of investment in cognitive and non-cognitive abilities to reach a less unequal society. Nevertheless, the persistence of the racial wage gap in several countries in the twenty-first century suggests that there is some component in the determination of the wage gap that is unrelated to skill formation. The next section presents the mechanism through which an employer’s preference for discrimination can lead to a wage differential by race.

### 3 Employer’s discrimination model

The theoretical framework to support empirical analysis is the model of employer’s preference discrimination developed by Becker (1957). The model assumes the existence of two groups in a given population or local market. One group is the majority ( $A$ ), and the other is the minority ( $V$ ). The size of each group is fixed and they both supply labor inelastically. Only  $A$  members can be employers and there is no entry in the product market. Let’s assume that  $A$ ’s and  $V$ ’s are perfect substitutes in a production function that depends only on labor. Every employer has a discrimination coefficient,  $d \geq 0$ , indicating the monetary value of the disutility of interacting with minority members: higher values mean higher prejudice. Let’s assume that  $d$  is distributed according to  $H(d)$ .

The employer’s problem is to choose the number of employees of each group  $L_A$  and  $L_V$  that maximizes his utility  $U_E$ . This utility is given by a combination of profit and disutility of interacting with the minority:

$$U_E = F(L_A + L_V) - w_A L_A - w_V L_V - w_V d L_V \quad (1)$$

where  $w_k$  is the wage of  $k = A, V$ .

The first order conditions indicate that the number of workers of each group the employer hires in equilibrium,  $L_A^*$  and  $L_V^*$ , should be such that

$$F_{L_A^*} \leq w_A, \quad \text{with equality if } L_A^* > 0 \quad (2)$$

$$F_{L_V^*} \leq w_V(1+d), \quad \text{with equality if } L_V^* > 0. \quad (3)$$

That is, if the disutility of the employer is such that  $w_A < w_V(1+d)$ , the employer hires only  $A$ 's. If, on the other hand, we have  $w_A > w_V(1+d)$ , only  $V$ 's are hired. In this sense, market forces induce minority members to be hired by employers who do not discriminate or discriminate less, while the  $A$ 's are hired by employers with greater discrimination coefficients. For some employer, the "marginal" employer, the following condition must hold:

$$w_A^* = w_V^*(1+d^*). \quad (4)$$

The marginal employer, therefore, is the one with the highest coefficient of discrimination that hires workers belonging to the minority group, i.e., he is the employer who is indifferent between hiring workers from minority or majority groups. Consequently,  $d^*$ , the discrimination coefficient of the marginal employer, corresponds to the wage gap between  $A$ 's and  $V$ 's in equilibrium. If  $d^* = 0$ , there is no wage gap in the labor market even if there exist employers with  $d > 0$  in the product market. This implies, counter-intuitively, that the employers' average discrimination is not relevant to the determination of the wage gap. That is, even though 90% of employers would discriminate against  $V$ 's, if the  $V$ 's were all hired by employers who do not discriminate ( $d^* = 0$ ), there is no wage differential between  $A$ 's and  $V$ 's in this economy. This is the main prediction of the Becker's model.

The sorting mechanism mentioned above is the mechanism through which who will be the marginal employer is defined. Thus, the identity of the marginal employer depends on the relative size of the  $V$  population and on the distribution of the discrimination coefficient among employers. Given the distribution of prejudice, the higher the proportion of minority to the majority, the higher the probability is that the minority will be absorbed by an employer with a higher coefficient of discrimination. To illustrate this, under decreasing returns to scale, suppose there are ten employers who hire one worker each, and there is only one black worker in the labor market. According to the model, this black worker will be hired by the least discriminating employer. Now, suppose that there are two black workers. All else being equal, the marginal employer is now the second who least discriminates against blacks. Therefore, if the coefficient of discrimination of this second employer is higher than the first one, the increase in the proportion of black workers leads to an increase in the wage gap.

The distribution of prejudice may also be relevant in determining the wage gap through the marginal employer. If there is an increase in prejudice against blacks, the coefficient of discrimination of the marginal employer will increase, causing the racial wage gap to be higher. Notice that the identity of the marginal employer does not change. On the other hand, if the proportion of blacks changes, the identity of the marginal employer will also change.

In summary, the model generates two main predictions to be tested empirically in this paper. The first one is that the higher the proportion of the minority in the labor market, the larger the wage gap between the majority and the minority tends to be. The second one is that the relevant factor in determining the wage differential is the degree of prejudice of the marginal employer, not the mean degree of prejudice among employers.

## 4 Data and Descriptive Analysis

### 4.1 Data sources

This paper has two main data sources. The first one is the Ações Discriminatórias no Âmbito Escolar survey (Discriminatory Actions in the School, hereinafter called ADAE), conducted jointly by the National Institute of Educational Studies (INEP), a government agency under the Ministry of Education and Culture (MEC), and the Institute of Economic Research Foundation of the University of São Paulo (FIPE-USP). The main objective of the ADAE survey is to investigate the incidence of prejudice and discriminatory behavior by race, gender and socioeconomic condition, among others in Brazilian public schools. The survey had a predetermined target: students in the 7th or 8th grade of elementary school, or in the 3rd or 4th grade of high school. To conduct the survey, 501 schools from all over the country were randomly selected, with selection probability proportional to the number of student enrollments following three strata: geographical regions (North, Northeast, South, Southeast and Center-West), location area (urban or rural), and course modality (regular or adult education). In each selected school, a class was randomly selected among the targeted ones. All students from the selected class were interviewed, as well as their Portuguese and Math teachers. Additionally, two parents and two staff members were interviewed. Unfortunately, it is not clear how these individuals were selected. All we know is that the parents should have their son or daughter enrolled in the selected class. Thus, they are not necessarily the mother and the father of a given student. Finally, the school's Principal was also interviewed. The sample contains 18,599 observations distributed in 353 municipalities.

The ADAE questionnaire has, among others questions, 18 statements (listed in the appendix) related to preference for racial discrimination. They either compare whites and blacks directly, or describe some aspect about blacks. Individuals are asked to choose one of four levels of agreement regarding the proposed statements: strongly disagree, somewhat disagree, somewhat agree or strongly agree. For example, the respondent is asked to choose the alternative that best indicates his level of agreement regarding the statement "In general, whites study harder than blacks".

As will become clear below, we use ADAE sample to construct the distribution of prejudice for each locality. Due to the reduced number of observations in a large number of municipalities from the sample (68% with less than 40 observations), a local market is defined here as a set of geographically nearby integrated municipalities, denominated microregion by IBGE. In total, the 353 municipalities are distributed into 230 microregions. This will be the main unit of analysis of the paper.

The second main data source is the microdata from the 2010 Demographic Census, conducted by IBGE. This survey allows us to estimate wage differentials between whites and blacks for each local labor market. The Census sample consists of men between 25 and 60 years of age who live in one of the 230 microregions from the ADAE sample, whose occupation is not self-employed or employer, who work at least 30 hours per week and receive positive wage.

We use other data sources to construct control variables in order to isolate local microregional effects potentially associated with the variables of interest, the prejudice measures described below. Thus, we use information from

2008 School Census (to assess the number of public schools) and 2007 Ideb (a Quality of School Index, elaborated by INEP). Also, we use local development indicators: the 2000 Municipal Human Development Index IDH-M jointly elaborated by the United Nations Development Programme (UNDP) in Brazil, the Institute for Applied Economic Research (IPEA), and João Pinheiro Foundation; and a health development index, elaborated by FIRJAN<sup>6</sup> using public data. Finally, the 2010 Census is used in the construction of the Gini index (measuring household income inequality). All databases used in this paper are public and available for download.

## 4.2 Samples characteristics

In this paper, it is assumed that the ADAE sample is an employers' representative sample. Table 1 shows the ADAE sample characteristics. Most of the respondents live in urban areas, women are overrepresented, and, because 81% of the respondents are students, the mean age is around 24. The average years of schooling (7.3) is higher than the average schooling for the entire population in Brazil (5, according to PNAD 2008). In this table, we separate blacks from browns. Thus, 4.3% of the respondents self-reported themselves as blacks, while almost 60% declared to be brown (*pardo*), *moreno*, mulatto or native<sup>7</sup>. Considering brown as part of the minority, the proportion of blacks in the sample, 63%, is higher than the mean in the Brazilian population (around 53%).

**Table 1:** Characteristics of ADAE sample

	mean	s.d.
Urban	0.957	0.203
Woman	0.597	0.490
Age	23.7	12.4
Years of schooling	7.3	2.6
White	0.369	0.483
Black	0.043	0.202
Brown	0.588	0.492
Type of interviewee		
Students*	0.811	0.391
Students at school age**	0.552	0.497
Observations		18599

Source: Discriminatory Actions in the School (ADAE) survey, 2008. White includes Asians. Brown includes all races but whites and blacks. \* Students include regular-elementary, regular-high school, adult-elementary and adult-high school. Non-students include parents, School Principal, teachers and staff members. \*\* Students enrolled in regular-elementary and regular-high school courses.

<sup>6</sup>Federation of Industries of State of Rio de Janeiro.

<sup>7</sup>Native includes indigenous people as well as white-native (*caboclo*) and black-native (*caçuso*) descendants. They represent 2% of the sample.

In Brazil, employers are mainly men (73%) and have the highest average levels of education among all positions in occupation (9.7 years of schooling, PNAD 2008). Therefore, there is a concern related to the representativeness of the ADAE sample. As mentioned before, the sample comes from public schools, which means there could be little correspondence between the sample and the employer population in several socioeconomic aspects. Nevertheless, it is not necessary that the sample be strictly representative of employers. At first, all we need is that individuals in the ADAE sample exhibit similar discriminatory behavior one would expect employers to have. If prejudice and discriminatory behavior are disseminated in the society, this will probably be the case. Unfortunately, there is no way to test this assumption. However, one can assert that if the marginal discriminator's index of prejudice (see below) provided by ADAE sample is higher than the true parameter in all microregions (which basically means that the sample would produce a more prejudiced marginal employer than the population), then we will probably have a higher correlation between the index of prejudice and the racial wage gap than one would expect with a representative sample. We are going to argue that this is not the case, and that it would be very difficult to rationalize our results if the representativeness assumption is violated.

### 4.3 Index of Discrimination

As discussed in Section 3, in order to test Becker's model, it is necessary to recover some moments of the distribution of employer's prejudice. The first step in this direction is obtaining an individual index of prejudice. From this index, we can construct the distribution of prejudice for each microregion, and hence, assess any of its moments.

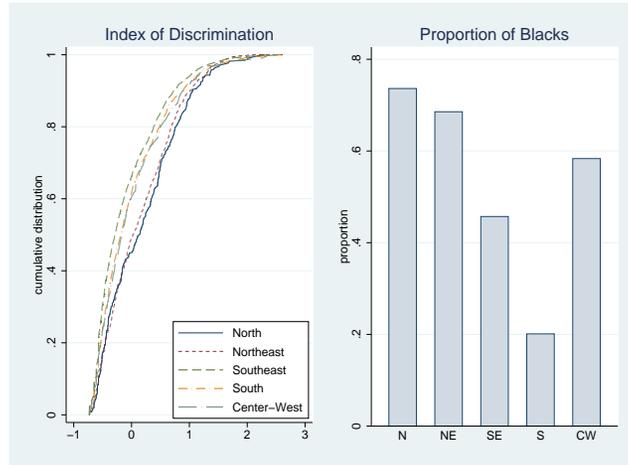
The individual Index of Discrimination,  $ID_i$ , based on Charles & Guryan (2008), is generated from the respondents evaluation about the ADAE statements mentioned above. To transform qualitative variables into quantitative ones, we adopt the simplest possible way: for each question, values 1 to 4 are assigned to each response, with 1 being "strongly disagree" and 4, "strongly agree". Performing this way, higher values are associated with more discrimination. The  $ID_i$  is equal to the average of the normalized variables, i.e.

$$ID_i = \frac{1}{Q_i} \sum_{q=1}^{Q_i} \frac{X_{iq} - \bar{X}_q}{sd(X_q)} \quad (5)$$

where  $Q_i$  is the number of statements evaluated by the respondent  $i$ ,  $X_{iq}$  is the observed response of individual  $i$  to the statement  $q$ , and  $\bar{X}_q$  and  $sd(X_q)$  are the average of  $X_{iq}$  and its standard deviation for the statement  $q$  across  $i$ . The index values do not have a meaningful quantitative interpretation; only indicate that the higher the value, the more prejudiced is the individual. Ranking this index across individuals within each micro-region recovers the distribution of prejudice for each micro-region.

Figure 1 shows the regional differences of racial prejudice and the composition of the population. It is one can see the cumulative distribution of the discrimination index. It is observed that the North appears more prone to discrimination against blacks, followed by the Northeast. The Southeast, in its turn, is the geographical region less prone to discrimination. On the right side of the figure, the proportion of blacks by macro-region is presented.

Generally speaking, prejudice and proportion of blacks seem to be positively correlated.



**Figure 1:** Cumulative distribution of the Index of Discrimination and Distribution of the proportion of blacks by macro-region

Table 2 investigates the relationship between personal attributes and prejudice at the individual level using the ADAE sample. In addition to the controls shown in the table, all regressions include dummies for states and groups of interviewees<sup>8</sup>. Column (1) presents a regression of the index of discrimination on individual characteristics. Women and more educated people discriminate less. Although our sample is composed of less educated people than employers are, they are more educated than average, and will be even more educated when the students, who represent 81% of the sample, finish school. In addition, it is possible that we have a less prejudiced sample because women are overrepresented (remember that a large share of employers is male). Thus, if the representativeness assumption were violated, our measures of prejudice would probably capture less prejudice than we truly have among employers.

In Table 2, we separate blacks from browns again. Whites discriminate more against blacks than blacks and browns. On the other hand, column (1) shows that even among non-whites there is some room for discriminatory behavior, since browns discriminate more than blacks. This distinct behavior among non-whites is documented by Kreisman & Rangel (2015) in a different context for the US, where darker black NLSY1997 survey interviewers tend to classify blacks as lighter blacks than whites. Because the share of whites in the ADAE sample is less than this share among employers, and because whites discriminate more against blacks, again, we might be pushing the degree of prejudice of the potential marginal discriminator toward zero with this sample.

The same association between the index of prejudice and individual characteristic can be seen in the remaining columns of Table 2. Each of them

<sup>8</sup>Parents, principals, teachers, staff members and courses.

shows the regression coefficients for the dependent variable resulting from a specific statement. In column (5), for example, the statement is "Blacks have gotten more than they deserve". According to the results, women agree less with this statement than men. The same goes for "Whites are more evolved" in column (3).

Comparing to the results reported by Charles & Guryan (2008) for the US, more educated people also discriminate less in that country. On the other hand, there is a difference in relation to the behavior of men and women. Depending on the statement, men can discriminate less in the US. While it is clear that these country differences may result from distinct questions and sample composition of the surveys, the fact is that just as in the United States, where racial segregation officially existed until a few decades ago, in Brazil, where some people claim there exist a Racial Democracy, there is a clear pattern in preferences for discrimination as well. We are going to argue that this pattern reaches the labor market, influencing the outcomes.

**Table 2:** Discrimination and Individual Characteristics – ADAE sample

	Index of Discrimination	Whites enjoy study more than Blacks do	Whites are more evolved than Blacks	Whites are superior to Blacks	Blacks have gotten more than they deserve	Blacks should try to be like Whites
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Brown	-0.030*** (0.011)	-0.076*** (0.021)	-0.054*** (0.020)	-0.002 (0.020)	-0.004 (0.019)	-0.042** (0.020)
Black	-0.132*** (0.027)	-0.227*** (0.043)	-0.184*** (0.044)	-0.088* (0.049)	-0.106** (0.047)	-0.183*** (0.047)
Woman	-0.176*** (0.011)	-0.223*** (0.019)	-0.186*** (0.019)	-0.154*** (0.019)	-0.178*** (0.019)	-0.206*** (0.019)
Age	-0.000 (0.001)	-0.000 (0.001)	0.002* (0.001)	-0.002* (0.001)	-0.003** (0.001)	0.005*** (0.001)
Schooling	-0.030*** (0.004)	-0.031*** (0.007)	-0.033*** (0.007)	-0.028*** (0.006)	-0.034*** (0.007)	-0.037*** (0.007)
Urban	-0.066** (0.029)	-0.081 (0.054)	-0.007 (0.054)	-0.091 (0.058)	-0.086* (0.052)	-0.092* (0.052)
Obs.	18,114	18,054	18,059	17,98	18,023	18,027
R-squared	0.109	0.040	0.046	0.059	0.051	0.048

Note: Robust standard errors in parenthesis. \*\*\* $p < 0.01$ ; \*\* $p < 0.05$ ; \* $p < 0.10$ . All regressions include dummies for states and groups of interviewees (parents, principals, teachers, staff members, and course modalities-grades combination).

#### 4.4 The marginal discriminator

According to Becker's model, it is not the average discriminator that determines the wage gap, but rather the marginal one. In order to test the model it is necessary to obtain the discrimination coefficient of the marginal employer for each micro-region. Following Charles & Guryan (2008), we define the marginal discriminator as the one who is located at the percentile of the distribution of the discrimination index equal to the proportion of blacks in the respective micro-region. This idea comes from the theoretical model. According to the model, under other specific conditions, if all employers hire the same number of employees and the sorting mechanism is at work, the proportion of employers who hire blacks would be equal to the proportion of blacks. In other words, if in the city of São Paulo it is estimated that 15% of the population is black, then the coefficient associated with the individual located at the 15th percentile of the distribution of the discrimination index for

São Paulo is considered the coefficient of the marginal discriminator. Strictly speaking, for this procedure to identify the marginal employer it would be required that employers were a random sample of the general population in terms of discrimination and each hired the same number of workers.

Besides the marginal employer index, the average and other moments of the distribution are also needed not only for control purposes but also to assess robustness of the results and test alternative hypotheses. Specifically, variables that indicate the coefficients of discrimination for individuals located at the 10th, 50th and 90th percentiles of the distribution of prejudice for each micro-region are used, following Charles and Guryan's strategy.

#### 4.5 Descriptive analysis

Table 3 presents descriptive statistics at the microregion level for the main variables used in the paper. It is observed that the conditional wage gap between whites and blacks is -0.091 log points, i.e., blacks earn about 91% of whites' mean wage on average. This number comes from the first stage of the empirical strategy described in the next section, and was estimated using 2010 Census microdata.

**Table 3:** Descriptive statistics at the micro-region level

	mean	s.d.
Conditional wage gap	-0.091	0.105
Black	0.543	0.214
Average Prejudice	0.013	0.196
Marginal Prejudice	-0.006	0.452
10th percentile	-0.580	0.083
50th percentile	-0.107	0.249
90th percentile	0.775	0.324
Public schools per 10,000 inhab.	14.9	13.4
Ideb 2007	3.518	0.611
IFDM-Health	0.768	0.102
IDH-M	0.733	0.082
Gini household income	0.543	0.061
ADAE-Obs. per microregion	80.7	112.3
Observations	230	

Note: Conditional wage gap estimated in the first stage using 2010 Census microdata sample composed of men 25-60 years-old, who are neither employer nor self-employed, worked at least 30 hours per week and received positive wage.

The variable Black indicates the percentage of blacks in each microregion. As one can see, more than half of our sample is black, since we are considering browns as minority. The variable Average Prejudice indicates the average of  $ID_i$  (coefficient of discrimination) across individuals in each microregion. The variable Marginal Prejudice refers to the discrimination coefficient associated with the marginal employer. The number in the table is the mean index of the individuals located at the percentile associated with the proportion of blacks in the microregion. On average, the marginal employer is located at the 54th percentile of the prejudice distribution. Because Marginal Prejudice is less

than Average Prejudice, the set of “marginal employers” is less prejudiced than the population, which is consistent with what one would expect from an employer’s representative sample.

The next three variables contain the discrimination coefficient for each indicated percentile. Thus, both the average level of discrimination and the discrimination of the marginal employer are below the median of the distribution of prejudice.

In Table 3 we also have the variables used to control for possible confounding factors, which will be explained below. The (log of) number of public schools per ten thousand inhabitants is used to control for access to education. To control for quality of education, we use the 2007 Ideb<sup>9</sup>. It combines student performance and flow rates for 5th and 9th grades of Elementary School and 3rd grade of High School, and higher values indicate better quality. To control for quality of health, we have the IFDM-Health index<sup>10</sup>, which combines information related to prenatal consultancy, deaths by undefined causes, and children deaths by avoidable causes. Again, higher values mean better quality of health. Finally, in addition to a measure for local inequality (the Gini index for per capita household income), we have a proxy for local development: the municipal Human Development Index (IDH-M)<sup>11</sup>.

Table 3 also shows that the ADAE’s average number of observations used to calculate the discrimination index by microregion is approximately 81. Thus, for some microregions, there may be some difficulties in finding a percentile that matches the exact percentage of blacks in the population.

## 5 Empirical strategy

The empirical exercise is to analyze the relationship between the racial wage gap on the one side, and the proportion of blacks and measures of prejudice on the other. Following Charles & Guryan (2008), we adopt a procedure in two stages by OLS. Because discrimination measures are defined at the microregion level, we first estimate the conditional wage gap for each location, using a regression at the individual level. Then, the estimated wage gaps become the dependent variable in the second stage, estimated at the microregional level. This second regression is actually a WLS, as we weight observations by the precision of the first stage estimates of the dependent variable, i.e, by the inverse of the standard errors. Each microregion, which is a set of integrated municipalities geographically near each other, is interpreted as a local market with relatively homogeneous socioeconomic and productive characteristics.

To estimate the wage differential in each micro-region, we use the Mincerian equation below:

$$\ln(wage)_i = \alpha + \sum_j \delta_j race_i \times microregion_j + \gamma' X_i + \epsilon_i \quad (6)$$

<sup>9</sup>Índice de Desenvolvimento da Educação Básica (Index of Development of Basic Education).

<sup>10</sup>The FIRJAN Index of Development of Health.

<sup>11</sup>This is the Brazilian municipal version of the well-known Human Development Index. To obtain an index to the micro-regions, we compute the average IDH-M for the municipalities in each micro-region weighted by the population size. The same procedure was applied to the FIRJAN Health Index.

where *wage* is the hourly wage of individual *i*, *race* is a dummy for blacks, *microregion<sub>j</sub>* is a dummy for the micro-region *j*, *X* is a vector of control variables including dummies for age ranges, schooling and micro-regions, and  $\epsilon_i$  is the error term. Note that the dummy for blacks is always interacted with the dummies for micro-regions. Then  $\delta_j$  refers to the black-white wage gap in the micro-region *j*.

Once we have the estimated vector  $\widehat{\delta}$ , it becomes the dependent variable in the second stage according to the following equation estimated at the micro-region level:

$$\widehat{\delta}_j = \mu + \beta'Z_j + \lambda'W_j + v_j \quad (7)$$

where *Z* is a vector whose elements vary according to the exercise performed, and may include the average discrimination index, the proportion of blacks, the index for the marginal discriminator, and the percentiles of the prejudice distribution. Because  $\widehat{\delta}_j$  is composed of coefficients of dummies indicating blacks, their values are generally negative: the closer to zero, the smaller the estimated black-white wage gap. Therefore, it is expected that the main variables of interest included in *Z*, namely the proportion of blacks and the variable *Marginal Prejudice*, are inversely related to  $\widehat{\delta}_j$ . An increase in the proportion of blacks, for example, is expected to be associated with a higher wage differential between blacks and whites, which implies a negative coefficient.

In addition to dummies for geographical regions (North, South, Southeast, Northeast, Center-West), the vector *W* includes controls to capture unobservable direct effects of public goods provision on the wage gap, which could be confounded with the impact of variables in the vector *Z*. Specifically, there is a concern about a possible association between micro-region level unobservable characteristics and quality of labor and education. In principle, a negative coefficient for the variable *Marginal* may indicate that blacks have worse access to better-quality education and that the local labor market recognizes this fact, although not observable by the econometrician. The prejudice measured at the local level could capture in part this effect, but controlling for local public goods provision would minimize this problem. This is because blacks relative to whites are typically more affected and dependent on public goods such as public schools and hospitals. Thus, the presence of public goods could and should mitigate the wage gap by reducing the differences in productive attributes between races. As mentioned before, proxies for the presence of public goods refer to the number of public schools and the quality of school and health. We also control for micro-regions development through IDH-M, and for inequality through Gini index for household income. The latter, although potentially endogenous in the second stage, should also partially capture differences in access to public goods and will assist us in the discussion of results.

## 6 Results

All the results discussed in this section refer to the second stage (equation 7) of the empirical strategy. In general, the Mincerian equation results of the

first stage are in line with the literature<sup>12</sup>. In Table 4, the dependent variable is the conditional wage gap between blacks and whites estimated in the first stage. Each column represents a WLS regression at the microregional level, where observations are weighted by the precision of the first stage estimates of the dependent variable.

The first three columns present the correlation between our main variables of interest and the racial wage gap. Intuitively, one would expect a positive relationship between the average discrimination and the wage differential, i.e. that the higher the average prejudice at the microregion, the larger the wage gap between blacks and whites. Column (1) shows that this is the case (remember that the closer the dependent variable is to zero, the lower the wage gap), but the estimated coefficient is not statistically significant. On the other hand, as expected by Becker's model, column (2) shows that the higher the prejudice of the marginal employer, the larger the wage gap tends to be.

**Table 4:** Wage gap and racial discrimination

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Average	-0.049 (0.034)			0.004 (0.032)	-0.033 (0.031)	-0.014 (0.048)
Marginal		-0.033** (0.016)		-0.034** (0.017)		-0.016 (0.044)
% Black			-0.063** (0.027)		-0.056** (0.026)	-0.031 (0.066)
Observations	230	230	230	230	230	230
R-squared	0.012	0.033	0.028	0.033	0.033	0.034

Note: Robust standard errors in parenthesis; \*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.10$ . First stage sample includes men 25-60 years-old, who are neither self-employed nor employer, with positive wages. Regressions weighted by the precision of the first stage estimates of the dependent variable (inverse of the standard error).

Column (4) includes the average of the index of discrimination and the prejudice of the marginal employer in the same regression. Exactly as predicted by the model, the most significant event for the formation of the wage gap is the degree of prejudice of the marginal employer and not the average prejudice among employers. The *Average* is still not significant when both variables enter the equation. Actually, even its sign is not the one expected at a first glance. To get a quantitative idea about the importance of preference discrimination on the determination of the wage gap, according to column (4), an increase of one standard deviation in the variable *Marginal* increases the wage gap in 1.53 percentage points. Considering the conditional wage gap of 9.1% (Table 3), this impact represents a positive increase of 17%.

Another prediction of the model is related to the role of the proportion of blacks in the labor market. Column (3) indicates that localities with higher proportion of blacks are those that have higher wage differentials, as predicted by the model. Column (5) indicates that this relationship remains the same after the inclusion of the average discrimination in the regression. Quantitatively, an increase of 21.4 percentage points in the proportion of blacks (one standard deviation) leads to an increase of 13% of the conditional wage gap. This result is somewhat counterintuitive, since one could argue that the larger the relative size of the minority, the higher will be the contact between groups,

<sup>12</sup>These results are available upon request.

increasing the probability of reducing discrimination through social interaction. This is an anecdotal reasoning typically repeated in Brazil due to its mixed society, but that is not present in the data: places with a higher proportion of blacks have a higher wage gap between whites and blacks in the labor market. In addition, this finding adds to what was discussed before, i.e., that there is a positive correlation between discrimination and proportion of blacks. It is worth to remember that these results control for return to education through the first stage. It could be the case that the wage gap is higher not due to the mechanism described by Becker, but because the return to education is higher for whites where there is a higher proportion of blacks, since blacks are less educated on average. Our results show that this is not the case.

In this paper, we prefer not to include the percentage of blacks and the variable *Marginal* together in the regression analysis. The reasoning for this is that, by construction, the variable *Marginal* is a function of the percentage of blacks. As discussed in section 4.4, the value of the index of discrimination of the marginal employer is the result of a match between the percentage of blacks and the associated percentile of the distribution. Thus, in the regression, it does not make much sense to vary the percentage of blacks while keeping the variable *Marginal* constant, because this necessarily changes the identity of the marginal discriminator. In any case, the inclusion of these three variables in the same regression (column 6) results in the same negative effects for the percentage of blacks and the variable *Marginal*, although none of them are significant, an expected result due to multicollinearity. Also, the point estimate of the variable *Average* is still close to zero.

In summary, the effects discussed so far present a remarkable result that would be very difficult to rationalize outside the environment of Becker's model. In Brazil's context, this is even more surprising since one does not clearly observe the same level of racial tension in its society as one can observe in the United States, for example. In the following sections, we argue that, in spite of that, those are very robust results.

## 6.1 Public Goods

Table 5 presents the estimates including controls for public services. The table refers to the specification where we include the variable *Marginal Prejudice*. We discuss the results including the proportion of blacks later on. Column (1) repeats columns (4) of Table 4. The other columns add previously discussed controls in an attempt to minimize the possibility that the locally measured index of discrimination capture effects of unobservable productivity characteristics that determine the wage gap, such as the quality of education.

As one can see, in general, the effect of the variable *Marginal* maintains the expected sign and is statistically significant at 5% in all but one specification after including controls. In particular, column (3) to (5) present the same coefficient in spite of distinct control vectors. In a broader perspective, this scenario suggests that our measure of prejudice is quite orthogonal to other factors potentially associated with the wage gap.

Column (2) includes dummies to account for geographical regions effects (North, Northeast, Southeast, South and Center-West) and shows that there are no such issues. The biggest concern of our empirical strategy would be the possibility of unobserved factors related to quality of education being correlated with our measure of prejudice. Column (3) includes the number of pub-

**Table 5:** Incorporating public goods and other controls

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Marginal	-0.034** (0.017)	-0.054** (0.027)	-0.054** (0.023)	-0.052** (0.025)	-0.055** (0.024)	-0.045* (0.023)
Average	0.004 (0.032)	0.019 (0.036)	-0.022 (0.036)	-0.022 (0.037)	-0.024 (0.037)	-0.021 (0.036)
Public Schools			0.028** (0.012)	0.028** (0.012)	0.034*** (0.012)	0.014 (0.011)
Ideb 2007			0.037*** (0.008)	0.037*** (0.009)	0.023** (0.012)	0.007 (0.010)
IFDM Health				0.013 (0.087)	0.052 (0.086)	0.033 (0.082)
IDH-M					-0.280* (0.161)	-0.131 (0.151)
Gini						-0.525*** (0.103)
Region dummies		X	X	X	X	X
Observations	230	230	230	230	230	230
R-squared	0.033	0.042	0.184	0.184	0.194	0.293

Robust standard errors in parenthesis. \*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.10$ . First stage sample includes men 25-60 years-old, who are neither self-employed nor employer, with positive wages. Regressions weighted by the precision of the first stage estimates of the dependent variable (inverse of the standard errors).

lic schools per 10 thousands inhabitants and the Ideb, a quality of education index. As expected, both variables are associated with less discrimination in the labor market. A larger number of schools reaches a larger share of blacks who, as a minority, are those who need them most and most benefit from them, making localities better provided with public schools to have lower wage gaps. In addition, it is certainly not enough to have access to education. The Ideb index controls for the quality of education the minority has access to. Better-quality schools mean that possible differences in unobserved productivity characteristics are minimized, which implies that the black-white wage gap should be lower. Both variables are significant in all specifications, except when we include the Gini index for household per capita income. We are going to discuss Gini index later in this section. Nevertheless, the point here is that there is no change in the estimated coefficient of the marginal discriminator after the inclusion of these controls.

Another threat to our empirical strategy is the unobservable aspects related to health. Better access to health would be associated with a more productive minority, which would decrease the observed wage gap and could be correlated with the measure of prejudice. However, column (4) shows that this seems to not be the case: the IFDM index of health controls for quality of health in each microregion and, in spite of being negatively correlated to the wage gap, it is not statistically significant and its inclusion does not change the variable Marginal.

Column (5) includes a measure of local development, the local Human Development Index (IDH-M). There is this idea that more developed societies are less prejudiced. If this is true, our variables of interest may be capturing local development instead of prejudice. By comparing the coefficients of the variable Marginal in column (6) to the other columns, one can see that there is no such relationship since, again, there is no change in the coefficient of the marginal discriminator. This is our preferred specification. An increase of one standard deviation in the variable Marginal increases the racial wage gap by 27%.

It is interesting, though, that the IDH-M coefficient turns out to be negative, suggesting a positive correlation to the racial wage gap. Column (6) is useful to rationalize this result. It includes the Gini index of household income in the regression, along with the other controls. As expected, inequality is associated with higher wage gaps. This correlation ascends because the Gini index is potentially endogenous, since it contributes to the wage gap. But inequality can also be interpreted as a broader measure of access to education and health. After including the Gini index in the regression, the effect of education variables vanishes, a result that can be attributed to the correlation between inequality and public services. This also happens to the IDH-M: it suggests that inequality and local development are positively correlated in Brazilian microregions, since the IDHM coefficient decreases in absolute terms. The more relevant result, though, is that controlling for inequality causes no substantial change in the effect of the variable of interest: the Marginal remains negative and significant at 10%.

## 6.2 Nonlinearity of the percentage of blacks

The results including the percentage of blacks instead of the variable Marginal are quite similar qualitatively. Because of that, it is more interesting to discuss

the possibility of nonlinear effects of the percentage of blacks. Table 6 reports specifications testing this nonlinearity hypothesis. Column (1) includes the linear variable only, while column (2) includes a quadratic term, and column (3) substitutes dummies representing quartiles of the percentage of blacks' distribution with the continuous variables. All specifications include the same controls as column (5) of Table 5.

**Table 6:** Nonlinear effects of percentage of blacks

	(1)	(2)	(3)
% Black	-0.126** (0.049)	0.171 (0.151)	
(% Black) squared		-0.296** (0.144)	
% Black - 2nd quartile dummy			-0.013 (0.016)
% Black - 3rd quartile dummy			-0.035* (0.019)
% Black - 4th quartile dummy			-0.060** (0.023)
Observations	230	230	230
R-squared	0.200	0.212	0.202

Robust standard errors in parenthesis. \*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.10$ . Regressions include the same controls as column (5) of Table 5, except the variable Marginal. First stage sample includes men 25-60 years-old, who are neither self-employed nor employer, with positive wages. Regressions weighted by the precision of the first stage estimates of the dependent variable (inverse of the standard errors).

The linear specification suggests that each 10 percentage point increase in the percentage of blacks increases the racial wage gap by 1.26 percentage points, which represents 14% of the conditional wage gap. On the other hand, column (2) shows that when the percentage of blacks is low, there is actually a decrease (at a decreasing rate) in the racial wage gap, although the linear term is not significant. It also suggests that when the percentage of blacks reaches around 29%, there is an inflection point in which the percentage of blacks starts to have a positive effect on the racial wage gap. It is worth noting that the average percentage of blacks across microregions is 54.3%, with a standard deviation of 21.4. In almost 72% of the microregions we have more than 29% of blacks.

The lack of significance of the linear term in column (2) motivates the specification reported in column (3). As one can see, the effect of the percentage of blacks is increasing through the quartiles of the distribution, and is statistically significant at 10% for the highest two. This means that the consequences of prejudice discrimination are more severe in locations where the minority is actually the largest group of the population. Remember the discussion in Section 2, where we highlighted that in Brazil, when one considers browns as part of the minority, the minority becomes the largest group in the country. Despite that, compared to locations where blacks are minority de facto, they are even more discriminated.

### 6.3 Moments of the Distribution

Average discrimination can be interpreted as a control for the distribution of prejudice. In this sense, we showed that the index of discrimination of the

marginal employer has a positive effect on the black-white wage gap, keeping that distribution fixed. In order to better control for the distribution of prejudice, we test alternative specifications by substituting the index of discrimination related to percentiles of the distribution of prejudice for the average discrimination<sup>13</sup>. Table 7 presents the estimated coefficients of equation (7) after the inclusion of three distribution percentiles in two distinct regressions: 10th, 50th and 90th in column (1) and 20th, 50th and 80th in column (2). The idea is to discard the possibility that the variable Marginal is actually capturing the effect of some specific moment of the distribution instead of the effect of the marginal discriminator. Both specifications include the same controls as column (5) of Table 5.

The results of these alternative specifications are very similar to the previously discussed. The Marginal coefficients remain negative and statistically significant at 10%. More importantly, none of the variables representing moments of the prejudice distribution presents a statistically significant coefficient. Because in Brazil the percentage of blacks varies considerably across microregions, we did not expect any specific percentile to be related to the wage gap<sup>14</sup>. We conclude that we are not capturing some unobservable effect of a particular point of the distribution.

**Table 7:** Including controls for the moments of distribution

	(1)	(2)
Marginal	-0.047* (0.025)	-0.054** (0.025)
10th percentile	-0.045 (0.094)	
20th percentile		0.044 (0.089)
50th percentile	-0.002 (0.042)	-0.053 (0.058)
80th percentile		0.012 (0.030)
90th percentile	-0.022 (0.020)	
Observations	230	230
R-squared	0.199	0.197

Note: Robust standard errors in parenthesis.  
 \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.10. Second stage controls are the same as column (5) of Table 7. First stage sample includes men 25-60 years-old, who are neither self-employed nor employer, with positive wages. Regressions weighted by the precision of the first stage estimates of the dependent variable (inverse of the standard errors).

<sup>13</sup>The use of percentiles is inspired by Charles & Guryan (2008) who use it in a different context.

<sup>14</sup>In the United States, the percentage of blacks is relatively constant across states (10%). Thus, Charles & Guryan (2008) consider the 10th percentile a proxy for the marginal discriminator. In their case, it is natural to expect a high correlation between the 10th percentile and the variable Marginal.

## 7 Final remarks

This paper presents evidence of discrimination by preference in the Brazilian labor market. Specifically, using data from 2010 Census and Discriminatory Action in the School Survey (2008), two hypotheses derived from the model of employer discrimination (Becker, 1957) are tested, following a methodology similar to Charles & Guryan (2008). The first hypothesis states that the wage gap is determined by the degree of prejudice of the marginal employer, and not by the average prejudice among employers. The second hypothesis states that, given the distribution of prejudice, the higher the proportion of minority, the greater the wage gap will be.

Our estimates indicate that both hypotheses are true in the Brazilian case. In our preferred specification, an increase of one standard deviation in the degree of prejudice of the marginal employer results in an increase of 27% in the conditional wage differential between blacks and whites. Also, an increase of 10 percentage points in the proportion of blacks is associated with an increase of 14% in the wage gap. Despite the strong assumptions we have made to reach these numbers, it seems that the label Racial Democracy does not fit so well to Brazil's society.

In addition, these results have an important consequence for public policy. If, indeed, we are facing wage differentials caused by discrimination by preferences, affirmative action policies, such as quotas for minorities in universities, will not eliminate the problem. One possible solution to mitigate the wage gap is to increase competition in the product market. This would force employers who discriminate out of business, or change their preferences. In any case, the wage gap tends to decrease.

## Acknowledgments

This paper benefited from comments by Claudio Ferraz, Gustavo Gonzaga, Naercio Menezes-Filho, Rodrigo R. Soares, Gabriel Ulyssea, Renato Seixas, workshop participants at PUC-Rio, and anonymous referees. All remaining errors are my own.

## Appendix A ADAE questions related to racial discrimination

1. In general, whites are more dedicated students than blacks.
2. White children learn faster than black children.
3. Blacks are more violent than whites.
4. Blacks' body shape is good for physical labor.
5. Black students frequently cause disorder in school.
6. Whites deserve more valued jobs than blacks.
7. Whites enjoy study more than blacks do.
8. Blacks show off more than whites in social events.
9. Black women have more aptitude to be maid than white women.
10. Whites are more evolved than blacks.
11. White students are better behaved than blacks ones.
12. Whites are superior to blacks.
13. Blacks have gotten more than they deserve.
14. Blacks should not complain, they are where they should be.
15. Blacks should try to be like whites.
16. Nowadays, blacks have more political influence then they deserve.
17. Blacks are better cooker than whites.
18. Blacks have more ability to perform manual labor.

**Table A.1:** Socioeconomic characteristics by race – Census 2010  
- OLS regressions on race dummies (White omitted)

Dep. Var.	(1)	(2)	(3)	(4)
	Black	Brown	Cons.	R-sq. Obs.
Monthly wage R\$	-748.9*** (4.1)	-717.4*** (2.3)	1,638.4*** (1.5)	0.013 8,274,330
Monthly household per capita income R\$	-551.7*** (2.3)	-575.9*** (1.2)	1,066.9*** (0.8)	0.012 20,451,100
Weekly hours worked	-0.576*** (0.019)	-0.976*** (0.011)	40.129*** (0.007)	0.001 9,114,681
Economically active	0.011*** (0.000)	-0.040*** (0.000)	0.594*** (0.000)	0.002 17,336,292
Unemployed	0.030*** (0.000)	0.029*** (0.000)	0.062*** (0.000)	0.003 9,820,083
Household density (residents per room)	0.200*** (0.000)	0.232*** (0.000)	0.703*** (0.000)	0.038 20,412,854
Access to sanitary sewage general network	-0.063*** (0.000)	-0.160*** (0.000)	0.619*** (0.000)	0.024 19,563,130
Access to water supply general network	-0.036*** (0.000)	-0.084*** (0.000)	0.854*** (0.000)	0.011 20,413,018
Garbage disposal - collected directly	-0.090*** (0.000)	-0.121*** (0.000)	0.848*** (0.000)	0.021 20,413,018
Existence of computer with internet access	-0.067*** (0.001)	-0.078*** (0.000)	0.824*** (0.000)	0.008 6,709,611
Possession of car for personal use	-0.299*** (0.000)	-0.268*** (0.000)	0.540*** (0.000)	0.078 20,413,018

Source: Census 2010 microdata. Standard deviation in parenthesis. White includes Asian. \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.10.

## Bibliography

Antman, F. & Duncan, B. (2015), 'Incentives to identify: Racial identify in the age of affirmative action', *Review of Economics and Statistics* (97)(2).

Anwar, S., Bayer, P. & Hjammarsson, R. (2012), 'The impact of jury race on criminal trials', *The Quarterly Journal of Economics* 127, 1017–1055.

Becker, G. (1957), *The Economics of Discrimination*, University of Chicago press.

Bertrand, M. (2011), New perspectives on gender, Vol. 4, Part B of *Handbook of Labor Economics*, Elsevier, pp. 1543 – 1590.

**URL:** <http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0169721811024154>

Bertrand, M. & Mullainathan, S. (2004), 'Are emily and greg ore employable than lakisha and jamal? a field experiment on labor market discrimination', *The American Economic Review* **94**(4,Sep), 991–1013.

Card, D. & Krueger, A. B. (1992), 'School quality and black-white relative earnings: a direct assessment', *The Quarterly Journal of Economics* **107**(1), 151–200.

Carneiro, P., Heckman, J. J. & Masterov, D. V. (2003), 'Labor market discrimination and racial differences in premarket factors', *Journal of Law and Economics* **48**(1), 1–39.

Charles, K. & Guryan, J. (2008), 'Prejudice and wages: an empirical assessment of becker's the economics of discrimination', *Journal of Political Economy* **116**(5), 773–809.

Fryer, Jr., R. G. (2011), Racial inequality in the 21st century: The declining significance of discrimination, Vol. 4, Part B of *Handbook of Labor Economics*, Elsevier, pp. 855 – 971.

**URL:** <http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0169721811024087>

Goldin, C. & Rouse, C. (2000), 'Orchestrating impartiality: The impact of 'blind' auditions on female musicians', *American Economic Review* **90**(4), 715–741.

Hjort, J. (2014), 'Ethnic divisions and production in firms', *The Quarterly Journal of Economics* **129**(4), 1899–1946.

Jaccoud, L. (2008), Racismo e república: O debate sobre o branqueamento e a discriminação racial no brasil, in M. Theodoro, ed., 'As políticas públicas e a desigualdade racial no Brasil', pp. 45–64.

Kreisman, D. & Rangel, M. A. (2015), 'On the blurring of the color line: Wages and employment for black males of different skin tones', *Review of Economics and Statistics* **97**(1).

List, J. (2004), 'The nature and extent of discrimination in the marketplace: Evidence from the field', *The Quarterly Journal of Economics* **119**(1), 49–89.

Neal, D. & Johnson, W. (1996), 'The role of premarket factor in black-white differences', *Journal of Political Economy* **104**(5), 869–895.

Nix, E. & Qian, N. (2015), The fluidity of race: "passing" in the united states, 1880-1940, Working Paper 20828, National Bureau of Economic Research.

Osorio, R. G. (2003), O sistema classificatório de cor ou raça do ibge, Texto para Discussão 996, IPEA.

Osorio, R. G. (2008), Desigualdade racial e mobilidade social no brasil: um balanço das teorias, *in* M. Theodoro, ed., 'As políticas públicas e a desigualdade racial no Brasil', pp. 65–95.

Phelps, E. S. (1972), 'The statistical theory of racism and sexism', *The American Economic Review* 62(4), 659–661.

Schwartzman, S. (1999), 'Fora de foco: diversidade e identidades étnicas no brasil', *Novos Estudos CEBRAP* 55, 83–96.



## MECANISMO DE TRANSMISSÃO DE PREÇOS: UMA ANÁLISE SOBRE AS EXPORTAÇÕES BRASILEIRAS DE MELÃO

SEVERINO FÉLIX DE SOUZA\*  
JORGE LUIZ MARIANO DA SILVA†  
JOÃO RICARDO FERREIRA DE LIMA‡  
JOÃO PAULO MARTINS GUEDES§

### Resumo

As condições ambientais consentiram ao Brasil o posto de grande produtor de frutas tropicais. Este artigo verifica a transmissão de preços do melão entre o Brasil, Estados Unidos e União Europeia, entre 2003 a 2013. A partir da análise de dados de séries temporais, a relação entre os preços baseou-se em estimações de um modelo vetorial autorregressivo (VAR) e também no teste de causalidade de Granger, respectivamente. Os resultados mostram que os preços do mercado interno não sofrem influência dos demais e influenciam o mercado da União Europeia, exercendo cada vez mais impacto nas oscilações do mercado internacional afetando expectativas de produção e comercialização dos produtores.

**Palavras-chave:** Transmissão de preços; Exportação; Séries temporais.

### Abstract

Environmental conditions consented to Brazil, since the major producer of tropical fruits. This article verifies the transmission melon prices, with Brazil, US market and the European Union from 2003 to 2013. Using time series data, the relationship between the prices was analyzed by estimates from a vector autoregression model (VAR) and the Granger causality test respectively. The results shows that the domestic prices are not influenced from others and influence the EU market, exerting more and more impact on the fluctuations of the international market affecting production expectations and marketing of producers.

**Keywords:** Transfer pricing; Export; Time Series.

**JEL classification:** C22

**DOI:** <http://dx.doi.org/10.1590/1413-8050/ea153685>

\* Doutorando em Economia pela UFPA. E-mail: severinofelix@hotmail.com

† Universidade Federal do Rio Grande do Norte. Departamento de Economia. E-mail: jdal@ufrnet.br

‡ Embrapa Semiárido. E-mail: joao.ricardo@embrapa.br

§ Universidade Federal do Rio Grande do Norte. Departamento de Economia. E-mail: jpmartins@ufrnet.br

## 1 Introdução

O Brasil aparece como um grande produtor de frutas no cenário mundial. Segundo estudo de Silva et al. (2011), o país aparece em terceiro lugar, ficando atrás apenas da China e da Índia. Toda essa desenvoltura no cenário econômico faz com que o agronegócio gere uma importante participação no Produto Interno Bruto (PIB) brasileiro (Matos et al. 2008). A boa posição adquirida pelo país dá-se devido às condições climáticas e ambientais, que favorecem o desenvolvimento de diversos tipos de cultivos. Toda essa produção faz com que o mercado interno seja quase que integralmente abastecido por si próprio, fazendo com que seja importada apenas uma pequena quantidade de outras frutas, em especial, as de clima temperado, aponta o estudo de Carvalho & Miranda (2009).

O Nordeste está entre as regiões do país que apresentam resultados positivos no que diz respeito ao agronegócio, ou seja, existe uma tendência de expansão muito forte do referido mercado. Estas condições favoráveis dão-se principalmente devido as condições de luminosidade, temperatura da região e umidade relativa aponta o estudo de Lima & Moreira (2007).

Guarnziroli (2006) destaca o agronegócio como fonte de quase um terço do Produto Interno Bruto (PIB) do país, uma vez que nos últimos 20 anos, o nível de tecnologia que os produtores rurais conseguiram alcançar vem atingindo patamares bastante expressivos. Desta forma, existe a melhoria da competitividade do setor agrícola, provindo do empenho tanto da iniciativa privada como do governo quando estes estimulam e divulgam o setor no exterior, fazendo com que haja um aumento das exportações do agronegócio.

De acordo com dados do Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior (MDIC), as exportações do melão no ano de 2013 registraram o valor de US\$ 147,5 milhões, o que corresponde a um aumento de 9% se comparado aos valores de exportação de 2012. Porém, mesmo com essa expansão, as exportações do melão não conseguiram superar o ano de 2008, quando foram exportados US\$ 152,1 milhões da fruta.

Os mercados consumidores da União Europeia e o mercado americano, em 2013, receberam 98,52% do melão produzido no Brasil. Uma grande parte desta produção e destes números deu-se devido a estratégias governamentais que tinham o intuito de aumentar a participação do país no mercado internacional de exportação de frutas. A manga, o melão e algumas outras frutas – banana, mamão, entre outras – foram contempladas ainda na primeira etapa pelo Programa de Fruticultura, que fez parte do Plano Brasil em Ação, do Governo Federal, tendo como meta incentivar a produção e exportação das frutas (Almeida et al. 2001).

O Nordeste brasileiro, em seus polos de agricultura irrigada, concentra grande parte da produção da fruticultura do país. É nessa região que se encontra um clima propício para o cultivo da fruticultura, como também abundância de mão-de-obra, água de boa qualidade e um solo favorável. Na área econômica, as proximidades com os mercados europeus e norte-americanos facilitam a produção e exportação da fruta (Vital et al. 2011).

Assim, o objetivo deste estudo é analisar os preços de exportação de melão do Brasil, praticados no mercado interno, com o mercado externo americano e a União Europeia no período entre 2003 ao segundo trimestre de 2013, como também verificar a causalidade dos mercados supracitados. O artigo está dividido em 3 partes, além desta introdução, a metodologia utilizada de séries

temporais multivariada, a análise dos resultados encontrados nas estimativas e as considerações finais.

## 2 Metodologia

### 2.1 Testes de Raiz Unitária

Ao se estudar dados de séries temporais, têm-se a necessidade de analisar a estacionariedade da série avaliada. Um processo ou uma série, segundo Gujarati & Porter (2009) é dita estocástica ou estacionária se sua média e sua variância forem constantes ao longo do tempo e o valor da sua covariância entre dois períodos depender apenas da distância ou defasagem entre os dois períodos. Portanto, para que o processo estocástico seja estacionário, é necessário satisfazer as seguintes propriedades:

$$\text{Media : } E(Y_t) = \mu \quad (1)$$

$$\text{Variância : } \text{var}(Y_t) = E(Y_t - \mu)^2 \quad (2)$$

$$\text{Covariância : } \gamma_k = E[(Y_t - \mu)(Y_{t+k} - \mu)] \quad (3)$$

em que  $\gamma_k$  é a covariância (ou autocovariância) na defasagem  $k$ , é a covariância entre os valores de  $Y_t$  e  $Y_{t+k}$ .

#### Teste de Dickey-Fuller por Mínimos Quadrados Generalizados (GLS)

Para se analisar a estacionariedade de uma série, o teste de Dickey-Fuller – DF-GLS apresenta maior robustez se comparado a gerações anteriores dos testes de raiz unitária. O teste DF-GLS é considerado uma versão modificada do teste Dickey-Fuller Aumentado (ADF) tendo sido desenvolvido por Elliot et al. (1996). As hipóteses alternativas do teste são duas: a série é estacionária em torno de uma tendência linear ou então, a série é estacionária sem uma tendência linear. Com relação à primeira hipótese alternativa, o teste DF-GLS é realizado inicialmente estimando o intercepto e a tendência via MQG, incluindo novas variáveis  $\hat{y}_t$ ,  $x_t$  e  $z_t$  em que:

$$\hat{y}_t = \begin{cases} y_t, & \text{se } t = 1 \\ y_t - ay_{t-q}, & \text{se } t > 1 \end{cases} \quad (4)$$

$$x_t = \begin{cases} 1, & \text{se } t = 1 \\ 1 - a, & \text{se } t > 1 \end{cases} \quad (5)$$

$$z_t = \begin{cases} 1, & \text{se } t = 1 \\ 1 - a(t-1), & \text{se } t > 1 \end{cases} \quad (6)$$

é estimado em seguida, uma regressão por MQO (Mínimos Quadrados Ordinários):

$$\hat{y}_t = \delta_0 x_t + \delta_1 z_t + \varepsilon \quad (7)$$

$\delta_0$  e  $\delta_1$  são estimadores usados com a finalidade de tirar a tendência dos dados, gerando assim uma nova série  $y_t^*$ .

Em seguida, é estimado um ADF na variável transformada

$$\Delta y_t = \alpha + \beta y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \Delta y_{t-j} + \varepsilon \quad (8)$$

e verificar se  $\beta = 0$ .

Na segunda hipótese alternativa  $a = 1 - \left(\frac{\gamma}{T}\right)$ , se elimina  $z$  da regressão (7) e estima (8) sobre a variável transformada, verificando se  $\beta = 0$ .

#### Teste Phillips-Perron (PP)

O teste Phillips & Perron (1988) propõe um método alternativo e não paramétrico de controlar a correlação serial ao testar para uma raiz unitária. O método PP estima a equação não aumentada do teste DF, e modifica a relação de modo a que um coeficiente  $\alpha$  de correlação de série não afeta a distribuição assintótica da estatística de teste. O teste PP baseia-se na estatística:

$$\tilde{t}_a = \tilde{t}_a \left( \frac{\gamma_0}{f_0} \right)^{\frac{1}{2}} - \frac{T(f_0 - \gamma_0)(se(\hat{\alpha}))}{2f_0^{\frac{1}{2}}s} \quad (9)$$

onde  $\alpha$  é a estimativa e  $\tilde{t}_a$  a razão de  $\alpha$ ,  $se(\hat{\alpha})$  é o erro padrão do coeficiente e  $s$  é o erro padrão da regressão do teste. Além disso,  $\gamma_0$  é uma estimativa consistente da variância de erro (calculado como  $(T-k)s^2/T$  onde  $k$  é o número de regressores. O termo restante,  $f_0$ , é um estimador do espectro residual na frequência zero.

## 2.2 Modelo Vetorial Autorregressivo (VAR) e teste de causalidade de Granger

O modelo VAR pode ser considerado um sistema de equações estimadas que apresenta o mesmo conjunto de variáveis explicativas para todos os componentes da equação. É possível então, demonstrar que a estimação de um vetor auto regressivo nestes moldes será igual a uma estimação por mínimos quadrados ordinários de cada equação individualmente. Portanto, em todos os testes de especificação e estabilidade aplicam-se em cada equação do sistema.

Desta forma, um VAR é um sistema de equações em que cada uma das variáveis que compõem o sistema é função dos valores das demais variáveis no presente, dos seus valores e dos valores das demais variáveis defasadas no tempo, mais o erro (ruído branco). As variáveis nestes modelos, geralmente, são tratadas como endógenas, de forma que cada uma das variáveis é explicada pelo seu valor defasado (excedido) e explicadas também, pelos valores defasados das outras variáveis que compõem o modelo.

Para um VAR de ordem  $p$ , VAR( $p$ ), sem variáveis exógenas, é possível expressar algebricamente da seguinte forma:

$$y_t = v + \sum_{i=1}^p A_i y_{t-i} + u_t \quad (10)$$

onde  $y_t$  é um vetor de variáveis – uma matriz ( $n \times 1$ ) – que definirá as restrições contemporâneas entre as variáveis do vetor;  $v$  é um vetor ( $n \times 1$ ) de parâmetros; o somatório de  $A_1$  até  $A_p$  são matrizes ( $n \times n$ ) de parâmetros; e,  $u_t$

é um ruído branco que possui média zero, não apresentando autocorrelação e com matriz de variância-covariância igual a  $\sigma^2$ .

Segundo Barros et al. (2010), este modelo é geralmente estimado em sua forma reduzida. Para ser estável, o VAR tem que ser estacionário. Esta estabilidade está relacionada com ao fato de que os eventuais efeitos de choques desaparecem ao longo do tempo, ou seja, o sistema volta ao seu equilíbrio.

Considere então, um VAR com um lag, VAR(1)

$$y_t = v + A_1 y_{t-1} + u_t \quad (11)$$

$$y_t = v + A_1 L y_t + u_t \quad (12)$$

$$y_t - A_1 L y_t = v + u_t \quad (13)$$

$$[I - A_1 L] = 0 \quad (14)$$

as raízes do polinômio devem ser maior que um em seu valor absoluto. Desta forma, o número de raízes é dado por  $p.k$ . É possível definir um número de lags do VAR por meio dos critérios de informações Akaike, Schwars, Hannan-Quinn, porém, na dúvida busca-se utilizar então, o critério da parcimônia, cujo mesmo apresente o menor número de lags (Barros et al. 2010).

O teste de causalidade de Granger tem como finalidade mostrar que uma previsão do futuro não pode causar o presente nem o passado. Segundo Caporal et al. (2013, p. 3), “o termo ‘causalidade de Granger’ significa que há uma relação de antecedência-defasagem entre as variáveis de séries de tempo multivariadas”. Então, uma variável  $x$ , vai ser dita que causa Granger em uma variável  $y$ , se os valores passados de  $y$  e valores passados de  $x$ , forem úteis para prever  $x$ .

A estimação do teste de causalidade de Granger é feita da seguinte forma, supondo que as perturbações  $u_{1t}$  e  $u_{2t}$  não apresentem correlação:

$$x = \sum_{i=1}^n \alpha_i y_{t-i} + \sum_{j=1}^n \beta_j x_{t-j} + u_{1t} \quad (15)$$

$$y = \sum_{i=1}^n \lambda_i y_{t-i} + \sum_{j=1}^n \delta_j x_{t-j} + u_{2t} \quad (16)$$

A estimação do VAR deve ser feita antes do teste de causalidade de Granger, uma vez que a análise está verificando a causalidade entre várias variáveis.

#### Função de Impulso Resposta

Como é impossível identificar todos os parâmetros contidos na forma estrutural, pois o modelo VAR não permite fazer esta identificação, é necessário então impor restrições adicionais (Bueno 2011). A resposta ao impulso age de maneira tal que mostra como um choque em qualquer uma das variáveis é capaz de se filtrar através do modelo, com isso, afeta todas as demais variáveis endógenas. Com esse procedimento, a variável endógena afetará as demais variáveis, e na medida com que isso ocorra, o choque se filtrará por meio do modelo, o que fará com que afete todas as variáveis (Farias 2008).

Portanto, como afirma Mayorga et al. (2007, p. 684-685), “uma função resposta de impulso delinea o comportamento das séries incluídas no modelo VAR em respostas a choques ou mudanças provocadas por variáveis residuais”.

Desta forma, o caminho para identificar o modelo é usar um tipo de sistema recursivo proposto por Sims (1980). Segundo Enders (2010), é a suposição de impor uma restrição no sistema primitivo. Geralmente, são usados argumentos econômicos para definir qual será igual a zero. Sims sugere impor, por exemplo, que  $a_{12} = 0$ .

Desta forma, o modelo ficará:

$$y_t = b_{10} + b_{11}y_{t-1} + b_{12}z_{t-1} + \varepsilon_{yt} \quad (17)$$

$$z_t = b_{20} - a_{21}y_t + b_{21}y_{t-1} + b_{22}z_{t-1} + \varepsilon_{zt} \quad (18)$$

Esta restrição tem importância, pois vai tornar os parâmetros estruturais identificáveis, como observado no exemplo bivariado a seguir:

$$A^{-1} \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ -a_{21} & 1 \end{bmatrix} \rightarrow \begin{bmatrix} y_t \\ z_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ -a_{21} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} b_{10} \\ b_{20} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ -a_{21} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} b_{11} & b_{12} \\ b_{21} & b_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{t-1} \\ z_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ -a_{21} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \sigma_y & 0 \\ 0 & \sigma_z \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{yt} \\ \varepsilon_{zt} \end{bmatrix} \quad (19)$$

$a_{12} = 0$ , os erros reduzidos ficam da seguinte forma:

$$\begin{bmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \sigma_y \varepsilon_{yt} \\ \sigma_z \varepsilon_{zt} - a_{21} \sigma_y \varepsilon_{yt} \end{bmatrix} \quad (20)$$

de modo que

$$var(e_1) = \sigma_y^2 \quad (21)$$

$$cov(e_1, e_2) = -a_{21} \sigma_y^2 \quad (22)$$

$$var(e_2) = \sigma_z^2 + a_{21}^2 \sigma_y^2 \quad (23)$$

Essas três equações combinadas com as demais estimativas identificam o modelo. Portanto, essas três equações mais as equações a seguir, identificarão os parâmetros estruturais do modelo:

$$\phi_{10} = b_{10} \quad (24)$$

$$\phi_{11} = b_{11} \quad (25)$$

$$\phi_{21} = -a_{21}b_{11} + b_{21} \quad (26)$$

$$\phi_{20} = b_{20} - b_{10}a_{21} \quad (27)$$

$$\phi_{12} = b_{12} \quad (28)$$

$$\phi_{22} = -a_{21}b_{12} + b_{22} \quad (29)$$

A decomposição dos resíduos é triangular e é chamada de Decomposição de Choleski. Segundo Bueno (2011), essa metodologia proposta por Sims é generalizada para um vetor com  $n$  variáveis endógenas. Para Enders (2010), o

resultado de fato é bem geral, pois em um VAR com  $n$  variáveis, uma vez que haja  $n$  regressões residuais e  $n$  choques estruturais a matriz de covariância tem dimensões  $(n \times n)$ . A identificação exata requer que a imposição seja  $(n^2 - n)/2$  restrições e seja colocado sobre a relação entre os resíduos da regressão e as inovações estruturais.

Desta forma, a ordem das restrições está sujeita à ordenação das variáveis, ou seja, a ordem das variáveis define a forma das restrições, de modo que as diferentes ordenações que possam surgir, irão gerar diferentes restrições. Portanto, se os autovalores do polinômio  $(I - \sum_{i=1}^p \Phi_i L^i)$  estiverem fora do círculo unitário, é possível escrever um VAR(p) como um vetor de médias móveis infinito VMA( $\infty$ ) (Bueno 2011). Desta maneira, como exemplo, tem-se um VAR (1) bivariado:

$$X_t = \bar{X} + \sum_{i=0}^{\infty} \Phi_1^i e_{t-i} = \bar{X} + \sum_{i=0}^{\infty} \frac{\Phi_1^i}{1 - a_{12}a_{21}} \begin{bmatrix} 1 & -a_{12} \\ -a_{21} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \sigma_y \varepsilon_{yt-i} \\ \sigma_z \varepsilon_{zt-i} \end{bmatrix} \quad (30)$$

em que  $\bar{X} \equiv (I - \Phi_1)^{-1} \Phi_0$  é a média de longo prazo. Com a definição da matriz, tem-se:

$$\Psi_i = \frac{\Phi_1^i}{1 - a_{12}a_{21}} \begin{bmatrix} 1 & -a_{12} \\ -a_{21} & 1 \end{bmatrix} \quad (31)$$

Desse modo,

$$X_t = \bar{X} + \sum_{i=0}^{\infty} \Psi_i B_{\varepsilon t-i} = \bar{X} + \sum_{i=0}^{\infty} \begin{bmatrix} \psi_{i,11} & \psi_{i,12} \\ \psi_{i,21} & \psi_{i,22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \sigma_y \varepsilon_{yt-i} \\ \sigma_z \varepsilon_{zt-i} \end{bmatrix} \quad (32)$$

Os elementos da matriz  $\Psi_i$  são chamados de multiplicadores de impacto, realizando choques sobre as variáveis endógenas. Assim, o impacto total do choque de  $\varepsilon_{yt}$  sobre  $y_{t+h}$  é causado pela soma dos coeficientes  $\psi_{i,11}$ ,  $i = 0, 1, 2, \dots, h$ . E, também, sobre  $z_{t+h}$  adiciona-se os coeficientes  $\psi_{i,21}$ . Os coeficientes quando desenhados em gráficos contra  $i$ , passarão a gerar a função resposta ao impulso, já a soma dos coeficientes, se desenhados em um gráfico contra  $i$ , vão gerar a função resposta ao impulso acumulada (Bueno 2011).

#### Decomposição da Variância

A Decomposição da Variância é outra alternativa para análise dos resultados do modelo. É “uma forma de dizer que porcentagem da variância do erro de previsão decorre de cada variável endógena ao longo do horizonte da previsão” (Bueno 2011, p. 219). Porém, segundo Enders (2010), apesar de um VAR ir-restrito ser susceptível de ser parametrizado, a compreensão das propriedades dos erros de previsão é extremamente útil para a descoberta de interrelações forte entre as variáveis do sistema.

O Vector Moving Average (VMA, Vetor de média móvel) e o modelo VAR contém exatamente as mesmas informações, mas é conveniente descrever as propriedades dos erros de previsão em termos de sequência. Em geral:

$$X_t = \bar{X} + \sum_{i=0}^{\infty} \Psi_i \varepsilon_{t+h-i} \quad (33)$$

Cálculo do erro de previsão:

$$X_{t+h} - E_t(X_{t+h}) = \sum_{i=0}^{h-1} \Psi_i \varepsilon_{t+h-i} \quad (34)$$

Focando na sequência, ou seja, detalhando apenas  $Y_{t+h}$ :

$$Y_{t+h} - E_t(Y_{t+h}) = \psi_{0,11} \varepsilon_{yt+h} + \psi_{1,11} \varepsilon_{yt+h-1} + \dots + \psi_{h-1,11} \varepsilon_{yt+1} \\ + \psi_{0,12} \varepsilon_{zt+h} + \psi_{1,12} \varepsilon_{zt+h-1} + \dots + \psi_{h-1,12} \varepsilon_{zt+1} \quad (35)$$

Logo,

$$\sigma_y^2(h) = \sigma_y^2(\psi_{0,11}^2 + \psi_{1,11}^2 + \dots + \psi_{h-1,11}^2) + \sigma_z^2(\psi_{0,12}^2 + \psi_{1,12}^2 + \dots + \psi_{h-1,12}^2) \quad (36)$$

Em seguida, é possível decompor a variância do erro de previsão em seus diversos elementos. É feita a decomposição da variância em dois pedaços – no caso do modelo bivariado – e cada período é dividido por  $\sigma_y^2(h)$ :

$$1 = \frac{\sigma_y^2(\psi_{0,11}^2 + \psi_{1,11}^2 + \dots + \psi_{h-1,11}^2)}{\sigma_y^2(h)} + \frac{\sigma_z^2(\psi_{0,12}^2 + \psi_{1,12}^2 + \dots + \psi_{h-1,12}^2)}{\sigma_y^2(h)} \quad (37)$$

Com isso, “a decomposição da variância dos erros de previsão nos diz a proporção dos movimentos em uma sequência devido aos seus “próprios” choques contra choques na outra variável” (Enders 2010, p. 314).

### 2.3 Teste de Normalidade de Jarque-Bera (JB)

De acordo com Gujarati & Porter (2009), o teste JB calcula a assimetria e a curtose dos resíduos, utilizando-se da seguinte fórmula:

$$JB = n \left[ \frac{A^2}{6} + \frac{(C-3)^2}{24} \right] \quad (38)$$

onde  $A$  representa a assimetria,  $n$  é o número de observações e  $C$  representa a curtose. O teste tem como hipótese nula a normalidade dos resíduos, contra a hipótese alternativa de que ela não segue uma distribuição normal. A estatística  $JB$  segue uma distribuição *qui-quadrado* com 2 graus de liberdade.

### 2.4 Fonte de Dados

Os dados utilizados no estudo estão relacionados à exportação (em kg) do melão. Os dados do mercado interno foram obtidos no site do Prohort, que é um programa instituído pelo Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento. O Prohort é o Programa Brasileiro de Modernização do Mercado Hortigranjeiro que opera no âmbito da Companhia Nacional de Abastecimento (Conab) (Ceasa 2014).

Os preços são para os melões exportados do Estado do Ceará e Rio Grande do Norte estando em dólares e foram calculados trimestralmente entre os anos de 2003 a 2013. Não correspondendo às exportações totais do Brasil. Porém,

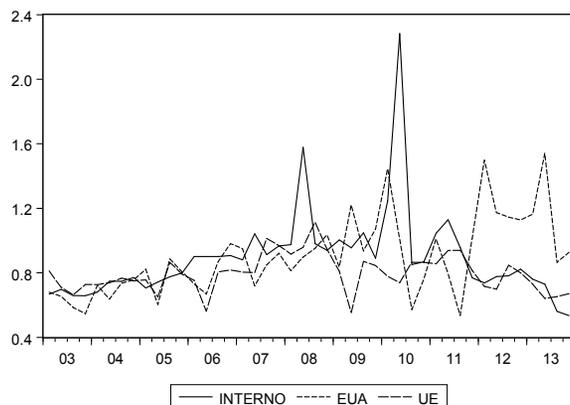
juntos, os dois estados exportam aproximadamente 98% do melão produzido no Brasil (ALICEWEB, 2014).

As séries de preços de exportação do melão para a União Europeia e para os Estados Unidos foram obtidos no site da Aliceweb, do Ministério de Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior e o software utilizado para realizar as estimativas foi o *Eviews 8*.

### 3 Resultados e discussão

A princípio, faz-se de extrema importância à visualização e a análise do gráfico das séries de preço para assim ser possível ter uma ideia mais clara e precisa do comportamento das mesmas no tempo. No eixo das ordenadas, estão as variações de preços do melão nos mercados brasileiro, americano e união europeia. Já no eixo das abscissas encontram-se representados os anos analisados, 2003 a 2013.

Ao longo dos anos estudados, as variações e os preços no mercado interno e do mercado americano mostraram-se maior do que as variações e os preços de exportação praticada na União Europeia. O mercado europeu mostra-se mais uniforme, sem muitas variações nos preços, diferente dos demais mercados analisados. Estas variações do mercado americano e interno corroboram com a lei da demanda e da oferta – quando o preço está alto, a demanda diminui – fazendo assim com que o melão seja exportado para os outros mercados tendo em vista o preço mais elevado dos mercados de maior oscilação nos preços.



Fonte: Dados da pesquisa

**Figura 1:** Comportamento dos preços do melão no mercado interno, americano e união europeia

Em seguida, analisou-se a estacionariedade das séries de preços utilizando-se dos testes de raiz unitária DF-GLS e Phillips-Perron. Os resultados estão presentes na Tabela 1 e demonstram que para as três séries de preços, o valor calculado em módulo, é maior do que o valor crítico do teste, considerando a significância estatística de 5%.

Desta forma, as três variáveis apresentam rejeição da hipótese nula, em que a série seja um passeio aleatório – rejeita-se a existência de raiz unitária –

**Tabela 1:** Teste de raiz unitária para as séries de preços dos mercados brasileiro (interno), americano e União Europeia.

Séries	Defasagens	ADF-GLS	Valor Crítico (5%)	PP	Valor Crítico (5%)
INTERNO	0	-3,2924	-1,9486	-4,2100	-2,9314
EUA	0	-3,4452	-1,9486	-3,8359	-2,9314
UE	0	-3,2934	-1,9486	-3,6482	-2,9314

Fonte: Dados da pesquisa

**Tabela 2:** Escolha das defasagens para o VAR.

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	26,72912	NA	6,13e-05	-1,186456	-1,059790	-1,140658
1	44,97326	32,83946	3,87e-05*	-1,648663*	-1,141999*	-1,465470*
2	47,50392	4,175577	5,39e-05	-1,325196	-0,438534	-1,004607
3	50,89798	5,091090	7,29e-05	-1,044899	0,221761	-0,586915
4	64,59151	18,48627	6,01e-05	-1,279575	0,367082	-0,684196

Fonte: Dados da pesquisa

uma vez que as variáveis são estacionárias, as séries são então,  $I(0)$ .

De acordo com os dados, as séries são integradas de ordem zero, devendo-se assim, realizar a estimação de um modelo VAR – vetor autorregressivo. Portanto, a próxima etapa do trabalho é definir o número de lags do VAR, que pode ser determinado através dos critérios de Hannan-Quinn, Akaike e Schwarz, onde o \*(asterisco) indica a defasagem ótima.

A Tabela 2 mostra que, a sequência modificada de LR ao nível de 5%, minimização dos erros de Predição Final, o critério de Akaike, o critério de Hannan-Quinn e o critério de Schwarz apontam para uma defasagem. Desta forma, optou-se então por um lag de acordo com os resultados obtidos, para estimar o Vetor Autorregressivo.

A Tabela 3 mostra os resultados do modelo VAR estimado. Se pode observar que os preços do mercado interno não sofrem influência dos mercados analisados, uma vez que os valores do teste não são significativos. Já o preço de exportação para os Estados Unidos sofre influência apenas de si próprio. Os preços de exportação do melão para a União Europeia sofrem influência do mercado interno e de si próprio, pois, os valores do teste são significativos.

Segundo Menezes & Fernandez (2012), é de grande importância à análise da estabilidade do VAR, ou seja, o teste de estabilidade consente avaliar se todas as raízes são, em módulo, menores que um, desta forma, estarão dentro do círculo unitário. Neste sentido a Figura 2 apresenta os resultados que confirmam as condições de estabilidade.

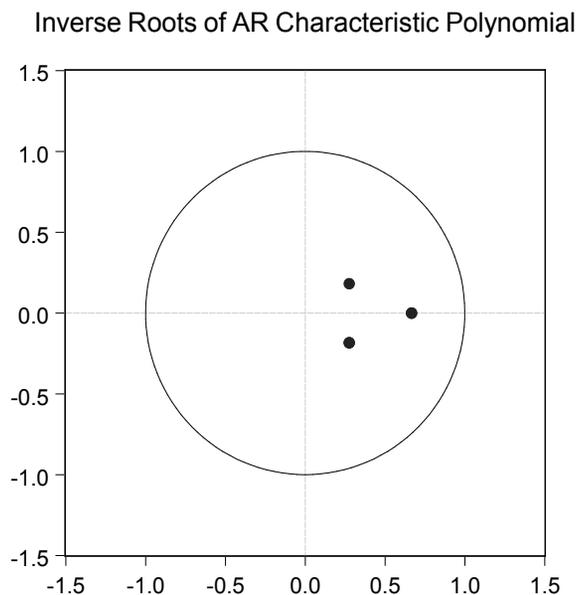
Foi também realizado o teste de Normalidade dos resíduos e a não rejeição da hipótese nula leva a considerar que os mesmos seguem a distribuição Normal.

A Tabela 4 mostra os resultados do teste de Causalidade de Granger, teste esse, realizado após as estimações do modelo VAR. De acordo com os valores expostos, o mercado Interno causa Granger ao mercado europeu, o que corrobora com a afirmação do modelo VAR estimado. As demais têm as hipóteses nulas confirmadas.

**Tabela 3:** Resultados do Modelo VAR estimado com as séries de preços dos mercados brasileiro (interno), americano e União Europeia.

	INTERNO	EUA	UE
INTERNO(-1)	0,271860 (0,14873) [1,82791]	-0,194945 (0,12154) [-1,60391]	0,158792 (0,05479) [2,89818]
EUA(-1)	0,316373 (0,16556) [1,91096]	0,533161 (0,13530) [3,94068]	-0,056005 (0,06099) [-0,91826]
UE(-1)	0,541114 (0,35834) [1,51007]	0,423895 (0,29284) [1,44753]	0,407734 (0,13201) [3,08869]
C	-0,063027 (0,32623) [-0,19320]	0,260999 (0,26660) [0,97898]	0,377273 (0,12018) [3,13918]

Fonte: Dados da pesquisa



Fonte: Dados da pesquisa

**Figura 2:** Teste de estabilidade do modelo VAR

### 3.1 Função Impulso Resposta

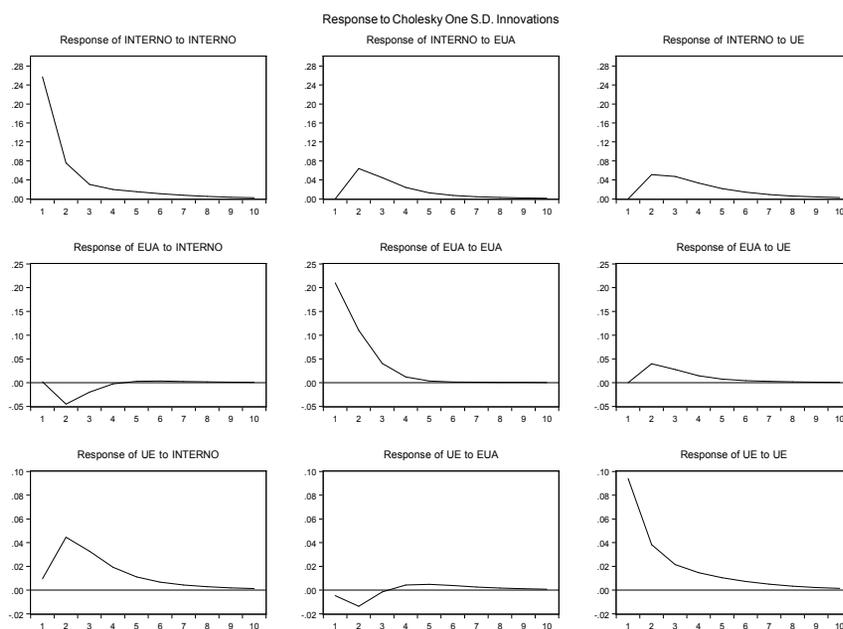
A Figura 3 mostra o grau de resposta da variável “interno” a alterações - impulsos - de um desvio padrão de cada um dos demais mercados (americano e europeu) e assim sucessivamente para os demais mercados. Na primeira linha é visto a resposta do mercado interno a alterações ou choques - impulsos - nos preços dos demais mercados. Percebe-se pequenas oscilações até os períodos

**Tabela 4:** Teste de Causalidade de Granger.

Hipóteses nulas	Obs	F-Statistic	Prob.
EUA não Granger Causa INTERNO	42	2,74960	0,077
INTERNO não Granger Causa EUA		1,58303	0,2189
UE não Granger Causa INTERNO	42	1,81676	0,1768
INTERNO não Granger Causa UE		3,65213	0,0357
UE não Granger Causa EUA	42	0,59345	0,5576
EUA não Granger Causa UE		0,16082	0,852

Fonte: Dados da pesquisa

6 e 7 respectivamente. Da mesma forma na segunda linha onde se encontra a resposta do mercado americano a choques – impulsos - provindo dos demais mercados, percebe-se a pequena influência derivada destes mercados.



Fonte: Dados da pesquisa

**Figura 3:** Função resposta a impulsos nos preços de exportação do melão.

Diferente dos demais mercados, o mercado europeu responde de forma mais contundente aos choques – impulsos – decorrentes do mercado interno, o que apoia a estimação do modelo VAR e a Causalidade de Granger. Desta forma, um choque positivo no mercado interno repercute positivamente no mercado europeu, ou seja, o aumento dos preços do mercado interno impacta no aumento de preços do mercado europeu. A análise numérica e percentual poderá ser vista na seção seguinte que versará sobre a Decomposição da Variância.

### 3.2 Decomposição da variância

As tabelas 5, 6 e 7 demonstram a decomposição da variância de preços dos mercados analisados, ou seja, o quanto uma alteração nos preços – ou na va-

riação de preços – do mercado americano - por exemplo - em um trimestre t1 pode explicar em percentual a alteração dos preços – ou da variação dos preços – do outro mercado no período seguinte, o trimestre t2.

Como visto na estimação do modelo VAR, os preços do mercado interno não sofrem influência dos demais mercados, assim como os preços do mercado americano que também não sofre influência dos mercados analisados. A informação é legitimada quando se observa os dados das tabelas 5 e 6, onde no terceiro ano os preços do mercado interno são influenciados em apenas 7% pelos preços dos demais mercados.

**Tabela 5:** Decomposição da variância do mercado Interno

Período	S.E.	INTERNO	EUA	UE
1	0,256978	100,0000	0,000000	0,000000
6	0,294742	84,50422	7,919792	7,575989
12	0,295230	84,34865	7,934327	7,717023

Fonte: Dados da pesquisa.

Já o mercado americano tem apenas 4%, aproximadamente dos seus preços sendo influenciados pelos demais mercados analisados, conforme visto na Tabela 6.

**Tabela 6:** Decomposição da variância do mercado Americano

Período	S.E.	INTERNO	EUA	UE
1	0,210007	0,006680	99,99332	0,000000
6	0,251173	3,899227	91,91585	4,184922
12	0,251224	3,915081	91,88226	4,202663

Fonte: Dados da pesquisa

A Tabela 7 demonstra a decomposição da variância do mercado europeu, ou seja, as variações de preços deste mercado são explicadas por variações nos preços do mercado interno, por exemplo, já no sexto trimestre, as variações de preços do mercado europeu são explicadas em mais de 20% das alterações na variação de preços do mercado interno. Já no décimo segundo período, os preços do mercado europeu chegam a ser explicados por aproximadamente 25% das alterações do mercado interno, corroborando com o modelo VAR estimado e com a Causalidade de Granger.

**Tabela 7:** Decomposição da variância do mercado Europeu

Período	S.E.	INTERNO	EUA	UE
1	0,094669	1,028127	0,44945	98,72693
6	0,122973	24,44144	1,76564	73,79292
12	0,123332	24,51582	1,83359	73,65059

Fonte: Dados da pesquisa

#### 4 Considerações finais

Esta pesquisa buscou analisar a influência dos preços do melão praticados no mercado interno do Brasil e nos mercados americanos e da União Europeia entre os anos de 2003 a 2013. O objetivo é mostrar a influência que cada mercado exerce no outro e através da estimação de um vetor auto regressivo e do teste de Causalidade de Granger, mostrando qual mercado determina o preço praticado, ou seja, se uma variável causa outra no sentido de Granger.

Os preços do mercado interno brasileiro não sofrem influência dos demais mercados, já os preços de exportação para os Estados Unidos também não sofrem influência dos demais mercados sofrendo influência apenas de si próprio. Os preços de exportação para a União Europeia são influenciados pelos preços do mercado interno e de si próprio. Em relação a causalidade de Granger, o mercado interno causa Granger ao mercado europeu, confirmando assim os resultados do VAR estimado.

Para dar maior robustez as estimações feitas, foram realizados os testes de estabilidade do modelo, bem como o teste de Jarque-Bera que testa a normalidade dos resíduos, a função impulso resposta e a decomposição da variância. Todos corroboraram os resultados obtidos nas estimações do modelo.

Em linhas gerais, o preço interno tem exercido cada vez mais o impacto nas oscilações do mercado internacional afetando as expectativas de produção e comercialização dos produtores, ou seja, o preço do mercado interno vai ajudar a prever os preços do mercado europeu que é o principal destino da fruta brasileira. Desta forma, o mercado interno age como formador de preços, já o mercado europeu, atua como tomador de preços.

#### Referências Bibliográficas

- Almeida, C. O., Souza, J. S. & Pereira, L. M. N. R. J. (2001), 'Tendências no mercado internacional da manga', *Revista Econômica do Nordeste* 32(1), 112–120.
- Barros, F. L. A., F., L. J. R. & Fernandes, R. A. S. (2010), 'Análise da estrutura de mercado na cadeia do leite no período de 1998 a 2008', *Revista de Economia e Agronegócio* 8(2), 177–198.
- Bueno, R. L. S. (2011), *Econometria de Séries Temporais*, 2 edn, Cengage Learning.
- Caporal, B., Cavalheiro, E., Corrêa, J. C. & Cunha, C. (2013), 'Causalidade de granger: Um estudo dos Índices ibovespa e merval', XVI Seminário Interinstitucional de Ensino Pesquisa e extensão, Cruz Alta, Rio Grande do Sul. XVI Mostra de Iniciação Científica.
- Carvalho, J. M. & Miranda, D. L. (2009), 'As exportações brasileiras de frutas: um panorama atual.', XLVII Congresso da Sober, Porto Alegre, Rio Grande do Sul. Anais do XLVII Congresso da Sober, 2009.
- Ceasa (2014), 'Centrais estaduais de abastecimento', <http://www.ceasa.gov.br/index.php?pag=10>. Acesso em: 18 agosto 2014.

- Elliot, G., Rothenberg, T. J. & Stock, J. H. (1996), 'Efficient test for an autoregressive unit root', *Econometrica* **64**(4), 813–836.
- Enders, W. (2010), *Applied Econometric Times Series*, 3 edn, John Wiley and Sons.
- Farias, H. P. (2008), 'Função resposta a impulso e decomposição da variância do erro de previsão aplicados às principais bolsas de valores', Mestrado em Estatística e Experimentação Agropecuária - Programa de Pós-Graduação em Estatística e Experimentação Agropecuária, Universidade Federal de Lavras, Minas Gerais. Dissertação.
- Guarnziroli, C. E. (2006), 'Brasil: perspectivas e limitações', Universidade Federal Fluminense. Rio de Janeiro. Economia - Texto para Discussão.
- Gujarati, D. N. & Porter, D. C. (2009), *Basic Econometrics*, 5 edn, McGraw Hill.
- Lima, S. S. & Moreira, J. C. P. (2007), 'Análise da cadeia produtiva do melão no brasil: Um estudo a partir dos determinantes de exportação', XLV Congresso da Sociedade de Economia, Administração e Sociologia Rural, Londrina, Paraná. Comercialização, Mercados e Preços Agrícolas.
- Matos, M. A., Ninaut, E. S. & Caiado, R. (2008), 'A influência do câmbio na formação de preços do agronegócio', *Revista de Política Agrícola* **17**(4), 6–13.
- Mayorga, R. O., Khan, A., Mayorga, R. D. & Lima, P. V. P. S. and Margarido, M. A. (2007), 'Análise de transmissão de preços do mercado atacadista de melão do brasil', *Revista Economia e Sociologia Rural* **45**(3), 675–704.
- Menezes, G. R. & Fernandez, R. N. (2012), 'Análise do efeito pass-through cambial para a formação dos índices de preços no brasil (1999 - 2011)', XV Encontro de Economia da Região Sul - ANPEC / SUL, Porto Alegre, Rio Grande do Sul. Anais do XV Encontro de Economia da Região Sul - ANPEC / SUL, 2012. p. 1-18.
- Phillips, P. C. B. & Perron, P. (1988), 'Testing for a unit root in time series regressions', *Biometrika* **75**(2), 335–346.
- Silva, J. S., Lima, J. R. F., Santos, R. K. B., Santos, A. S. & Andrade, C. A. S. (2011), 'Análise do comportamento dos preços de manga exportada do brasil: Análise no domínio do tempo', Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural - VI SOBER Nordeste, Petrolina, Pernambuco. Anais (CD-ROM) Pernambuco, SOBER, 2011. 18 p.
- Sims, C. (1980), 'Macroeconomics and reality', *Econometrica* **48**(1), 1–49.
- Vital, T. W., Moller, H. D., Luis, A. F., Sampaio, Y. S. B. & Silva, E. (2011), 'A fruticultura de exportação do vale do são francisco e a crise econômica: Efeitos sobre a convenção coletiva de trabalho 2009-2010', *Agronegócios e Meio Ambiente* **4**(3), 365–390.



## IS THERE A TRADE-OFF BETWEEN SUPERVISION AND WAGE? EVIDENCE FROM A METAL MECHANICAL FIRM IN SOUTHERN BRAZIL

RENO SCHMIDT JUNIOR  
GIBRAN DA SILVA TEIXEIRA  
FELIPE GARCIA RIBEIRO  
GIÁCOMO BALBINOTTO NETO

### Resumo

O objetivo deste trabalho é testar a existência do trade-off entre supervisão e salários em uma empresa do ramo metal mecânico no sul do Brasil. A metodologia utilizada para avaliar os efeitos sobre a produtividade e a eficiência dos trabalhadores foi o estimador de diferenças em diferenças. Avaliando os resultados, constatou-se que o aumento de supervisão gerou um aumento na produtividade entre 13,5% a 26,8%. Assim, com o aumento da produtividade, cabe à firma escolher entre aumentar o nível de supervisão ao custo de US\$ 624,98 ou praticar salários eficiência ao custo de US\$ 2.907,72.

**Palavras-chave:** Salários eficiência. Supervisão. *Insider Econometrics*.

### Abstract

The objective of this work was to test the existence of a trade-off between supervision and wages in a metal mechanical firm in Southern Brazil. The methodology used to assess the effects on productivity and the worker efficiency was the differences-in-differences estimator. Evaluating the results, it was found that with increased supervision, there was an increase in productivity ranging between 13.5% and 26.8%. Therefore, with increased productivity, the company has to choose between increasing the level of supervision, at a cost of US\$ 624.98 or practicing efficiency wages at a cost of US\$ 2,907.72.

**Keywords:** Efficiency wages. Supervision. *Insider Econometrics*.

**JEL classification:** M51, M52, M54

**DOI:** <http://dx.doi.org/10.1590/1413-8050/ea153858>

## 1 Introduction<sup>1</sup>

The goal of this paper was to test the existence of a trade-off between supervision and wages using the efficiency wages model (Shapiro & Stiglitz 1984) in a private firm in the metal mechanics field. The basic question to be addressed is what the effects and implications of the different levels of supervision are on the workers performance in a context of asymmetric information. The efficiency wages theory (shirking model) suggests there is a trade-off between supervision and wages. If there is such trade-off, companies would have to choose between two human resource practices: adoption of wages higher than the labor market wage average (efficiency wages), or the increase of supervision to improve the possibility of detecting worker shirking behavior. Since this paper uses data from within a private firm, it also aims to contribute to the modern literature on Personnel Economics which according to Lazear & Shaw (2007) "(...) drills deeply into the company to study human resource management practices".

The case and empirical analyses are based on data from Bruning, a metal mechanic firm, located in the municipality of Panambi (Rio Grande do Sul – Brazil). Bruning has two groups of workers in an assembly line of aluminum fuel tanks for trucks. One group works at daytime shift (group 1) and the other at night shift (group 2). For group 2 there was an increase in the degree of supervision in the assembly line at a given time. The paper considers two hypotheses. First, before the change in supervision for group 2, productivity should be higher in Group 1 than in Group 2 (with different supervision levels and without wage differences). Second, after the change in supervision for group 2, the productivity of Group 2 should be near or similar to that of Group 1 (with the same supervision level). In other words, the goal here is to verify whether the increase in the degree of supervision in the second group had any positive impact on its labor productivity and labor efficiency. To accomplish the task, the empirical strategy relies on differences-in-difference estimation, since data of two different groups in relation to the supervision in two different moments are available: before and after the supervision shock. The paper investigates the supervision shock on both the productivity and efficiency of workers.

This paper follows the approach of Shaw (2009), entitled Insider Econometrics, that seeks to test the impact of human resources policies and other management practices on employee productivity (Personnel Economics). In this paper, are two of the main characteristics of an Insider Econometrics study pointed out by Ichniowski & Shaw (2013) are present: data from within the firm and an econometric tool to measure the effect of a change in the administrative/managerial practices.

Similar to a large number of Personnel Economics articles, this paper uses personnel data from a single firm. It is possible to organize these kind of Personnel Economics papers into two groups. The first group studies the role of incentives and payment schemes on employee productivity (Lazear 2000, Bandiera et al. 2005, 2007, 2009, Franceschelli et al. 2010), while the second group evaluates the effects of different teamwork arrangements on employee productivity (Bandiera et al. 2009, Jones et al. 2010, Frick et al. 2013). No

---

<sup>1</sup>We would like to thank the Edward Lazear, Helio Zylberstajn, Luiz Alberto Esteves and Daniel Uhr for their comments, as well as the participants of the PPGE/UFRGS seminar and financial support under the CAPES Pró-Integração Project (Announcement 55/2013).

papers were found in Personnel Economics with Insider Econometrics that investigated the role of supervision on productivity. In addition, no papers of Personnel Economics with Insider Econometrics involving Brazilian firms were found. The authors believe that the present study contributes to filling these gaps.

With respect to the use of case studies in Personnel Economics, Jones et al. (2008) argue that econometric case studies (whose definition is similar to Insider Econometrics) may provide better internal validity than studies based on surveys of cross-company, cross-industry, etc. According to those authors, this happens because in case studies it is possible to get better measurements of both dependent variables (productivity, efficiency, etc) and Human Resources Management (HRM) than in general surveys. Secondly, a case study allows for a personal interaction between researchers and the managers of a firm. Such interaction may result in a better understanding and identification of important mechanisms and channels that link HRM and labor productivity. With regard to the external validity of case studies, Jones et al. (2008) have argued that the criticism that involves them is overstated. These authors claim that statistical generalization is indeed not appropriate when a research relies on case study because probably one single firm does not represent a population of firms. However, analytical generalization, which involves testing hypothesis obtained from theory, may be strengthened due both to the high internal validity of such studies and the adequate use of theory for the specific context which is usually very detailed in case studies. According to Ichniowski & Shaw (2013), the rich micro-level data on workers, products, management practices, production process, and other firm characteristics allows the test of theories on the determinants of the worker and firm productivity. These last points reinforce the contributions of this paper as it tests theoretical hypothesis in an “experiment” with high internal validity.

On the main findings of this paper, the results obtained from the difference-in-difference estimator suggest an increase in average daily productivity of the workers who belong to Group 2 after the supervision increase. The estimated effect is between 13.5% and 26.8%, depending on the sample. The results are robust to different strategies of falsification. Regarding efficiency, the estimated results are significant in only one of the samples used, which does not allow us to perform a precise analysis of the effect of supervision increase on this variable.

In addition to this introduction, the paper has four more sections. In 2, the shirking model is developed and discussed, with its theoretical implications for the analyzed case. The third section provides a description of the Bruning Industry, and detailing of the case. The fourth section presents the empirical strategy and the analysis of the results. Finally, the fifth section contains the conclusion with the main results of the case study, based upon what is seen in the preceding sections.

## **2 Shirking model and supervision level**

In the shirking model, Shapiro & Stiglitz (1984), the utility function ( $U$ ) for the worker presents a relationship between wage ( $w$ ) and effort ( $e$ ) and seeking to maximize this function, it is assumed that:

$$U(w, e) \quad e \quad \frac{\partial U}{\partial w} > 0 \quad ; \quad \frac{\partial U}{\partial e} < 0 \quad (1)$$

The higher the worker's effort ( $e$ ), the smaller the utility ( $U$ ) of the wage ( $w$ ). In case the worker is unemployed, he will receive an unemployment benefit ( $\acute{w}$ ) and the effort will be zero ( $e = 0$ ).

For the unemployed worker, there is a probability  $b$ , per unit of time, in which he will be out of work, due to replacement (frictional unemployment -  $\frac{1}{b}$ ), this rate is assumed to be exogenous. In addition, each employee has an intertemporal discount rate ( $r$ ) which maximizes the present value of utility ( $U$ ). It is assumed that this discount rate will always be higher than zero ( $r > 0$ ). The only choice the worker has is to select the effort level. In case the worker performs his work with his usual effort level (chooses working hard, no shirking), he will receive a wage ( $w$ ) and will keep his job until exogenous factors result in a dismissal.

In case he chooses not to work hard (shirking), there is a possibility ( $q$ ), per unit of time, of him being caught (by the supervision) and getting laid off.

It is to be expected that the worker will choose the effort level that maximizes his intertemporal utility. This involves a comparison between the values of the utilities, in the cases of working hard (no shirking), working hard (shirking) and when the worker is unemployed. Thus, the expected utility must be calculated, throughout the life cycle of a worker who opts for "shirking" and match the expected utility throughout the life cycle, for a worker who chooses to "shirk". The worker will choose working hard (no shirking), only if the utility of not shirking is higher than the utility on shirking. Thus, this becomes the condition for the worker to choose working hard (no-shirking condition - NSC). Calculating the critical wage ( $w$ ) that respects this condition, we have:

$$w \geq e + \acute{w} + \left(\frac{e}{q}\right)\left(\frac{b}{u} + r\right) \quad (2)$$

Where  $u = \frac{(N-L)}{N}$  represents the unemployment rate.

According to Stiglitz (2009), when firms manage to select the monitoring level ( $q$ ) they can then make an exchange (trade-off) between monitoring level and wages. Supposing a variation occurs in the supervision level ( $q$ ) *ceteris paribus*, it is possible to build an inverse relation between the supervision level and the wage that attends the NSC condition, an issue that will be assessed in the article.

In the next section an analysis is made of a case of variation in the level of supervision of a firm in the metal mechanic area, testing the main propositions of the shirking model, developed in this section.

### 3 Case Study

The objective of this section is to relate the theory of the efficiency wage (shirking model) to the case of Bruning Tecnometal<sup>2</sup>, using productivity data of the

<sup>2</sup>Bruning Tecnometal LTD was founded by Mr. Ernesto Rehn on April 1, 1947, in the city of Panambi in Rio Grande do Sul, where its production plant is located, to this day. Currently, Bruning produces shaped metal parts by means of low temperature processes (room temperature), called metal stamping. Added to this, the firm has welding and painting processes, which are

production line of aluminium made fuel tanks, for a given change in the level of supervision and the resulting implications. For this analysis the case study methodology will be used. This methodology has already been used in similar situations by Raff & Summers (1987) in the case of Ford, and by Lazear (2000), in the case of Safelite. Besides, for this investigation, a research strategy will be adopted in line with what Bartel et al. (2004) and later Ichniowski & Shaw (2013) called Insider Econometrics<sup>3</sup>.

One of the advantages of researching with data from within the company, according to Ichniowski & Shaw (2013), is the possibility of identifying the behavioral mechanisms that explain the connection between the administrative policies and the results, in terms of productivity, before “noises” are incorporated to the data.

Bruning is located in Panambi, a city with 38,058 inhabitants<sup>4</sup> and has 3,400 workers. It employs 25.40% of the male population between 19 and 59 years of age and 4.16% of the female population between 19 and 59 years of age IBGE (2010). Bruning suffers an enormous shortage of manpower. Therefore, there is a constant effort to reduce the total number of employees. The elimination of a supervisor from the production line of aluminum fuel tanks is among this efforts. This elimination lasted from November 2010 to October 2011.

The data of the case refer to primary data obtained from two sources (1) through a monitoring system called CODI<sup>5</sup>, that supplies the andon<sup>6</sup> functions of takt time<sup>7</sup> measurer in the production line of aluminium-made fuel tanks; and (2) through the Human Resources department of the firm. The data were measured for two groups of workers, identified in this study as Group 1 and Group 2.

The following data were collected: (1) Performance (productivity); (2) Efficiency; (3) Availability; (4) Salaries. Where: (1) Performance (productivity): is the relationship between the time spent for the production of the item in question and the theoretical time considered to form the cost of the item. In a simplified manner, it is the speed (effort / concentration) with which the operator works; (2) Efficiency: is the relationship between the time the machine is in production by the total time in which it is available for production. It can be said, in a simplified way, that it is the total amount of time in which the

---

sometimes necessary to supplement the pieces produced for customers. In 2013, Bruning had a revenue of US\$ 256 million. With such a revenue, Bruning is considered one of the 1,000 largest companies in Brazil (Melhores & Maiores Exame, 2013). Today, Bruning represents 48% of the tax revenue of the city of Panambi

<sup>3</sup>Such a case can be classified as Ichniowski & Shaw (2013) Insider Econometrics, as it meets the five characteristics of Insider Econometric Research, which are: (1) estimate a regression of productivity, where productivity is a function of some administrative practice; (2) identify why administrative practices alter the level of productivity and where they have greater and lesser impact; (3) modeling administrative practices; (4) work with data at the company level (micro-level data) related to employees or group of employees with a common production function; and (5) use field research or interviews with managers within companies to formulate testable hypotheses and interpret results, providing additional evidence on the economic mechanisms behind the results.

<sup>4</sup>According to IBGE, data from the 2010 census.

<sup>5</sup>A system manufactured by CODI enterprise (<http://www.codi.com.br>).

<sup>6</sup>A visual management tool that shows the state of operations during production. An andon can indicate the production status (amount produced, amount produced with defects, time when machine stopped). For more details see Marchwinski & Shook (2003).

<sup>7</sup>Time available for production divided between the client's demand. For more details see Marchwinski & Shook (2003).

operator is effectively working; (3) Availability: time in which the machine was available for production within the working shifts. It takes into account the total time of the shifts, minus the times for maintenance or unexpected stops<sup>8</sup>; and (4) Wages: nominal net income earned by the workers in each of the functions.

4.8% of the employees working in the production of aluminium fuel tanks, responsible for 15% of the firm revenue. This is produced to meet the needs of truck assemblers operating in Brazil. Within Bruning, there is a separate area (called line 47), isolated from the rest of the factory, built exclusively to hold the production line of the fuel tanks. This line does not suffer interference from other production sites at Bruning.

The CODI controls are installed in the operations of welding of partitions and of lids. Those stages are the robotized welding operations of the fuel tanks and constitute the bottleneck operations<sup>9</sup> in the production of aluminium fuel tanks. In this way, these two operations dictate the production rhythm of the entire assembly line.

The welding operations, for these two points are done by pre-programmed robots, prepared exclusively for these operations. The operators who work in these two stages receive 40 hours training on soldering and identification of possible defects, and another 40 hours training on the operation of the robot. The times and movements of these two operations are quantified and analyzed by the Bruning production engineering team. Nonetheless, the operator can opt “not to pull his weight” during the preparation and positioning of the tanks for the robotized welding and / or after the performance of the welding, when the tanks need to be moved again, from the robot to the next operation. The preparation, positioning and removal of the tanks are manual operations, where the operator can simply take more time than necessary, be it positioning the tank, or not removing the tank after it has been soldered by the robot. The choice of when to perform the operations is at the discretion of the operator.

Production line 47 possesses a theoretical manpower distribution, throughout the production process. Such distribution is called capacity frame. The capacity frame for this line foresees the need for 40 operators and two supervisors per shift in order to obtain maximum production with all the work places filled, respecting the logic of the takt time<sup>10</sup>. The takt time is measured by Codi, along the welding robots. While the robot is performing the welding operation, the Codi system is doing the reading and registering the times. Between the welding of one tank and another, the Codi system registers that the robot is not being used, which characterizes a waste of time in the process and the reduction of such time represents productivity gain. The function of the operator is to change the tanks at the end of each welding operation. Without adequate supervision it is very easy for the operator to adopt a shirking posture during the course of these exchanges.

According to data from the Human Resources department at Bruning, Line 47 presents a low turnover rate. Within the analyzed period for this work (11/01/2010 - 10/31/2012), the turnover rate remained within the historical patterns of 3.7% per year. The mean time at the company for employees of

---

<sup>8</sup>As unexpected stops we can have: lack of electricity, production meetings, going to the toilet, etc.

<sup>9</sup>Bottleneck operation is one that presents the largest processing time.

<sup>10</sup>Time available for production divided by customer demand. For more details see Marchwinski & Shook (2003).

each shift during the period analyzed in this study was 2 years and 11 months for employees of the first shift and three years and four months for the second shift employees. It is important to say that within the sample period the number of workers in each group was constant and equal to 40. This is because each operator has a specific and unique function, so it is not possible to produce if someone is missing. Operators who missed work were immediately replaced.

Between November 2010 and October 2011 a modification was made in relation to the degree of supervision in production line 47. During that period, one of the assembly line supervisors of the capacity frame of the second shift (Group 2), was eliminated. This modification did not take place in the first shift (Group 1), which continued having two supervisors.

Such modification was made due to the great difficulty of the company in finding qualified<sup>11</sup> manpower for this function. This modification led to a change in the supervisors/supervised ratio with a difference of 50% between one shift and the other. For the first shift (Group 1) this ratio remained at  $\frac{2}{40} = 0.05$ , however, for the second shift (Group 2), this ratio became  $\frac{1}{40} = 0.025$ . In November 2011, the second supervisor of the second shift (Group 2) was replaced. With this, the supervisors/supervised ratio was the same again for both shifts (groups). Thus, between November 2011 and October 2012, both shifts (groups) maintained a supervisors/supervised ratio of  $\frac{2}{40} = 0.05$ . Therefore, during the period of one year, the two groups operated with different supervision levels, which, according to the shirking model, as developed by Shapiro & Stiglitz (1984), represented an opportunity for shirking behaviors, when "one is not pulling his weight", since the chance of an operator being caught practicing this type of posture was reduced.

While Group 1 (first shift) remained with two supervisors during two years (between November 2010 and October 2012), Group 2 (second shift) had one supervisor during the first year (between November 2010 and October 2011) and two supervisors during the second year (between November 2011 and October 2012). For each variable, in each group, 464 observations were generated regarding performance, efficiency and availability, which will be analyzed in the next section.

#### 4 Empirical Strategy

First, as a consequence of the nature of available data and the theory model of efficiency wage, a hypothesis test for the mean of productivity between the two groups of workers was conducted. Specifically, the following two hypotheses were tested:

$H_0$ : Before the increase in the supervision level for Group 2, productivity was higher in Group 1 than in Group 2 ( $PM_1 > PM_2$ ), therefore, the average productivity must be greater in Group 1 than in Group 2 without wage differentiation.

$H_1$ : after the increase of the supervision level in Group 2, the moral hazard of the group submitted to more supervision (Group 2) was reduced, becoming equal to that of Group 1 ( $PM_1 = PM_2$ ), therefore, the average productivity of Group 1 should be equal to that of Group 2.

---

<sup>11</sup>For this function the minimum qualification for hiring is a mid-level technical course in mechanics.

The tested groups were of the semi-closed type, with small alterations of the participants, due to the low turnover of the sector (3.7% per year), keeping the other conditions constant (*ceteris paribus*), ensuring the lowest possible influence of the work environment, the degree of worker experience and even turnover. So, this was a real and timely case study where it was possible to work with more data and in a smaller universe than that evaluated by Gatica et al. (1995), Arbache (2001), Esteves (2006, 2008) and Uhr & Ziero (2011), who used aggregate and sectorial data from the Brazilian economy. Second, with the objective of evaluating the effect of the increased degree of supervision on Group 2, a natural experiment<sup>12</sup>, the authors opted to use the differences-in-differences method. The choice of this empirical strategy is mainly justified for having information of two different groups on performance, efficiency and availability along time. In this case, the authors seek to evaluate the intervention through the increase in supervision in the production lines, focused on only one of the groups.

The central hypothesis for the identification of the impact in the increased supervision of Group 2 resides in assuming that, without the supervision increase on the second group, the performance, efficiency and availability of both groups would follow parallel trajectories. In other words, any other shocks that might affect the trajectories of the interest variables between the treated group and the control group would exert the same influence.

Therefore, any deviation observed in the trajectories of the interest variables between the two groups, in periods subsequent to the intervention, can be attributed to the effect of the supervision increase on Group 2.

Formally, the following equation will be estimated:

$$Y_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 G_i + \alpha_2 P_t + \alpha_3 G_i P_t \quad (3)$$

For  $i = 1, 2$  and  $t = 1, \dots, 464$ .

The dependent variable  $Y$  is both a measure of the production performance and a measure of efficiency and availability. While the variable  $G$  is a binary variable that takes on value 1 for group 2 and value 0 for group 1. Variable  $P$  is also a binary variable that takes on value 1 for all the observations of periods after the 03/11/2011 (date of the beginning of the increased monitoring for group 2), and zero for the periods prior to that date.

The coefficient of interest to be estimated is  $\alpha_3$  that captures the difference of the conditional differences of the dependent variable between the two groups throughout time. In order to visualize this, consider the four conditionals below:

$$\begin{aligned} E[Y_{it}|G_i = 1, P_i = 1] &= \alpha_0 + \alpha_1 + \alpha_2 + \alpha_3 + E[\epsilon_{it}|G_i = 1, P_i = 1] \\ E[Y_{it}|G_i = 1, P_i = 0] &= \alpha_0 + \alpha_1 + E[\epsilon_{it}|G_i = 0, P_i = 1] \\ E[Y_{it}|G_i = 0, P_i = 1] &= \alpha_0 + \alpha_2 + E[\epsilon_{it}|G_i = 0, P_i = 1] \\ E[Y_{it}|G_i = 0, P_i = 0] &= \alpha_0 + E[\epsilon_{it}|G_i = 1, P_i = 1] \end{aligned} \quad (4)$$

<sup>12</sup>According to Angrist & Pischke (2014), natural experiments take place when an exogenous event occurs, generally some governmental policy change (of the firm), generating alterations in the environment in which the individuals, families or workers operate. In order to analyze a natural experiment one must always have a control group which has not been affected by the change and a treatment group that is affected by the event.

From the differences (a) – (b) and (c) – (d) we obtain:

$$\begin{aligned} (a) - (b) &= \alpha_2 + \alpha_3 + E[\epsilon_{it}|G_i = 1, P_i = 0] - E[\epsilon_{it}|G_i = 1, P_i = 0] \\ (c) - (d) &= \alpha_2 + E[\epsilon_{it}|G_i = 1, P_i = 1] - E[\epsilon_{it}|G_i = 1, P_i = 0] \end{aligned} \quad (5)$$

Equation 3 was also estimated in three other specifications for checking the robustness of the estimated results. The second of the four specifications includes an interaction term between the binary variable that identifies the groups and a trend variable ( $t$ ). With this interaction, the trajectories of the dependent variables are allowed to have different tendencies between the two groups. In the third specification the interaction of the second is removed and dummies of months are included to control effects related to seasonal issues that might affect productivity and efficiency. In the fourth and last specification, both the interaction as well as the dummies of months are included. The standard errors were estimated by the White correction process for the covariance matrix. Furthermore, three different samples were used to perform the step described above.

In the first sample, all the available observations were used. This sample is referred to as the “Complete Sample”. The second sample just contains information within the time frame of the 6 months before and after 11/03/2011. This sample was called “six months sample”. Finally, the third sample contains observations within the month prior to and after 03/11/2011. This sample was named “one month sample”. This procedure was adopted to investigate if the monitoring effect, in case it exists, presents some heterogeneous behavior over time. In the one month sample, only two specifications are estimated, those that do not include seasonal dummies, that in this case would be perfectly collinear with the variable  $P$ .

With the purpose of checking the validity of the results, two procedures were adopted. The first is referred to here as “temporal placebo”. It consists of the estimation of all the specifications used with the alteration of the date of treatment for previous periods to the real supervision change in group 2. The idea behind this procedure is to check the existence of trajectories previously not parallel between the dependent variables of the two groups, which invalidates the identification impact hypothesis of the differences in differences method in our case. If the results observed in the main estimations were in fact significant and were capturing the supervision effect on the performance and the efficiency, when the estimations for periods prior to the change of supervision policy are done, what is expected is an absence of statistical significance. In this procedure, the information generated after 11/03/2011 is not used, the purpose is not to contaminate the estimates of the temporal placebo with information of periods when the intervention is in effect.

The “temporal placebos” were estimated in two periods with different samples. The first is six months before the date of the intervention 05/02/2011, with a sample from 11/01/2010 to 10/30/2011, while the second one is a month before the date of intervention, 10/03/2011, with a sample from 09/01/2011 until 10/30/2011. The other checking procedure used for robustness consists in estimating all the specifications having the availability degree of the machines to work with as a dependent variable, which in principle should not be influenced by the supervision increase, since machines only suffer influence from structural factors such as the supply of electric energy, for instance, indicating that if there is no availability variation with the increase of supervision

and there are productivity and efficiency variations, there are indications of robust results<sup>13</sup>.

## 5 Results

Before analyzing the results of the models based on the differences in differences method, some median tests were carried out, indicating different levels of productivity between groups before the supervision increase occurred in Group 2. From the values calculated in Table D.3.<sup>14</sup>, it can be stated that, from the statistical point of view, the medians for Productivity and Efficiency obtained between Group 1, with two supervisors and Group 2, with one supervisor, are statistically different. For the availability, the averages do not show significant statistical difference.

Productivity and efficiency are related to the performance of the production line workers. Availability, on the other hand, is related to the unexpected stops (maintenance problems, lack of electric energy, etc.). Thus, it is coherent with the shirking model not to find differences between the averages for availability, given that the difference in the number of supervisors does not have much influence on unexpected stops. Thus, hypothesis  $H_0$  is thus confirmed.

With the insertion of the second supervisor in Group 2, based on Table D.1, it can be asserted that, statistically, the averages obtained for Performance, Efficiency and Availability among Group 1, with two supervisors, and Group 2, with two supervisors, are not different. The  $H_1$  hypothesis is confirmed this way. In addition to this average difference analysis between groups, the analysis of Group 2 itself was also performed, before and after the increase in supervision, in which, according to Table D.2, it was proved that the group, in relation to itself, obtained a significant increase with the introduction of one more supervisor. However, in order to investigate the shock effect of supervision that occurred in group 2 in more detail, the results of the differences in differences method are highlighted.

Table D.3, presents the estimates of differences in differences of the increased monitoring effect on Group 2, in terms of productivity. In the full sample, in three of the estimated specifications the effect is positive and statistically significant to 1.0%. The estimated coefficients indicate that increased supervision generated, on average, an increase in daily performance in the range of 13.5% to 16.8%. The estimations for the other two samples also corroborate the positive effect observed in the complete sample, with the effect of the increase in supervision over the second group being higher in the short term. In the six-month sample estimates are all significant at 1.0% and range from 16.3% to 19.3%. In the one-month sample the estimated effects are also significant and are between 21.9% and 26.8%. In the three samples the greater coefficients are associated with the model with the presence of the possibility of different trajectories of the dependent variables among the groups.

Table D.4, presents the results of the estimations where the dependent variable is efficiency. The results indicate that the monitoring is significant only in the six-month sample. The estimates range between 22.6% and 26,7%.

<sup>13</sup>For an additional example of the falsification test see Williams & Bretteville-Jensen (2014).

<sup>14</sup>Appendixes Appendix A and Appendix B highlight graphic analysis of the series. In Appendix Appendix B, are the tables with the estimated results.

In the models with interaction between tendency and group, the coefficients were merely significant to 10%.

The results of the “temporal placebo” estimates for performance can be observed in Table D.5. In the sample with six-month sample, the estimated coefficient was significant only in one of the four specifications. In the one-month sample, no coefficient associated to the “false” intervention effect was significant. These results indicate that there were no different previous tendencies in the performance between the two groups. Therefore, the results presented in table A.4.1 are corroborated as an effect of the increased monitoring of Group 2 on the performance of the workers. Table A.4.7 presents the results of the temporal placebos for efficiency. In the six-month sample three coefficients are statistically significant, however there is no robustness in the placebo estimates. Positive and negative coefficients were observed. In the one-month sample there are no statistically significant coefficients.

Finally, Table D.6 presents the differences-in-differences estimations over the availability variable. No coefficient, for any of the three samples, indicates effect of the monitoring. As it was previously discussed, there is no reason whatsoever for availability to suffer any change due to increase in monitoring. The absence of statistical significance in the estimated coefficients for availability, reinforces the robustness of the results we observed mainly for the worker productivity. Therefore, it is evaluated that the estimates present in Table D.3 are not spurious, because if they were, it would be reasonable to imagine finding statistical significance in the estimations where availability is the dependent variable.

From the verification that there was an increase in productivity with the supervision increase in Group 2, the result mentioned by Shapiro and Stiglitz (1984), that is, an inverse relationship between supervision and wages, is reached. Since no differentiation was made at the wage level among the workers allocated to the first and second shift, in spite of the elimination of the supervisor position for the second shift (between November 2010 and October 2011), it was to be expected that the production level of the second shift (Group 2) would present a reduction to the level of the first shift (Group 1)  $H_0$  and a productivity increase in group 2 after the  $H_1$  shock. Such condition was justified, mainly due to the modification of the detection probability ( $q$ ) of the “not pulling one’s weight” (shirking model), that was reduced by half with the elimination of a supervisor ( $q_1 \neq q_2$ ). Supposing that before the detection probability of the “not pulling one’s weight” condition was ( $q_1 = 50\%$ ), in the second moment we have the reduction in half ( $q_2 = 25\%$ ). Next, a simulation for the case being analyzed is conducted.

Table D.7 below presents a synthesis of the mains results of the effects of supervision on the productivity and efficiency. It also shows the results of the robustness check that use availability as the dependent variable (placebo).

In addition to the econometric analysis, a simulation exercise was held. Using Equation 2 it is possible to perform a simulation exercise and calculate the wage that should be put into practice, in order to maintain the worker effort level, even with the reduction in supervision level and consequent reduction of detection probability ( $q$ ) of the shirking behavior (wage efficiency).

$$w \geq e + \dot{w} + \left(\frac{e}{q}\right)\left(\frac{b}{u} + r\right) \quad (6)$$

**Table 1:** Monitoring Effect on Performance, Efficiency and Availability (Placebo)

	Full Sample (01/11/2010 – 30/10/2012)			Six month sample (02/05/2011 – 30/04/2012)			One month sample (03/10/2011 – 30/11/2011)		
	Perf. coef/se	Effi. coef/se	Aval. coef/se	Perf. coef/se	Effi. coef/se	Aval. coef/se	Perf. coef/se	Effi. coef/se	Aval. coef/se
Monitoring effect	0,168*** (-0,033)	0,283*** (-0,104)	0,099 (-0,090)	0,168*** (-0,046)	0,226* (-0,127)	0,038 (-0,110)	0,268*** (-0,089)	0,267 (-0,202)	0,030 (-0,157)
Group 2	-0,104*** (-0,018)	-0,028 (-0,054)	0,026 (-0,049)	-0,117** (-0,056)	-0,221 (-0,153)	-0,107 (-0,129)	0,512 (-0,797)	0,719 (-1,627)	0,264 (-1,367)
Post 01/11/2011	-0,020* (-0,011)	-0,312*** (-0,031)	-0,313*** (-0,026)	-0,063* (-0,033)	-0,298*** (-0,086)	-0,213*** (-0,073)	0,001 (-0,041)	-0,084 (-0,109)	-0,083 (-0,082)
Constant	4,314*** (-0,016)	3,901*** (-0,043)	4,219*** (-0,038)	4,347*** (-0,027)	3,856*** (-0,053)	4,101*** (-0,038)	4,338*** (-0,035)	3,819*** (-0,062)	4,095*** (-0,039)
R <sup>2</sup>	0,326	0,352	0,341	0,283	0,55	0,567	0,303	0,033	0,024
R2 Adjusted	0,315	0,341	0,33	0,26	0,536	0,553	0,26	-0,026	-0,036
Observations	928	927	927	460	459	459	70	70	70
Tendency	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Seasonality	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	-	-	-

Note: \*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0$ .

Source: Own Elaboration parting from the results.

Since there were no modifications in the salaries paid to the production line workers throughout time, the salaries paid between  $t_0$  and  $t_1$  were the same as between  $t_1$  and  $t_2$  ( $w_1 = w_2$ ).

Effort ( $e$ ) would also remain the same, as well as unemployment payment ( $\bar{w}$ ). Therefore, it can reasonably be argued that employee discount rate ( $r$ ) also does not suffer alteration, that frictional unemployment ( $b$ ) remains stable and that unemployment wage ( $\bar{w}$ ) for an employee who earns US\$ 496,02 per month is US\$ 388,861. Considering frictional unemployment of ( $b = 1\%$ ) and the 2010 rate of unemployment as ( $u = 6,7\%$ ), we have that:

$$w_1 \geq e_1 + \dot{w} + \left(\frac{e_1}{q_1}\right) \cdot \left(\frac{b}{u} + r\right) \rightarrow 496.02 \geq e_1 + 388.86 + \left(\frac{e_1}{0.5}\right) \cdot \left(\frac{0.01}{0.067} + 1\right) \quad (7)$$

$$e_1 \geq 31.62$$

Since the effort is the same in both moments, it is possible to calculate what the wage to be paid with the supervision reduction ( $q$ ) so as to maintain a constant effort level.

$$w_2 \geq e_1 + \dot{w} + \left(\frac{e_1}{q_2}\right) \cdot \left(\frac{b}{u} + r\right) \rightarrow w_2 \geq 31.62 + 388.86 + \left(\frac{55.6615}{0.25}\right) \cdot \left(\frac{0.01}{0.067} + 1\right) \quad (8)$$

$w_2 \geq US\$568.71$   $w_2 \geq R\$568.71$   $w_2 \geq R\$1,000.9382$ , a wage 14,66% higher than the current wage paid.

Yet, as the wage ( $w$ ) remains constant, it is to be expected that the effort level would have a significant reduction due to the modification of the detection probability ( $q$ ) of the “not pulling one’s weight” (*shirking model*).

$$w_2 \geq e_2 + \dot{w} + \left(\frac{e_2}{q_2}\right) \cdot \left(\frac{b}{u} + r\right) \rightarrow 496.02 \geq e_2 + 388.86 + \left(\frac{e_2}{0.25}\right) \cdot \left(\frac{0.01}{0.067} + 1\right) \quad (9)$$

$$e_2 \geq 32.8032 \quad e_2 \geq 18.63, \text{ a } 41.08\% \text{ reduction in the effort level.}$$

In order to maintain the effort level, according to the Shapiro & Stiglitz (1984) model, it would be necessary to increase the wage of the 40 workers (machine operators by 14.66% (from US\$ 496.02 to US\$ 568.71) This would represent an increase in the production costs (*ceteris paribus*) of US\$ 2,907.62 ((US\$ 568.71 - US\$ 496.02).40). Considering that the wage of the supervisor is US\$ 624.98<sup>15</sup>, in case it is possible to maintain the productivity level by adding one more supervisors, such option proves to be less costly than practicing a wage efficiency policy. In the Bruning case, the economic advantage of working with one more supervisor becomes evident, since the additional costs imposed by the hiring and maintenance of this added worker are much lower than the gains obtained through a higher productivity of the welding line of the fuel tanks, thanks to a reduction of the “shirking behavior”.

<sup>15</sup>Net wage, without social security charges

## 6 Final Considerations

The objective of this work was to test the existence of a trade-off between supervision and wage, using the efficiency wage model, more specifically the shirking model, Shapiro & Stiglitz (1984) for data obtained from the Bruning Tecnometal Ltda company in the production line of aluminium fuel tanks, based on the Insider Econometrics approach. The relevance of the present study is that it shows how productivity can be increased, showing its fundamentals as well as the measurement of results are.

The analysis of the series indicated that there was an increase in productivity as soon as the level of supervision increased. Besides, the econometric tests indicate the existence of the positive correlation according to Shapiro & Stiglitz (1984) and is confirmed for the Bruning case. The results point to the increased daily average productivity of the workers who belong to Group 2 after the increase in supervision. The estimated effect is ranges between 13.5% and 26.8% depending on the the sample estimation. The results are robust to different distortion strategies. Since the efficiency of the estimated results is significant in only one of the samples used, this does not allow us to accomplish an accurate analysis of the effect of increased supervision on this variable.

The main conclusion of this study is that after the confirmation that the two working hypothesis proved to be significant from the statistical point of view, the firm can choose between the addition of one more supervisor, with a cost of US\$ 624.98 instead of practicing an efficiency wage for all the 40 workers who operate machines in the production line.

Through the calculation of the theoretical model, the increase over the wage should be 14.66% to maintain the same level of effort, for the 40 assembly line operators. Such increase would represent an additional cost of US\$ 2,907.72. In this way, in case the firm chooses to add one more supervisor (wage of US\$ 624,98) instead of practicing efficiency salaries (US\$ 2,907.72), it would reduce the cost by US\$ 2,282.74. Thus, it becomes more advantageous for the company to increase the number of supervisors instead of increasing wages.

## Bibliography

Angrist, J. D. & Pischke, J. S. (2014), *Mastering Metrics: The path from cause to effect*, Princeton University.

Arbache, J. S. (2001), 'Trade liberalisation and labour market in developing countries: theory and evidence.', *University of Kent* . Department of Economics Discussion Paper 01/12.

Bandiera, O., Barankay, I. & Rasul, I. (2005), 'Social preferences and the response to incentives: evidence from personnel data', *Quarterly Journal of Economics* **120**, 917–196.

Bandiera, O., Barankay, I. & Rasul, I. (2007), 'Incentives for managers and inequality among workers: Evidence from a firm-level experiment.', *The Quarterly Journal of Economics* **122**(2), 729–773.

- Bandiera, O., Barankay, I. & Rasul, I. (2009), 'Social connections and incentives in the workplace: Evidence from personnel data', *Econometrica* 77(4), 1047–1094.
- Bartel, A., Ichniowski, C. & Shaw, K. (2004), 'Using "insider econometrics" to study productivity', *The American Economic Review* 94(2), 217–223.
- Esteves, L. A. (2006), 'Uma nota sobre intensidade de supervisão nas indústrias brasileiras', *Revista Brasileira de Economia*, 60, 235–246.
- Esteves, L. A. (2008), 'Salário eficiência e esforço de trabalho: evidências da indústria brasileira de construção', *Revista Economia* 9(2), 327–341.
- Franceschelli, I., Galiani, S. & Gulmez, E. (2010), 'Performance pay and productivity of low-and high-ability workers', *Labour Economics* 17(2), 317–322.
- Freeman, R. & Kleiner, M. (2005), 'The last american shoe manufacturer: Decreasing productivity and increasing profits in the shift from piece rates to continuous flow production', *Industrial Relations* 44(2), 307–330.
- Frick, B. J., Goetzen, U. & Simmons, R. (2013), 'The hidden costs of high-performance work practices: Evidence from a large german steel company', *Industrial & Labor Relations Review* 66(1), 198–224.
- Gatica, J., Mizala, A. & Romaguera, P. (1995), 'Interindustry wage differentials in brazil', *Economic Development and Cultural Change* 43(2), 315–331.
- Hamilton, B. H., Nickerson, J. A. & Owan, H. (2003), 'Team incentives and worker heterogeneity: An empirical analysis of the impact of teams on productivity and participation', *Journal of Political Economy* 111(3), 465–497.
- IBGE (2010), 'Dados do censo 2010'.  
**URL:** [http://www.censo2010.ibge.gov.br/sinopse/webservice/frm\\_piramide.php?codigo=431390&corhomem=3d4590&cormulher=9cdbfc](http://www.censo2010.ibge.gov.br/sinopse/webservice/frm_piramide.php?codigo=431390&corhomem=3d4590&cormulher=9cdbfc)
- Ichniowski, C. & Shaw, K. (2013), Insider econometrics, in R. Gibbons & J. Roberts, eds, 'The Handbook of Organizational Economics', Scottsdale, Princeton, chapter 7, pp. 261–311.
- Jones, D. C., Kalmi, P. & Kauhanen, A. (2008), Overview and evidence from recent finnish studies. Working paper.
- Jones, D. C., Kalmi, P. & Kauhanen, A. (2010), 'Teams, incentive pay, and productive efficiency: Evidence from a food-processing plant', *Industrial & Labor Relations Review* 63(4), 606–626.
- Jones, D. C. & Kato, T. (2006), The impact of teams on output, quality and downtime: An empirical analysis using individual panel data. Working Paper, Hamilton College.
- Knez, M. & Simester, D. (2001), 'Firm-wide incentives and mutual monitoring at continental airlines', *Journal of labor Economics* 19(4), 743–772.
- Lazear, E. P. (2000), 'Performance pay and productivity', *American Economic Review* 90(5), 1346–1361.

- Lazear, E. P. & Shaw, K. (2007), 'Personnel economics: The economist's view of human resources', *Journal of Economic Perspectives* 21(4), 91–114.
- Marchwinski, C. & Shook, J. (2003), *Lean lexicon: a graphical glossary for lean thinkers*, Lean Enterprise Institute.
- Paarsch, H. J. & Shearer, B. S. (2000), 'Piece rates, fixed wages and incentive effects: Statistical evidence from payroll records', *International Economics Review* 41(1), 59–92.
- Raff, D. M. & Summers, L. H. (1987), 'Did henry ford pay efficiency wages?', *Journal of Labor Economics* 5(4).
- Shapiro, C. & Stiglitz, J. E. (1984), 'Equilibrium unemployment as a worker discipline device', *American Economic Review* 74, 433–444.
- Shaw, K. (2009), 'Insider econometrics: a roadmap with stops along the way', *Labour Economics* 16, 607–617.
- Shearer, B. S. (2004), 'Piece rate, fixed wages and incentives: Evidence from a field experiment', *Review of Economic Studies* 71(2), 513–534.
- Stiglitz, J. E. (2009), *Selected Works of Joseph E. Stiglitz*, Vol. 1, Oxford University Press, Oxford.
- Uhr, D. A. P. & Ziero, J. G. (2011), 'Existe trade off entre supervisão e salários? evidências para a indústria da construção civil brasileira', *Anpec Sul*.
- Williams, J. & Bretteville-Jensen, A. L. (2014), 'Does liberalizing cannabis laws increase cannabis use?', *Journal of Health Economics* 36(24), 20–32.

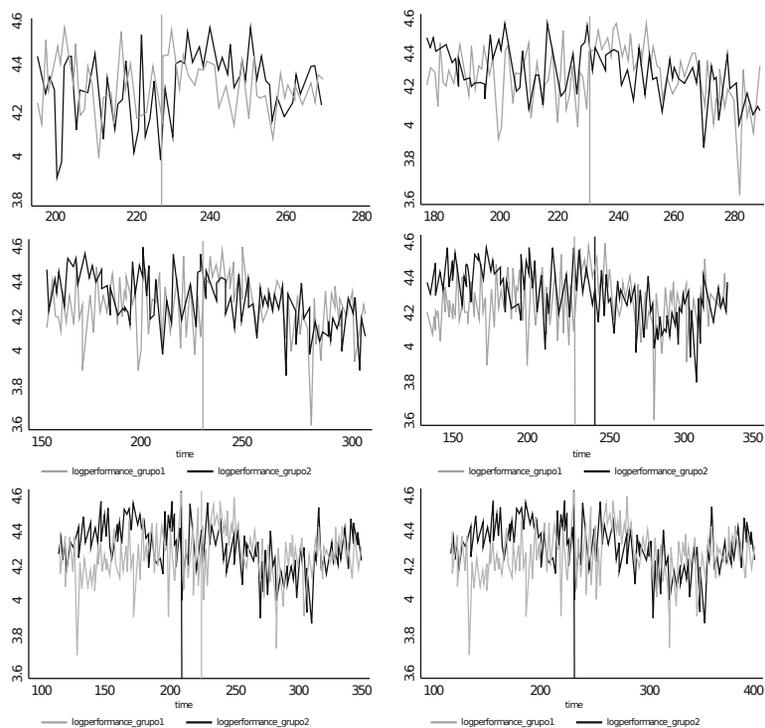
## Appendix A

**Table A.1:** Main papers about Personnel Economics with a single firm data.

Authors	Year	Research Question	Type of Activity	Unit Observation	Frequency	Main Results
Lazear (2000)	2000	Productivity and sorting effects of piece rate	windshield installing	Individual	Monthly	Adoption of piece rate improve productivity by 44%
Paarsch & Shearer (2000)	2000	Productivity effects of piece rates	Tree planting	Individual	Daily	Piece rates increase productivity at least 23%
Knez & Simester (2001)	2001	Impact of profit-sharing on-time departures	Airport departures	Airport	Monthly	Profit-Sharing improves on-time departures
Hamilton et al. (2003)	2003	Productivity and sorting effects to team compensation	Textile	Individual	Weekly	Adoption of team leads to 14% productivity increase
Shearer (2004)	2004	Productivity effects of piece rate	Tree planting	Individual	Daily	Piece rates increase productivity at least 22%
Bartel et al. (2004)	2004	Impact of HRM on sales growth	Banking	Branch	Yearly	Some elements of the HRM environment improve performance
Bandiera et al. (2005)	2005	Productivity and effects of relative vs. absolute incentive	Fruit picking	Individual	Daily	Piece rates increase productivity by 59%
Freeman & Kleiner (2005)	2005	Productivity and profits after the change from piece to time rates	Shoes manufacturing	Plant	Monthly	Shift from piece to time rates decrease productivity and wages but increase profits
Jones & Kato (2006)	2006	Performance effects of off-line teams	Light manufacturing	Individual	Daily	Off-line teams increase productivity by 3%. Effects dissipate over time.
Bandiera et al. (2007)	2007	Pay and performance	soft fruit	Individual	Daily	Managerial performance pay raises both the mean and the dispersion of productivity
Bandiera et al. (2009)	2009	Social connections and incentives	soft fruit	Individual	Daily	Payment schemes alterer managers behaviours in relation their social connections.
Franceschelli et al. (2010)	2010	Productivity and effects of piece rate	Textile	Individual	Daily	Piece-rate plus basic-wage scheme has an effect on productivity of 28%
Jones et al. (2010)	2010	Impact of HRM on productivity	Food-processing	Production Lines	Weeks	There is a joint effect of teams and performance related pay.
Frick et al. (2013)	2013	Impact of HRM on productivity, accidents and absence rates	steel-producing	production unit	Monthly	A quality-adjusted measure of output does not reveal benefits from teamwork or performance-related pay.

Note: adapted from Jones et al. (2008).

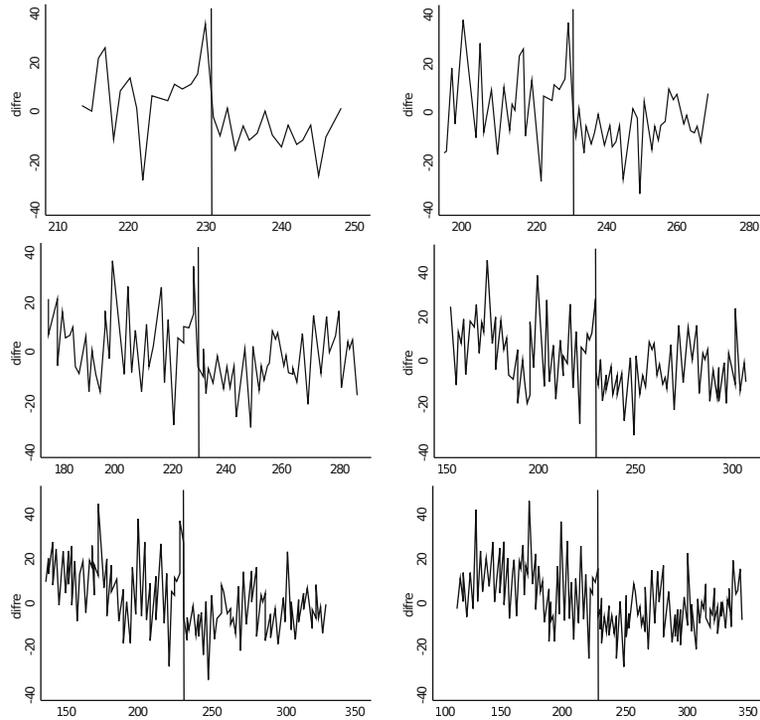
## Appendix B

**Figure B.1:** Graphic Analysis of the series before and after the supervision shock

Source: Own elaboration parting from the results.

Appendix C

**Figure C.1:** Graphic Analysis of the productivity gap between groups



Source: Own elaboration parting from the results.

## Appendix D

**Table D.1:** Test of mean differences Group 1 (with 2 supervisors) against Group 2 (with 1 supervisor)

Performance		Efficiency	
$\bar{d}$	8,224761	$\bar{d}$	5,106076
$S_d$	12,78741	$S_d$	13,7883
$S_{\bar{d}}$	0,815296	$S_{\bar{d}}$	0,87911
$t$	10,08807	$t$	5,808234

Source: Elaborated by the author (2014)

**Table D.2:** Test of mean differences - Group 1 (with 2 supervisors) against Group 2 (with 2 supervisors)

Performance		Efficiency	
$\bar{d}$	-1,24905	$\bar{d}$	0,397409
$S_d$	9,270631	$S_d$	12,96114
$S_{\bar{d}}$	0,591074	$S_{\bar{d}}$	0,826372
$t$	-2,11319	$t$	0,480908

Source: Elaborated by the author (2014)

**Table D.3:** Difference between means test based on pairs of observations - Group 2 (with 1 supervisor) against Group 2 (with 2 supervisors)

Performance		Efficiency	
$\bar{d}$	-7,85312	$\bar{d}$	5,451354
$S_d$	12,16165	$S_d$	17,26995
$S_{\bar{d}}$	0,775398	$S_{\bar{d}}$	1,101092
$t$	-10,1279	$t$	4,950861

Source: Elaborated by the author (2014)

**Table D.4:** Estimates of the Monitoring Effect on Performance

	Full Sample (01/11/2010 – 30/10/2012)				Six month sample (02/05/2011 – 30/04/2012)				One month sample (03/10/2011 – 30/11/2011)	
	coef/se	coef/se	coef/se	coef/se	coef/se	coef/se	coef/se	coef/se	coef/se	coef/se
Monitoring effect	0,135*** (-0,018)	0,047 (-0,031)	0,135*** (-0,016)	0,168*** (-0,033)	0,163*** (-0,025)	0,193*** (-0,043)	0,163*** (-0,023)	0,168*** (-0,046)	0,219*** (-0,058)	0,268*** (-0,089)
Group 2	-0,121*** (-0,014)	-0,165*** (-0,019)	-0,121*** (-0,012)	-0,104*** (-0,018)	-0,125*** (-0,017)	-0,080 (-0,050)	-0,125*** (-0,017)	-0,117** (-0,056)	-0,110** (-0,050)	0,512 (-0,797)
Post 01/11/2011	-0,019 (-0,012)	-0,019 (-0,012)	-0,020* (-0,011)	-0,020* (-0,011)	-0,115*** (-0,016)	-0,115*** (-0,016)	-0,062** (-0,030)	-0,063* (-0,033)	0,001 (-0,041)	0,001 (-0,041)
Constant	4,308*** (-0,009)	4,308*** (-0,009)	4,321*** (-0,015)	4,314*** (-0,016)	4,364*** (-0,011)	4,364*** (-0,011)	4,346*** (-0,026)	4,347*** (-0,027)	4,338*** (-0,034)	4,338*** (-0,035)
R <sup>2</sup>	0,112	0,126	0,325	0,326	0,122	0,123	0,283	0,283	0,298	0,303
R <sup>2</sup> Adjusted	0,109	0,122	0,314	0,315	0,116	0,116	0,262	0,26	0,266	0,26
Observations	928	928	928	928	460	460	460	460	70	70
Tendency	No	Yes	No	Yes	No	Yes	No	Yes	No	Yes
Seasonality	No	No	Yes	Yes	No	No	Yes	Yes	-	-

Note: \*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0$ .

Source: Own Elaboration parting from the results.

Table D.5: Estimates of Monitoring effect on Efficiency

	Full sample (01/11/2010 – 30/10/2012)				Six month sample (02/05/2011 – 30/04/2012)				One month window (03/10/2011 – 30/11/2011)	
	coef/se	coef/se	coef/se	coef/se	coef/se	coef/se	coef/se	coef/se	coef/se	coef/se
Monitoring effect	0,070 (-0,062)	-0,024 (-0,110)	0,071 (-0,053)	0,283*** (-0,104)	0,260*** (-0,092)	0,267* (-0,145)	0,260*** (-0,067)	0,226* (-0,127)	0,204 (-0,145)	0,267 (-0,202)
Group 2	-0,134*** (-0,032)	-0,181*** (-0,056)	-0,134*** (-0,033)	-0,028 (-0,054)	-0,170*** (-0,041)	-0,159 (-0,141)	-0,170*** (-0,041)	-0,221 (-0,153)	-0,082 (-0,085)	0,719 (-1,627)
Post 01/11/2011	-0,309*** (-0,038)	-0,309*** (-0,038)	-0,311*** (-0,031)	-0,312*** (-0,031)	-0,519*** (-0,058)	-0,519*** (-0,058)	-0,256*** (-0,080)	-0,298*** (-0,086)	-0,084 (-0,109)	-0,084 (-0,109)
Constant	3,773*** (-0,020)	3,773*** (-0,020)	3,941*** (-0,042)	3,901*** (-0,043)	3,848*** (-0,024)	3,848*** (-0,024)	3,811*** (-0,053)	3,856*** (-0,053)	3,819*** (-0,062)	3,819*** (-0,062)
R <sup>2</sup>	0,088	0,089	0,348	0,352	0,151	0,151	0,550	0,550	0,031	0,033
R <sup>2</sup> Adjusted	0,085	0,085	0,338	0,341	0,145	0,143	0,537	0,536	-0,013	-0,026
Observations	927	927	927	927	459	459	459	459	70	70
Tendency	No	Yes	No	Yes	No	Yes	No	Yes	No	Yes
Seasonality	No	No	Yes	Yes	No	No	Yes	Yes	-	-

Note: \*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$

Source: Own elaboration parting from the results.

**Table D.6: “Temporal Placebo” Performance**

	Six month sample (01/11/2010 – 31/10/2011)				One month window (01/09/2011 – 31/10/2011)	
	coef/se	coef/se	coef/se	coef/se	coef/se	coef/se
Monitoring effect	-0,009 (-0,027)	0,054 (-0,044)	-0,009 (-0,024)	-0,097** (-0,047)	-0,061 (-0,071)	-0,039 (-0,099)
Group 2	-0,116*** (-0,020)	-0,084*** (-0,026)	-0,116*** (-0,017)	-0,161*** (-0,026)	-0,049 (-0,051)	0,187 (-0,878)
Post 02/05/2011 or 3/10/2011	0,111*** (-0,017)	0,111*** (-0,017)	0,045 (-0,030)	0,044 (-0,030)	0,004 (-0,049)	0,004 (-0,049)
Constant	4,252*** (-0,013)	4,252*** (-0,013)	4,323*** (-0,024)	4,335*** (-0,025)	4,334*** (-0,035)	4,334*** (-0,035)
R <sup>2</sup>	0,244	0,25	0,38	0,386	0,08	0,081
R <sup>2</sup> Adjusted	0,239	0,243	0,362	0,366	0,04	0,027
Observation	462	462	462	462	74	74
Tendency	No	Yes	No	Yes	No	Yes
Seasonality	No	No	Yes	Yes	-	-

Note: \*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$

Source: Own elaboration parting from the results.

Table D.7: “Temporal Placebo” Efficiency

	Full Sample (01/11/2010 – 30/10/2012)				Six month sample (02/05/2011 – 30/04/2012)			One month window (03/10/2011 – 30/11/2011)		
	coef/se	coef/se	coef/se	coef/se	coef/se	coef/se	coef/se	coef/se	coef/se	coef/se
Monitoring effect	-0,031 (-0,053)	-0,053 (-0,093)	-0,031 (-0,047)	0,099 (-0,090)	0,085 (-0,076)	0,071 (-0,124)	0,084 (-0,055)	0,038 (-0,110)	0,008 (-0,127)	0,030 (-0,157)
Group 2	-0,039 (-0,025)	-0,050 (-0,047)	-0,039 (-0,028)	0,026 (-0,049)	-0,037 (-0,030)	-0,059 (-0,118)	-0,037 (-0,030)	-0,107 (-0,129)	-0,004 (-0,067)	0,264 (-1,367)
Post 01/11/2011	-0,311*** (-0,030)	-0,311*** (-0,030)	-0,313*** (-0,026)	-0,313*** (-0,026)	-0,400*** (-0,046)	-0,400*** (-0,046)	-0,173*** (-0,067)	-0,213*** (-0,073)	-0,083 (-0,081)	-0,083 (-0,082)
Constant	4,089*** (-0,015)	4,089*** (-0,015)	4,243*** (-0,037)	4,219*** (-0,038)	4,101*** (-0,017)	4,101*** (-0,017)	4,055*** (-0,036)	4,101*** (-0,038)	4,095*** (-0,039)	4,095*** (-0,039)
R <sup>2</sup>	0,146	0,146	0,339	0,341	0,165	0,165	0,567	0,567	0,024	0,024
R <sup>2</sup> Adjusted	0,143	0,142	0,329	0,33	0,16	0,158	0,554	0,553	-0,021	-0,036
Observations	927	927	927	927	459	459	459	459	70	70
Tendency	No	Yes	No	Yes	No	Yes	No	Yes	No	Yes
Seasonality	No	No	Yes	Yes	No	No	Yes	Yes	-	-

Note: \*\*\* $p < 0.01$ , \*\* $p < 0.05$ , \* $p < 0.1$

Source: Own elaboration parting from the results.

## PROPOSING A NEW MEASURE OF DISTANCE IN THE GRAVITY SETTING: EVIDENCE FROM LATIN AMERICA

JUAN FELIPE MEJIA \*  
ANDRÉS RAMÍREZ HASSAN †

### Resumo

O modelo de gravidade é uma ferramenta de trabalho que tem sido amplamente usada no comércio internacional. No entanto, uma questão empírica que surge com frequência está relacionada com a conceptualização e a medição de um índice de distância económica. Na configuração de gravidade padrão, o uso de proxies para os custos do comércio para quantificar e analisar a distância é um método comumente usado. Nós construímos o nosso índice usando Análise de factores Múltiplos. Esta técnica resume, em apenas um factor, informações relacionadas com as variáveis geográficas, culturais, políticas e ecocômicas que possam afetar o comércio internacional entre os países. Estas estimativas indicam que os sinais dos fatores de carga na Análise de factores Múltiplos são intuitivamente plausível, e exercícios de painel de dados dão resultados sensíveis robustos.

**Palavras-chave:** Modelo equação de gravidade, Análise factorial Múltipla, Painel de dados, Distância do Comércio.

### Abstract

The gravity model is a workhorse tool that has been widely used in international trade. However, one empirical question that frequently arises is related to the conceptualization and measurement of an economic distance index. Our study proposes an index based on Multiple Factor Analysis. This technique summarizes information related to the geographical, cultural, political and economic variables that might affect international trade between countries. Estimates indicate that the signs of the load factors in the Multiple Factor Analysis are intuitively plausible, and panel data exercises give sensible robust outcomes.

**Keywords:** Gravity Equation Model, Multiple Factor Analysis, Panel Data, Trade Distance.

**JEL classification:** F11, F14

**DOI:** <http://dx.doi.org/10.11606/1413-8050/ea154363>

\* Department of Economics, School of Economics and Finance, Universidad EAFIT. Carrera 49 7 Sur - 50 Medellín, Colombia. Phone: +57 4 2619500 Ext. 9354. Fax: +57 4 2664284. E-mail: [jfmejia@eafit.edu.co](mailto:jfmejia@eafit.edu.co)

† Department of Economics, School of Economics and Finance, Universidad EAFIT. Carrera 49 7 Sur - 50 Medellín, Colombia. Phone: +57 4 2619500 Ext. 9402. Fax: +57 4 2664284. E-mail: [aramir21@eafit.edu.co](mailto:aramir21@eafit.edu.co)

## 1 Introduction

The gravity model of international trade is a workhorse tool that has been used in a wide range of empirical fields. It has been stressed that it has provided some of the most robust empirical findings in economics (Leamer & Levinsohn 1995). Usually, when the gravity equation has been tested, the estimated effects of distance and output have been shown to be economically and statistically significant and reasonably consistent across studies (Rose 2004). In addition, the gravity model has been able to explain most of the variation in international trade (Mejia 2011). Its appropriateness for analysing Foreign Direct Investment flows has also been demonstrated (Walkenhorst 2004). Empirical applications include the relation between trade and migration (Bettin & Lo Turco 2012), the relation between technological progress and innovation (Uzagalieva et al. 2012), and the impact of time differences between countries on international trade, complementing the effect of geographical distance (Anderson 2013), among other innovative approaches.

Distance, a proxy for trading costs, is expected to negatively affect the flow of international trade between a pair of countries. Some studies based on the gravity model have applied direct measures of transport cost barriers to trade, but the majority of them rely on distance as a proxy for transport costs (Brun et al. 2005). As noted by Huang (2007), there is, however, no consensus on what geographic distances are proxying for: the costs derived from distance may include varied components, such as freight charges, cultural dissimilarities, and other barriers which can be difficult to measure (Anderson & Marcouiller 1999). Batra (2004), cited in Correia Leite (2008), argues that distance can also be a proxy for the time elapsed during shipment, synchronization costs, transaction costs, or cultural distance (Mejia 2011). In consequence, while distance has always been an important variable in gravity equations, authors have never been sure exactly what costs distance represents (Baier & Bergstrand 2001).

From an empirical perspective, three technical problems are present in a significant number of studies. In the first place, many of the variables included in a model representing economic distance are correlated, leading to a loss of precision. In the second place, some of these variables are categorical, which implies that a measure of distance should take this fact into account. And third, some geographical or cultural measures of distance are constant through time, which generates problems in the context of fixed effects panel data models, as being the ones that are required to control for average trade resistance over time, one of the main characteristics of the gravity model.

This paper introduces a measure of economic distance that incorporates geographical, cultural, social, and economic aspects, which is then used in an econometric application of the gravity model for some selected Latin American countries. Our measure offers statistical and economic advantages: an index of economic distance, which includes physical distance as well as other variables in the gravity model, based on Multiple Factor Analysis, takes into consideration that some variables are qualitative whereas others are quantitative. Using the first dimension of the Multiple Factor Analysis as an index of distance improves the precision of the parameter estimates in the econometric exercises, since it mitigates the multicollinearity problem. In addition, our economic distance index varies through time, then we can introduce it in a fixed effects data setting to control for economic distance. In particular, our

model specification is dynamic, which allows taking into account that the establishment of distribution and service networks between business partners requires time, as well as habit formation among consumers. From a technical perspective, we obtain short and long term elasticities and semi-elasticities associated with the GDP and the economic distance index, respectively.

To test the gravity model, we estimate the effects of the Gross Domestic Product and our distance on exports by using a panel data structure from 1995 to 2010. The estimations indicate that the signs of the load factors are intuitively plausible, and that the panel data estimations yield sensible robust outcomes.

## **2 Distance in the Gravity Setting: An Unresolved Question**

The gravity model has been used in a wide range of empirical fields, some of its applications being the impact of trade agreements, exchange rate volatility, currency unions, foreign direct investment (FDI) between countries, and the so-called border effect (Baldwin & Taglioni 1999). Other investigations that have been conducted in the light of the gravity model range from the effect of foreign aid on FDI flows, to the effects on trade of democracy, environmental regulations or corruption and insecurity. Three aspects have been crucial for the gravity models recognition: its suitability for explaining international trade flows, the accessibility of the data needed for its estimation, and the respectability of a number of seminal papers that have established the gravity models reputation and proposed a set of standard practices that are used to address different empirical questions.

One of the most influential empirical papers dealing with the gravity equation, Rose (2000), notes that the gravity model of international trade has a remarkably consistent history of success as an empirical tool. He also cites Leamer & Levinsohn (1995), who describe the gravity model as having provided some of the clearest and most robust empirical findings in economics. Influential empirical studies dealing with the gravity equation include Anderson (2013), Feenstra et al. (2001), Evenett & Keller (2002), Eaton & Kortum (2002), Rose (2000, 2004), Soloaga & Winters (2001), and Subramanian & Wei (2007), among others. As stated by Head & Mayer (2014), one crucial empirical relation included in gravity equations is the strong negative relation between physical distance and trade.

Despite its empirical success, the conceptualization and measurement of distance in the gravity setting remains an unresolved question. As stated by Disdier & Head (2008), the answers to many relevant economic questions largely depend on how much distance affects trade. The so-called distance puzzle has been frequently addressed in the literature, where the vast majority of studies have found a negative effect of distance on trade that persists in a very wide range of estimations. Furthermore, these distance effects are not decreasing over time (Disdier & Head 2008). Efforts have been undertaken to improve measures of bilateral distance. But, as mentioned previously, there is no consensus about what distance is proxying for, and the concept is still not well defined (Baldwin & Taglioni 1999).

Taking these considerations into account, we propose a one-variable index of economic distance where some categorical variables are considered. Therefore, our main contribution is related to the improvement of the precision of

the parameter estimates in econometric exercises and propose a distance index that varies through time. Thus, we attempt to implement an index that allows estimation of fixed effects panel data models, and mitigate the multicollinearity problem.

### 3 Empirical Strategy and Results

We analyse the period 1995–2010, due to the availability of information and more specifically because the democracy index measured by Polity2 from the Polity IV data is only available from 1995 onwards. This variable measures the level of democracy of a country based on an evaluation of the competitiveness and openness of its elections, the nature of political participation in general, and the extent of checks on executive authority. It ranges from -10 (total autocracy) to 10 (perfect democracy). Several previous works have used the Polity IV data set, for instance: Swamy et al. (2001) and Gatti (2004). In addition, as the basic gravity theory is a modified expenditure function which explains unidirectional international trade from an origin country to many destination trade partners (Baldwin & Taglioni 2006)<sup>1</sup>, we have as dependent variable exports from five South American countries and five Central American countries, namely: Argentina, Brazil, Chile, Colombia, Ecuador, El Salvador, Guatemala, Honduras, Mexico, and Panama, to their trade partners. Thus we present results for ten different countries. Table A.1 shows the list of variables, their definitions, and sources.

Also, it should be noted that our strategy also avoids the assumption of symmetric international trade barriers (Helpman et al. 2008, Disdier & Head 2008), an assumption that is implicit in empirical research that involves simultaneously many countries where bilateral trade, measured as the average of exports and imports, is the dependent variable. In addition, we must recognize that our measure of trade flow does not take into consideration zero trade flows across pairs of countries; this means that there is a selection bias, but, as Helpman et al. (2008) established, this selection bias is not as important as it seems at first glance. However, we should consider this point in our specific application in future research.

We can find descriptive statistics in Table A.2. When building the dataset, each country's export basket contained at least 70% of its exports. When analysing the descriptive statistics, it is interesting to notice how the coverage for Chilean exports is 70.48%, while in the Mexican case, it goes up to 97.62%. In our dataset, Honduras is the country with the fewest trade partners (32), but 85.23% of its exports are represented. Mexico is the country with the highest level of exports, and Brazil is the country with the highest Gross Domestic Product in our dataset. Additionally, El Salvador is the country whose trade partners have the highest average GDPs, but also the highest volatilities. Concerning the democracy index, it can be observed that countries like Chile and Panama obtain the maximum score (9), while Ecuador gets the minimum score (6.68).

To create our economic distance index, we consider variables that have been extensively used in the gravity equation setting. We use three categorical variables: the existence of a common border (Feenstra et al. 2001, Anderson &

---

<sup>1</sup>Most of the applied research regarding the gravity equation omits this fact, which is called the silver medal mistake by Baldwin & Taglioni (2006).

van Wincoop 2003, Rose 2004), sharing of a common language, and having a trading partner that is an island (Limáo & Venables 2013, Glick & Rose 2002, Rose 2004), and three quantitative variables: the geographical distance measured in kilometers between the capital cities (Limáo & Venables 2013, Anderson & van Wincoop 2003), the bilateral real exchange rate between trade partners (Rose 2000, Micco et al. 2003, Belke & Spies 2008), and the absolute difference in the democracy index between trade partners (Kucera & Sarna 2006, Yu 2010). This last variable is introduced to capture political differences between trade partners. As can be seen from the previous references, these variables have been extensively used in the gravity equation setting.

Traditionally, the effect of distance is interpreted as a proxy for transport costs, an indicator of time elapsed during shipment, synchronization costs, transaction costs or cultural distance (Correia Leite 2008). Therefore, we try to capture geographical, economic, cultural, and political aspects between the origin country and its trade partners to build our index.

We use the first dimension associated with the previous variables from a Multiple Factor Analysis to calculate our economic distance index. This multivariate statistical technique is a multiple factor method to explore data with numerical and categorical variables, which can be considered a mix between Principal Component Analysis and Multiple Correspondence Analysis, which ensures balancing the influence of both types of data (Escofier & Pagès 1994, Pagès 2004, Bécue-Bertaut & Pagès 2008). The main idea of this technique is to find common structures present in different sets of variables.

Let  $I$  denote a set of countries described by two sets of variables, quantitative ( $x_{ik}$ ) and categorical ( $z_{ik}$ ), where each set is composed of three variables. Specifically, the first set contains the distance, the bilateral exchange rate, and the absolute difference in the democracy index, and the second group is composed of the existence of a common border, sharing a common language, and having a trading partner that is an island. To balance the influence of these sets, the Multiple Factor Analysis follows a geometric approach where the inertia of each set of variables is standardized using the first principal axis, that is, the weight of the columns belonging to each set is divided by the first eigenvalue of the separate analysis of each set.

To integrate the categorical set into the Multiple Factor Analysis, it is necessary to use the equivalence between a Multiple Correspondence Analysis and a non-standardized weighted Principal Components Analysis. Given  $(z_{ik} - w_k)/w_k$ , where  $z_{ik} = 1$  if  $i$  belongs to the category  $k$  and 0 if it does not,  $w_k = \sum_{i \in I} z_{ik}/I$ , and  $Q = \sum_{k=1}^3 w_k$ , then the distances between countries and variables induced by this Principal Component Analysis are equal to the distances usually considered in Multiple Correspondence Analysis. Specifically, the distance between countries  $i$  and  $l$  is

$$d^2(i, l) = \sum_{k=1}^3 \frac{1}{Qw_k} (z_{ik} - z_{lk})^2 \quad (1)$$

Therefore, the Multiple Factor Analysis solves different problems related to statistical factor analysis: first of all, this technique avoids the possibility of a single group having a dominant influence in the first factor. Second, it allows simultaneous analysis of numerical and categorical variables. Third, MFA solves the representation problem using weights that balance the inertia between different groups of variables. Fourth, it allows finding factors that

are common to several groups of variables in a more stable way. And finally, it permits a global representation of groups (Escofier & Pagès 1994).

The outcomes of our Multiple Factor Analysis can be observed in Table 1. Regarding the numerical variables, a greater distance, larger differences in the real exchange rate, and greater political discrepancies imply a larger economic distance index. Concerning the categorical variables, our analysis shows that sharing a border and sharing a common language imply less distance, while having an island as a trade partner implies a larger economic distance<sup>2</sup>.

One of the most relevant characteristics of Multiple Factor Analysis is that one can obtain different load factors for each categorical variable. For instance, as can be observed in Table 1, there are asymmetric effects of these variables on our economic distance index. In particular, sharing a land border has a higher effect in absolute value on economic distance than not sharing a land border. The same pattern can be seen when two partners share a common language. To have an island as a trade partner implies a higher effect on distance than the opposite situation.

In addition, we can estimate the percentage contribution of each variable to our economic distance index. Although there is some heterogeneity between countries, we can see some common patterns. For instance, physical distance is the variable that has the highest contribution to the index, followed by having a common language and sharing a border. On the other hand, the variables that contribute the least to the economic distance index are the real exchange rate and trading with countries that are not islands. We observe that quantitative variables contribute over 47% on average, while the weight of the categorical variables is approximately 53%.

Taking into consideration that just two variables in our economic distance index can change, namely, the real exchange rate and the absolute difference in political regimes, our outcomes imply that *Ceteris Paribus* the change from 6 to 2 of the absolute difference in the Polity2 index between Colombia and Peru in 2000 –due to Peru becoming a more democratic regime in 2000, which meant that its Polity2 index changed from 1 to 9– implied a decrease by 1 in the economic distance index between Colombia and Peru, from -1.1 to -2.1. This change should have implications on trade between these countries as will be discussed later.

We can observe in Tables A.3 and A.4 in the Appendix the average economic distance index for each country in our sample. For instance in the case of Colombia, we find in Table A.3 that Ecuador and Venezuela have the lowest economic distance indices, whereas the United Kingdom and Cyprus have the highest indices. Regarding Central America, we show in Table A.4 that El Salvador has the lowest economic distance index in the cases of Guatemala and Honduras, while Singapore has the highest index for El Salvador, Guatemala and Mexico.

In addition, we carried out some principal component analyses for each country with the same numerical variables, and treated the categorical variables as dummy variables equal to 1 if the condition is met, and zero otherwise. The main idea of these exercises was to perform some robustness checks for our results. As can be seen in Table A.5 in the Appendix, we obtained the same intuitive outcomes. Specifically, a larger physical distance, a higher exchange

---

<sup>2</sup>We performed our Multiple Factor Analysis in the R software package (R Development Core Team, 2013). Specifically, we used the library FactoMimeR (Husson et al. 2013).

**Table 1:** Multiple Factor Analysis: An Economic Distance Index<sup>a</sup>

Continuous Variables	Argentina	Brazil	Chile	Colombia	Ecuador	EL Salvador	Guatemala	Honduras	Mexico	Panama
Distance	0,9244 (37,88%)	0,9050 (40,92%)	0,9219 (39,04%)	0,8535 (25,75%)	0,9242 (37,29%)	0,8817 (31,84%)	0,8710 (31,59%)	0,8457 (31,17%)	0,8755 (33,21%)	0,8484 (34,69%)
Real Exchange Rate	0,1923 (1,63%)	0,1166 (0,68%)	0,1822 (1,52%)	0,5640 (11,24%)	0,0746 (0,24%)	0,1890 (1,46%)	0,2823 (3,32%)	0,2834 (3,50%)	0,2771 (3,32%)	0,3915 (7,38%)
Political Difference	0,4043 (7,25%)	0,3398 (5,83%)	0,3353 (5,16%)	0,6083 (13,08%)	0,4915 (10,54%)	0,6267 (16,08%)	0,5275 (11,59%)	0,5640 (13,86%)	0,5140 (11,44%)	0,1580 (1,20%)
Categorical Variables										
Border NO	0,4125 (3,10%)	0,4384 (5,58%)	0,2164 (1,04%)	0,2869 (1,67%)	0,1451 (0,51%)	0,1764 (0,71%)	0,2510 (1,43%)	0,2006 (0,97%)	0,1118 (0,34%)	0,1759 (0,73%)
Border YES	-2,5578 (19,24%)	-2,4116 (30,73%)	-2,9586 (14,31%)	-1,8363 (10,74%)	-2,5395 (8,99%)	-2,8232 (11,47%)	-2,7612 (15,83%)	-3,0090 (14,68%)	-2,0684 (6,30%)	-2,7267 (11,37%)
Island NO	-0,2074 (0,78%)	-0,2615 (2,05%)	-0,2545 (1,30%)	-0,2000 (0,84%)	-0,2641 (1,55%)	-0,2571 (1,42%)	-0,1911 (0,80%)	-0,1964 (0,84%)	-0,2649 (1,75%)	-0,3159 (2,13%)
Island YES	1,2863 (4,87%)	1,7786 (13,93%)	1,3453 (6,90%)	1,6506 (6,94%)	1,6903 (9,96%)	1,9283 (10,70%)	1,5289 (6,47%)	1,0608 (4,56%)	1,8019 (11,96%)	1,7695 (11,97%)
Common Language NO	0,0138 (7,00%)	0,0160 (0,01%)	0,7326 (9,06%)	0,8259 (10,43%)	0,8053 (10,85%)	0,7164 (8,49%)	0,7620 (9,64%)	0,7295 (9,49%)	0,7420 (10,54%)	0,8305 (11,08%)
Common Language YES	-1,7596 (18,21%)	-0,5262 (0,24%)	-1,7469 (21,62%)	-1,5248 (19,26%)	-1,4867 (20,03%)	-1,4981 (17,77%)	-1,5240 (19,29%)	-1,6050 (20,89%)	-1,4840 (21,09%)	-1,4535 (19,39%)
Proportion <sup>b</sup>	41,34%	31,80%	39,16%	44,61%	39,06%	40,88%	40,74%	39,37%	37,02%	37,47%

<sup>a</sup> Percentage contribution in parenthesis.

<sup>b</sup> Proportion of the variance explained by the first dimension.

Source: Author's estimations.

rate, larger political discrepancies, not sharing a land border or language, and having an island as a trade partner, imply a larger distance<sup>3</sup>. Once we built an index of economic distance, we used the product of the Gross Domestic Products as a proxy of the mass between a host country and its trade partners. As the gravity theory is an expenditure function, rather than a demand function, we used the product of the GDPs in current US\$, thus avoiding what Baldwin & Taglioni (2006) called the bronze medal mistake in the gravity theory.

In addition, we estimated dynamic panel models, because ignoring the dynamics might lead to incorrect inference: this aspect is an important issue in international trade since the establishment of distribution and service networks between business partners implies lower barriers and sunk costs. In addition, there is habit formation among consumers that favors inertial demand (Bun & Klaassen 2002). Thus, the main estimation framework is based on the dynamic panel data model proposed by Blundell & Bond (1998). This methodology implements some moment conditions that yield a more efficient estimation (Cameron & Trivedi 2005)<sup>4</sup>. We should mention that most of the applied research using the gravity equation is based on cross section datasets or static panel models, which means a lack of the dynamic component, which generates bias and inconsistent parameter estimates.

Finally, we should bear in mind that the dynamic panel data estimator is a first difference estimator that controls using fixed effects that are correlated with the stochastic component of the equation. Thus, we take into consideration that the constant term in the physical gravity equation is not constant in the international trade version, and as we do not observe that component, we should control for it through fixed effects, avoiding what Baldwin & Taglioni (2006) called the gold medal mistake in the gravity model. We must note that most of the literature in the context of panel data models avoids this situation by using pair dummies, that is, a dummy that is 1 for all observations of trade between a given pair of nations (Stack 2009). However, we estimate the unidirectional trade flow between a host country and its trade partners, so we do not have that data structure; hence individual fixed effects are enough to control for the effects of unobserved price indices or the omission of time invariant bilateral variables such as historical, cultural and ethnic factors, whereas our economic distance index controls using border trade, cultural ties, trade restrictions, political differences, and geographical aspects. We estimate the following equation:

$$\ln Exp_{ij,t} = \beta_0 + \beta_1 \ln Exp_{ij,t-1} + \beta_2 \ln GDP_{ij,t} + \beta_3 EcDist_{ij,t} + \mu_{ij,t} \quad (2)$$

where,  $\ln Exp_{ij,t}$  is the level of exports from the host country  $i$  to its partner countries  $j$  in year  $t$ .

$\ln GDP_{ij,t}$  is the product of the GDPs of the host country  $i$  and its partner countries  $j$  in year  $t$ .

$EcDist_{ij,t}$  is our economic distance index between the host country  $i$  and its partner countries  $j$  in year  $t$ .

$\mu_{ij,t}$  is a stochastic perturbation for each equation  $i$ .

<sup>3</sup>We performed the Bartlett test of sphericity, and there is no statistical evidence to reject the null hypothesis that these variables are not intercorrelated.

<sup>4</sup>All our panel data models were run on Stata 12.0 (StataCorp 2011).

We tested for the presence of panel unit roots, and this hypothesis is rejected, as well as autocorrelation of order two. Additionally, overidentification restrictions are valid for each model. Finally, all our variables are statistically significant at the 5% level (see Table 2).

As can be observed in Table 2, a higher level of our economic distance index implies a reduction in the level of exports from the host country to its partner countries. In particular, we can see short term semi-elasticities that range between -0.24 for Colombia and -3.32 for Panama, whereas long term semi-elasticities, i.e.,  $\beta_3/(1 - \beta_1)$ , fluctuate between -0.35 for Chile and -4.00 for Panama. These outcomes imply that an increase by 0.1 in the economic distance index of Colombia, for instance a movement from Panama (-1.90) to Peru (-1.80) (see Table A.3 in the Appendix), generates on average an exports decrease of 2.4% in the short term, but a decrease of 3.7% in the long term (see Table 2). Additionally, the short term GDP elasticity is positive and ranges between 0.22 for Brazil to 1.17 for El Salvador. Regarding the long term GDP elasticity, i.e.,  $\beta_2/(1 - \beta_1)$ , this fluctuates between 0.70 for Guatemala and 1.60 for Ecuador.

We estimated different models in order to perform some robustness checks related to the panel data specification, their assumptions about the stochastic perturbations, and the multivariate statistical technique used to calculate our measure of economic distance. First, we estimated all our dynamic models using a measure of economic distance obtained by Principal Component Analysis, and as can be seen in Table A.6 in the Appendix, we obtain similar outcomes. Additionally, we used the economic distance based on the Multiple Factor Analysis to estimate the gravity equation using Pooled Ordinary Least Squared, Feasible Generalized Least Squared, PraisWinsten, Random Effects, and Instrumental Variables estimators. In particular, the Pooled OLS estimator does not take into account the panel data structure, while the Feasible Generalized Least Squares takes into consideration this fact and controls for possible autocorrelation processes in stochastic errors. In addition, PraisWinsten estimation is a panel data estimator that simultaneously takes into account an autoregressive process and heteroscedasticity in errors. Random Effect estimation assumes that the unobserved heterogeneity is not correlated with the regressors, whereas the Instrumental Variables estimator considers possible contemporaneous endogeneity problems between exports and product of GDPs, so we take as instruments the lags of the latter variable.

As depicted in Tables A.7 and A.8 in the Appendix, the results are robust to the static specification, as well as the assumptions on the stochastic errors. Finally, we used our index of economic distance based on Principal Components Analysis to estimate the gravity equation using the above methods. We can observe in Tables A.9 and A.10 that our outcomes are robust to the multivariate statistical method used to calculate the economic distance.

## 4 Conclusions

The empirical success of the gravity model is explained by different factors. Its theoretical underpinning, wide range of fields of application, the accessibility of the data needed for its estimation, and the respectability of a number of seminal papers that have established the gravity models reputation, have been decisive.

**Table 2: Multiple Factor Analysis: An Economic Distance Index<sup>a</sup>**

Variable	Argentina	Brazil	Chile	Colombia	Ecuador	EL Salvador	Guatemala	Honduras	Mexico	Panama
EcDistit	-0,7064 (0,0230)	-0,2616 (0,0208)	-0,3452 (0,0152)	-0,2472 (0,0204)	-1,5057 (0,0429)	-1,0140 (0,0962)	-0,3897 (0,0347)	-1,2050 (0,0862)	-0,1915 (0,0218)	-3,3197 (0,0993)
$\ln GDP_{it}$	0,2721 (0,0069)	0,2263 (0,0113)	0,8514 (0,0096)	0,4997 (0,0057)	0,6512 (0,0153)	1,1793 (0,0516)	0,4662 (0,0181)	0,9821 (0,0206)	0,4369 (0,0059)	0,7783 (0,0449)
$\ln Exp_{it-1}$	0,6997 (0,0144)	0,7131 (0,0151)	0,0129 (0,0015)	0,3307 (0,0077)	0,5936 (0,0012)	0,1346 (0,0066)	0,3420 (0,0097)	0,0601 (0,0048)	0,5051 (0,0075)	0,1701 (0,0079)
Constant	-8,2684 (0,3213)	-6,1960 (0,3071)	-24,9836 (0,4782)	-13,5241 (0,2570)	-25,8109 (0,7350)	-45,8623 (2,7437)	-12,4084 (0,8389)	-34,9532 (1,0430)	-13,5999 (0,2406)	-26,8434 (2,2429)
Long Term Economic Distance Semi-elasticity	-2,3526	-0,9118	-0,3497	-0,3693	-3,7050	-1,1717	-0,5922	-1,2821	-0,3869	-4,0001
Long Term GDP Elasticity	0,9061	0,7888	0,8625	0,7466	1,6024	1,3627	0,7085	1,0449	0,8828	0,9378
Autocorrelation Test <sup>a</sup>	-1.0073+	-1.6868+	0.4083+	0.1791+	1.3157+	-0.4580+	1.5740+	1.4487+	0.0846+	0.6738+
OIR Test <sup>b</sup>	35.2578+	38.2503+	43.4051+	35.3016+	36.6280+	33.1575+	35.5747+	31.3575+	38.3757+	29.1993+
PUR Test <sup>c</sup>	-11.4508-	-1.4259-	-12.2991-	-9.9089-	-5.9416-	-14.482-	-4.4724-	-3.1642-	-3.6359-	-8.2050-

Standard deviations in parentheses. All variables are statistically significant at 5%

<sup>a</sup> Arellano-Bond autocorrelation test. Null hypothesis: No autocorrelation of order 2.

<sup>b</sup> Sargent test of Over Identification Restrictions. Null hypothesis: Overidentifying restrictions are valid.

<sup>c</sup> Harris and Tzavalis (1999) Pane Unit Root test applied to  $\ln Exp_{it}$ . Null hypothesis: panel unit root.

+ No rejection of the null hypothesis.

- Rejection of the null hypothesis.

Source: Authors' estimations.

However, a persistent problem in the literature related to the gravity model of international trade is associated with the conceptualization and measurement of distance. Even though some studies have applied direct measures of transport cost barriers to trade, the majority of them rely on distance as a proxy for transport costs. In addition, there is no consensus on the extent of the distance concept. Certainly, geographical distance and transport costs are relevant. But besides that, synchronization costs, transaction costs, or cultural distance should also be considered.

Taking this limitation into account, the main contribution of this paper is to propose an economic distance index based on geographical, economic, cultural and political aspects, applying it to test the gravity model in 10 Latin American economies using a dynamic specification that allows us to calculate short and long term partial effects controlling for unobserved heterogeneity correlated with the regressors. In our analysis, the gravity equation fits the data well. A higher level in our index of economic distance implies a reduction in trade flows between the trade partners, whereas an increase in GDPs implies exports increase.

This economic distance index is built using Multiple Factor Analysis, which is a multivariate statistical technique that simultaneously incorporates numerical and categorical variables. Our econometric exercises suggest that the outcomes are sensible. These results were also tested using Principal Component Analysis, and basically the same results were obtained.

We must mention that in this paper our focus is on the intensive margin, that is, the trade volume. However, an important issue in international trade is the extensive margin measured, most of the time, through the number of firms that export. Omitting this component might generate biased and inconsistent parameters estimates, as has been established by Helpman et al. (2008).

Unfortunately, an econometric exercise that tackles this issue requires a detailed dataset that was not available, as far as we know, for our sample of Latin American countries. In addition, if there is heteroscedasticity in the stochastic errors, Jensen's inequality implies that the parameter estimates in a log-log models can be biased. Thus, Silva & Tenreyro (2006) propose using Poisson pseudo maximum likelihood estimation to avoid this problem in the context of cross section datasets. However, the statistical arguments that generate this suggestion, as far as we know, are not well developed in the panel data context, and even less in dynamic models like the ones that are estimated in this paper. As a consequence, we have not tried to implement this approach, and suggest it as a possible extension for future research.

## Bibliography

Anderson, E. (2013), 'Time differences, communication and trade: Longitude matters II', *Review of World Economics* 150, 337–369.

Anderson, J. E. & van Wincoop, E. (2003), 'Gravity with gravitas: A solution to the border puzzle', *American Economic Review* 93(1), 170–192.

Anderson, J. & Marcouiller, D. (1999), Trade, location and security: An empirical investigation, Working Paper 7000, NBER.

- Baier, S. & Bergstrand, J. (2001), 'The growth of world trade: Tariffs, transport costs, and income similarity', *Journal of International Economics* **53**, 1–27.
- Baldwin, R. & Taglioni, D. (1999), 'Gravity for dummies and dummies for gravity equations', *NBER Working Paper Series* (Working Paper 12516), 1–31.
- Baldwin, R. & Taglioni, D. (2006), Gravity for dummies and dummies for gravity equations, Working Paper 12516, National Bureau of Economic Research, Cambridge Massachusetts.
- Batra, A. (2004), India's global trade potential: The gravity model approach, Working Paper 151, Indian Council for Research on International Economic Relations.
- Bécue-Bertaut, M. & Pagès, J. (2008), 'Multiple factor analysis and clustering of a mixture of quantitative, categorical and frequency data', *Computational Statistics & Data Analysis* **52**, 3255–3268.
- Belke, A. & Spies, J. (2008), 'Enlarging the EMU to the East: What effects on trade?', *Empirica* **35**(4), 369–389.
- Bettin, G. & Lo Turco, A. (2012), 'A cross-country view on South–North migration and trade: Dissecting the channels', *Emerging Markets Finance and Trade* **48**, 4–29.
- Blundell, R. & Bond, S. (1998), 'Initial conditions and moment restrictions in dynamics panel data models', *Journal of Econometrics* **87**, 115–143.
- Brun, J., Carrère, C., Guillaumont, P. & de Melo, J. (2005), 'Has distance died? Evidence from a panel gravity model', *The World Bank Economic Review* **19**(1), 99–120.
- Bun, M. & Klaassen, F. (2002), The importance of dynamics in panel gravity models of trade, Technical report, University of Amsterdam.
- Cameron, C. & Trivedi, P. (2005), *Microeconometrics: Methods and Applications*, Cambridge.
- Correia Leite, J. (2008), 'The determinants of colombian exports: an empirical analysis using the gravity model', *Desarrollo y Sociedad* **61**, 165–205.
- Disdier, A. & Head, K. (2008), 'The puzzling persistence of distance effect on the bilateral trade', *The Review of Economics and Statistics* **90**(1), 37–48.
- Eaton, J. & Kortum, S. (2002), 'Technology, geography and trade', *Econometrica* **70**(5), 1741–1779.
- Escofier, B. & Pagès, J. (1994), 'Multiple factor analysis', *Computational Statistics & Data Analysis* **18**, 121–140.
- Evenett, S. J. & Keller, W. (2002), 'On theories explaining the success of the gravity equation', *Journal of Political Economy* **110**(2), 281–316.
- Feenstra, R. C., Markusen, J. R. & Rose, A. K. (2001), 'Using the gravity equation to differentiate among alternative theories of trade', *Canadian Journal of Economics* **34**(2), 430–447.

- Gatti, R. (2004), 'Explaining corruption: Are open countries less corrupt?', *Journal of International Development* **16**(6), 851–861.
- Glick, R. & Rose, A. K. (2002), 'Does a currency union affect trade? the time-series evidence', *European Economic Review* **46**(6), 1125–1151.
- Head, K. & Mayer, T. (2014), Gravity equations: Workhorse, toolkit, and cookbook, in G. Grossman & K. Rogoff, eds, 'The Handbook of International Economics', North-Holland, Elsevier, chapter 3, pp. 131–195.
- Helpman, E., Melitz, M. & Rubinstein, Y. (2008), 'Estimating trade flows: Trading partners and trading volumes', *Quarterly Journal of Economics* **123**(2), 441–487.
- Huang, R. (2007), 'Distance and trade: Disentangling unfamiliarity effects and transport cost effects', *European Economic Review* **51**, 161–181.
- Husson, F., Josse, J., Le, S. & Mazet, J. (2013), *Multivariate Exploratory Data Analysis and Data Mining with R. R package 1.25*.
- Kucera, D. & Sarna, R. (2006), 'Trade union rights, democracy, and exports: a gravity model approach', *Review of International Economics* **14**, 859–881.
- Leamer, E. & Levinsohn, J. (1995), International trade theory: The evidence, in G. Grossman & K. Rogoff, eds, 'The Handbook of International Economics', North-Holland, Elsevier.
- Limão, N. & Venables, A. J. (2013), 'Infrastructure, geographical disadvantage, transport costs, and trade', *World Bank Econ Rev* **15**(3), 451–479.
- Mejia, J. F. (2011), *Export Diversification and Economic Growth: An Analysis of Colombia's Export Competitiveness in the European Union's Market*, Springer-Verlag, Berlin.
- Micco, A., Stein, E., Ordoñez, G., Midelfart, K. H. & Viaene, J. M. (2003), 'The currency union effect on trade: Early evidence from EMU', *Economic Policy* **18**(37), 317–356.
- Pagès, J. (2004), 'Analyse factorielle de données mixtes', *Revue Statistique Appliquée* **4**, 93–111.
- Rose, A. K. (2000), 'One money, one market: Estimating the effect of common currencies on trade', *Economic Policy* **15**(30), 7–46.
- Rose, A. K. (2004), 'Do we really know that the WTO increases trade?', *American Economic Review* **94**(1), 98–114.
- Silva, S. & Tenreyro, S. (2006), 'The log of gravity', *The Review of Economics and Statistics* **88**(4), 641–658.
- Soloaga, I. & Winters, L. A. (2001), 'Regionalism in the nineties: What effect on trade?', *North American Journal of Economics and Finance* **12**(1), 1–29.
- Stack, M. (2009), 'Regional integration and trade: Controlling for varying degrees of heterogeneity in the gravity model', *The World Economy* **32**(5), 772–789.

StataCorp (2011), *Stata Statistical Software: Release 12*, College Station, TX: StataCorp LP.

Subramanian, A. & Wei, S. (2007), 'The WTO promotes trade, strongly but unevenly', *Journal of International Economics* 72(1), 151–175.

Swamy, A., Knack, S., Lee, Y. & Azfar, O. (2001), 'Gender and corruption', *Journal of Development Economics* 64, 25–55.

Uzagalieva, A., Kočenda, E. & Menezes, A. (2012), 'Technological innovation in new EU markets', *Emerging Markets Finance and Trade* 48, 48–65.

Walkenhorst, P. (2004), 'Economic transition and the sectoral patterns of foreign direct investment', *Emerging Markets Finance and Trade* 40, 5–26.

Yu, M. (2010), 'Trade, democracy, and the gravity equation', *Journal of Development Economics* 91(2), 289–300.

## Appendix A

**Table A.1:** Data sources and calculations

Variable	Definition	Source
Exports	Value of exports to trade partner in US\$	IMF's Direction of Trade Statistics
GDP	Exporter country's GDP in US\$	United Nations National Accounts, Main Aggregates Database
GDPPartner	Importer country's GDP in US\$	United Nations National Accounts, Main Aggregates Database
Political Difference	Absolute value of the difference between Democracy Index in both countries	Democracy Index measured by Polity2 variable from the Polity IV data set
Distance	Great-circle distance between the trade partners measured in kilometres	CIA World Factbook (latitudes and longitudes, capital cities). US Federal Communications Commission Website, Converter
Real Exchange Rate	Bilateral real exchange rate	IMF's International Financial Statistics Database (nominal exchange rates, producer price indexes)
Border	Binary dummy variable, unity if the country pair shares a land border	CIA World Factbook
Island	Dummy variable, unity if the partner country is an island	CIA World Factbook
Common Language	Dummy variable, takes the value of one if both countries share a common language	CIA World Factbook

Source: Author's calculations.

**Table A.2: Descriptive Statistics**

Variable		Country									
		Argentina	Brazil	Chile	Colombia	Ecuador	EL Salvador	Guatemala	Honduras	Mexico	Panama
Exports	Mean	8,29E+08	1,86E+09	6,21E+08	4,91E+08	2,10E+08	7,53E+07	1,16E+08	5,02E+07	4,57E+09	2,68E+07
	St. Dev.	1,51E+09	3,26E+09	1,17E+09	1,51E+09	7,11E+08	2,93E+08	3,89E+08	1,75E+08	2,59E+10	7,03E+07
GDP	Mean	2,51E+11	9,69E+11	1,08E+11	1,48E+11	3,24E+10	1,54E+10	2,43E+10	9,02E+09	7,14E+11	1,50E+10
	St. Dev.	7,22E+10	4,53E+11	4,42E+10	5,98E+10	1,36E+10	3,88E+09	9,19E+09	3,31E+09	2,39E+11	5,41E+09
GDP Partner	Mean	8,82E+11	8,09E+11	7,88E+11	7,29E+11	8,44E+11	9,09E+11	8,63E+11	9,57E+11	8,04E+11	9,37E+11
	St. Dev.	1,98E+12	1,92E+12	1,83E+12	1,89E+12	1,97E+12	2,04E+12	1,99E+12	2,09E+12	1,92E+12	2,06E+12
Distance	Mean	10207,6100	9715,6910	10642,2900	6381,3260	8649,7060	7807,9990	8164,9720	7446,4000	8436,4120	7580,3270
	St. Dev.	5302,1310	4769,1450	5169,5310	3582,2480	5722,9620	5125,2080	5105,7850	4880,3120	4363,4530	5398,9190
Exchange Rate	Mean	1,1199	1,3144	272,8375	1378,1040	2985,4030	4,4933	4,1457	10,2099	5,7332	0,4426
	St. Dev.	1,2862	1,8334	274,0287	1260,8280	8084,3930	4,5362	4,1006	10,2587	5,7577	0,4922
Political Difference	Mean	3,3368	4,0929	2,7798	2,3480	3,8564	2,7904	3,3472	3,3516	3,2051	1,8598
	St. Dev.	4,5627	5,3594	4,5863	1,1147	3,8458	2,6069	4,3656	3,3436	3,5251	3,1381
Polity2	Mean	7,7500	8,0000	9,0000	7,0000	6,6875	7,1250	7,6875	6,7500	7,1250	9,0000
	St. Dev.	0,4334	0,0000	0,7911	0,0000	1,5309	0,3310	1,2113	0,4334	1,4098	0,0000
Polity2 Partner	Mean	6,6250	5,7307	7,1917	9,0236	6,9257	8,0404	6,9097	7,8750	7,5384	8,1288
	St. Dev.	5,5424	6,3517	5,0040	1,6318	5,1817	3,6859	5,3205	4,5776	4,5502	3,5430
Border	Mean	0,1389	0,1538	0,0682	0,1351	0,0541	0,0588	0,0833	0,0625	0,0513	0,0606
	St. Dev.	0,3461	0,3611	0,2522	0,3422	0,2263	0,2355	0,2766	0,2423	0,2207	0,2388
Island	Mean	0,1389	0,1282	0,1591	0,1081	0,1351	0,1176	0,1111	0,1563	0,1282	0,1515
	St. Dev.	0,3461	0,3346	0,3660	0,3108	0,3422	0,3225	0,3145	0,3634	0,3346	0,3589
Common Language	Mean	0,2778	0,0256	0,2955	0,3514	0,3514	0,3235	0,3333	0,3125	0,3333	0,3636
	St. Dev.	0,4483	0,1582	0,4566	0,4778	0,4778	0,4683	0,4718	0,4640	0,4718	0,4815
Number of countries		36	39	44	37	37	34	36	32	39	33
Time period		1995-2010	1995-2010	1995-2010	1995-2010	1995-2010	1995-2010	1995-2010	1995-2010	1995-2010	1995-2010
Percentage of exports		74,84%	71,12%	70,48%	83,94%	85,68%	87,56%	86,76%	85,23%	97,62%	86,73%

Source: Authors' estimations.

Table A.3: South America: Countries by Economic Distance Index

ARGENTINA		BRAZIL		CHILE		COLOMBIA		ECUADOR	
PARAGUAY	-2,82	PARAGUAY	-2,63	ARGENTINA	-3,02	ECUADOR	-2,21	COLOMBIA	-2,68
URUGUAY	-2,80	ARGENTINA	-2,49	BOLIVIA	-3,02	VENEZUELA	-2,07	PERU	-2,39
CHILE	-2,77	URUGUAY	-2,47	PERU	-2,84	PANAMA	-1,90	VENEZUELA	-1,45
BOLIVIA	-2,68	COLOMBIA	-2,35	URUGUAY	-1,85	HONDURAS	-1,85	HONDURAS	-1,45
BRAZIL	-1,72	PERU	-2,29	PARAGUAY	-1,81	EL SALVADOR	-1,83	EL SALVADOR	-1,44
COLOMBIA	-1,36	VENEZUELA	-2,23	COLOMBIA	-1,51	PERU	-1,80	PANAMA	-1,43
PERU	-1,34	CHILE	-0,88	COSTA RICA	-1,47	GUATEMALA	-1,55	GUATEMALA	-1,39
ECUADOR	-1,16	ECUADOR	-0,68	ECUADOR	-1,38	BOLIVIA	-1,45	COSTA RICA	-1,38
VENEZUELA	-1,08	PORTUGAL	-0,53	GUATEMALA	-1,36	MEXICO	-1,43	BOLIVIA	-1,38
MEXICO	-1,07	MEXICO	-0,42	PANAMA	-1,28	ARGENTINA	-1,25	MEXICO	-1,26
SPAIN	-0,53	UNITED STATES	-0,28	VENEZUELA	-1,25	COSTA RICA	-1,24	CHILE	-1,19
SOUTH AFRICA	-0,06	SOUTH AFRICA	-0,28	MEXICO	-1,25	BRAZIL	-1,21	ARGENTINA	-1,17
UNITED STATES	0,20	CANADA	-0,23	SPAIN	-0,69	CHILE	-1,17	SPAIN	-0,70
CANADA	0,22	SPAIN	-0,18	BRAZIL	-0,62	SPAIN	-0,08	BRAZIL	-0,29
PORTUGAL	0,32	FRANCE	-0,09	CANADA	0,07	CANADA	0,40	UNITED STATES	-0,11
ITALY	0,33	SWITZERLAND	-0,05	PORTUGAL	0,24	UNITED STATES	0,41	CANADA	-0,05
DENMARK	0,39	ITALY	-0,04	UNITED STATES	0,31	ROMANIA	0,44	PORTUGAL	0,20
FRANCE	0,42	NETHERLANDS	0,00	DENMARK	0,33	TRINIDAD AND TOBAGO	0,49	FRANCE	0,25
POLAND	0,42	NORWAY	0,00	NORWAY	0,34	BULGARIA	0,58	NORWAY	0,36
SWITZERLAND	0,45	SWEDEN	0,04	SWEDEN	0,37	NORWAY	0,62	DENMARK	0,37
TURKEY	0,47	GERMANY	0,06	POLAND	0,38	HUNGARY	0,62	ITALY	0,38
NETHERLANDS	0,53	TURKEY	0,06	FRANCE	0,39	DENMARK	0,64	POLAND	0,40
GERMANY	0,58	FINLAND	0,18	SWITZERLAND	0,40	POLAND	0,65	SWEDEN	0,40
INDIA	0,69	EGYPT	0,44	BULGARIA	0,41	SWEDEN	0,66	TURKEY	0,40
THAILAND	0,89	INDIA	0,47	ITALY	0,42	FRANCE	0,68	GERMANY	0,40
EGYPT	0,91	IRAN	0,55	GREECE	0,46	PORTUGAL	0,79	GREECE	0,45
MALAYSIA	0,91	SYRIA	0,61	NETHERLANDS	0,46	BELGIUM-LUXEMBOURG	0,81	REPUBLIC OF KOREA	0,73
REPUBLIC OF KOREA	1,00	SAUDI ARABIA	0,82	GERMANY	0,52	SWITZERLAND	0,90	INDIA	0,82
AUSTRALIA	1,02	THAILAND	0,83	TURKEY	0,55	NETHERLANDS	0,99	UNITED KINGDOM	1,18
UNITED KINGDOM	1,19	UNITED ARAB EMIRATES	0,83	FINLAND	0,60	ITALY	0,99	MALAYSIA	1,25
UNITED ARAB EMIRATES	1,26	REPUBLIC OF KOREA	0,88	INDIA	0,74	AUSTRIA	1,03	AUSTRALIA	1,53
SAUDI ARABIA	1,29	MALAYSIA	0,90	REPUBLIC OF KOREA	0,92	GREECE	1,04	UNITED ARAB EMIRATES	1,56
INDONESIA	1,31	KUWAIT	1,07	THAILAND	0,92	GERMANY	1,06	JAPAN	1,57
PHILIPPINES	1,38	UNITED KINGDOM	1,15	AUSTRALIA	0,95	FINLAND	1,10	SAUDI ARABIA	1,63
JAPAN	1,54	HONG KONG	1,50	MALAYSIA	0,96	IRELAND	1,77	PHILIPPINES	1,72
HONG KONG	1,68	AUSTRALIA	1,67	IRELAND	1,10	UNITED KINGDOM	2,01	HONG KONG	1,74
		INDONESIA	1,96	UNITED KINGDOM	1,21	CYPRUS	2,34	SINGAPORE	2,45
		JAPAN	2,03	UNITED ARAB EMIRATES	1,26				
		PHILIPPINES	2,09	SAUDI ARABIA	1,27				
				JAPAN	1,41				
				INDONESIA	1,42				
				PHILIPPINES	1,45				
				HONG KONG	1,61				
				SINGAPORE	1,88				

Source: Author's estimations.

**Table A.4:** Central America: Countries by Economic Distance Index

EL SALVADOR		GUATEMALA		HONDURAS		MEXICO		PANAMA	
HONDURAS	-2,87	EL SALVADOR	-2,78	EL SALVADOR	-3,06	GUATEMALA	-2,92	COSTA RICA	-2,75
GUATEMALA	-2,78	HONDURAS	-2,77	GUATEMALA	-2,96	HONDURAS	-1,86	COLOMBIA	-2,70
COLOMBIA	-1,52	MEXICO	-2,73	COLOMBIA	-1,64	EL SALVADOR	-1,85	HONDURAS	-1,46
MEXICO	-1,46	COSTA RICA	-1,46	MEXICO	-1,58	COSTA RICA	-1,66	EL SALVADOR	-1,43
PANAMA	-1,37	COLOMBIA	-1,42	COSTA RICA	-1,47	COLOMBIA	-1,66	GUATEMALA	-1,43
ECUADOR	-1,34	ECUADOR	-1,17	ECUADOR	-1,31	PERU	-1,37	MEXICO	-1,32
COSTA RICA	-1,29	PANAMA	-1,17	VENEZUELA	-1,24	PANAMA	-1,37	BOLIVIA	-1,23
VENEZUELA	-1,20	PERU	-1,12	PANAMA	-1,21	ECUADOR	-1,35	PERU	-1,19
BOLIVIA	-1,12	VENEZUELA	-1,11	CHILE	-1,09	VENEZUELA	-1,27	CHILE	-1,17
CHILE	-0,97	CHILE	-1,09	SPAIN	-0,49	CHILE	-1,23	ECUADOR	-1,17
SPAIN	-0,56	ARGENTINA	-0,96	BRAZIL	-0,12	UNITED STATES	-1,22	VENEZUELA	-1,16
BRAZIL	-0,20	SPAIN	-0,51	UNITED STATES	0,00	ARGENTINA	-1,11	SPAIN	-0,43
UNITED STATES	-0,18	BRAZIL	-0,11	CANADA	0,01	URUGUAY	-1,03	BRAZIL	-0,08
PERU	-0,13	UNITED STATES	-0,06	TRINIDAD AND TOBAGO	0,25	SPAIN	-0,62	CANADA	0,07
CANADA	-0,11	CANADA	-0,05	DENMARK	0,36	CANADA	-0,20	UNITED STATES	0,09
FRANCE	0,24	NORWAY	0,25	SWEDEN	0,37	BRAZIL	-0,12	DENMARK	0,28
NORWAY	0,28	SWEDEN	0,28	PORTUGAL	0,42	SWEDEN	0,26	SWEDEN	0,29
PORTUGAL	0,29	POLAND	0,38	FRANCE	0,44	REPUBLIC OF KOREA	0,30	POLAND	0,40
NETHERLANDS	0,37	PORTUGAL	0,38	REPUBLIC OF KOREA	0,48	HUNGARY	0,31	PORTUGAL	0,43
SWITZERLAND	0,40	FRANCE	0,40	SWITZERLAND	0,55	DENMARK	0,32	FRANCE	0,55
GERMANY	0,42	REPUBLIC OF KOREA	0,43	NETHERLANDS	0,58	POLAND	0,34	SWITZERLAND	0,56
SWEDEN	0,42	SWITZERLAND	0,47	ITALY	0,61	FRANCE	0,38	NETHERLANDS	0,64
ITALY	0,45	NETHERLANDS	0,50	FINLAND	0,64	PORTUGAL	0,38	ITALY	0,64
FINLAND	0,45	ITALY	0,54	GERMANY	0,64	SWITZERLAND	0,48	REPUBLIC OF KOREA	0,68
REPUBLIC OF KOREA	0,49	FINLAND	0,56	INDIA	0,77	NETHERLANDS	0,49	GERMANY	0,71
GREECE	0,55	GERMANY	0,56	THAILAND	1,05	TURKEY	0,54	INDIA	0,75
SOUTH AFRICA	0,64	INDIA	0,68	IRELAND	1,13	FINLAND	0,54	THAILAND	1,16
INDIA	0,79	THAILAND	0,94	JAPAN	1,15	ITALY	0,56	HONG KONG	1,41
THAILAND	1,22	MALAYSIA	1,17	UNITED KINGDOM	1,29	GERMANY	0,56	JAPAN	1,47
JAPAN	1,57	JAPAN	1,18	AUSTRALIA	1,49	INDIA	0,59	IRELAND	1,56
UNITED KINGDOM	1,62	IRELAND	1,23	HONG KONG	1,91	THAILAND	0,98	UNITED KINGDOM	1,80
AUSTRALIA	1,68	UNITED KINGDOM	1,39	SAUDI ARABIA	2,04	MALAYSIA	1,15	AUSTRALIA	1,87
HONG KONG	2,36	HONG KONG	1,58			JAPAN	1,38	INDONESIA	2,14
SINGAPORE	2,85	UNITED ARAB EMIRATES	1,61			IRELAND	1,49		
		SAUDI ARABIA	1,68			UNITED KINGDOM	1,66		
		SINGAPORE	2,32			HONG KONG	1,68		
						AUSTRALIA	1,81		
						SAUDI ARABIA	1,94		
						SINGAPORE	2,66		

Source: Author's estimations.

**Table A.5:** Principal Components Analysis: An Economic Distance Index

Country										
Variable	Argentine	Brazil	Chile	Colombia	Ecuador	EL Salvador	Guatemala	Honduras	Mexico	Panama
Distance	0,5726	0,6547	0,5890	0,5135	0,5802	0,5419	0,5524	0,5443	0,5879	0,5465
Real Exchange Rate	0,1540	0,0872	0,1300	0,3577	0,1666	0,2078	0,1848	0,1908	0,1815	0,2731
Political Difference	0,2318	0,2634	0,1990	0,4000	0,3207	0,3928	0,3376	0,3593	0,3699	0,0808
Border	-0,4976	-0,5892	-0,4149	-0,3257	-0,3178	-0,3589	-0,4215	-0,4061	-0,2475	-0,3689
Island	0,2612	0,3804	0,3066	0,2671	0,3433	0,3372	0,2734	0,2422	0,3514	0,3963
Common Language	-0,5280	-0,0507	-0,5748	-0,5205	-0,5603	-0,5161	-0,5425	-0,5608	-0,5477	-0,5719
Proportion <sup>a</sup>	42,28%	31,80%	39,79%	45,84%	40,07%	41,79%	40,98%	39,53%	37,36%	38,29%

<sup>a</sup> Proportion of the variance explained by the first dimension.

Source: Author's estimations.

**Table A.6:** Econometric Results: Dynamic Panel Data Model using PCA

Variable	Argentine	Brazil	Chile	Colombia	Ecuador	EL Salvador	Guatemala	Honduras	Mexico	Panama
<i>EcDist<sub>it</sub></i>	-0,8116 (0,0252)	-0,2565 (0,0370)	-0,3670 (0,0148)	-0,2588 (0,0173)	-1,5484 (0,0462)	-1,1298 (0,0777)	-0,3874 (0,0254)	-1,1159 (0,1813)	-0,3220 (0,0295)	-3,2345 (0,1024)
<i>lnGDP<sub>it</sub></i>	0,2745 (0,0069)	0,2351 (0,0081)	0,8512 (0,0087)	0,4892 (0,0095)	0,5878 (0,0164)	1,1895 (0,0394)	0,4605 (0,0177)	0,9371 (0,0222)	0,4543 (0,0159)	0,5654 (0,0561)
<i>lnExp<sub>it-1</sub></i>	0,6929 (0,0104)	0,7039 (0,0113)	0,0101 (0,0015)	0,3229 (0,0076)	0,5915 (0,0017)	0,1263 (0,0051)	0,3401 (0,0074)	0,0621 (0,0057)	0,4835 (0,0142)	0,1754 (0,0089)
<i>Constant</i>	-8,2521 (0,2204)	-6,4801 (0,2246)	-24,9264 (0,4435)	-12,8217 (0,4153)	-22,5669 (0,8322)	-46,2200 (2,0225)	-12,0964 (0,8355)	-32,7187 (1,1197)	-14,1065 (0,6257)	-16,4352 (2,7790)
Long Term Economic Distance Semi-elasticity	-2,643	-0,8663	-0,3707	-0,3823	-3,7909	-1,2932	-0,5871	-1,1898	-0,6235	-3,9223
Long Term GDP Elasticity	0,8939	0,794	0,8598	0,7225	1,4391	1,3615	0,6978	0,9991	0,8796	0,6856
Autocorrelation Test <sup>a</sup>	-1.0075+	-1.6787+	0.2728+	0.0296+	1.3459+	-0.4907+	1.5710+	1.5608+	0.0419+	0.7028+
OIR Test <sup>b</sup>	35.3612+	38.5987+	43.1190+	36.0049+	35.4587+	31.3089+	35.6524+	30.9464+	38.4743+	29.1817+
PUR Test <sup>c</sup>	-11.4508-	-1.4259-	-12.2991-	-9.9089-	-5.9416-	-14.482-	-4.4724-	-3.1642-	-3.6359-	-8.2050-

Source: Authors' estimations. Standard deviations in parentheses. All variables are statistically significant at 5%.

a Arellano-Bond autocorrelation test. Null hypothesis: No autocorrelation of order 2.

b Sargent test of Over Identification Restrictions. Null hypothesis: Overidentifying restrictions are valid.

c Harris and Tzavalis (1999) Panel Unit Root test applied to *lnExp<sub>it</sub>*. Null hypothesis: panel unit root.

+ No rejection of the null hypothesis.

- Rejection of the null hypothesis.

**Table A.7:** Econometric Results: Static Panel Data Models using FAMD (South America)

Argentina					
Variable	Pooled OLS	FGLS AR(1)	Prais-Winsten	Random Effect	Instrumental Variable
<i>EcDistit</i>	-0,6908 (0,1156)	-0,7053 (0,1232)	-0,6817 (0,1682)	-0,6916 (0,1103)	-0,6246 (0,0901)
<i>lnGDPit</i>	0,6361 (0,1044)	0,6443 (0,1099)	0,5752 (0,1292)	0,6895 (0,1103)	0,6033 (0,0861)
<i>Constant</i>	-13,7579 (5,5745)	-14,2361 (5,8810)	-10,7111 (6,9561)	-16,5664 (5,8892)	-11,9290 (4,5269)
Brazil					
<i>EcDistit</i>	-0,4506 (0,0790)	-0,3702 (0,0801)	-0,4072 (0,0392)	-0,3843 (0,0832)	-0,3798 (0,0718)
<i>lnGDPit</i>	0,6216 (0,0487)	0,5851 (0,0285)	0,5960 (0,0277)	0,7193 (0,0213)	0,6007 (0,0209)
<i>Constant</i>	-12,8745 (2,6290)	-10,9692 (1,5452)	-11,5370 (1,5016)	-18,1247 (1,1712)	-11,7063 (1,1284)
Chile					
<i>EcDistit</i>	-0,5444 (0,0754)	-0,5441 (0,0768)	-0,5285 (0,1244)	-0,5371 (0,0864)	-0,5001 (0,0818)
<i>lnGDPit</i>	0,8196 (0,0541)	0,8300 (0,0573)	0,8359 (0,0985)	0,8625 (0,0612)	0,7690 (0,0463)
<i>Constant</i>	-23,1168 (2,7888)	-23,6770 (2,9607)	-24,0371 (5,1971)	-25,3276 (3,1582)	-20,4755 (2,3912)
Colombia					
<i>EcDistit</i>	-0,8178 (0,1453)	-0,6340 (0,1118)	-0,6730 (0,1108)	-0,4655 (0,0933)	-0,4338 (0,0912)
<i>lnGDPit</i>	0,8151 (0,1386)	0,7304 (0,0970)	0,7451 (0,0849)	0,7374 (0,0979)	0,6960 (0,0468)
<i>Constant</i>	-23,7682 (7,2072)	-19,4660 (5,1214)	-20,2142 (4,4427)	-19,7699 (5,0905)	-17,6023 (2,4259)
Ecuador					
<i>EcDistit</i>	-1,4567 (0,1998)	-1,4791 (0,2143)	-1,4711 (0,1988)	-1,5113 (0,2414)	-1,4722 (0,1831)
<i>lnGDPit</i>	1,0115 (0,1544)	1,0459 (0,1602)	1,0553 (0,1172)	1,1327 (0,1835)	1,1590 (0,1050)
<i>Constant</i>	-34,2026 (7,8687)	-36,0124 (8,1881)	-36,5238 (6,0060)	-40,2945 (9,3849)	-41,5795 (5,2957)

Source: Authors' estimations. Standard deviations in parentheses. All variables are statistically significant at 5%.

**Table A.8:** Econometric Results: Static Panel Data Models using PCA (Central America)

El Salvador					
Variable	Pooled OLS	FGLS AR(1)	Prais-Winsten	Random Effect	Instrumental Variable
El Salvador					
<i>EcDistit</i>	-1,4757 (0,2900)	-1,3707 (0,2716)	-1,3450 (0,2773)	-1,0060 (0,3453)	-1,0469 (0,2231)
<i>lnGDPit</i>	0,9482 (0,2408)	0,9030 (0,2204)	0,8962 (0,1671)	1,1653 (0,2214)	1,1572 (0,1247)
<i>Constant</i>	-32,3937 (12,0957)	-30,0812 (11,1018)	-29,7359 (8,4513)	-43,1715 (11,2506)	-42,7964 (6,2169)
Guatemala					
<i>EcDistit</i>	-0,8298 (0,2034)	-0,8637 (0,2055)	-0,8402 (0,1775)	-0,7572 (0,1983)	-0,7338 (0,1724)
<i>lnGDPit</i>	0,5529 (0,1865)	0,6325 (0,1773)	0,6517 (0,1300)	0,7850 (0,1519)	0,6757 (0,0706)
<i>Constant</i>	-11,2263 (9,3654)	-15,2449 (8,9658)	-16,2173 (6,5927)	-22,8501 (7,7022)	-17,2927 (3,5573)
Honduras					
<i>EcDistit</i>	-1,8806 (0,3514)	-2,1698 (0,3944)	-2,1394 (0,2922)	-2,5399 (0,4845)	-1,8706 (0,2941)
<i>lnGDPit</i>	1,5970 (0,3713)	1,8512 (0,4008)	1,8246 (0,2374)	2,6373 (0,4605)	1,8779 (0,2013)
<i>Constant</i>	-64,6342 (18,5010)	-77,5194 (20,0134)	-76,1764 (11,7670)	-120,0213 (22,9292)	-77,9149 (9,9261)
Mexico					
<i>EcDistit</i>	-0,7120 (0,1732)	-0,4963 (0,0954)	-0,6491 (0,0561)	-0,3363 (0,1261)	-0,4620 (0,1001)
<i>lnGDPit</i>	0,7571 (0,1378)	0,7730 (0,0693)	0,7603 (0,0427)	0,7833 (0,0735)	0,8413 (0,0358)
<i>Constant</i>	-20,8834 (7,3531)	-21,6291 (3,7431)	-20,9914 (2,2897)	-22,2817 (4,0213)	-25,4095 (1,9233)
Panama					
<i>EcDistit</i>	-1,4346 (0,3389)	-1,3522 (0,3146)	-1,3398 (0,3555)	-1,3727 (0,3486)	-1,7487 (0,3459)
<i>lnGDPit</i>	0,8857 (0,2336)	0,8262 (0,2166)	0,8260 (0,2322)	0,8537 (0,2594)	1,2556 (0,1829)
<i>Constant</i>	-29,5369 (11,7124)	-26,4257 (10,8741)	-26,3461 (11,7299)	-27,9477 (13,0383)	-48,2686 (9,1072)

Source: Authors' estimations. Standard deviations in parentheses. All variables are statistically significant at 5%.

**Table A.9:** Econometric Results: Static Panel Data Models using PCA (South America)

Argentina					
Variable	Pooled OLS	FGLS AR(1)	Prais-Winsten	Random Effect	Instrumental Variable
<i>EcDistit</i>	-0,6985 (0,1175)	-0,7156 (0,1262)	-0,7122 (0,1707)	-0,7142 (0,0967)	-0,6548 (0,0893)
<i>lnGDPit</i>	0,6437 (0,1060)	0,6543 (0,1122)	0,5962 (0,1326)	0,6976 (0,0802)	0,6170 (0,0854)
<i>Constant</i>	-14,1609 (5,6568)	-14,7601 (6,0019)	-11,8195 (7,1346)	-16,9911 (4,2164)	-12,6502 (4,4889)
Brazil					
<i>EcDistit</i>	-0,4516 (0,0791)	-0,3858 (0,0813)	-0,4144 (0,0394)	-0,4024 (0,0825)	-0,3967 (0,0721)
<i>lnGDPit</i>	0,6226 (0,0486)	0,5921 (0,0290)	0,6013 (0,0277)	0,7224 (0,0211)	0,6041 (0,0208)
<i>Constant</i>	-12,9297 (2,6267)	-11,3463 (1,5710)	-11,8228 (1,5031)	-18,2942 (1,1608)	-11,8904 (1,1270)
Chile					
<i>EcDistit</i>	-0,5449 (0,0753)	-0,5448 (0,0767)	-0,5308 (0,1248)	-0,5388 (0,0873)	-0,5059 (0,0815)
<i>lnGDPit</i>	0,8193 (0,0541)	0,8299 (0,0574)	0,8370 (0,0988)	0,8606 (0,0617)	0,7692 (0,0462)
<i>Constant</i>	-23,1008 (2,7901)	-23,6733 (2,9631)	-24,0950 (5,2152)	-25,2249 (3,1828)	-20,4854 (2,3844)
Colombia					
<i>EcDistit</i>	-0,7961 (0,1437)	-0,6662 (0,1134)	-0,6992 (0,1122)	-0,5273 (0,1292)	-0,4712 (0,0933)
<i>lnGDPit</i>	0,8030 (0,1385)	0,7425 (0,0989)	0,7546 (0,0850)	0,7056 (0,0963)	0,6737 (0,0455)
<i>Constant</i>	-23,1453 (7,2050)	-20,0839 (5,2133)	-20,6997 (4,4457)	-18,1363 (5,0036)	-16,4650 (2,3583)
Ecuador					
<i>EcDistit</i>	-1,4102 (0,2023)	-1,4515 (0,2225)	-1,4605 (0,1849)	-1,4678 (0,2353)	-1,4353 (0,1857)
<i>lnGDPit</i>	1,0230 (0,1682)	1,0626 (0,1745)	1,0734 (0,1161)	1,1138 (0,1873)	1,1396 (0,1054)
<i>Constant</i>	-34,7811 (8,5666)	-36,8605 (8,9145)	-37,4390 (5,9504)	-39,3421 (9,5826)	-40,6090 (5,3152)

Source: Authors' estimations. Standard deviations in parentheses. All variables are statistically significant at 5%.

**Table A.10:** Econometric Results: Static Panel Data Models using PCA (Central America)

El Salvador					
Variable	Pooled OLS	FGLS AR(1)	Prais-Winsten	Random Effect	Instrumental Variable
<i>EcDistit</i>	-1,4410 (0,2802)	-1,3706 (0,2638)	-1,3459 (0,3050)	-1,1511 (0,3394)	-1,1235 (0,2259)
<i>lnGDPit</i>	0,9682 (0,2538)	0,9363 (0,2312)	0,9309 (0,1874)	1,2206 (0,2240)	1,2038 (0,1260)
<i>Constant</i>	-33,3871 (12,7344)	-31,7367 (11,6302)	-31,4544 (9,4661)	-45,9148 (11,3694)	-45,1051 (6,2786)
Guatemala					
<i>EcDistit</i>	-0,8235 (0,2025)	-0,8665 (0,2052)	-0,8547 (0,1847)	-0,7272 (0,2119)	-0,7630 (0,1714)
<i>lnGDPit</i>	0,5514 (0,1866)	0,6460 (0,1773)	0,6730 (0,1329)	0,7863 (0,1495)	0,6644 (0,0699)
<i>Constant</i>	-11,1513 (9,3725)	-15,9459 (8,9702)	-17,3147 (6,7437)	-22,9154 (7,5850)	-16,7167 (3,5219)
Honduras					
<i>EcDistit</i>	-1,8609 (0,3491)	-2,1071 (0,3896)	-2,0854 (0,2925)	-2,4194 (0,4539)	-1,8213 (0,2917)
<i>lnGDPit</i>	1,5852 (0,3677)	1,8233 (0,3942)	1,8006 (0,2378)	2,5851 (0,4474)	1,8348 (0,1993)
<i>Constant</i>	-64,0538 (18,3233)	-76,1723 (19,6914)	-75,0172 (11,7924)	-113,1776 (22,2994)	-75,7803 (9,8279)
Mexico					
<i>EcDistit</i>	-0,7123 (0,1757)	-0,5347 (0,1108)	-0,6669 (0,060)	-0,4457 (0,1276)	-0,4854 (0,1032)
<i>lnGDPit</i>	0,7659 (0,1402)	0,8090 (0,0735)	0,7901 (0,0444)	0,8077 (0,0766)	0,8416 (0,0358)
<i>Constant</i>	-21,3567 (7,4856)	-23,5808 (3,9757)	-22,6035 (2,3869)	-23,5841 (4,1809)	-25,4120 (1,9230)
Panama					
<i>EcDistit</i>	-1,4118 (0,3358)	-1,3265 (0,3092)	-1,3135 (0,3525)	-1,2799 (0,3330)	-1,7237 (0,3371)
<i>lnGDPit</i>	0,8664 (0,2313)	0,8046 (0,2134)	0,8034 (0,2306)	0,7836 (0,2476)	1,1869 (0,1769)
<i>Constant</i>	-28,5814 (11,6004)	-25,3561 (10,7121)	-25,2262 (11,6443)	-24,4737 (12,4592)	-44,8640 (8,8099)

Source: Authors' estimations. Standard deviations in parentheses. All variables are statistically significant at 5%.

## Informações aos autores

### Objetivo e escopo

A ECONOMIA APLICADA é uma publicação trimestral do Departamento de Economia da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto da Universidade de São Paulo, com uma linha editorial voltada exclusivamente para artigos científicos em economia aplicada. Tem por foco a publicação de trabalhos de análise econômica aplicada a problemas específicos, tanto de interesse do setor público como privado, e que contenham, particularmente, estudos quantitativos, cujos resultados possam aproximar a teoria da realidade. A interação entre trabalho empírico e teoria, análise e política econômica é, portanto, um importante diferencial da revista. A revista ECONOMIA APLICADA coloca-se como um espaço aberto para toda a comunidade acadêmica, nacional e internacional.

### Política editorial

Os artigos submetidos são avaliados inicialmente pelos Editores quanto a sua adequação à linha editorial da Revista. Uma vez aceita a submissão, o artigo é encaminhado para avaliação por pareceristas designados pelos Editores, no sistema double-blind.

### Apresentação de Artigos

Os artigos submetidos para avaliação devem obedecer às seguintes normas:

1. Apresentar ineditismos no país e no exterior
2. Na primeira página devem constar o título do artigo, nome dos autores com endereço para contato e afiliação institucional, resumo com até 100 palavras em português e inglês, palavras chave, em português e inglês e classificação JEL.
3. Na versão para “avaliação”, basta um arquivo no formato pdf com todas as equações, tabelas e figuras no corpo do texto, e referências no final.
4. Caso o artigo venha a ser aceito para publicação, a equipe da revista contatará os editores para as atividades de editoração. Nessa ocasião serão requeridos os seguintes arquivos:
  - Arquivo fonte no formato  $\text{\LaTeX}$ .
  - Arquivo de referências bibliográficas no padrão  $\text{\BibTeX}$ .
  - Arquivo com as figuras em formato TIFF ou EPS.
  - Planilha eletrônica com todas as tabelas.

## Responsabilidade e Direitos Autorais

Os autores que submeterem ou tiverem o artigo aceito para publicação na Revista ECONOMIA APLICADA declaram:

- Ter participado da concepção do artigo para tornarem públicas suas responsabilidades pelos seus conteúdos, que não omitiram quaisquer ligações ou acordos de financiamento entre autores e companhias que possam ter interesse na publicação deste artigo.
- Que o manuscrito é inédito e que o artigo, em parte ou na íntegra, ou qualquer outro artigo com conteúdo substancialmente similar, de sua autoria, não foi enviado à outra revista e não o será enquanto sua publicação estiver sendo considerada pela revista ECONOMIA APLICADA, que seja no formato impresso ou no eletrônico, exceto o descrito em anexo.
- Que a revista ECONOMIA APLICADA passa a ter os direitos autorais para a veiculação dos artigos, tanto em formato impresso como eletrônico a eles referentes, os quais se tornarão propriedade exclusiva da ECONOMIA APLICADA. É permitida a reprodução total ou parcial dos artigos desta revista, desde que seja explicitamente citada a fonte completa.

ISSN 1413-8050



## Editor

Reynaldo Fernandes

## Associate Editors

Angelo Costa Gurgel  
Renato Nunes de Lima Seixas  
Sergio Naruhiko Sakurai

Eliezer Martins Diniz  
Reynaldo Fernandes

## Editorial Board

<b>Affonso Celso Pastore</b> USP	<b>Antônio Barros de Castro</b> UFRJ
<b>Cássio F. Camargo Rolim</b> UFPR	<b>Cláudio Monteiro Considera</b> UFF
<b>Clélio Campolina Diniz</b> CEDEPLAR	<b>Denisard C. de Oliveira Alves</b> USP
<b>Eleutério F. S. Prado</b> USP	<b>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>Wilson Suzigan</b> Unicamp