ea

ECONOMIA APLICADA

BRAZILIAN JOURNAL OF APPLIED ECONOMICS

Vol. 22 – nº 4 Outubro – Dezembro 2018

ARTIGOS

Avaliando o Impacto das Políticas Educacionais em Sobral
Roberto Hsu Rocha, Naercio Menezes-Filho, Bruno Kawaoka Komatsu

Determinantes del Rendimiento Académico en Neiva: Una Aproximación a través de un Modelo Multinivel
Oscar Hernán Cerquera Losada, José Jardani Giraldo Uribe, Guillermo Leon Cordoba Nieto

Taxa de Câmbio de Equilíbrio e Desalinhamento Cambial: Evidências para o Brasil (1994-2011)
Aderbal Oliveira Damasceno, Flávio Vilela Vieira

Evolução e Determinantes na Escolha de Trabalho Entre os Setores Público e Privado no Brasil
Daniela Verzola Vaz

As Condições de Saúde Afetam os Rendimentos do Trabalho? Evidências para o Mercado de Trabalho no Brasil
Wallace Patrick Santos de Farias Souza, Flávio Augusto Ziegelmann, Erik Alencar de Figueiredo

Choques Fiscais e Salários Reais: uma Análise para os Estados Brasileiros
Elano Ferreira Arruda, Felipe de Sousa Bastos, João Paulo Rios e Silva

Dinâmica de curto prazo do desmatamento da Amazônia Legal: análise do papel das políticas públicas no período de 2000 a 2010
Marcelo Bentes Diniz, Márcia Jucá Teixeira Diniz, Almir Bittencourt da Silva, Jorge Eduardo Macedo Simões

FEA-RP / USP DEPARTAMENTO DE ECONOMIA

ECONOMIA FEA-RP/USP

ECONOMIA APLICADA

Vol. 22 – nº 4 Outubro – Dezembro 2018

BRAZILIAN JOURNAL OF APPLIED ECONOMICS
Vol. 22 – n. 4 October – December 2018

PAPERS

Evaluating the Impact of Educational Policies in Sobral
Roberto Hsu Rocha, Naercio Menezes-Filho, Bruno Kawaoka Komatsu

Evaluating the Impact of Educational Policies in Sobral
Oscar Hernán Cerquera Losada, José Jardani Giraldo Uribe, Guillermo Leon Cordoba Nieto

Taxa de Câmbio de Equilíbrio e Desalinhamento Cambial: Evidências para o Brasil (1994-2011)
Aderbal Oliveira Damasceno, Flávio Vilela Vieira

Occupational Choice Between Bublic Bnd Brivate Bectors in Brazil: Trends and Explanations
Daniela Verzola Vaz

The Health Conditions Affect the Income of the Work? Evidence for the Labor Market in Brazil
Wallace Patrick Santos de Farias Souza, Flávio Augusto Ziegelmann, Erik Alencar de Figueiredo

Fiscal Shocks and Real Wages: An Analysis for the Brazilian States
Elano Ferreira Arruda, Felipe de Sousa Bastos, João Paulo Rios e Silva

***Short-term* dynamics of deforestation in the Legal Amazon: analysis of the role of public policies from 2000 to 2010**
Marcelo Bentes Diniz, Márcia Jucá Teixeira Diniz, Almir Bittencourt da Silva, Jorge Eduardo Macedo Simões

ISSN 1980-5330

APOIO:

ECONOMIA APLICADA

Vol. 22 – nº 4 Outubro – Dezembro 2018

Editor

Eliezer Martins Diniz

Editores Associados

Angelo Costa Gurgel
Eliezer Martins Diniz
Lízia de Figueirêdo
Sergio Naruhiko Sakurai
Edson Zambon Monte
Fernando Antonio de Barros Júnior
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

ea

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: Caio Henrique Montoro de Lucca

Endereço

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

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

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

Trimestral
Publicado anteriormente sob responsabilidade de FEA/USP, FIPE e FEA-RP
ISSN 1980-5330

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

CDD 22.ed – 330.

ECONOMIA APLICADA

Vol. 22 – nº 4 Outubro – Dezembro 2018

ARTIGOS

5 **Avaliando o Impacto das Políticas Educacionais em Sobral**
Roberto Hsu Rocha , Naercio Menezes-Filho , Bruno Kawaoka Komatsu

31 **Determinantes del Rendimiento Académico en Neiva: Una Aproximación a través de un Modelo Multinivel**
Oscar Hernán Cerquera Losada , José Jardani Giraldo Uribe , Guillermo Leon Cordoba Nieto

57 **Taxa de Câmbio de Equilíbrio e Desalinhamento Cambial: Evidências para o Brasil (1994-2011)**
Aderbal Oliveira Damasceno , Flávio Vilela Vieira

85 **Evolução e Determinantes na Escolha de Trabalho Entre os Setores Público e Privado no Brasil**
Daniela Verzola Vaz

113 **As Condições de Saúde Afetam os Rendimentos do Trabalho? Evidências para o Mercado de Trabalho no Brasil**
Wallace Patrick Santos de Farias Souza , Flávio Augusto Ziegelmann , Erik Alencar de Figueiredo

151 **Choques Fiscais e Salários Reais: uma Análise para os Estados Brasileiros**
Elano Ferreira Arruda , Felipe de Sousa Bastos , João Paulo Rios e Silva

177 **Dinâmica de curto prazo do desmatamento da Amazônia Legal: análise do papel das políticas públicas no período de 2000 a 2010**
Marcelo Bentes Diniz , Márcia Jucá Teixeira Diniz , Almir Bittencourt da Silva , Jorge Eduardo Macedo Simões

Economia Aplicada, v. 22, n. 4, 2018, pp. 5-30

AVALIANDO O IMPACTO DAS POLÍTICAS EDUCACIONAIS EM SOBRAL

Roberto Hsu Rocha [*]
Naercio Menezes-Filho [†]
Bruno Kawaoka Komatsu [‡]

Resumo

Este artigo tem como objetivo avaliar o impacto de políticas educacionais adotadas no início dos anos 2000 sobre a qualidade do ensino no município de Sobral, no Estado do Ceará. Essas políticas reorganizaram o sistema educacional, sem incorrer em aumento expressivo dos gastos em educação. Utilizamos uma combinação do *Propensity Score Matching* e do método de diferenças em diferenças para estimar o impacto. Os resultados indicam efeitos positivos significativos no curto e no longo prazo para os anos iniciais do Ensino Fundamental. No entanto, os desafios persistem na ampliação desses resultados para os anos finais do mesmo grau de ensino.

Palavras-chave: educação básica, avaliação econômica, política pública

Abstract

This article aims to evaluate the impact of educational policies adopted in the early 2000s on the quality of education in the municipality of Sobral, in the State of Ceará. These policies have reorganized the educational system without incurring significant increase in spending on education. We use a combination of *Propensity Score Matching* and differences in differences method to estimate the impact. The results indicate significant positive effects in the short and long term for the early years of elementary school. However, challenges remain in extending these results to the final years of the same level of education.

Keywords: primary education, secondary education, economic evaluation, public policy

JEL classification: I21, I25, I28

DOI: http://dx.doi.org/10.11606/1980-5330/ea110189

[*] Universidade da Califórnia, Berkeley. E-mail: robertohsurocha@gmail.com
[†] CPP/INSPER e FEA/USP. E-mail: naercioamf@insper.edu.br
[‡] CPP/INSPER e FEA/USP. E-mail: brunokk@insper.edu.br

Recebido em 22 de janeiro de 2016 . Aceito em 24 de outubro de 2017.

1 Introdução

Atingir um ensino público de alto nível ainda é um dos maiores desafios da sociedade brasileira. Embora o acesso à escola tenha sido universalizado na última década (Veloso 2011), a qualidade do ensino ainda é um grande problema, evidenciado pela comparação internacional de notas do *Programme for International Student Assessment* (PISA), da Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE). Na edição de 2012, o Brasil apresentou notas abaixo da média entre os 65 países participantes nas três áreas avaliadas (matemática, leitura e ciências), como mostra a Tabela 1. Os resultados brasileiros foram também muito inferiores aos de outros países em desenvolvimento como a Rússia e a Turquia.

Tabela 1: Médias do PISA 2012

Países	Matemática	Leitura	Ciências
OCDE (Média)	494	496	501
China (Xangai)	613	570	580
Rússia	482	475	496
Estados Unidos	481	498	497
Turquia	448	475	463
Chile	423	441	445
México	413	424	415
Brasil	391	410	405
Argentina	388	396	406

Fonte: OCDE. Elaboração própria.

São poucos os exemplos de sucesso no sistema público brasileiro, porém um dos mais notáveis entre eles talvez seja o de Sobral, município do Estado do Ceará. Há menos de 10 anos, Sobral demonstrava desempenho completamente regular nas avaliações da Prova Brasil, um exame nacional padronizado, mas hoje é uma referência em políticas para a educação básica (Oliveira 2013). Por meio de diversas medidas de gestão da rede pública municipal, tomadas no início dos anos 2000, o município de Sobral foi capaz de elevar a qualidade do ensino e, atualmente, possui o melhor Índice de Desenvolvimento da Educação Básica (IDEB) para os anos iniciais do Ensino Fundamental entre todos os municípios do país com mais de 25 mil habitantes. Um ponto relevante é de que esse desempenho foi realizado sem que os gastos municipais com educação tivessem aumentado de forma muito acelerada.

O presente trabalho tem como objetivo avaliar o impacto das medidas educacionais de Sobral, complementando análises qualitativas com métodos quantitativos e com o instrumental econométrico. Para tanto, trabalharemos com bases de dados da Prova Brasil (2005 a 2011), disponibilizadas pelo Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira (INEP). As bases de dados da Prova Brasil possuem, além das notas obtidas por cada aluno no exame, respostas de um questionário socioeconômico entregue a todos os participantes da avaliação. O método econométrico utilizado para tentar avaliar o impacto de mudanças na gestão da educação pública sobre a qualidade de ensino de Sobral será uma combinação de duas técnicas, o *Propensity Score Matching* (PSM) e o estimador de diferenças em diferenças. O nosso foco

são as políticas voltadas para os anos iniciais do Ensino Fundamental, portanto, apresentaremos os resultados da metodologia aplicada para o 5º ano (antiga 4ª série) do Ensino Fundamental de forma detalhada. Com relação ao 9º ano (antiga 8ª série), discutiremos somente os resultados da regressão feita para obter o estimador de diferenças em diferenças.

Além desta breve introdução, o artigo está dividido em sete partes. Apresentamos uma breve revisão da literatura na Seção 2. A Seção 3 descreve o município de Sobral e, em especial, as políticas educacionais adotadas por sua Secretaria Municipal de Educação. Na Seção 4, descreveremos a metodologia utilizada neste estudo e as duas técnicas citadas acima. A quinta parte apresenta os dados utilizados e as características descritivas observáveis dos alunos, agrupados por escola. Na Seção 6, mostraremos os resultados obtidos, além de alguns testes de robustez na Seção 7. Finalizamos na Seção 8, buscando agrupar todos os aspectos discutidos no trabalho na conclusão.

2 Revisão de Literatura

A literatura sobre avaliação de políticas educacionais voltadas à qualidade da educação é extensa, cobrindo diversas dimensões do processo educacional.

Em primeiro lugar, o simples aumento de gastos com educação não parece garantir efeitos sobre a qualidade da educação. Hanushek (2003) argumenta que o aumento de recursos governamentais em educação, sem atenção aos esquemas de incentivos internos às escolas, no geral, resulta em melhoras pequenas na qualidade da educação. No Brasil, Menezes-Filho & Amaral (2009) trazem evidências de que, após controlar por características de escolaridade municipais, formação dos professores e quantidade de horas-aula, não há correlações significantes entre os gastos municipais em educação e o desempenho escolar de alunos da 4ª e 8ª séries do Ensino Fundamental. Diaz (2012) traz evidências adicionais de que não há relação direta entre o nível de gastos em educação e o desempenho escolar, na comparação entre municípios brasileiros.

Diversos estudos mais recentes focam sobre mecanismos específicos de melhoria da qualidade do ensino. Veloso (2011) traz um levantamento de experiências internacionais sobre reformas educacionais, em que destaca três mecanismos institucionais presentes na maioria dessas reformas: mecanismos de *accountability* dos agentes envolvidos, de competição entre escolas e de descentralização do sistema educacional.

Em relação ao *accountability*, ou responsabilização de agentes envolvidos no processo educacional, uma das formas mais utilizadas de mecanismos de incentivos de agentes dentro das escolas é a de pagamentos de bônus para professores e funcionários, baseados em metas pré-determinadas. As evidências internacionais de medidas como essas são majoritariamente de efeitos positivos sobre o desempenho dos alunos (Oshiro et al. 2015, Veloso 2011). Em relação ao Brasil, Oshiro et al. (2015) avaliam os impactos de uma política desse tipo, implementada no Estado de São Paulo em 2008. Com uma metodologia da PSM associada ao estimador de diferenças em diferenças, os autores encontram efeitos positivos do programa após um ano, para alunos da 4ª série do Ensino Fundamental (atual 5º ano), equivalentes a 6,3 pontos na escala SAEB em matemáticas, e a 2,6 pontos em língua portuguesa. No entanto, após três anos, o impacto sobre as notas de matemática desaparecem, enquanto aquele

sobre língua portuguesa se torna negativo, com uma reversão à média. Entre os alunos da 8ª série, os impactos são negativos para as duas disciplinas, tanto no curto quanto no médio prazo.

Em relação ao mecanismo de competição, uma forma de ampliação de competição no sistema educacional é por meio de *vouchers*, que permitem que pais escolham e matriculem seus filhos em escolas privadas. No Brasil, no entanto, a educação pública no geral apresenta baixos níveis de competição entre escolas, com regras de alocação que não favorecem a competição, como o critério geográfico de alocação de estudantes (Tavares 2015).

O mecanismo de descentralização do sistema educacional coloca ênfase sobre a gestão local das escolas, sob a premissa de que agentes locais possuem maior conhecimento sobre os problemas e necessidades das escolas de suas áreas. Nos Estados Unidos, estudos sobre a experiência com escolas charter trazem evidências no geral positivas dos efeitos da autonomia dessas escolas em relação ao aprendizado dos alunos e sobre a taxa de conclusão dos cursos. Veloso (2011), no entanto, chama a atenção para possíveis consequências negativas, caso os gestores locais não tenham boa capacidade técnica. No Brasil, o processo de descentralização do Ensino Fundamental ocorreu por meio da municipalização, com incentivos gerados pela Constituição Federal de 1988, a Lei de Diretrizes e Bases de 1996, e especialmente pela institucionalização do Fundo de Manutenção e Desenvolvimento do Ensino Fundamental e de Valorização do Magistério (FUNDEF) em 1996. Utilizando as metodologias de PSM e diferenças em diferenças, Razo et al. (2005) avaliam os efeitos desse processo na qualidade do ensino das séries iniciais do Ensino Fundamental dos Estados e concluem que os resultados foram não significantes ou negativos, dependendo da região considerada.

Além desses mecanismos, há estudos que chamam a atenção para a qualidade da gestão da escola e o papel do diretor sobre o desempenho escolar dos alunos. Tavares (2015) explora a descontinuidade da regra de seleção para um programa de melhoria da gestão escolar do Estado de São Paulo, o Programa de Gestão Escolar por Resultados, implementado pelo governo do estado de São Paulo em 2008. A autora traz evidências de efeitos causais positivos da participação no programa sobre as notas de matemática de alunos com maiores dificuldades de aprendizado, sugerindo que a adoção de práticas básicas de gestão geraram melhora na qualidade da educação. Marioni et al. (2014) encontram efeitos diferenciados de dimensões da gestão escolar sobre a qualidade do ensino.

A extensão das atividades educacionais para o contraturno das escolas, a educação integral, também pode estar associada à melhoria na educação pública. Xerxenevsky (2012) examina essa questão em uma avaliação do impacto do Programa Mais Educação, do governo federal, sobre o desempenho de alunos do Rio Grande do Sul. Combinando o PSM com a estimação de diferenças em diferenças, suas estimativas indicam efeitos positivos sobre as notas em língua portuguesa, porém negativos sobre as notas em matemática, para alunos do 5º ano do Ensino Fundamental. Os efeitos sobre estudantes do 9º ano foram muito pequenos. Aquino & Kassouf (2011) utilizam o pareamento por PSM em dados em painel para estimar os efeitos do Programa Escola de Tempo Integral, do governo do estado de São Paulo, e encontram estimativas positivas, porém de pequena magnitude para língua portuguesa, e não significantes para matemática, entre alunos do 9º ano.

Como veremos na Seção 3, as políticas adotadas no município de Sobral

incluem medidas que combinam alguns dos mecanismos descritos anteriormente, porém foram realizadas quase simultaneamente. Por esse motivo, não é possível identificar os efeitos separados de cada dimensão. Dessa forma, nossa análise será realizada sobre o conjunto das políticas educacionais como um todo.

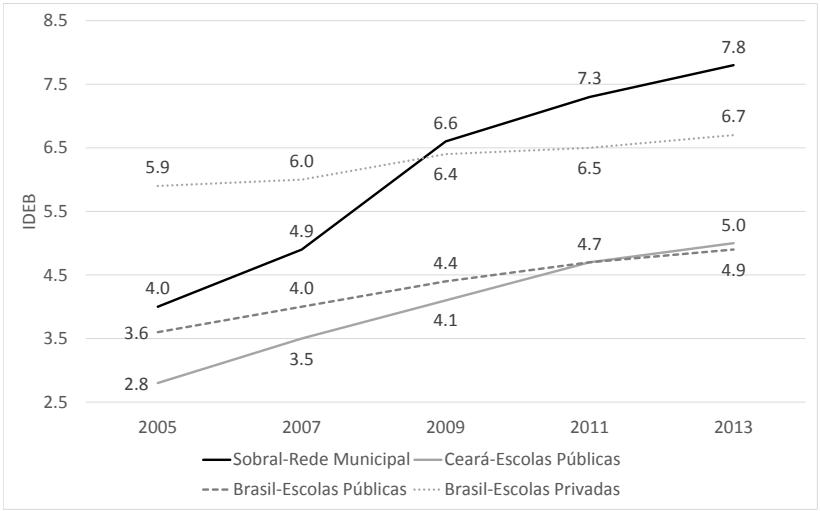
Uma avaliação semelhante a essa que procuramos realizar foi feita por Rocha (2014), que examina o impacto do conjunto de medidas adotadas no município do Rio de Janeiro em 2009. As políticas analisadas por ele incluem medidas de reforço escolar, educação em período integral, realização de oficinas de atividades esportivas e artísticas no contraturno, implementação de laboratórios de ciências, salas de saúde, de leitura e de informática. Além disso, também foi instituída uma política de bonificação de professores e a construção de uma plataforma online de estudos para consulta dos alunos. O autor utiliza uma metodologia de PSM combinada com a estimação por diferenças em diferenças e encontra impacto positivo de curto prazo sobre as notas de matemática e língua portuguesa de alunos do 5º ano do Ensino Fundamental. Após dois anos, ainda se verifica um efeito positivo sobre a nota de matemática, porém com uma regressão à média em língua portuguesa. Entre alunos do 9º ano, o autor encontrou impacto significante somente após dois anos nas notas de matemática.

3 Sobral e suas Políticas Educacionais

Sobral é um município do interior do Ceará, localizado a 238 km da capital, Fortaleza. Estimativas do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) para 2013 apontam a cidade como a 5ª maior do estado com aproximadamente 198 mil habitantes. O PIB nominal medido em 2011 era de R$ 2.436.463, colocando o município como a 4ª maior economia do estado e a maior entre as cidades do interior. Sobral poderia ser apenas mais um município brasileiro, mas os resultados obtidos pela sua rede de ensino público o colocam como uma referência em políticas de educação para todo o país (Oliveira 2013). A Figura 1 ilustra a evolução do Índice de Desenvolvimento da Educação Básica (IDEB), um índice misto de qualidade do ensino, dos anos iniciais do Ensino Fundamental para Sobral. O aumento do índice é notório comparado com a evolução no Brasil para o mesmo período.

No entanto, Sobral nem sempre foi destaque na educação pública. No fim de 2000 e início de 2001 foram feitas avaliações externas com alunos da rede de ensino municipal. Os resultados apontaram para uma situação comum em muitos municípios brasileiros. Embora quase todas as crianças de Sobral fossem para a escola, os níveis de aprendizado eram muito ruins: dos alunos avaliados, 40% não conseguiam ler. A partir desse diagnóstico, a gestão da Secretaria de Desenvolvimento da Educação (antiga Secretaria da Educação) entre 2001 e 2004 tomou uma série de medidas com o objetivo de melhorar os níveis de alfabetização de seus alunos. Como os anos iniciais do Ensino Fundamental público eram oferecidos exclusivamente por escolas municipais, essas medidas abrangeram todas as crianças que frequentavam o ensino público. O foco das políticas deixou de ser a ampliação da rede de ensino e passou a ser a qualidade de aprendizagem das crianças, com foco na alfabetização dos alunos. As medidas se organizaram em três grandes áreas: pedagógica, administrativa e de avaliação.

Figura 1: Evolução do índice de desenvolvimento da educação básica



Fonte: INEP. Elaboração Própria.

No campo pedagógico, já em 2001, antes de se tornar uma prática nacional, a Secretaria ampliou em um ano o Ensino Fundamental. Com a criação da 1ª série básica (equivalente ao atual 1º ano) que antecedia a 1ª série regular, os alunos de Sobral tinham um ano a mais para a alfabetização[1]. O foco em alfabetização é visto pelos gestores de educação como a base de todo o processo de aprendizado e orientou as metas para a melhoria da qualidade do ensino (Brasil 2007).

Em parceria com institutos de educação e universidades locais, a Secretaria de Educação desenvolveu um material didático unificado. Também foi criada uma escola para professores em 2005 que oferece formação continuada para todos os docentes da rede pública municipal. Os gestores indicam que o ponto diferencial do treinamento é o seu pragmatismo. Cada vez que são orientados, os professores recebem indicações específicas para o trabalho que vão realizar durante o mês dentro das salas de aula, de acordo com o material desenvolvido pela Secretaria. A prefeitura de Sobral também passou a pagar salários maiores que o piso nacional, valorizando o magistério.

Na área administrativa, a primeira medida foi definir junto ao governo do estado as diferentes atribuições de cada esfera. Inicialmente o município passou a ser responsável pelas matrículas até a 4ª série, enquanto a esfera estadual assumia a responsabilidade pelas matrículas do restante do Ensino Fundamental. Isso permitiu que a gestão municipal concentrasse seus esforços na melhoria da qualidade das séries iniciais da educação básica.

Outra política administrativa importante foi a chamada nucleação[2]. Esse processo consistiu em reduzir o número de escolas da rede municipal de 98 para 38, já que as escolas da zona rural apresentavam alta dispersão espacial, ocorrência de turmas multisseriadas e alta variação no número de matrículas, que dificultavam a alocação eficiente de recursos. As unidades fechadas eram da zona rural, e a maior parte delas era de escolas muito pequenas. An-

[1] A Lei nº 294 de 26 de Março de 2001 institui o Ensino Fundamental em 9 anos.
[2] Estabelecida pela Portaria nº 001 de 2001 da Secretaria de Desenvolvimento da Educação.

tes da nucleação, as 40 menores escolas municipais correspondiam a apenas 4,4% das matrículas. Assim, mesmo fechando escolas, a Secretaria conseguiu garantir o acesso à educação para todas as crianças do município.

A prefeitura também instituiu uma nova seleção de diretores, buscando basear suas escolhas em critérios técnicos, e que incluía os diretores que já se encontravam no cargo. O novo método estabeleceu uma seleção em 2001, por meio de um concurso de quatro etapas, incluindo entrevistas, provas e avaliação de currículos. Nessa nova forma de seleção, apenas 25% dos antigos diretores foram selecionados e continuaram na sua função. Essas medidas receberam muita resistência dos políticos, sindicatos e da população local, mas a prefeitura endossou as ideias da Secretaria de Educação, e assim as medidas foram concretizadas.

Com uma estrutura administrativa mais qualificada nas escolas, a Secretaria pôde dar mais autonomia para os gestores daquelas unidades, fazendo com que elas se tornassem os agentes principais do sistema de ensino. Os diretores passaram a ter liberdade de realocar professores entre as turmas e eram responsáveis pelas finanças de sua própria escola. Embora pudessem tomar decisões independentes, os diretores tinham que prestar contas para a Secretaria, que acompanhava de perto o que acontecia em cada escola. Se os resultados não fossem satisfatórios, a Secretaria poderia intervir nas escolas.

Associada às medidas administrativas e pedagógicas, o município estruturou um sistema de avaliação próprio a partir de 2001, independente das provas do governo federal e estadual. Cada aluno da rede pública de Sobral faz duas avaliações externas por ano. Assim, a Secretaria de Educação consegue acompanhar o desempenho de todas as turmas e analisar individualmente o rendimento de diretores e professores.

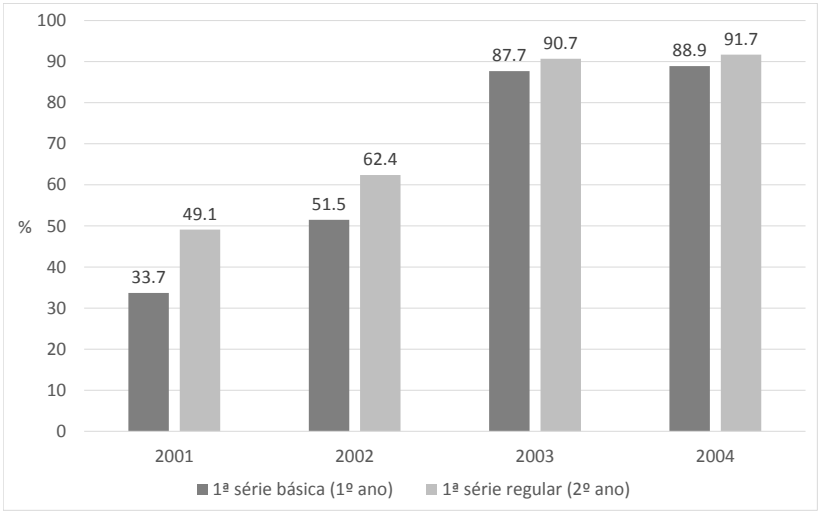
Com o desenvolvimento do sistema de avaliação, a prefeitura começou a pagar bônus mensais aos professores e uma premiação anual baseados nos rendimentos dos alunos e das escolas. Em 2002, as gratificações mensais eram destinadas apenas aos professores nas turmas de alfabetização. Isso fez com que os melhores professores fossem para essas turmas, mantendo o foco da Secretaria na política de alfabetização[3]. Atualmente, todos os professores da rede pública podem receber um bônus de até R$500 se alcançarem as metas propostas. Com isso, o município parece ter alinhado incentivos para que professores e diretores tivessem suas ações voltadas para a qualidade dentro do sistema público de ensino.

Essas mudanças na política educacional parecem ter provocado efeitos rapidamente. A Figura 2 mostra a evolução da alfabetização entre os alunos do Ensino Fundamental de Sobral. Após as mudanças iniciadas em 2001, os níveis de alfabetização apresentaram melhoras na mesma gestão. Os alunos da 1ª série regular em 2003, ano no qual os níveis de alfabetização começam a se destacar, são aqueles que posteriormente prestariam a Prova Brasil em 2007, quando o IDEB de Sobral começa a se diferenciar do restante do país.

Hoje, Sobral apresenta resultados impressionantes para sua educação básica. 97% das crianças no 2º ano apresentam um nível adequado de leitura, e os resultados do IDEB são expressivos. O nível 7,8 desse indicador para os anos iniciais do Ensino Fundamental sugere que o nível educacional do município já é superior à média dos países desenvolvidos. Esses resultados foram alcançados com mudanças na gestão educacional da administração municipal,

[3]Gratificação instituída pela Lei nº 342 de 05 de Março de 2002.

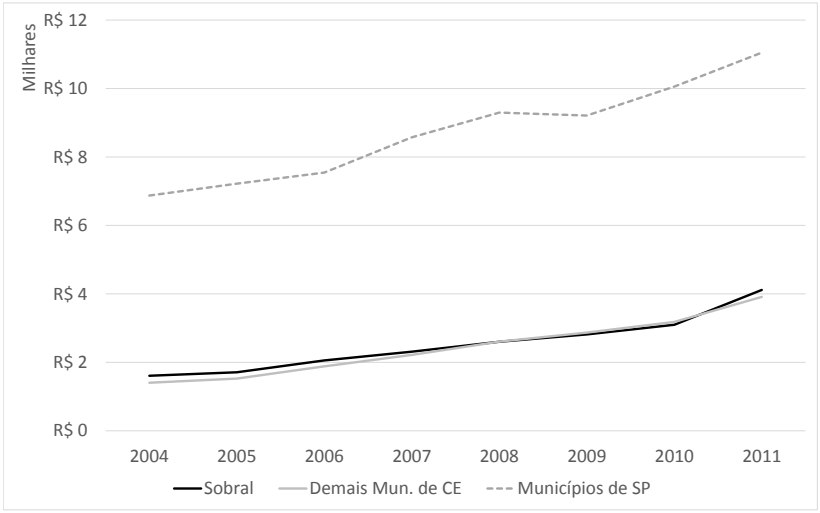
Figura 2: Níveis de alfabetização entre 2001-2004



Fonte: MAIA (2006).

sem que se incorresse em elevações acentuadas de gastos. A Figura 3 mostra que a evolução do gasto municipal médio por aluno do Ensino Fundamental em Sobral foi muito semelhante àquela dos demais municípios do Ceará, com um nível muito inferior àquele de municípios paulistas.

Figura 3: Evolução do gasto médio municipal por aluno do Ensino Fundamental (preços constantes de 2015)



Fonte: FINBRA/STN; INEP; IBGE. Elaboração própria. O gasto por aluno foi calculado pela razão entre o total de gastos municipais no EF, deflacionado pelo Índice Nacional de Preços ao Consumidor (INPC), e o total de alunos do EF, somente nos municípios com dados disponíveis para todos os anos.

No entanto, ainda existem desafios para o sistema de ensino público de Sobral. Os resultados do IDEB para os anos finais do Ensino Fundamental não são expressivos. O município alcançou uma média de 5,1, pouco acima da

média nacional de 4,4 em 2013 e significativamente abaixo do valor para os anos iniciais (7,8). A Secretaria de Educação já vem tomando algumas medidas no sentido de municipalizar todo o Ensino Fundamental em Sobral, uma vez que nos anos finais há também a oferta do ensino por escolas estaduais. Além disso, há propostas de implementar o ensino integral.

4 Metodologia

Para a avaliação do impacto das políticas educacionais descritas na Seção 2, utilizamos uma combinação de duas metodologias econométricas. Nosso parâmetro de interesse é o efeito médio do tratamento sobre os tratados (*ATT - Average Treatment Effect on Treated*) em relação à qualidade da educação e nossa estratégia empírica consiste em uma estimação por diferenças em diferenças, combinada com um controle não paramétrico por características observáveis no período inicial. Adotamos essa estratégia, uma vez que a seleção para o tratamento (as políticas educacionais de Sobral) não é aleatória, e não há disponível um experimento natural, tal como um instrumento para as políticas do município de Sobral ou uma descontinuidade. O pareamento no período inicial nos permite construir um grupo de controle muito semelhante em características observáveis ao grupo tratado no período inicial. Além disso, a estimação por diferenças em diferenças nos permite avaliar o efeito das políticas educacionais em períodos posteriores, comparando os grupos tratado e de controle antes e depois de as políticas gerarem efeitos.

O primeiro passo do nosso exercício foi de utilizar um conjunto de características observáveis disponíveis nos dados utilizados para criar um grupo de controle comparável às escolas tratadas, utilizando o método de *Propensity Score Matching* (PSM). Para formalizar esse método, considere a variável D, que caracteriza o indivíduo i, assumindo o valor 1 quando o indivíduo é tratado e 0 quando ele não é. Assuma também que o resultado potencial da qualidade da educação para o indivíduo i seja Y_{i1} caso ele tenha sido tratado e Y_{i0} caso ele não tenha recebido o tratamento. Logo, o efeito do tratamento para o indivíduo i é $Y_{i1} - Y_{i0}$. Dessa forma, o ATT é definido como: $ATT = E(Y_1 \mid D = 1) - E(Y_0 \mid D = 1)$

No entanto, $E(Y_0 \mid D = 1)$ não é observável, e com dados observacionais como os nossos, o candidato observável mais próximo é a diferença $E(Y_1 \mid D = 1) - E(Y_0 \mid D = 0)$. Em relação ao ATT, essa medida carrega o viés de seleção: $E(Y_0|D = 1) - E(Y_0|D = 0)$.

Nesse caso, é possível utilizar uma metodologia econométrica para eliminar o viés de seleção. Para isso, são necessárias duas hipóteses, que constituem a chamada hipótese de ignorabilidade forte. Em primeiro lugar, a hipótese de independência condicional (*CIA - Conditional Independence Assumption*) que afirma que, condicional às características observáveis X, os resultados potenciais independem do tratamento: $Y_0 \perp D \mid X$.

Além disso, para a identificação do ATT também é necessária a hipótese de suporte comum: $0 < P(D = 1 \mid X) < 1$.

Sob essas hipóteses, podemos reescrever o ATT com quantidades observáveis: $ATT = E_x[E(Y_1 \mid D = 1, X) - E(Y_0 \mid D = 0, X)]$.

Rosenbaum & Rubin (1983) mostram que sob as mesmas hipóteses é possível evitar o problema de multidimensionalidade ao se trabalhar com grande número de regressores. Considerando o *propensity score* $p(X) = P(D = 1 \mid X)$,

sob a hipótese *CIA*, temos $Y_0 \perp D \mid p(X)$. O parâmetro de interesse pode ser escrito como: $ATT = E_p(x)[E(Y_1 \mid D = 1, p(X)) - E(Y_0 \mid D = 0, p(X))]$.

Dessa forma, sob as hipóteses de identificação, dado o *propensity score*, é possível criar um grupo de controle com características observáveis semelhantes às do grupo de tratamento e eliminar o viés da estimativa do ATT. Neste artigo, realizaremos o pareamento no ano inicial da nossa amostra, 2005, uma vez que as turmas que foram objeto das políticas de forma mais acentuada responderam à Prova Brasil pela primeira vez em 2007. Estimaremos o *propensity score* com uma função normal (*probit*) e em nossa especificação principal faremos o pareamento de escolas tratadas com os 3 vizinhos mais próximos não tratados, com reposição e com um conjunto de características observáveis selecionadas. A escolha pelo método de 3 vizinhos foi feita por conta do pequeno número de observações no grupo de tratamento. Cabe ressaltar que na regressão que define os estimadores, as observações recebem pesos, de forma que o peso total do grupo controle é igual ao do grupo de tratamento, embora o grupo de controle possua mais observações. Apresentaremos adicionalmente pareamentos por outros métodos, para testar a robustez de nossas estimativas. Além disso, também realizamos pareamentos com diferentes conjuntos de características observáveis, com base no algoritmo sugerido por Imbens (2015), para testar a sensibilidade dos resultados ao método de seleção da especificação para a estimativa do *propensity score*.

A partir dos grupos emparelhados, com dados de mais de um período é possível implementar o estimador de diferenças em diferenças, que visa realizar a estimativa do ATT controlando por efeitos não observáveis fixos no tempo. Seja Y^A o resultado antes do tratamento, e Y^D o resultado depois do tratamento, podemos escrever o impacto médio como:

$$DD = E(Y_1^D - Y_1^A \mid D = 1) - E(Y_0^D - Y_0^A, D = 1)$$

Esse estimador é identificado sob a hipótese de tendência comum:

$$E(Y_0^D - Y_0^A \mid D = 1, X) = E(Y_0^D - Y_0^A \mid D = 0, X)$$

O estimador de diferenças em diferenças pode ser implementado pelo método de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) nos grupos já definidos de tratamento e de controle de acordo com a seguinte regressão:

$$\begin{aligned} Y_{it} = \beta_0 + \gamma \text{Sobral} + \beta_1 d2007 + \beta_2 d2009 + \beta_3 d2011 + \\ \beta_4 d2007 \times \text{Sobral} + \beta_5 d2009 \times \text{Sobral} + \beta_6 d2011 \times \text{Sobral} + X_{it}^{'}\gamma + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (1)$$

em que Sobral é a variável indicadora de recebimento do tratamento (estar em uma escola de Sobral), $d2007$, $d2009$ e $d2011$ são variáveis indicadoras de ano, X_{it} são controles que variam ao longo do tempo e ε_{it} é o termo aleatório. Dessa regressão, os parâmetros de interesse são β_4, β_5 e β_6, respectivamente, o ATT para os anos de 2007, 2009 e 2011 com relação a 2005. As regressões são realizadas com o painel das escolas emparelhadas no passo anterior.

5 Dados

Nesta seção descreveremos os dados, com maior detalhamento sobre a construção e o significado da Prova Brasil.

A nossa variável de interesse na metodologia econométrica é a nota média dos alunos na Prova Brasil por escola. A Prova Brasil, desenvolvida e aplicada pelo INEP, é uma das partes que formam o Sistema de Avaliação da Educação Básica (SAEB). A sua primeira edição sob os moldes atuais foi em 2005, ano no qual o SAEB foi reestruturado, e veio suprir uma grande demanda de gestores, educadores e pesquisadores por informações sobre o ensino em todos os municípios e escolas. A principal diferença em relação às outras formas de avaliação que existiam previamente é o fato de ela ser censitária, ou seja, todos os alunos e escolas (que estejam de acordo com os critérios estabelecidos) participam do exame. As avaliações que existiam até 2005 eram amostrais, portanto, não geravam informações para todas as unidades de ensino.

O aluno que participa da Prova Brasil faz duas avaliações, uma de matemática e outra de português, além de responder a um questionário socioeconômico. A partir de 2007 os professores e diretores também passaram a responder os questionários socioeconômicos. Também cabe aos diretores responderem perguntas sobre condições de infraestrutura e disponibilidade de material escolar em suas escolas. As avaliações de proficiência em matemática e português são desenvolvidas a partir da Teoria de Resposta ao Item (TRI), cuja utilização vem crescendo e se espalhando por diversas áreas do conhecimento. O SAEB se vale da TRI desde 1995 quando as avaliações da educação brasileira em larga escala ainda estavam começando (Andrade et al. 2000). Tal teoria propõe uma nova forma de organizar as provas. Ela pondera de maneira diferente cada resposta dada pelo aluno, da seguinte forma. Testes que mais alunos acertam valem menos, e aqueles com menor número de acertos valem mais pontos na nota final do candidato. Usando a TRI, avaliações são feitas de forma que os resultados entre diferentes anos são comparáveis entre si, mesmo que as provas respondidas por cada aluno tenham sido diferentes. Isso é fundamental para a continuidade da avaliação do sistema de ensino, pois, de outra maneira, variações nas notas entre os anos poderiam ser explicadas por diferenças na dificuldade de cada exame.

Para todas as estimações, utilizamos dados da Prova Brasil, de escolas públicas das redes municipal e estadual. Como as políticas que são o objeto de nossa análise têm como foco os anos iniciais do Ensino Fundamental, apresentamos mais detalhadamente os dados e resultados para o 5º ano.

Para usar o estimador de diferenças em diferenças é necessário que a mesma unidade de análise seja observada antes e depois do tratamento. Dado que a Prova Brasil é aplicada somente aos alunos do 5º e 9º ano e a cada dois anos, utilizamos dados agregados ao nível de escola, pois o mesmo aluno não presta o exame mais de uma vez por ciclo educacional. Apresentaremos adicionalmente alguns resultados para o 9º ano, utilizando a mesma metodologia. Em Sobral, os anos finais do Ensino Fundamental são oferecidos tanto por escolas da rede municipal, quanto da rede estadual, porém até 2011 nenhuma escola municipal havia respondido à Prova Brasil do 9º ano. Dessa forma, a avaliação do impacto das políticas no 9º ano será realizada somente para as escolas estaduais que permaneceram em todos os anos do painel.

A Tabela 2 apresenta as características descritivas que serão utilizadas no cálculo do *propensity score*, selecionadas a partir dos questionários respondi-

dos pelos alunos ao prestarem a Prova Brasil. A tabela traz uma comparação com os dados de escolas de todo o Brasil e também apenas para as escolas da região Nordeste. Nessa tabela, foram selecionadas somente as escolas que têm alunos matriculados no 5º ano. Como o ano que tomamos como base é 2005, não utilizamos nesse trabalho as características descritivas de professores e diretores, já que os questionários para ambos só começaram a ser feitos em 2007. Foram selecionadas somente escolas que participam da amostra em todos os anos. No total, a amostra possui 24.420 escolas, das quais 6.459 situam-se na região Nordeste e 16 no município de Sobral. Selecionamos na amostra somente as escolas presentes nas quatro bases de dados (de 2005 a 2011), pois é necessário avaliar a mesma escola nos diferentes períodos.

Tabela 2: Médias das variáveis descritivas dos alunos agrupadas por escola - 2005

Variáveis dos Alunos	Sobral	Nordeste	Brasil
Notas Português	163,90	158,10	172,80
Notas Matemática	167,80	166,00	180,10
Negros	76,0%	71,0%	61,9%
Possui Computador	11,8%	13,8%	21,1%
Possui Geladeira	78,5%	80,9%	90,8%
Mora com a Mãe	85,7%	82,1%	85,0%
Mãe Completou EM	20,2%	23,4%	29,1%
Pai Completou EM	25,8%	24,6%	30,5%
Incentivado a Estudar	89,9%	89,2%	92,5%
Incentivado a Fazer Lição	88,4%	86,6%	89,9%
Trabalha	16,6%	20,9%	15,6%
Reprovou	25,2%	43,2%	32,4%
Abandonou	11,0%	15,5%	11,1%
Possui Internet	6,9%	8,3%	14,0%

Fonte: INEP/MEC. Médias por escola de características médias de alunos do quinto ano em escolas por localidade. A amostra são as escolas da rede municipal e estadual do Brasil em 2005.

As médias mostram que em 2005 as escolas da rede municipal de Sobral eram semelhantes às da região Nordeste, com pequenas diferenças. Ao que parece, os perfis de estudantes das escolas sobralenses tinham menores proporções de bens (geladeira, computador e internet) e mães com menos escolaridade em comparação com a média do Nordeste. Em contraste, as variáveis relacionadas diretamente aos estudos eram comparativamente melhores: maior incentivo para fazer lição, menos estudantes trabalhavam, haviam sido reprovados ou haviam abandonado o curso.

6 Resultados

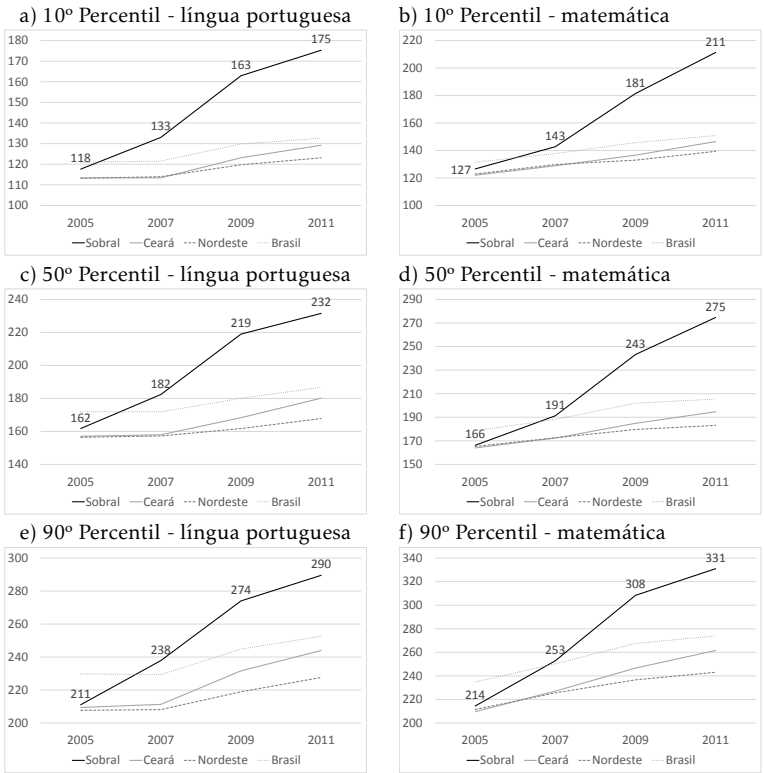
6.1 Resultados Descritivos

Começamos esta seção mostrando graficamente a evolução dos resultados dos alunos do 5º ano na Prova Brasil desde 2005 na Figura 4. A nossa análise compara os alunos de Sobral, com alunos do resto do Ceará, do Nordeste e de todo Brasil. Buscando avaliar o impacto das políticas educacionais da Secretaria de

Educação, apresentaremos resultados para diferentes percentis (10º, mediana e 90º percentil) da distribuição de notas dos alunos. Dessa forma, poderemos ver se os resultados de Sobral concentraram-se apenas nos melhores alunos ou se eles se refletem por toda a amostra. Os gráficos abaixo foram feitos a partir da base de dados de resultados dos alunos da Prova Brasil. Os dados utilizados para essa parte do trabalho são observados por aluno, e não agregados por escola.

Como podemos observar, os resultados positivos nas notas da Prova Brasil não se restringem aos melhores alunos de Sobral. Em todas as partes da distribuição há um crescimento impressionante das notas dos alunos de Sobral, em comparação com o restante do Brasil. Isso indica que as políticas educacionais são bem sucedidas em melhorar o nível de todos os estudantes dos anos iniciais do Ensino Fundamental do município, e não somente uma elite estudantil, composta pelos melhores alunos.

Figura 4: Evolução das notas na Prova Brasil - 5º ano



Fonte: INEP. Elaboração própria.

6.2 Resultados Econométricos

Seguimos com a apresentação detalhada dos resultados para o 5º ano. Apresentamos primeiro o resultado do pareamento.

O *propensity score* foi estimado a partir do modelo *probit*. Foram incluídas no modelo as variáveis descritivas mostradas na seção anterior. O questionário da Prova Brasil permite a inclusão de diversas características observáveis,

Tabela 3: Resultados do *probit* estimado para características dos alunos do 5º ano

Variáveis Independentes	**Variável Dependente**	
	Escola Municipal de Sobral	
Nota: Português	0,022	(0,014)
Nota: Matemática	−0,027 **	(0,014)
Negros	2,12***	(0,77)
Possui Computador	−1,43	(1,98)
Possui Geladeira	−1,91***	(0,70)
Mora com a Mãe	0,74	(1,33)
Mãe Completou E.M.	−1,66 *	(0,90)
Pai Completou E.M.	1,22	(0,81)
Incentivado a Estudar	−2,40	(1,50)
Incentivado a Fazer Lição	0,45	(1,56)
Trabalha	0,18	(1,17)
Reprovou	−3,22***	(0,81)
Abandonou	−0,25	(1,41)
Possui Internet em Casa	−0,23	(2,59)
Constante	0,36	(2,13)
Observações	24051	
Pseudo R-quadrado	0,225	

Fonte: INEP/MEC. A amostra são as escolas da rede municipal e estadual do Brasil em 2005. Significância: $***p < 0.01$, $**p < 0.05$, $*p < 0.1$.

porém, ao mesmo tempo em que um maior número de covariadas permite um grupo de controle mais parecido com o grupo de tratamento, dificulta encontrar controles na amostra. O *probit* foi estimado com dados de todas as escolas brasileiras das redes municipais e estaduais com turmas de 5º ano do Ensino Fundamental, presentes nos 4 anos investigados. No caso de Sobral, havia somente informações para as escolas da rede municipal, o grupo tratado. Os coeficientes estimados estão na Tabela 3.

A Tabela 4 faz uma comparação das variáveis de interesse antes e depois do *matching*. Podemos ver que as notas no grupo de controle diminuíram após o pareamento. Isso é explicado pelo fato de que as condições socioeconômicas de Sobral em 2005 eram piores que a média do país. Logo, escolas com características observáveis similares às de Sobral tendem a demonstrar notas piores do que a média brasileira, retratada pelo grupo não tratado antes do *matching*.

Tabela 4: Comparação das notas entre os grupos de tratamento e controle para os alunos do 5º ano

		Tratados	Controle	Diferença	Desvio Padrão	Estatística *t*
Língua Portuguesa	Antes do Pareamento	163,95	172,81	−8,86	4,48	−1,98
	Depois do Pareamento	163,95	164,77	−0,82	4,38	−0,19
Matemática	Antes do Pareamento	167,76	180,14	−12,38	4,46	−2,77
	Depois do Pareamento	167,76	166,47	1,29	4,05	0,32

Fonte: INEP/MEC. Médias de características médias de alunos do quinto ano em escolas dos grupos de tratamento e de controle. A amostra são as escolas da rede municipal e estadual do Brasil em 2005. O p-valor da diferença de médias foi estimado por regressão.

A Tabela 5 mostra o teste de balanceamento feito para as variáveis utilizadas no *matching*, com o objetivo de avaliar a qualidade do pareamento realizado. Foram realizados testes *t* de diferenças de médias entre os grupos. As colunas que mostram os p-valores indicam que antes do pareamento havia algumas diferenças estatisticamente significantes entre as escolas de Sobral e o restante das escolas. Após o pareamento, observamos que, em relação a praticamente todas as variáveis utilizadas, o *matching* teve resultados no sentido de reduzir as diferenças observáveis entre o grupo controle e o grupo de tratamento. Os p-valores indicam que não é possível rejeitar a hipótese nula de igualdade das médias após o pareamento.

As Tabelas 4 e 5 trazem evidências de que o pareamento foi satisfatório. Para reforçar o teste de balanceamento, a Figura 5 apresenta o gráfico de densidade *Kernel* do *propensity score* para os tratados e para os controles. Os gráficos mostram distribuições praticamente idênticas para os dois grupos, de modo que há evidências de suporte comum.

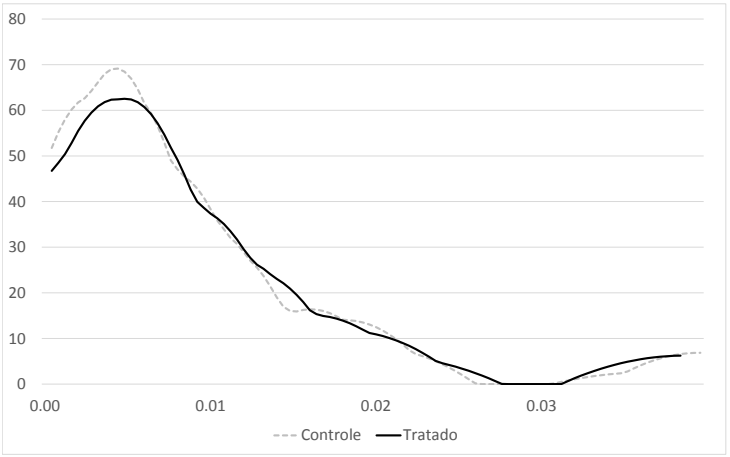
O próximo passo na metodologia é a estimação da Equação 1, de diferenças em diferenças, por Mínimos Quadrados Ordinários, com dados das escolas emparelhadas. Os resultados obtidos são mostrados na Tabela 6, em que apresentamos os resultados separados por disciplina. Nas colunas (1) e (2) apresentamos as estimativas para as notas, respectivamente, de língua portuguesa e matemática, sem incluir as covariadas dos alunos. Nessa especificação obtivemos estimativas positivas e significantes para o tratamento em ambas

Tabela 5: Teste de balanceamento: características dos alunos do 5º ano

	Antes do Pareamento			Depois do Pareamento		
	Tratados	Controle	p-valor	Tratados	Controle	p-valor
Negros	76,0%	61,9%	0,001	76,0%	76,1%	0,996
Possui Geladeira	11,8%	21,1%	0,008	11,8%	11,8%	0,995
Possui Computador	78,5%	90,8%	0,000	78,5%	78,4%	0,980
Mora com a Mãe	85,7%	85,0%	0,692	85,7%	86,1%	0,792
Mãe Completou E.M.	20,2%	29,1%	0,018	20,2%	19,9%	0,923
Pai Completou E.M.	25,8%	30,5%	0,235	25,8%	23,0%	0,445
Incentivado a Fazer Lição	89,9%	92,5%	0,206	89,9%	90,9%	0,537
Incentivado a Estudar	88,4%	89,9%	0,487	88,4%	89,2%	0,724
Trabalha	16,6%	15,6%	0,641	16,6%	17,6%	0,737
Reprovou	25,2%	32,4%	0,064	25,2%	25,6%	0,903
Abandonou	11,0%	11,1%	0,980	11,0%	9,4%	0,378
Possui Internet	6,9%	14,0%	0,011	6,9%	6,7%	0,949

Fonte: INEP/MEC. Médias por escola de características médias de alunos do quinto ano em escolas dos grupos de tratamento e de controle. A amostra são as escolas da rede municipal e estadual do Brasil em 2005. O p-valor da diferença de médias foi estimado por regressão.

Figura 5: Densidades do *propensity score* estimado



Fonte: INEP/MEC. Densidade do propensity score estimado para os grupos de tratamento e de controle. A amostra são as escolas da rede municipal e estadual do Brasil em 2005.

as disciplinas, com magnitudes crescentes ao longo dos anos. Apesar de a estimativa pontual para a língua portuguesa ser crescente entre 2009 e 2011, essa diferença não possui significância estatística, de modo que o efeito do tratamento chega a um limite superior. O mesmo não ocorre com o impacto sobre as notas de matemática, que continua a crescer.

Nas colunas (3) e (4) nós incluímos as covariadas dos alunos. As estimativas no geral apresentam redução de magnitude em relação aos resultados das colunas (1) e (2), porém mantêm o sinal e a significância. Essas mudanças se devem a mudanças na composição dos grupos de tratamento e controle ao longo do tempo. Como na coluna (1), a diferença entre as estimativas do ATT entre 2009 e 2011 não possui significância estatística, o que sugere um limite para o impacto positivo. Entre 2005 e 2011, o tratamento gerou um crescimento médio de 40 pontos na Prova Brasil de língua portuguesa, o que representa um aumento de 28% em relação ao nível inicial.

Tabela 6: Resumo dos resultados das regressões para os alunos do 5º ano

Variáveis Independentes	Variável Dependente: Média das Notas			
	Português (1)	Matemática (2)	Português (3)	Matemática (4)
Sobral	−0,82	1,29	−0,20	2,04
	(2,96)	(2,69)	(2,89)	(2,94)
2007	−4,78	9,34***	6,55	33,12 *
	(3,08)	(3,25)	(15,86)	(18,50)
2009	5,39 *	21,72***	−2,43	13,54***
	(3,22)	(3,46)	(2,78)	(3,17)
2011	14,72***	27,58***	2,19	14,14***
	(3,19)	(3,51)	(2,80)	(3,32)
DD 2005-2007	26,82***	18,14***	25,87***	17,54***
	(4,13)	(4,28)	(3,77)	(4,28)
DD 2005-2009	49,56***	55,87***	43,81***	49,64***
	(4,56)	(5,12)	(4,64)	(5,55)
DD 2005-2011	51,92***	76,28***	46,39***	70,31***
	(4,52)	(4,79)	(4,34)	(5,12)
Constante	164,77***	166,47***	74,92***	86,13***
	(2,21)	(2,08)	(20,63)	(23,86)
Covariadas dos Alunos	Não	Não	Sim	Sim
Observações	256	256	256	256
R-quadrado	0,797	0,861	0,880	0,911

Fonte: INEP/MEC. A amostra são as escolas da rede municipal e estadual do Brasil em 2005 a 2011, que realizam a Prova Brasil em todos os anos. O grupo tratado são as escolas municipais de Sobral, e o grupo de controle foi construído pelo método de PSM, com escolas de 2005. Erros padrão robustos entre parênteses. Significância: $^{***}p < 0.01$, $^{**}p < 0.05$, $^{*}p < 0.1$.

Com relação às notas de matemática, o impacto novamente apresenta crescimento ao longo de todo o período. No longo prazo (2005 a 2011), o impacto do tratamento é maior para matemática do que para língua portuguesa, o que sugere que a intenção dos gestores parece se confirmar. Uma vez que o aluno é de fato alfabetizado, é possível que ele seja capaz de começar a aprender mais nas demais disciplinas. O impacto de longo prazo de 70 pontos na prova de matemática representa, em relação ao nível inicial, uma melhora de 42%.

Os resultados das regressões demonstram, portanto, significativas melhoras nas notas da Prova Brasil para Sobral. Embora as regressões tenham sido feitas com amostras reduzidas, por conta do pequeno número de escolas sobralenses presentes nas bases de dados dos quatro anos da Prova Brasil, os estimadores de diferenças em diferenças de longo prazo mostraram alta significância estatística. Nossos resultados contrastam com os de avaliações anteriores de políticas educacionais (Oshiro et al. 2015, Rocha 2014) no sentido de que os efeitos parecem ser persistentes ao longo do tempo.

Na Tabela 7, apresentamos os resultados finais obtidos pela mesma metodologia, aplicados para os alunos do 9º ano do Ensino Fundamental. Os resultados das regressões mostram que não houve melhora relativa das escolas de Sobral para o 9º ano do Ensino Fundamental em nenhuma das especificações. Entre as estimativas, as únicas que foram estatisticamente significantes foram aquelas de 2005-2011 para língua portuguesa (colunas 1 e 3), e de forma negativa para matemática entre 2005 e 2011 (colunas 2 a 4). Esses resultados indicam que o impacto verificado nos anos iniciais não foi replicado nos anos finais do Ensino Fundamental, o que parece ser uma característica recorrente em avaliações para essa etapa de ensino. Contudo, é importante lembrar que até 2011 a educação dos alunos da rede pública de Sobral no 9º ano era de responsabilidade do governo do estado, e não da rede municipal, em que foram implementadas as políticas educacionais

7 Testes de Robustez

Nesta seção, apresentamos os resultados de alguns testes para avaliar a robustez dos resultados obtidos pelo modelo para o desempenho do 5º ano do Ensino Fundamental. Em primeiro lugar, parece haver evidências de que a hipótese de identificação do modelo de diferenças em diferenças não é violada, de modo que antes do tratamento ambos os grupos apresentam tendências similares em relação a algumas variáveis de resultado escolar. Como a Prova Brasil só começa a ser realizada em 2005, não é possível verificar essa hipótese com as notas desse exame. Em consequência, examinamos as tendências pré-tratamento de indicadores de taxa de abandono e de reprovação e o atraso escolar, com dados do Censo da Educação Superior do INEP.

A Figura 6 mostra as diferenças de média das três variáveis de resultado escolar para os grupos de tratamento e controle. Apesar de se verificar uma ligeira tendência de redução da taxa de reprovação e do atraso escolar entre 2004 e 2005, elas não são estatisticamente significantes e as diferenças das médias dos dois grupos são razoavelmente constantes ao longo do tempo. Esse resultado traz indícios de que as tendências anteriores às políticas educacionais implementadas em Sobral não tiveram efeitos fortes na coorte que prestou a Prova Brasil na 4ª série em 2005, de modo que os efeitos a partir de então podem ser atribuídos às mesmas políticas.

Tabela 7: Resumo dos resultados das regressões para os alunos do 9º ano

Variáveis Independentes	Variável Dependente: Média das Notas			
	Português (1)	Matemática (2)	Português (3)	Matemática (4)
Sobral	5,15	5,15	3,75	3,98
	(4,32)	(4,38)	(3,71)	(4,11)
2007	11,23 **	4,31	12,22	16,04
	(4,58)	(4,26)	(10,97)	(12,59)
2009	15,25***	4,31	8,32 *	−4,32
	(3,88)	(3,83)	(4,56)	(4,96)
2011	16,70***	6,44	22,24 *	24,82 **
	(3,81)	(4,27)	(11,33)	(12,42)
DD 2005-2007	−10,02	−11,38*	−10,21	−11,53*
	(6,76)	(6,44)	(6,23)	(5,97)
DD 2005-2009	4,36	−2,53	7,76	3,46
	(5,51)	(5,69)	(5,34)	(5,76)
DD 2005-2011	11,60 **	7,25	11,62 *	0,95
	(5,39)	(5,75)	(6,50)	(7,25)
Constante	206,17***	221,35***	181,53***	155,58***
	(2,66)	(2,71)	(43,76)	(46,88)
Observações	127	127	127	127
R-quadrado	0,448	0,204	0,581	0,380

Fonte: INEP/MEC. A amostra são as escolas da rede municipal e estadual do Brasil em 2005 a 2011, que realizam a Prova Brasil em todos os anos. O grupo tratado são as escolas municipais de Sobral, e o grupo de controle foi construído pelo método de PSM, com escolas de 2005. Erros padrão robustos entre parênteses. Significância: $^{***}p < 0.01$, $^{**}p < 0.05$, $^{*}p < 0.1$.

Figura 6: Diferenças de média de tratados e controles - 5º ano

Realizamos adicionalmente dois testes de robustez. No primeiro deles, testamos a sensibilidade dos resultados à forma de pareamento. Em seguida, verificamos se a variação no método de especificação do modelo que gera o *propensity score* altera os resultados.

Os resultados apresentados até agora foram atingidos por meio do método de *Propensity Score Matching* com 3 vizinhos. Para a realização do primeiro teste de robustez, continuaremos utilizando o *propensity score*, assim como foi definido na Seção 4, no entanto, realizaremos o pareamento de maneira diferente para testar o método de 3 vizinhos. Testaremos o pareamento com 1, 3 e 5 vizinhos, e o método de *Kernel Based Matching* com *bandwidths* 0,001 e 0,0001.

O método de *Kernel* para pareamentos, desenvolvido por Heckman et al. (1997), permite o pareamento de um tratado para vários controles, ao calcular a média ponderada dos não tratados e compará-la com a média dos tratados. A diferença desse método é que ele consegue ponderar todas as observações do grupo dos não tratados dentro de uma janela, definida pelo *bandwidth*. Este

representa o percentual da amostra que entrará na comparação para cada unidade de tratamento. As decisões a respeito do tipo de pareamento e do *bandwidth* estão ligadas a um *trade-off* entre viés e eficiência (Caliendo & Sabine 2008). O pareamento por vizinho mais próximo apresenta viés menor e variância maior do que o pareamento baseado em *Kernel*. Já a escolha de um *bandwidth* maior, dentro do método de *Kernel*, aumenta o viés, mas reduz a variância.

Utilizamos o método de *bootstrap* para estimar os desvios padrões nas regressões de teste, um procedimento que permite inferência estatística ao gerar múltiplas amostras a partir da amostra observada. Neste trabalho, fizemos o *bootstrap* com 50 repetições.

Os resultados das estimações com métodos alternativos de pareamento estão apresentados nas Tabelas 8 e 9. As estimativas obtidas são muito similares àquelas encontradas na Tabela 6 e não se alteram de forma relevante ao longo das colunas, sugerindo que os resultados anteriores são robustos. A significância estatística de praticamente todas as estimativas foi a mesma da encontrada anteriormente sem utilizar o procedimento de *bootstrap*, embora os erros padrão obtidos agora tenham sido em média maiores do que aqueles do modelo inicial. No caso do pareamento por *Nearest Neighbor* com 1 vizinho no modelo para a nota de língua portuguesa (Tabela 8), as estimativas mantêm suas magnitudes, porém a dispersão das estimativas aumenta muito com a redução do número de observações.

As Tabelas 10 e 11 mostram formas alternativas de seleção de covariadas para a estimação do *propensity score*. Nesses testes, mantivemos o pareamento por 3 vizinhos mais próximos, porém a seleção das covariadas utilizadas foi feito com base no procedimento proposto por Imbens (2015). Na coluna 1 de cada tabela, realizamos o procedimento com base nas variáveis selecionadas em nossos exercícios principais (Tabela 6), enquanto na coluna 2, o procedimento foi feito a partir de todas as variáveis comparáveis ao longo do tempo, presentes no questionário da Prova Brasil[4].

Em ambos os casos, os resultados não apresentam diferenças significativas em relação aos resultados principais. As estimativas para os efeitos das políticas de Sobral entre 2005 e 2007 para notas de português (Tabela 10) são muito semelhantes àquelas da coluna 3 da Tabela 6. Para os efeitos nos anos posteriores, apesar de as estimativas pontuais serem ligeiramente menores do que aquelas obtidas anteriormente, a dispersão é grande e a magnitude é semelhante àquela da estimativa pontual obtida na Tabela 6. Em relação às notas de matemática, a estimativa para o efeito entre 2005 e 2007 perde magnitude e significância estatística, porém novamente a dispersão da estimativa é alta e a ordem de grandeza da estimativa não é menor do que aquela obtida anteriormente. Portanto, as estimativas seguindo o procedimento de seleção de variáveis mostra que a maioria dos nossos resultados principais são robustas

[4]Selecionamos como variável que deveria necessariamente entrar no procedimento somente a escolaridade da mãe. As variáveis adicionais não listadas na Tabela 5 e a partir das quais selecionamos as características relevantes para o pareamento são as proporções de alunos do sexo feminino, de alunos cuja casa possuía alguns itens de infraestrutura (dois ou mais quartos, banheiro), bens duráveis diversos (televisão, rádio, lava-roupa, aspirador de pó, carro), serviço doméstico; as proporções de alunos que cujos pais participavam de reunião de pais, de alunos cujos pais davam incentivo à leitura, de alunos que entraram no sistema escolar durante a pré-escola, de alunos que só frequentaram escolas públicas, de alunos que sempre fazia lições de matemática e de português, e de alunos cujos professores corrigiam sempre as lições de matemática ou de português.

Tabela 8: Testes de robustez para método de pareamento - nota de português

Variáveis Independentes	Variável Dependente: Média de Notas de Português				
	NN - 1	NN - 3	NN - 5	Kernel (Bw=0,001)	Kernel (Bw=0,0001)
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
DD 2005-2007	21,18 **	25,87***	22,85***	23,20***	23,66***
	(9,90)	(5,61)	(4,53)	(3,44)	(3,44)
DD 2005-2009	42,03***	43,81***	35,87***	37,75***	39,07***
	(11,65)	(7,95)	(6,26)	(4,05)	(4,05)
DD 2005-2011	45,70***	46,39***	41,31***	41,66***	43,37***
	(12,26)	(8,37)	(6,68)	(4,48)	(4,48)
Constante	44,54	74,92 *	82,22 **	98,46***	110,69***
	(62,81)	(45,27)	(33,77)	(19,85)	(19,85)
Observações	128	256	384	94980	63450
R-quadrado	0,903	0,880	0,864	0,846	0,857

Fonte: Prova Brasil - INEP/MEC. Elaboração própria. Regressões estimadas com controles de características médias dos alunos. Erros padrão estimados por *bootstrap* entre parênteses. Amostras definidas por emparelhamento com covariadas selecionadas (Tabelas 4 e 5), por um, três ou cinco vizinhos mais próximos (respectivamente, nas colunas 1 a 3), e por *Kernel matching*, com *bandwidth* de 0,001 e 0,0001 (respectivamente nas colunas 4 e 5). Significância: $^{***}p < 0,01$, $^{**}p < 0,05$, $^{*}p < 0,1$.

a variações nas características observáveis utilizadas para estimar o *propensity score*.

Tabela 9: Testes de robustez para forma de pareamento - nota de matemática

Variáveis Independentes	Variável Dependente: Média de Notas de Matemática				
	NN - 1	NN - 3	NN - 5	Kernel (Bw=0,001)	Kernel (Bw=0,0001)
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
DD 2005-2007	15,43	17,54***	16,58***	17,70***	17,66***
	(10,61)	(6,16)	(5,57)	(3,88)	(3,88)
DD 2005-2009	52,57***	49,64***	43,09***	45,43***	46,03***
	(15,30)	(10,45)	(8,97)	(5,74)	(5,74)
DD 2005-2011	70,26***	70,31***	63,94***	65,37***	66,25***
	(13,59)	(10,14)	(8,61)	(5,20)	(5,20)
Constante	64,56	86,13	98,15 **	121,04***	127,75***
	(75,09)	(53,75)	(43,62)	(24,55)	(24,55)
Observações	128	256	384	94980	63450
R-quadrado	0,935	0,911	0,900	0,886	0,896

Fonte: Prova Brasil - INEP/MEC. Elaboração própria. Regressões estimadas com controles de características médias dos alunos. Erros padrão estimados por *bootstrap* entre parênteses. Amostras definidas por emparelhamento com covariadas selecionadas (Tabelas 4 e 5), por um, três ou cinco vizinhos mais próximos (respectivamente, nas colunas 1 a 3), e por *Kernel matching*, com *bandwidth* de 0,001 e 0,0001 (respectivamente nas colunas 4 e 5). Significância: $^{***}p < 0,01$, $^{**}p < 0,05$, $^{*}p < 0,1$.

8 Conclusão

Embora hoje possamos afirmar que o acesso à escola está praticamente universalizado, a qualidade do ensino básico ainda é muito frágil na rede pública. No entanto, as desigualdades sociais persistem, pois aqueles que conseguem, matriculam seus filhos em escolas privadas de melhor qualidade, enquanto a educação pública oferecida aos menos favorecidos segue, no geral, com baixo nível de qualidade. Acabar com esse ciclo é um dos maiores desafios para que criemos uma sociedade mais democrática e igualitária. Dessa forma, políticas de sucesso na educação pública são de suma relevância.

Nesse contexto, pudemos observar o município de Sobral, cuja rede municipal de ensino alcançou resultados muito significativos nos últimos 10 anos sem aumentar expressivamente seus gastos por aluno. Por meio de mudanças na forma de gerir a rede pública e no projeto pedagógico, Sobral superou todas as metas estabelecidas para a sua educação pública. Utilizando uma metodologia de PSM associada à estimação por diferenças em diferenças, encontramos efeitos positivos de curto e longo prazo das políticas adotadas pelo município na qualidade da educação do 5º ano do Ensino Fundamental. No curto prazo, o impacto só ocorreu sobre as notas de língua portuguesa, o que é coerente com a ênfase na alfabetização. Em contraste com políticas avaliadas por estudos anteriores, no nosso caso os efeitos positivos persistiram e aumentaram após alguns anos. Os efeitos sobre as notas de língua portuguesa, apesar de se manterem positivos, pararam de crescer após dois anos. No caso da matemática, os efeitos continuaram a crescer após 4 anos, de modo que a

Tabela 10: Testes de robustez para especificação do PSM - nota de português

Variáveis Independentes	Variável Dependente: Média de Notas de Português	
	Vars. Selecionadas (1)	Todas as Vars. (2)
DD 2005-2007	24,83***	22,16***
	(6,32)	(7,87)
DD 2005-2009	42,31***	31,29 **
	(10,83)	(12,33)
DD 2005-2011	45,08***	38,09***
	(10,25)	(13,19)
Constante	48,17	108,99 *
	(43,90)	(60,37)
Observações	256	252
R-quadrado	0,838	0,873

Fonte: Prova Brasil - INEP/MEC. Elaboração própria. Amostras definidas por emparelhamento por três vizinhos mais próximos, com termos lineares e interações obtidos pelo procedimento proposto por Imbens (2015) a partir das covariadas do exercício principal (coluna 1) e a partir do conjunto de todas as covariadas (coluna 2). Regressões estimadas com controles de médias de características dos alunos. Erros padrão estimados por *bootstrap* entre parênteses. Significância: $^{***}p < 0,01$, $^{**}p < 0,05$, $^{*}p < 0,1$.

magnitude da estimativa se tornou maior do que para a língua portuguesa.

Apesar disso, a cidade ainda possui o desafio de estender as melhorias na qualidade de ensino para os anos finais do Ensino Fundamental, que não apresentaram resultados similares àqueles dos anos iniciais. Todos esses resultados foram confirmados em uma série de testes de robustez, com diferentes formas de emparelhamento por PSM e de estimação dos erros padrão.

No contexto de baixa qualidade geral da educação pública no Brasil, as políticas educacionais de Sobral se posicionam no cenário nacional como um bom exemplo e podem ser usadas como referência para novos modelos na rede pública de ensino.

Tabela 11: Testes de robustez para especificação do PSM - nota de matemática

Variáveis Independentes	Variável Dependente: Média de Notas de Matemática	
	Vars. Selecionadas (1)	Todas as Vars. (2)
DD 2005-2007	16,80***	12,04
	(5,71)	(7,45)
DD 2005-2009	51,81***	44,46***
	(10,23)	(12,74)
DD 2005-2011	71,35***	63,67***
	(11,13)	(14,99)
Constante	56,89	100,15
	(56,75)	(65,35)
Observações	256	252
R-quadrado	0,884	0,914

Fonte: Prova Brasil - INEP/MEC. Elaboração própria. Amostras definidas por emparelhamento por três vizinhos mais próximos, com termos lineares e interações obtidos pelo procedimento proposto por Imbens (2015) a partir das covariadas do exercício principal (coluna 1) e a partir do conjunto de todas as covariadas (coluna 2). Regressões estimadas com controles de médias de características dos alunos. Erros padrão estimados por *bootstrap* entre parênteses. Significância: $^{***}p < 0,01$, $^{**}p < 0,05$, $^{*}p < 0,1$

Referências Bibliográficas

Andrade, D. F., Tavares, H. R. & Cunha Valle, R. (2000), 'Teoria da Resposta ao Item: conceitos e aplicações', *ABE, São Paulo* .

Aquino, J. M. & Kassouf, A. L. (2011), 'A ampliação da jornada escolar melhora o desempenho acadêmico dos estudantes? Uma avaliação do programa escola de tempo integral da rede pública do estado de São Paulo', Anais do 39º Encontro Nacional de Economia, Foz do Iguaçu, Paraná.

Brasil (2007), *Nota Técnica: Metodologia Utilizada para o Estabelecimento das Metas Intermediárias para a Trajetória do IDEB no Brasil, Estados, Municípios e Escolas*, Ministério da Educação, Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira. Acesso em: 6 de Agosto de 2014.

Caliendo, M. & Sabine, K. (2008), 'Some practical guidance for the implementation of *propensity score matching*', *Journal of Economic Surveys* **22**(1), 31–72.

Diaz, M. D. M. (2012), 'Qualidade do gasto público municipal em ensino fundamental no Brasil', *Brazilian Journal of Political Economy* **32**, 128–141.

Hanushek, E. A. (2003), 'The Failure of Input-based Schooling Policies', *The Economic Journal* **113**(485), F64–F98.

Heckman, J. J., Ichimura, H. & Todd, P. E. (1997), 'Matching as an econometric evaluation estimator: evidence from evaluating a job training programme', *The Review of Economic Studies* **64**(4), 605–654.

Imbens, G. W. (2015), 'Matching methods in practice: three examples', *Journal of Human Resources* **50**(2), 373–419.

Marioni, L. S., Freguglia, R. S. & Costa, A. B. M. (2014), 'Impactos da gestão escolar sobre o eesempenho educacional: uma análise longitudinal', VII Reunião da ABAVE, Avaliação e Currículo: um Diálogo Necessário.

Menezes-Filho, N. A. & Amaral, L. F. L. E. (2009), *A Relação entre Gastos Educacionais e Desempenho Escolar*, Vol. 164, INSPER Working Paper, INSPER - Instituto de Ensino e Pesquisa.

Oliveira, J. B. A. (2013), *O Sucesso de Sobral*, Instituto Alfa e Beto.

Oshiro, C. A. H., Scorzafave, L. G. & Dorigan, T. A. (2015), 'Impacto Sobre o Desempenho Escolar do Pagamento de Bônus aos Docentes do Ensino Fundamental do Estado de São Paulo', *Revista Brasileira de Economia* **69**, 213–249.

Razo, R., Fernandes, C. & Soares, S. (2005), 'O Impacto da municipalização no Ensino Fundamental brasileiro: uma estimativa por escores de propensão utilizando os dados do censo escolar'.

Rocha, G. R. (2014), 'Avaliação das políticas educacionais do município do Rio de Janeiro', Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade, Universidade de São Paulo, São Paulo.

Rosenbaum, P. R. & Rubin, D. B. (1983), 'The central role of the propensity score in observational studies for causal effects', *Biometrika* **70**(1), 41–55.

Tavares, P. A. (2015), 'The impact of school management practices on educational performance: evidence from public schools in São Paulo', *Economics of Education Review* **48**, 1–15.

Veloso, F. (2011), A evolução recente e propostas para a melhoria da educação no Brasil, *in* E. Bacha & S. Schwartzman, eds, 'Brasil: a nova agenda social', LTC, Rio de Janeiro, pp. 215–253.

Xerxenevsky, L. L. (2012), 'Programa mais educação: avaliação do impacto da educação integral no desempenho de alunos no Rio Grande do Sul'.

Economia Aplicada, v. 22, n. 4, 2018, pp. 31-56

DETERMINANTES DEL RENDIMIENTO ACADÉMICO EN NEIVA: UNA APROXIMACIÓN A TRAVÉS DE UN MODELO MULTINIVEL

Oscar Hernán Cerquera Losada [*]
José Jardani Giraldo Uribe [†]
Guillermo Leon Cordoba Nieto [‡]

Resumen

Este trabajo analiza los determinantes del rendimiento académico de la educación media para las áreas de lenguaje y matemáticas en Neiva, Colombia, durante el periodo 2008-2011. Se desarrollaron métodos de investigación etnográficos, y también se estimó un modelo multinivel con el que se busca determinar el peso relativo de la escuela y las características individuales en el rendimiento académico. Se encontró que el efecto colegio tiene mayor peso sobre el rendimiento académico que el efecto estudiante.

Palavras-chave: calidad educativa, rendimiento académico, prueba Saber 11º, modelos multinivel, factor escuela, factor estudiante.

Abstract

This paper analyzes the determinants of the academic performance of secondary education for the areas of language and mathematics in Neiva, Colombia, during the period 2008-2011. Ethnographic research methods were developed, and a multilevel model was also estimated with which it is sought to determine the relative weight of the school and the individual characteristics in the academic performance. It was found that the college effect has more weight on the academic performance than the student effect.

Keywords: educational quality, academic performance, Saber 11º test, multilevel models, school factor, student factor.

JEL classification: C39

DOI: http://dx.doi.org/10.11606/1980-5330/ea112987

[*] Magister en Economía por la Universidad de Buenos Aires, Economista de la Universidad Surcolombiana. Docente de planta del programa de Economía de la Universidad Surcolombiana. Email: oscar.cerquera@usco.edu.co.

[†] Doctorado en Desarrollo Sostenible, Universidad de Manizales. Magister en Administración Económica y Financiera. Docente de planta del programa de Administración de Empresas de la Universidad Surcolombiana. email: josejardani@usco.edu.co.

[‡] Doctorado en Economía, Universidad de la Amistad de Los Pueblos Patricio Lumumba, Moscu. Economista de la misma Universidad. Docente de planta del programa de Economía de la Universidad Surcolombiana. Email: guillermoleon@usco.edu.co.

Recebido em 23 de março de 2016 . Aceito em 23 de outubro de 2017.

1 Introducción

El objetivo de cualquier sociedad del mundo es buscar un crecimiento económico sostenible en el largo plazo, interesados siempre por el mejoramiento del bienestar de toda la población. Algunos autores enfatizan que el crecimiento se genera en el seno de la economía bien sea por el capital humano (Lucas Jr 1988), por la existencia de rendimientos constantes a escala en la función de producción (Rebelo 1991), por las externalidades tecnológicas (Romer 1986), o por la ausencia de distorsiones en el mercado (Easterly 1993). Lucas, propone que el factor fundamental para lograr un aumento continuo del producto en el largo plazo, es la cualificación del capital humano, mayores años de estudio se relacionan con un mayor nivel de producción per cápita (productividad).

En general la educación es analizada desde tres perspectivas: i) Cobertura, ii) Eficiencia y iii) Calidad. Este artículo se ubica en el último punto, pero no abarca su concepto en general, sino que se limita al tema del rendimiento académico. Por lo anterior, en este artículo se pretende determinar los factores que influyen en el rendimiento académico de la educación media en Neiva, la cual es una ciudad intermedia de Colombia caracterizada por presentar un bajo desarrollo económico y social. El análisis se realizó teniendo en cuenta los resultados de la prueba Saber 11º para las áreas de matemáticas y lenguaje de los estudiantes de las instituciones de educación pública de la ciudad.

Para resolver el problema propuesto se utilizó dos métodos. Por un lado, se desarrolló el enfoque teórico de la Función de Producción Educativa propuesto por Hanushek (1986), en donde el producto final está representado por el puntaje obtenido por el estudiante en las Pruebas Saber 11º para las áreas de lenguaje y matemáticas. Los insumos o factores productivos, están representados por las características del estudiante, de la familia y de la escuela. Por otra parte, la metodología econométrica aplicada obedece a los modelos multinivel os modelos jerárquicos, los cuales permiten realizar el análisis tanto a nivel individual como por escuela.

También se utilizaron métodos de investigación etnográficos, usando la entrevista como el método de recolección de la información. Con esto se busca conocer la opinión de los distintos agentes involucrados con la educación, en los temas referentes a la calidad educativa y el rendimiento académico.

Debido a todo lo anterior, con esta investigación se busca responder a la siguiente pregunta:

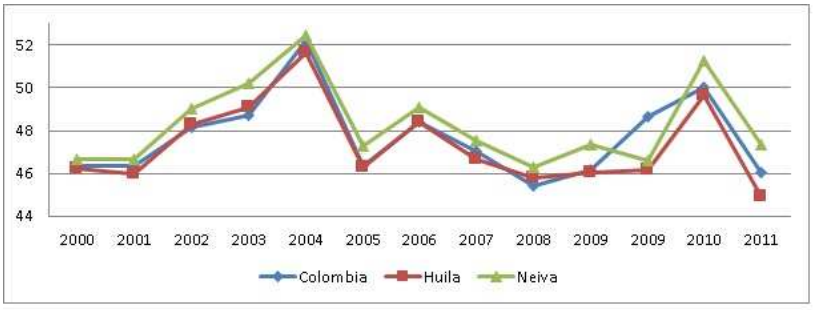
¿Cuáles son los factores que determinan el rendimiento académico de la educación media en Nieva (caracterizada por ser una ciudad con bajo nivel de desarrollo socioeconómico) durante el periodo 2008-2011?. Para resolver esto, se utilizaron los datos de los alumnos de grado once o último año de bachillerato de colegios del sector público del casco urbano de la ciudad de Neiva.

El documento se divide en seis apartados. El primer expone la introducción; en el segundo se discute el planteamiento del problema; en el tercero se examina el referente teórico; el cuarto apartado se centra en la metodología; el quinto recoge los resultados obtenidos en el análisis empírico; y en el sexto y último, se presentan las principales conclusiones del trabajo.

2 Planteamiento del Problema

Al revisar los resultados las Pruebas Saber 11º desde el 2000 hasta el 2011, se observa que los puntajes promedio a nivel nacional, departamental y municipal tienen comportamientos similares. El promedio de la prueba de lenguaje a nivel municipal se ubicó por encima del promedio nacional y departamental para todo el periodo estudiado, a excepción del año 2009 donde el promedio nacional superó al promedio municipal y departamental. La década empezó con promedios relativamente bajos (46 puntos); fue aumentando paulatinamente hasta llegar a su punto más alto en toda la década, donde Neiva alcanzó un promedio de 52,44 puntos, 0,89 puntos más que el promedio departamental y 0,25 más que el promedio nacional. A partir de allí los promedios empezaron a disminuir, sin embargo, en 2010 volvió a tener un sobre salto, pero en el 2011 el departamento presentó uno de los promedios más bajos para todo el periodo estudiado (ver Figura 1). El punto relevante en esta situación, es el bajo promedio nacional en las pruebas, muy distante del promedio de las principales ciudades, comportamiento que el resta relevancia a que el promedio nacional siempre haya estado por debajo del promedio municipal y departamental, debido a que Colombia es un país con grandes desigualdades económicas y sociales, en donde este bajo promedio nacional es jalonado por las regiones más pobres del país; aunque también se debe recalcar que la diferencia entre los tres niveles es poco significativa.

Figura 1: Pruebas Saber 11º: promedio lenguaje

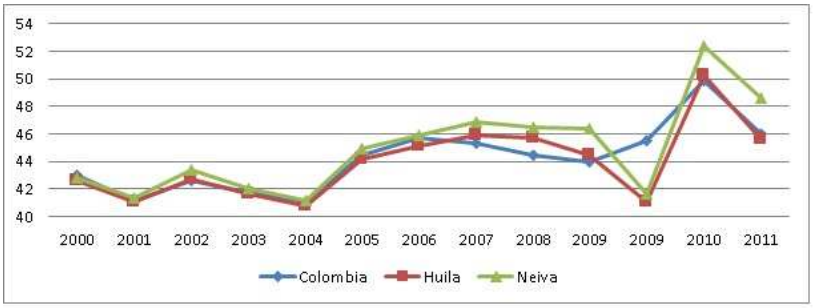


Fuente: Elaboración propia con base en los resultados históricos del ICFES. Excel.

Pero los resultados empeoran cuando se observa los puntajes de la prueba de matemáticas; el Figura 2 registra el comportamiento de los promedios nacional, departamental y municipal en la prueba de matemáticas para el mismo periodo anterior. Del 2000 al 2009 el promedio para cualquier nivel no superó los 47 puntos, siendo el 2004 el año en que peores resultados se registraron (41,04 puntos a nivel nacional, 40,77 a nivel departamental y 41,13 a nivel municipal). De nuevo el puntaje promedio municipal siempre estuvo por encima del promedio nacional y departamental a excepción del año 2009 donde el puntaje promedio nacional fue ligeramente superior. La diferencia promedio para todo el periodo de estudio entre Neiva y Colombia apenas llega a 0,69 puntos, mientras que entre Neiva y Huila asciende a 0,98 puntos.

El bajo puntaje promedio presentado en cada nivel es preocupante; en este caso, el promedio de matemáticas a nivel municipal registrado en las Pruebas Saber 11º llego a 44,92 puntos, 0,98 puntos por encima del promedio departa-

Figura 2: Pruebas Saber 11º: promedio matemáticas



Fuente: Elaboración propia con base en los resultados históricos del ICFES. Excel.

mental y 0,69 por arriba del promedio nacional. Las pruebas en matemáticas presentan en promedio 3,4 puntos menos que las pruebas en lenguaje, ambas por debajo de los 50 puntos.

Según cifras de la Secretaria de Educación Municipal, en cuanto al rendimiento académico de los colegios para el periodo 2001-2010, sólo 7% de las instituciones estuvieron en la categoría muy superior, 8% en la superior, 16% en la categoría alto, 35% en el nivel medio y 34% en el nivel bajo e inferior. Estos resultados muestran una posición favorable con respecto a los promedios departamentales, aunque no deja de preocupar, la cantidad de instituciones categorizadas en los niveles bajo e inferior y la alta dispersión entre categorías.

El municipio de Neiva es una región que se caracteriza por presentar altos niveles de desigualdad y pobreza (en el 2011 el 24,9% de la población es pobre y el 3,9% se encuentra en situación de indigencia); es una de las ciudades que registra las mayores tasas de inflación y desempleo del país (5,41% y 11,8%, respectivamente durante 2011, en ambos casos por encima del promedio nacional); la actividad económica está representada especialmente por el sector primario, en donde los sectores de explotación de minas y canteras y la agricultura, tienen la mayor participación en el PIB. La actividad empresarial se basa fundamentalmente en las organizaciones unipersonales de tipo familiar (el 97% de las empresas son microempresas con menos de 6 trabajadores). Todos estos elementos permiten clasificar a Neiva, como una región de bajo desarrollo y crecimiento económico.

Resulta interesante preguntarnos si existe alguna relación entre el panorama socioeconómico de Neiva y el rendimiento académico de los estudiantes. De acuerdo con otros estudios (Mina et al. 2004, Caro et al. 2000, Fuchs & Wössmann 2005), existe evidencia empírica acerca de la relación positiva entre el crecimiento y desarrollo económico y social, con el desempeño académico y/o resultados escolares de una determinada región.

Autoras como Inés Aguerrondo, caracterizan la calidad de la educación como un concepto complejo totalizante y multidimensional, como concepto social e históricamente determinado, como concepto que se constituye en imagen-objeto de transformación educativa, concepto que se constituye en un patrón de control, sirve de norte y patrón de comparación para ajustar decisiones y reajustar procesos (Jiménez & Velásquez 2008). Al ser la calidad educativa un concepto de amplias dimensiones, ella es determinada por un conjunto amplio de variables; por lo tanto, los resultados educativos varían dependiendo del contexto en que se desarrollen. Regiones con altas tasas de crecimiento

económico, diversidad productiva, índices favorables de competitividad, bajos indicadores de desigualdad y pobreza, mayores oportunidades de empleo, mayor acceso a salud y servicios básicos, adecuado entorno académico, entre otros aspectos, tendrá una población con mejores condiciones de vida, niños bien alimentados, sin conflictos familiares, y en condiciones favorables para la enseñanza educativa y el desempeño académico.

De acuerdo con lo anterior, y teniendo en cuenta las características socioeconómicas de Neiva, con el presente artículo se busca determinar el impacto sobre el rendimiento académicos (medido a través de los puntajes en pruebas estandarizadas) de las características individuales y personales o características de Nivel 1, y de las características de la escuela o características de Nivel 2.

Por lo tanto, conociendo la realidad económica y social del Municipio de Neiva, y el bajo rendimiento escolar, se busca responder preguntas como: ¿a qué se deben estas diferencias en el rendimiento escolar?, ¿Cuáles son los factores individuales o de la familia que determinan un mayor o menor puntaje?, ¿La escuela tiene un peso importante sobre el rendimiento académico?. Además, se busca alcanzar el siguiente objetivo: "Determinar los factores que influyen en el rendimiento académico de la educación media para el sector de educación pública del municipio de Neiva durante el periodo 2008-2011".

3 Referente Teórico

3.1 Referentes Documentales

El aprendizaje estudiantil depende de muchos factores que en algunos casos no presentan aparentes relaciones, pero que en la práctica pueden influir; estos elementos van desde la educación del padre y los valores de la sociedad, hasta la infraestructura escolar y el calendario agrícola (Vegas & Petrow 2008). El último elemento parecería curioso, pero si se piensa en una región rural, donde económicamente depende de la agricultura, en épocas de cosechas toda la población, incluido niños y maestros, se dedican a la recolección de los productos, bien sea por escases de mano de obra, por necesidades económicas o porque el costo de oportunidad de hacer cualquier otra actividad es mayor (remuneraciones altas).

Desde la publicación del Informe Coleman, en 1966, en los estudios sobre calidad educativa se ha encontrado consistentemente que las condiciones socioeconómicas de los estudiantes y sus antecedentes familiares causan los mayores efectos sobre el rendimiento académico. Estudios posteriores a Coleman (en Inglaterra el informe Plowden y en Francia el estudio longitudinal 1962-1972, que condujo el Institut National Etudes Démographiques-NED) demostraron de forma clara el peso del origen social sobre los destinos escolares, llegando a la misma conclusión de Coleman.

Según Vegas & Petrow (2008), la edad de entrada a la primaria puede afectar la trayectoria y los logros educativos de un niño en el sistema educativo; pero esta correlación tiene diferentes implicaciones en diferentes países. En Estados Unidos, los padres tienden a retardar la entrada de sus hijos a la escuela primaria con el fin de aumentar sus oportunidades de éxito en el colegio; en países en desarrollo por su parte, la entrada retardada al colegio se debe a factores económicos y sociales.

Fertig & Schmidt (2002), utilizando los datos individuales de PISA 2000, analizan cómo se relacionan los resultados en la prueba de lectura con la información individual y los antecedentes familiares y con las características de la escuela; encuentran que la educación materna tiene un mayor efecto en el aprendizaje general del niño, pero que la educación paterna es más importante cuando han llegado al nivel de educación terciaria. Caro et al. (2000), en un estudio realizado para la ciudad de Bogotá, determina los factores asociados al logro académico de los alumnos de 3º y 5º de primaria. Al igual que Fuchs & Wössmann (2005) una fuerte correlación entre los antecedentes socioeconómicos y el resultado escolar; además encuentra que el ausentismo y el trabajo infantil tienen efectos negativos en el desempeño académico de los alumnos.

Gómez et al. (2010), usando los resultados en las áreas de lenguaje y matemáticas de las Pruebas Saber 11º para el segundo semestre del año 2009, identifican los determinantes del rendimiento académico en Colombia utilizando un modelo Logit Ordenado Generalizado. Los autores comprobaron que las variables socioeconómicas juegan un papel primordial en la calidad de la educación; tener condiciones económicas favorables afecta en gran medida la probabilidad de obtener un puntaje medio y alto tanto en matemáticas como en lenguaje, esto puede explicarse debido a que un entorno socioeconómico favorable le permite al estudiante contar con las condiciones esenciales para dedicarse a sus estudios. En este sentido, variables como tener computador en casa, nivel de ingreso y nivel de escolaridad de los progenitores se relacionan positiva y significativamente con el resultado escolar. Padres con mayor nivel educativo pueden apoyar favorablemente el proceso de enseñanza y aprendizaje de sus hijos; este mayor nivel educativo por lo general se asocia con un mayor nivel de ingreso necesario para adquirir la infraestructura suficiente como computadores, libros, etc. Los autores también concluyen que por lo general los hombres se desempeñan mejor en el área de matemáticas, mientras que las mujeres lo hacen mejor en lenguaje.

Según Sanders & Rivers (1996), las características y el comportamiento del personal docente, en especial de los maestros, influyen de manera considerable en el aprendizaje estudiantil. Un maestro ineficaz reduce potencialmente el desempeño de un estudiante durante años, pero varios maestros bajo las mismas características multiplican el efecto. Algo claro es que determinar las características y comportamientos de los maestros eficaces o ineficaces es un tema complejo, debido especialmente a la escasez de información, en especial en los países en desarrollo, debido a esto son pocas las experiencias que avalan el impacto de variables específicas del maestro sobre el resultado escolar.

"Calidad de la Educación y Rendimiento Académico en Bogotá", estudio realizado por Gaviria & Barrientos (2001), analizan los efectos del entorno familiar y las características del plantel sobre el rendimiento escolar en Bogotá, con base en los resultados de las Pruebas Saber 11º para el año 1999. Tres conclusiones principales se desprenden del trabajo, i) la educación de los padres tiene un efecto sustancial sobre el rendimiento académico, ii) el efecto de la educación de los padres se transmite principalmente a través de la calidad de los planteles educativos y iii) la incidencia de los planteles sobre el rendimiento supera la incidencia conjunta de las características familiares y es mayor que la observada en otros países. Según los autores, estas tres premisas sugieren que, la existencia de restricciones en el acceso a la buena educación constituye un factor muy importante de inmovilidad social en Colombia.

Las tecnologías de información y comunicaciones (TIC) tienen gran poten-

cial para mejorar los procesos de aprendizaje. Según Hepp et al. (2004), la inversión en TIC en la educación se considera como una forma primaria de preparar a las personas para las nuevas necesidades del mercado laboral y permitir que regiones rezagadas desarrollen las competencias necesarias para igualar las oportunidades de acceso al empleo. Fuchs & Wössmann (2005)), hallaron que el uso de computadores en el colegio no tiene efecto alguno sobre el puntaje del PISA; por el contrario, el uso de computador en casa, en especial con acceso a internet, correo electrónico y software educativo, garantiza un mayor rendimiento académico.

Piñeros & Pinzón (1999), encuentran que "las escuelas tienen un efecto pequeño pero considerable sobre el logro académico, teniendo entre 15% y 18% de la varianza entre alumnos en escuelas privadas y 12% y 16% en escuelas públicas". Otro de los hallazgos del estudio son las grandes diferencias de desempeño en las pruebas que hay entre y dentro de las escuelas especialmente del sector privado; esto puede deberse a las diferencias en dotación física de los establecimientos educativos. La infraestructura académica y los materiales didácticos muestran una correlación positiva con el logro escolar; por tanto, laboratorios de ciencias, bibliotecas, instalaciones deportivas, tiene un efecto estadística y empíricamente significativo y positivo sobre el rendimiento académico de los alumnos; es decir, un suministro adecuado de insumos repercute positivamente en el logro escolar. Los autores también sostienen que los estudiantes matriculados en escuelas de jornada completa muestran un rendimiento significativamente mayor que los estudiantes matriculados en escuelas con jordanas de medio día.

López (2010), a partir de las Pruebas Saber 11º desde 1980 a 2009, estima el porcentaje de la variabilidad del logro académico atribuible al plantel educativo dentro de un análisis multinivel discriminado por sector educativo. El "efecto colegio" ha sido siempre mayor para el promedio total de la prueba que para el área de matemáticas. Otro punto importante es el cambio de forma y fondo realizado a las pruebas de Estado después de la última década; estos cambios de metodología incidieron en los resultados de las pruebas, pues los puntajes promedios bajan drásticamente en especial en el sector público lo que produce que el coeficiente del factor colegio baje considerablemente en ambos sectores, siendo constantes hasta el final de la década; entonces a partir del 2000 se modificó la importancia del colegio en el rendimiento académico de los estudiantes colombianos.

A diferencia de lo anterior, en nuestro estudio se propone realizar el análisis de los rendimientos en la educación a partir de un modelo multinivel, en una región como Neiva, ciudad intermedia de Colombia, caracterizada por presentar bajo nivel de desarrollo económico y social; mientras que la mayoría de estudios se aplican en las ciudades principales (generalmente las de mayor nivel de desarrollo económico y social), o a nivel agregado de países olvidando que al interior de los mismo existen grandes diferencias.

3.2 Marco Teórico

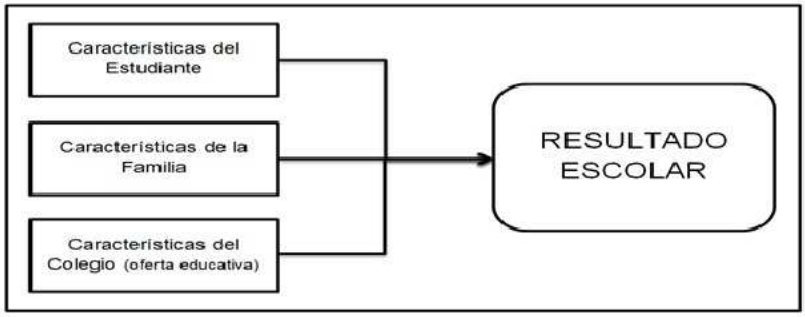
El aporte de Hanushek (1986) es una referencia obligada para el tratamiento económico de la educación ya que da las pautas y menciona los problemas a los que se puede enfrentar el investigador, "la economía puede analizar la educación con un enfoque de insumo-producto, es decir, un marco en el cual la

calidad de la educación es determinada por una serie de factores" (Hanushek 1986).

Una función de producción en educación se refiere al análisis estadístico que permite observar los resultados de los estudiantes[1], en función de un conjunto de características que pueden ser propias como la edad, el sexo, características familias y de la escuela. De lo expuesto se desprende que su uso en el campo educativo ha sido potencial para el análisis y definición de políticas.

El Figura 3, representa la función de producción en educación desarrollada por Hanushek en 1978. En este tipo de investigaciones, el nivel de desagregación generalmente se presenta a nivel del estudiante (tomando promedios escolares, test en las asignaturas necesarias, resultado de pruebas estandarizadas, etc.) o captando promedios por zonas.

Figura 3: Diagrama de insumos y resultados en educación



Fuente: Tomado de Hanushek (1986).

El modelo conceptual generalmente aceptado para establecer la función de producción en educación tiene la siguiente especificación:

$$R_{it} = f(F_i^{(t)}, P_i^{(t)}, O_i^{(t)}, I_i) \tag{1}$$

Donde, i representa el i-ésimo estudiante y t el periodo de tiempo,

R_{it} = resultado escolar en el tiempo t
$F_i^{(t)}$ = vector de características familiares en el tiempo t
$P_i^{(t)}$ = vector de compañeros de aula en el tiempo t
$O_i^{(t)}$ = vector de insumos escolares en el tiempo t
I_i = vector de habilidades innatas

Esta forma funcional relaciona los resultados escolares a nivel del estudiante con grupos de variables o insumos con los cuales se establece una relación teórica directa (familia, compañeros, insumos escolares y habilidades innatas).

[1]Estos resultados se derivan por lo general de las pruebas estandarizadas aplicadas a los estudiantes.

4 Diseño Metodológico

El desarrollo metodológico del presente estudio demando la implementación de dos tipos de análisis. Por un lado, se utilizaron métodos de investigación etnográficos, que consiste en descripciones detalladas de situaciones, eventos, personas, interacciones y comportamientos que son observables. Incorpora lo que los participantes dicen, sus experiencias, actitudes, creencias, pensamientos y reflexiones tal como son expresadas por ellos mismos y no como uno los describe (González et al. 2004). Se utilizó la entrevista, con el objetivo de conocer las opiniones de los diferentes agentes[2] que tienen que ver con la educación, sobre temas relacionados con la calidad educativa, el rendimiento académico y las Pruebas Saber 11º. Se aplicaron en total 43 entrevistas, distribuidas así: directivos (2), rectores (4), profesores (11), estudiantes (16), padres de Familia (10).

Posteriormente se desarrollaron métodos de investigación cuantitativa. Para la aplicación de este método se consultó dos fuentes de información: i) al ICFES quien suministró la información de orden personal y socioeconómico de los individuos, junto con su respectivo resultado en las Pruebas Saber 11º para cada uno de los años objeto de análisis; ii) a la Secretaria de Educación de Neiva, donde distribuyeron la información referente a la planta docente de cada una de las instituciones públicas de educación media de la ciudad.

Una vez compilada la base de datos, el paso a seguir fue caracterizar la población objeto de estudio a través de la estadística descriptiva. Posteriormente, se estimó un modelo multinivel de dos niveles explicativos (nivel estudiante y nivel escuela) del rendimiento en lenguaje y matemáticas usando el puntaje en la prueba Saber 11º, con el objeto de determinar cuáles de las variables escolares e individuales afectan el rendimiento académico de los estudiantes. Para el desarrollo estadístico, se consideró un número total de estudiantes de 11.195, distribuidos así 2.758 en 2008, 3.050 en 2009, 2.804 en 2010 y 2.583 en 2011; los estudiantes estuvieron matriculados en las 23 instituciones de educación pública que se analizaron durante todo el periodo de estudios.

Las Pruebas Saber 11º presentan un puntaje que va desde 1 hasta 100, y se clasifican en cinco niveles: inferior, bajo, medio, alto, superior y muy superior. La formulación y aplicación de dichas pruebas está a cargo del Instituto Colombiano para el fomento de la Educación Superior, ICFES, la cual es una entidad especializada que evalúa la educación en todos sus niveles, y en particular apoya al Ministerio de Educación Nacional en la realización de los exámenes de Estado y en la realización de investigaciones sobre los factores que inciden en la calidad educativa. Las Pruebas Saber 11º, antes llamada Pruebas de Estado, se reglamentaron bajo el Decreto 2343 de 1980, la presentación del examen es obligatorio por parte de todos los estudiantes que cursan el último año escolar de la educación media, con el propósito fundamental de comprobar los niveles mínimos de aptitudes y conocimientos de los estudiantes. A lo largo del tiempo, las Pruebas Saber 11º han cambiado de metodología, siempre intentando medir de la manera más eficientes el rendimiento académico. No obstante, desde el 2008 la prueba no sufre modificaciones considerables, razón por la cual, el periodo de estudios 2008-2011, no presenta problemas de comparabilidad.

[2]Se entrevistaron a directivos, rectores, profesores, estudiantes y padres de familia de la ciudad de Neiva. Las entrevistas estaban compuestas por un núcleo común y uno específico para cada agente.

5 Resultados

5.1 Análisis de las Entrevistas

Los resultados de las entrevistas realizadas, permiten argumentar que es preocupante la concepción de calidad educativa que tienen los agentes entrevistados. Un poco más de la mitad de los rectores, profesores y padres de familia no consideran en sus análisis "la formación integral" dentro de la educación de calidad. Todas las personas entrevistadas insisten en que una educación de calidad tiene inmersos principios y valores, pero descuidan elementos que se desarrollan cuando existe una educación de calidad, como las capacidades, destrezas y actitudes necesarias para equiparar a los jóvenes durante su vida adulta.

Se resalta que el 25% de los docentes y rectores, así como el 10% de los estudiantes consideren que no existe una relación entre calidad educativa y rendimiento académico, cuando dicha relación es clara, pues en cierta medida la calidad educativa determina el rendimiento.

Los directivos, un número significativos de estudiantes y padres de familia consideran que la evaluación interna que realiza la institución educativa es coherente con la evaluación externa que realiza el ICFES. El problema con esta afirmación es que según ellos dicha relación se explica por su parecido en el tipo de preguntas que aplican. Se supone que las Pruebas Saber 11º están diseñadas para medir ciertas competencias y saberes de los estudiantes; su diseño y aplicación tienen una regularidad de alto nivel que la hace diferente a una simple preguntas con respuesta de selección múltiple. Esto lo que demuestra es que existe un desconocimiento total por el tipo de preguntas que realiza ICFES, es probable que directivos y padres de familia nunca hayan leído una pregunta de la prueba Saber 11º y que los estudiantes recién las conozcan el día que presentan la prueba, por tanto, ante este desconocimiento es difícil hacer una comparación clara y coherente entre los métodos internos y externos de evaluación.

Es interesante señalar que los directivos, rectores, docentes y estudiantes dicen conocer la estructura e intencionalidad de las Pruebas Saber 11º, pero realmente no tienen claro cuál es la intención de la prueba ni mucho menos su estructura. Respeto a la intencionalidad se limitan a comentar que es una prueba que evalúa el conocimiento de los estudiantes, sirve para ingresar a la educación superior y miden ciertas competencias que en muy pocos casos mencionan. En cuanto a la estructura no se hicieron referencias claras.

De acuerdo con los determinantes de la calidad educativa, todos los agentes le dan prioridad especialmente a los factores de la escuela (infraestructura y profesores) y de la familia, aspectos importantes en la generación de una educación de calidad. Hay ciertos factores a los que no les dan mayor importancia, como el aporte del estudiante, los factores sociales, las condiciones socioeconómicas entre otras.

Respecto al papel que juega el gobierno departamental y municipal en el mejoramiento del rendimiento académico, consideran que el mismo no solo se limita a acompañar el proyecto educativo en general, sino también a intervenir en el mejoramiento de los ambientes escolares (tanto de planta física como de profesores) necesarios para un mejor desempeño académico tanto de estudiantes como de instituciones educativas. Sin duda el papel del Estado es importante, pero a nuestro parecer descuida elementos fundamentales que

también contribuyen en la calidad educativa y el rendimiento académico de los estudiantes tales como el mejoramiento de las condiciones socioeconómico de los estudiantes.

La mayoría de los profesores coinciden en afirmar que los métodos de evaluación los diseñan pensando en que van a cumplir con los lineamientos de las Pruebas Saber 11º. Resulta interesante preguntarse si es pertinente educar a los estudiantes pensando en que deben responder eficientemente a una prueba, o si el tipo de preguntas que los mismos docentes desarrollan cumplen con las características de las preguntas implementadas por el ICFES.

Tres cuartas partes de los estudiantes están de acuerdo con la manera como los evalúan en la institución educativa, pues según ellos, en la evaluación se tratan los temas aprendidos en clases. Otro número considerable de estudiantes manifiesta que la evaluación interna es tipo ICFES, esto les permite repasar para la prueba Saber 11º. Tanto los estudiantes como los profesores, olvidan ciertos aspectos que deben contener los procesos de evaluación, necesarios para garantizar una adecuada formación académica.

5.2 Análisis Estadístico Descriptivo

El análisis estadístico descriptivo permite caracterizar la población objeto de estudio, en este caso, los estudiantes del grado once de las instituciones de educación pública de la ciudad de Neiva.

El Cuadro 1 muestra el porcentaje de estudiantes analizados distribuidos a lo largo del periodo evaluado (última columna). Se puede observar una distribución con proporciones similares y cierta tendencia a la baja a medida que transcurren los años. Esta reducción en el número de estudiantes, se puede explicar por la disminución en las tasas de matrícula que se registraron en los últimos años en la ciudad. Del cuadro también se observan los puntajes promedios por área de conocimiento evaluada para cada uno de los años; los puntajes de lenguaje y matemáticas tendieron a aumentar, siendo más significativo el aumento en matemáticas, donde el puntaje promedio para el año 2011 llego a 48,55 puntos, 2,81 puntos por encima del puntaje promedio registrado en el año 2008.

Cuadro 1: Puntaje promedio por año y área, 2008-2011

AÑO	Puntaje Matemáticas		Puntaje Lenguaje		% Estudiantes
2008	45,74	-	46,15	-	24,64%
2009	45,18	−0,56	46,94	0,80	27,24%
2010	46,43	0,69	46,21	0,07	25,05%
2011	48,55	2,81	47,21	1,06	23,07%

Fuente: Elaboración propia con base en los resultados históricos del ICFES. Software SPSS 15.

En el 2008 el 55% del total de estudiantes eran mujeres, mientras que para el 2011 la cifra aumentó a 58%. Los hombres (47,64) tienden a obtener un puntaje promedio más alto en matemáticas que las mujeres (45,48) tal y como se muestra en otros estudios; mientras que en lenguaje tanto hombres (46,63) como mujeres (46,62) tienden a obtener resultados similares.

La edad promedio de los estudiantes durante el periodo 2008-2011 es de 16,76 años. El 97% de los estudiantes tiene 19 años o menos, y el 82% tiene

menos de 17 años. A medida que la edad de los estudiantes aumenta, el puntaje promedio para las dos áreas evaluadas disminuye; pero esta diferencia es más pronunciada en matemáticas que en lenguaje.

El 47% de los padres de familia de los estudiantes de grado once de la ciudad de Neiva, tienen un nivel educativo de secundaria, el 32,9% alcanzaron primaria. Solo el 9,15% de los progenitores tiene algún tipo de educación superior. El impacto de la educación del padre de familia sobre el rendimiento de los estudiantes es mayor en matemáticas que en lenguaje. Los estudiantes cuyo padre tienen nivel de educación primaria (44,97), obtienen en promedio 4,39 puntos menos en matemáticas que los estudiantes con padre de nivel de educación superior; mientras que los estudiantes con padre de nivel de educación superior (48,79), obtiene en promedio 3,16 puntos más en lenguaje que aquellos estudiantes cuyo papá solamente alcanzó el nivel de educación de primaria.

El 54,4% de los estudiantes de grado once de la ciudad de Neiva, tienen madres con nivel de educación de secundaria, el 28,8% tienen madres que solamente alcanzaron el nivel de educación de primaria. La proporción de padres con nivel de educación superior (9,15%) es mayor a la proporción de madres con el mismo nivel de educación (8,1%). La evaluación de la madre tiene un mayor impacto en el rendimiento de matemáticas del estudiante. Los estudiantes con madres de nivel de educación superior (49,55), obtienen en promedio 4,92 puntos por encima del puntaje promedio de estudiantes con madres de nivel de educación de primaria, y 5,53 puntos más que aquellos estudiantes con madres que no presentan ningún nivel de educación en el área de matemáticas. Los alumnos con madres que no registran ningún nivel de educación (44,74), obtienen en promedio 2 puntos menos en lenguaje que aquellos alumnos con madres de nivel de educación secundario, y 4 puntos menos que las madres con nivel de educación superior.

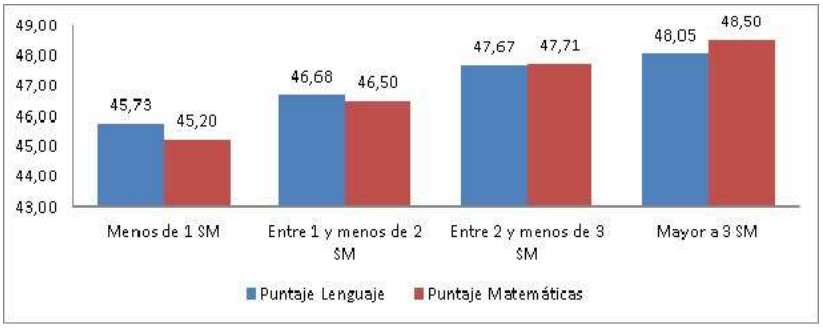
El 95,23% del total de estudiantes pertenecen a estratos socioeconómicos[3] 1 y 2, mientras que sólo el 0,68% pertenecen a los estratos 4, 5 y 6. Como era de esperarse, las características en las regiones poco desarrolladas y con problemas económicos y sociales, la mayoría de su población se clasifican entre los estratos socioeconómicos más bajos. Los estudiantes de estrato socioeconómico 6 obtienen en promedio 48,33 puntos en lenguaje, 2,5 puntos por encima de los de estrato 1, y 1,32 puntos más que los estudiantes de estrato 2. En cuanto a los resultados de matemáticas, los estudiantes de estrato 3 (48,03) obtienen en promedio 3 puntos más que los estudiantes de estratos 1, y 0,94 puntos más que los estudiantes de estrato 2.

Un poco más del 80% de los alumnos convive en hogares que cuentan con menos de 2 salarios mínimos legales vigentes. El 51,78% de los estudiantes vive en hogares que cuentan con ingresos entre uno y menos de dos salarios mínimos. Sólo el 14,22% de los hogares analizados, reciben como ingresos entre dos y menos de tres salarios mínimos; a su vez el 5,44% de los hogares reciben ingresos mayores a 3 salarios mínimos. Del Figura 4 se observa que, a mayores ingresos económicos del hogar, mayores rendimientos académicos se registran.

Los estudiantes con computador en el hogar, obtiene en promedio 47,4

[3]Los estratos socioeconómicos son una clasificación de los hogares que realiza el Estado colombiano con base en las características socioeconómicas de los hogares. La clasificación va de 1 a 6, siendo 1 el menor.

Figura 4: Diferencias de puntaje por ingresos del hogar, 2008-2011



Fuente: Elaboración propia con base en los resultados históricos del ICFES. Excel.

puntos en lenguaje, 1,49 puntos por encima de aquellos estudiantes que no tienen computador. El efecto sobre el puntaje de matemática es mayor, los alumnos con computador en el hogar obtuvieron 47,72 puntos, 2,51 puntos más que los alumnos que no tienen computador. Tener internet en casa implica obtener en promedio 47,33 puntos en matemáticas, 1,6 puntos por encima de los estudiantes sin acceso a internet. En el área de lenguaje, dicha diferencia alcanza los 1,42 puntos.

Entre el año 2008 a 2011, en promedio trabajo el 7,2% del total de estudiantes por año. Del total de estudiantes que trabajan, el 45,78% son mujeres, y el porcentaje restantes son hombres. El 88,51% de los estudiantes mayores de 22 años trabajan, y obtienen en promedio menos puntaje que aquellos estudiantes que no trabaja. Este efecto es mayor en matemáticas, debido a que los estudiantes que trabajan (44,34) obtienen en promedio 2,23 puntos menos que aquellos que no trabajan. En lenguaje, los estudiantes que no trabajan obtienen 1,96 puntos más que aquellos estudiantes que sí lo hacen (44,81).

Cerca del 46% de los estudiantes pertenecen a la jornada mañana, un 30,92% pertenecen a la jornada de la tarde, el 20,10% a la jornada completa, y el 2,99% a la jornada nocturna o sabatina. Los estudiantes de jornada completa obtienen en promedio 47,07 puntos en lenguaje, 0,49 puntos por encima de los estudiantes de la jornada mañana y 4,23 puntos por encima de los estudiantes de la jornada nocturna o sabatina. En matemáticas, los estudiantes de la jornada tarde obtienen un puntaje promedio de (47,21), 7,67 puntos más que los estudiantes de la jornada nocturna y sabatina.

El 67,59% de los estudiantes, asiste a clases en instituciones de educación técnica, y el 26,86% lo hace en instituciones de carácter académico, el porcentaje restante lo hace en instituciones normalistas. Los establecimientos educativos técnicos le dan mayor énfasis a las matemáticas razón por la cual alcanzan un puntaje promedio de 47 puntos, 1,97 puntos por encima de las instituciones de carácter académico y 1,53 puntos más que los establecimientos normalistas. Por otro parte, el puntaje promedio en lenguaje es más alto en las instituciones normalistas (47,40) que en las demás.

Cerca del 67% de los estudiantes no había presentado la prueba previamente, mientras que el 27,26% presentó la prueba una vez, y un poco más del 5% lo hizo en más de dos ocasiones. Un estudiante que nunca rindió la prueba Saber 11º previo a la presentación oficial tenida en cuenta en este estudio, obtiene en promedio 45,29 puntos en matemáticas, 2,78 puntos menos que quienes la presentaron una vez, 5,83 puntos menos que aquellos estudiantes

que rindieron la prueba dos veces, y 8,51 puntos por debajo de los estudiantes que presentaron la prueba tres veces o más. El puntaje promedio de lenguaje de los estudiantes que nunca presentaron la prueba, alcanza los 45,9 puntos, 1,95 puntos menos que aquellos estudiantes que presentaron la prueba una vez, y 4,41 puntos por debajo de los alumnos que rindieron la prueba tres veces o más.

Al observar el puntaje promedio de matemáticas distribuidos por grupos de estudiantes, los resultados indican que grupos de alumnos de matemáticas de 20 a 25 personas, obtienen un puntaje promedio de 48,13 puntos, 4,2 puntos por encima de grupos con menos de 15 estudiantes, y 2,14 puntos más que los grupos con más de 30 alumnos. En cuanto al puntaje promedio de lenguaje, se encontró que los grupos de alumnos de lenguaje con más de 30 estudiantes obtuvieron un puntaje promedio de 47,16 puntos, un punto más que los grupos con menos de 15 estudiantes, y 0,15 puntos por encima de grupos de alumnos entre 20 y 25 individuos.

5.3 Análisis Multinivel

En los inicios de la investigación sobre eficacia escolar y rendimiento educativo se utilizó el modelo de regresión múltiple con datos de estudiantes sin agregar, mediante un procedimiento de mínimos cuadrados Coleman et al. (1966) y Jencks et al. 1972). Esta estrategia olvida el contexto en el que la conducta se desarrolla. Esto implica que la matriz de varianza - covarianza de los resultados no refleja la homogeneidad intragrupo, es decir, olvida la correlación intragrupo.

Los modelos multinivel resuelven este y otros problemas que se presentan al momento de aplicar el método de mínimos cuadrados. Con estos modelos se resuelve el dilema entre agregación disgregación al combinar simultáneamente varios niveles (Cabré et al. 2008). Del mismo modo, permite establecer relaciones entre variables de distintos niveles. Además, con estos modelos es posible detectar diferentes fuentes de variación a través de los distintos niveles y a través de las distintas variables predictoras que se van incluyendo progresivamente en forma de efectos fijos o efectos aleatorios (Suárez et al. 2009).

De acuerdo con Goldstein (1995), los sistemas de escolarización presentan un claro ejemplo de una estructura jerárquica o multinivel, con las estudiantes agrupados o anidados dentro de las escuelas, que a su vez pueden ser agrupados dentro de un territorio, que a su vez pueden ser agrupados dentro de un país.

Para este análisis se definieron dos niveles: el Nivel 1 o micro definido por los estudiantes y el Nivel 2 o macro definido por los colegios, se tiene:

Nivel 1:

$$Y_{ij} = \alpha_{0j} + \beta_{1j} X_{ij} + \varepsilon_{ij} \qquad \text{Variables Individuales} \qquad (2)$$

Nivel 2:

$$\alpha_{0j} = \gamma_{00} + \gamma_{01} W_j + U_{0j} \beta_{1j} = \gamma_{10} + \gamma_{11} W_j + U_{1j} \qquad \text{Variables Grupales} \qquad (3)$$

Remplazando (2) en (1), y reordenando, se obtiene la formulación convencional de un modelo multinivel, en donde al principio se colocan los efectos fijos, y al final los efectos aleatorios (entre paréntesis):

$$Y_{ij} = \gamma_{00} + \gamma_{01} W_j + \gamma_{10} X_{ij} + \gamma_{11} X_{ij} W_j + (U_{1j} X_{ij} + U_{0j} + \varepsilon_{ij}) \tag{4}$$

En donde, Y_{ij} representa el puntaje en la prueba Saber 11º del estudiante i que pertenece al colegio j para las áreas de matemáticas y lenguaje; X_{ij} representa el conjunto de variables de Nivel 1 que caracterizan al estudiante i que pertenece al colegio j; W_j son el conjunto de variables de Nivel 2 que caracterizan la institución educativa j; γ_{00} es el rendimiento medio en la población de escuelas; U_{0j} rendimiento diferencial de la escuela j; γ_{01} es el incremento o disminución en el rendimiento esperado de la escuela por cada unidad que aumente W; γ_{10} es el incremento en el rendimiento del estudiante por el aumento de X en la población de escuelas; U_{1j} es el incremento diferencia en el rendimiento de estudiante por el aumento en X en la escuela j; γ_{11} es el incremento o disminución en el rendimiento por cada cambio en X y W; ε_{ij} variación residual del estudiante i, es decir lo que se aparta del rendimiento esperado según su X, donde $\varepsilon_{ij} N(0, \sigma_\varepsilon^2)$, se asume varianza homogénea para todas las escuelas.

Análisis de Datos

El modelado multinivel suele componerse de una serie de pasos comunes recogidos entre distintos autores (Heck & Thomas 2015). So & Kim (2009); Murillo (2007); Raudenbush & Bryk (1992)); en vista de esto, a continuación, se estiman una serie de modelo partiendo del más simple al más complejo. Estos modelos se estimaron utilizando el software IBM SPSS Statistics 19.

El modelo multinivel más simple se obtiene substrayendo del modelo (3) el conjunto de variables independientes X y W. De esta forma se obtiene un modelo sin variables independiente que recibe el nombre de modelo incondicional o nulo.

Las estimaciones del modelo nulo, que incluye el efecto del factor colegio, arrojaron unos valores para el $-2LL1$ de $-9011,041$ para lenguaje y $-3124,649$ para matemáticas, este valor obedece al modelo que incluye la constante y el factor de efectos aleatorios. El efecto del colegio puede evaluarse comparando el modelo que incluye ese efecto con el modelo que no lo incluye. El valor del estadístico $-2LL$[4] del modelo que únicamente incluye la variable dependiente y la constante asciende a $-8591,82$ para lenguaje y $-2498,38$ para matemáticas[5]. La diferencia entre ambos valores es de 419,22 en el caso de lenguaje y 626,26 en el caso de matemáticas, estos valores se distribuyen según chi-cuadrado con 1 grado de libertad (el que corresponde al parámetro asociado al factor colegio, que es el único parámetro en el que difieren ambos modelos). La probabilidad de encontrar valores chi-cuadrado iguales o mayores a 455,61 y 673,91 es menor a 0,0005; por lo tanto, se puede rechazar la hipótesis nula de que el efecto del factor colegio es nulo.

[4]Estadísticos de ajuste global indican en qué medida el modelo propuesto es capaz de representar la variabilidad observada en los datos.

[5]Para obtener estos valores basta con ajustar el modelo que únicamente incluye la variable dependiente (puntleng y punmat) y el término constante.

El Cuadro 2, muestra el valor estimado de la constante, que es el único parámetro de efectos fijos que presentan estos dos modelos (el que utiliza el logpuntleng y el logpuntmat como variable dependiente). Esta constante no es otra cosa que la estimación de la media poblacional de las 23 instituciones educativas en el rendimiento de lenguaje ($\hat{\mu} = 3,8166$) y matemáticas ($\hat{\mu} = 3,7917$)[6]. Dicha estimación aparece acompañada de su error típico, los grados de libertad su valor tipificado (t que se obtiene dividiendo la estimación entre su error típico) y el nivel crítico obtenido al contrastar la hipótesis de que el parámetro vale cero. En este caso esto nos indica que el puntaje promedio tanto de lenguaje como de matemáticas es mayor a cero.

Cuadro 2: Estimación de los parámetros de efectos fijos modelo AEA

Modelo	Parámetro	Estimación	Error Típico	gl	t	Sig.
Puntaje Lenguaje	Intersección	3,816676	0,008876	21,872	430,013	0
Puntaje Matemáticas	Intersección	3,791713	0,013024	21,875	291,135	0

Fuente: Elaboración propia con base en los resultados históricos del ICFES. Software SPSS 15.

El Cuadro 3 ofrece las estimaciones de los parámetros de covarianza, es decir, las estimaciones de los parámetros asociados a los efectos aleatorios del modelo. La varianza del factor colegio indica cuanto varía la variable dependiente entre los colegios de toda la población, para el puntaje de lenguaje la varianza del factor colegio es 0,001725 y para matemáticas es de 0,003753. La varianza de los residuos indica cuanto varía la variable dependiente dentro de cada colegio, para el puntaje de lenguaje la varianza de los residuos es 0,02599 y para matemáticas es de 0,04395. Los resultados indican que hay una mayor varianza entre y dentro de los colegios en el puntaje de matemáticas que en el puntaje de lenguaje. La variabilidad entre las instituciones educativas en el rendimiento en lenguaje representa el $\frac{0,001725}{0,001725+0,02599} = 0,0622$, o 6,22% de la variabilidad total, mientras que en matemáticas representa el $\frac{0,003753}{0,003753+0,04395} = 0,07867$ o 7,867% de la variabilidad total. Este coeficiente recibe el nombre de Coeficiente de Correlación Intraclase ICC, que de acuerdo con Lee (2001) presenta el grado variabilidad existente entre los distintos colegios en comparación con la variabilidad existente entre los estudiantes del mismo colegio; el análisis del ICC es importante en el uso de métodos de varios niveles, pues responde a la pregunta ¿qué proporción de la varianza total de la variable dependiente se encuentra de forma sistemática entre los grupos?.

Las estimaciones del Cuadro 3 permite contrastar la significancia de cada estimación. Se quiere contrastar la hipótesis $H_0 : \sigma^2_\beta = 0$, de que la varianza poblacional del factor colegio vale cero. Para esto se utiliza el estadístico Z de Wald. Dado que la significancia es menor a 0,05, se puede rechazar la hipótesis nula y afirmar que la varianza del factor escuela es distinta de cero. De esta forma se concluye que el rendimiento académico no es el mismo en todas las instituciones académicas.

[6]Este valor expresa la media en logaritmo; en valores naturales la media del puntaje de logaritmo es de 46,06 y la media del puntaje de matemáticas es de 45,35.

Cuadro 3: Estimación de los parámetros de covarianza AEA

Modelo	Parámetro		Estimación	Error Típico	Wald Z	Sig.
Puntaje Lenguaje	Residuos	Varianza	0,025990	0,000348	74,739	0,000
	Institución Educativa		0,001725	0,000547	3,151	0,002
Puntaje Matemáticas	Residuos	Varianza	0,043951	0,000588	74,739	0,000
	Institución Educativa		0,003753	0,001179	3,184	0,001

Fuente: Elaboración propia con base en los resultados históricos del ICFES. Software SPSS 15.

Cuadro 4: Estimación de los parámetros de efectos fijos modelo RMR

Modelo	Parámetro	Estimación	Error Típico	*gl*	*t*	Sig.
Puntaje Lenguaje	Intersección	3,709356	0,013528	98,121	274,196	0,000
	Jornada Completa	0,126696	0,01589	276,242	7,973	0,000
	Jornada Mañana	0,10481	0,010035	10741,995	10,444	0,000
	Jornada Tarde	0,101565	0,010134	10734,155	10,022	0,000
Puntaje Matemáticas	Intersección	3,618309	0,022562	81,916	160,370	0,000
	Jornada Completa	0,243559	0,021891	443,490	11,126	0,000
	Jornada Mañana	0,182783	0,013005	11051,216	14,055	0,000
	Jornada Tarde	0,197169	0,013133	11035,358	15,013	0,000
	Ratio Estu.Prof.	−0,001254	0,00052	1067,251	−2,415	0,016

Fuente: Elaboración propia con base en los resultados históricos del ICFES. Software SPSS 15.

Ya se comentó que existen diferencias entre las medias de los colegios que ofrecen grado once en la ciudad de Neiva; ahora se estimó el modelo: medias como resultados (RMR) con el que se busca determinar si esta variación se debe a la incorporación de variables de Nivel 2. Para esto se agregaron inicialmente las variables ratio estudiante/profesor, Jornada Académica de la Institución Educativa, tipo de bachiller de la Institución Educativa. De las primeras estimaciones resultaron ser no significativas el tipo de bachiller de la institución educativa en ambos modelos, y la ratio estudiante/profesor en el modelo de lenguaje.

El Cuadro 4 muestra el resultado de dichas estimaciones. La primera parte del cuadro describe el modelo RMR utilizando como variable dependiente el logaritmo del rendimiento en lenguaje. La intercepción arrojó un resultado de 3,709, mientras que las variables explicativas de Nivel 2 resultaron ser todas significativas tanto estadística como empíricamente. Por ejemplo, el valor del coeficiente de la variable jornada completa indica que las instituciones educativas que ofrecen jornada completa obtienen en promedio un 12,6% más puntaje en lenguaje que las instituciones que ofrecen jornada nocturna y sabatina.

El Cuadro 4, también describe el modelo RMR utilizando como variable dependiente el logaritmo del rendimiento en matemáticas. Las instituciones educativas que ofrecen jornada completa obtienen en promedio un 24,35% más puntaje en matemáticas que aquellas instituciones que ofrecen jornada nocturna o sabatina. Del mismo modo la ratio estudiante/profesor de matemáticas se relaciona negativamente con el rendimiento en matemáticas, un estudiante adicional por clase de matemáticas disminuye el puntaje promedio por institución en 0,125%.

El Cuadro 5 muestra las estimaciones de los parámetros de covarianza. En

el modelo de lenguaje, la estimación de la varianza de los residuos (0,02573) es similar a la obtenida en el modelo nulo (0,02599); por lo tanto, no parece que la variabilidad de Nivel 1 se vea afectada por la presencia de la variable tipo de jornada académica. Del mismo modo la variabilidad entre los colegios tampoco ha sufrido grandes variaciones paso de 0,001725 en el modelo AEA a 0,001698 en el modelo RMR, por lo tanto, la variabilidad del Nivel 2 se ha visto afectada, pero en menor proporción por la presencia del tipo de jornada de cada institución educativa. El nivel crítico asociado al estadístico de Wald (Sig.=0,002) indica que después de controlar por el conjunto de variables de Nivel 2, se rechaza la hipótesis nula de que la variación en el puntaje promedio entre colegios es igual a cero.

Cuadro 5: Estimación de los parámetros de covarianza RMR

Modelo	Parámetro		Estimación	Error Típico	Wald Z	Sig.
Puntaje Lenguaje	Residuos	Varianza	0,025734	0,000344	74,732	0,000
	Institución Educativa		0,001698	0,000541	3,137	0,002
Puntaje Matemáticas	Residuos	Varianza	0,043026	0,000576	74,722	0,000
	Institución Educativa		0,004817	0,001572	3,064	0,002

Fuente: Elaboración propia con base en los resultados históricos del ICFES. Software SPSS 15.

Para el caso de matemáticas, la estimación de la varianza de los residuos (0,043026) varía relativamente poco en relación con la obtenida en el modelo nulo (0,043951), por lo tanto, no parece que la variabilidad de Nivel 1 se vea afectada por la presencia de las variables que indican la jornada académica y la ratio estudiante/profesor. Por otro lado, la estimación de la variabilidad entre los colegios pasó de 0,003753 en el modelo nulo a 0,004817 en el modelo RMR, esta variación permite concluir que la variabilidad de Nivel 2 se vio ligeramente afectada por la inclusión de las variables de Nivel 2. El nivel crítico asociado al estadístico de Wald (Sig.=0.001), indica que después de controlar por las variables de nivel dos, los colegios difieran en el rendimiento promedio de matemáticas. De nuevo se observa que el efecto colegio en mayor en matemáticas que en lenguaje.

Debido a los resultados anteriores, se debe tener cuidado con el análisis del cambio en las varianzas de los dos modelos al incluir las variables de nivel dos; el poco efecto de las variables de nivel dos sobre la variabilidad de Nivel 1 puede deberse a que al incluir las variables de Nivel 2, al estar agrupadas, disminuyen el número de escuelas utilizadas en el análisis; los grados de libertad de la distribución de los componentes de la varianza dan una idea de esta situación.

Si se comparan los estadísticos −2LL, que permiten ver la significancia estadística de las varianzas, se concluye que la varianza entre los colegios es distinta de cero, pues tanto el −2LL de lenguaje (−9101,266) como de matemáticas (−3325,728) es menor al −2LL del modelo nulo, por lo que se concluye que el ajuste global de los dos modelos mejoró con la incorporación de las variables de Nivel 2.

El CCI del modelo RMR para el rendimiento en lenguaje asciende a 6,24%, mientras que para el modelo de matemáticas llega a 10,06%. Esta variación

Cuadro 6: Estimación de los parámetros de efecto fijos modelo RCA

Modelo	Parámetro	Estimación	Error Típico	*gl*	*t*	Sig.
Modelo de Lenguaje	Intersección	3,80434	0,007873	18,166	483,210	0,000
	Presen_Prueba	0,03234	0,005207	11,087	6,211	0,000
	Estutrabaja	−0,027395	0,00824	17,971	−3,325	0,004
	InternetHog	0,012964	0,003671	19,349	3,532	0,002
Modelo de Matemáticas	Intersección	3,747666	0,012056	21,306	310,855	0,000
	Presen_Prueba	0,049986	0,007007	12,780	7,133	0,000
	Genero	0,056901	0,012431	21,088	4,577	0,000
	EP_Terciaria	0,045072	0,010188	11,050	4,424	0,001

Fuente: Elaboración propia con base en los resultados históricos del ICFES. Software SPSS 15.

fue mayor, de nuevo, en matemáticas. Comparando las estimaciones de los parámetros de covarianza del modelo nulo y del modelo RMR puede conocerse la proporción de varianza explicada en el Nivel 2. De esta forma, el 28,25% y el 1,56% en matemáticas y lenguaje respectivamente, de las diferencias observadas entre los colegios son atribuibles a las variables que indican la jornada académica de las instituciones educativas y a la ratio estudiante/profesor de matemáticas (variables de Nivel 2). Es decir, la inclusión de las variables de Nivel 2 al modelo, en comparación con el modelo nulo que no incluyen variables de ningún nivel, produce que la varianza explicada aumente, más en matemáticas que en lenguaje, lo que significa que evidente las variables de Nivel 2 (características del colegio) afectan el rendimiento académico.

El desarrollo de la metodología propone ahora determinar que parte de la variabilidad intracentro (variabilidad de Nivel 1) puede ser explicada por las variables de Nivel 1 que se agregaron al modelo. Para resolver esto, es necesario obtener una ecuación de regresión para cada colegio y analizar como varían las intercepciones y las pendientes de esas ecuaciones. Al proceder de esta manera, se asume no solo que los colegios pueden diferir en el rendimiento académico promedio, sino también que la relación entre el rendimiento promedio y cada una de las variables de Nivel 1 pueden no ser la misma en todos los colegios. Este tipo de modelos es denominado Modelo de Coeficientes Aleatorios, porque deja que la intercepción y la pendiente varíen aleatoriamente de colegio a colegio.

Después de varias estimaciones individuales y grupales incluyendo cada una de las variables independientes, con el propósito de determinar la significancia, no solo estadístico sino también empírica de los parámetros estimados, se construyó el modelo de lenguaje y matemáticas con las variables de Nivel 1 que resultaron tener significancia estadística y empírica.

El Cuadro 6 ofrece las estimaciones de los parámetros fijos de ambos modelos. El valor de los coeficientes asociados a las variables independientes agregadas son todos estadísticamente significativos. En la primera parte se evidencia que el coeficiente de la variable presento la prueba, indica que los estudiantes que presentaron la prueba previamente obtienen un 3,23% más de puntaje en lenguaje con respecto a quienes no presentaron la prueba antes. El estadístico *t* y su nivel crítico (Sig.=0,000) permiten afirmar que el coeficiente es significativamente distinto de cero. Del mismo modo, los estudiantes que trabajan obtienen en promedio un puntaje menor (un 2,73% menor) que los estudiantes que no trabajan.

En la segunda parte del Cuadro 6 se muestran los resultados del modelo del rendimiento en matemáticas. Los hombres obtienen en promedio un 5,7% más de puntaje en matemáticas que las mujeres. Mientras que los estudiantes con padres de nivel de educación terciaria obtienen en promedio 4,5% más de puntaje que los estudiantes con padres sin educación formal.

Las estimaciones de los parámetros de covarianza para los dos modelos, muestran que la varianza estimada de los residuos del modelo de lenguaje y de matemáticas es σ_ε^2 es 0,025592 y 0,04210, respectivamente, en ambos casos inferior a la obtenida en el modelo nulo. Al obtener la proporción de la varianza explicada en el Nivel 1 de lenguaje (0,0153) y matemáticas (0,04211), se puede concluir que al incluir variables de Nivel 1 en el modelo de regresión utilizando una ecuación separada para cada colegio, la variabilidad intracentro se reduce aproximadamente 1,53% y 4,21%, respectivamente.

La varianza de las medias o intercepciones, o variación entre las medias de las instituciones educativas resultaron ser significativas; esto indica que el rendimiento promedio de las instituciones educativas tanto en lenguaje como en matemáticas no es igual en todos los colegios.

La varianza de las pendientes de ambos modelos resultó ser no significativas, por lo tanto, no se puede concluir que las pendientes de las ecuaciones de regresión son diferentes en todos los colegios. Por otro lado, la covarianza entre las medias y las pendientes de ambos modelos para todas las variables de Nivel 1 consideradas en las estimaciones, resultaron ser no significativas, por lo tanto, se concluye que las pendientes no parecen estar relacionadas con las medias. De la aplicación de este modelo, se concluye que la incorporación de las variables de Nivel 1 afecta realmente poco la variabilidad de Nivel 1, siendo mayor en el modelo que utiliza el rendimiento en matemáticas como variable dependiente. De este modo, pueden existir otras variables características del estudiante que no fueron consideradas en estos modelos y que pueden afectar en mayor proporción el rendimiento académico.

Habiendo encontrado que la medias (las constantes e intercepciones) varían entre los colegios, el paso a seguir es averiguar qué variables o qué interacción de variables de distinto nivel podrían dar cuenta de esta variabilidad. Esto se averigua con la aplicación del último modelo análisis de regresión: medias y pendientes como resultados (RMPR). De esta forma, se estiman los modelos finales de lenguaje y matemáticas, que incluyen variables de Nivel 1 y 2, así como variables que indiquen interacciones entre los dos niveles.

Después de una secuencia de estimaciones, en donde se excluyeron las variables que no presentaban significancia estadística y empírica, se estimó el modelo final para cada una de las áreas evaluadas; las ecuaciones 4 y 5 muestra la estimación de los parámetros del modelo final para lenguaje y matemáticas. La omisión de algunas variables que resultaron ser no significativas, no afectaron la bondad del ajuste, pues el estadísticos −2LL se mantuvo en −9120,13 para el caso de lenguaje, y −3549,053 para matemáticas.

$$\begin{aligned} LogRenLeng_{it} = {} & 3,70436 + 0,128157\widehat{JC}_J + 0,099461\widehat{JM}_J \\ & + 0,103209\widehat{JT}_J + 0,017429\widehat{HI}_{IJ} - 0,013581\widehat{HI_{IJ}JC_J} \\ & + (\varepsilon_{ij} + U_{0J} + U_{3J}\widehat{ET}_{IJ}) \end{aligned} \tag{5}$$

$$LogRenMat_{it} = 3,585969 + 0,253675\widehat{JC}_J + 0,184158\widehat{JM}_J \quad (6)$$
$$+ 0,208183\widehat{JT}_J - 0,00144\widehat{RT}_J + 0,069672\widehat{GE_{IJ}} - 0,025465\widehat{GE_{IJ}JT_J}$$
$$+ (\varepsilon_{ij} + U_{0J} + U_{3J}\widehat{RT}_{IJ})$$

Las variables indicativas de la jornada académica (variables de Nivel 2) junto con la variable internet en el hogar, y la interacción con la jornada académica tarde (variable de Nivel 1) hacen parte del modelo final que incluye al rendimiento en lenguaje como variable independiente. Por el lado de matemáticas, las variables indicativas de la jornada académica, así como la ratio estudiante/profesor de matemáticas (variables de Nivel 2) y el género, junto con la interacción entre la jornada tarde y el género del estudiante (variables de Nivel 1), integran el modelo multinivel de matemáticas. Estas dos ecuaciones representan los modelos multinivel finales tanto de lenguaje como de matemáticas.

Al comparar el modelo nulo con el actual, se observa que la incorporación de las variables de Nivel 2 incrementaron las varianza de las medias entre los colegios tanto en el rendimiento de lenguaje (20,92%) como de matemáticas (34,1%); es decir, las variables de Nivel 2 agregadas, explican el 20,92% y el 34,1% de las diferencias en el rendimiento de lenguaje y matemáticas entre los colegios, Es evidente que el factor colegio tiene mayor peso sobre el rendimiento de matemáticas que sobre el rendimiento de leguaje.

El CCI aumento levemente con respecto al registrado en el modelo de medias como resultado; para el modelo de lenguaje el CCI alcanzó un valor de 4,82% mientras que para el modelo de matemáticas dicho valor ascendió a 10,68%. Esto indica que el 10,68% de la variabilidad total es atribuible a las diferencias entre las medias y/o rendimiento promedio en matemáticas de las instituciones educativas.

6 Conclusiones

El desarrollo de la presente investigación, permite formular las siguientes conclusiones:

Del análisis etnográfico se deriva que los agentes entrevistados presentan un alto grado de desconocimiento y desinformación respecto a la calidad educativa, el rendimiento académico y las Pruebas Saber 11º, pues los agentes que tienen que ver con la educación regional presentan una limitada percepción acerca del concepto de calidad educativa, en general se evidencia un total desconocimiento respecto a la intencionalidad y estructura de la prueba Saber 11º, y un gran confusión en relación al tipo de preguntas aplicadas por el ICFES. Esta conclusión concuerda con los resultados de Jiménez & Velásquez (2008), quienes concluyen que el principal problema de la evaluación de la calidad de la educación en Colombia es que los autores que hacen parte del proceso educativo no conocen el concepto de calidad educativa, y continuamente lo limitan a un concepto puramente cuantitativo.

Si bien, lo que arrojan los datos del ICFES no se discuten, es bueno evaluar como es recibida esta información en la comunidad. Es necesario introducir la prueba en contextos más amplios, y no considerarla como su único fin. Como lo sostiene Aguerrondo (1993), la prueba Saber 11º tiene que ir más allá

de la medición y la clasificación de estudiantes, docentes e instituciones. Se debe hacer alusión al comportamiento del sujeto en un orden social dado, en donde se incluyan la formación, apropiación e internalización de valores. Se debe sacar la prueba de esa concepción esencialmente disciplinaria, en donde predomina una posición epistemológica muy distinta a la interdisciplinariedad, la transversabilidad y la integralidad, elementos determinantes en los procesos educativos más complejos.

Tanto la escuela como las características propias del individuo determinan el rendimiento académico de los estudiantes. El factor escuela tiene mayor peso que el factor estudiante, tanto en matemáticas como en lenguaje, ya que las variables de Nivel 2 agregadas, explican el 20,92% y el 34,1% de las diferencias en el rendimiento de lenguaje y matemáticas entre los colegios; esto se presenta porque al analizar los estudiantes de las instituciones de educación pública de la ciudad de Neiva, caracterizados por tener bajos niveles de desarrollo socioeconómico, y por no presentar grandes diferencias entre las instituciones, el factor estudiante (la casa, los padres, etc.) difiere poco entre los alumnos, por lo tanto el factor escuela es el que registra mayor variabilidad. De esta forma, al presentar pocas diferencias en las características económicas y sociales de los estudiantes, el factor escuela es quien determina en mayor proporción las diferencias en el rendimiento académico. Estos resultados concuerdan con lo encontrado por López (2010) quien sostiene que el "efecto colegio" ha sido siempre mayor para el promedio total de la prueba en Colombia durante el periodo 1980-2009. Piñeros & Pinzón (1999), encuentran que el efecto de la escuela sobre el logro académico se encuentra entre 15% y 18% de la varianza entre alumnos en escuelas, notablemente inferior al encontrado en la presente investigación.

La situación socioeconómica del estudiante no afecta el rendimiento académico; esto resulta lógico, pues como se mostró en el planteamiento del problema, las características socioeconómicas de los estudiantes de las instituciones de educación públicas de Neiva, no difieren mucho entre ellos, por tanto, no afecta el rendimiento académico de los estudiantes. Estos resultados difieren de los encontrados por Caro et al. (2000) y Fuchs & Wössmann (2005)), quienes determinan que existe una fuerte correlación entre los antecedentes socioeconómicos y el resultado escolar.

La educación de los padres sin duda afecta el rendimiento académico de los estudiantes; las diferencias en el nivel educativo de los padres no son tan importante en el rendimiento de lenguaje, pero sí en el rendimiento de matemáticas, en donde un mayor nivel académico del padre o la madre, garantiza un mayor logro escolar. Estos resultados coinciden con los resultados de Gómez et al. (2010), quienes sostienen que padres con mayor nivel educativo pueden apoyar favorablemente el proceso de enseñanza y aprendizaje de sus hijos; este mayor nivel educativo por lo general se asocia con un mayor nivel de ingreso necesario para adquirir la infraestructura suficiente como computadores, libros, etc. Gaviria y Barrientos en 2001 para Bogotá concluyen que la educación de los padres tiene un efecto sustancial sobre el rendimiento académico, y que el efecto de la educación de los padres se transmite principalmente a través de la calidad de los planteles educativos.

Del mismo modo, las clases con menor número de estudiantes favorece el rendimiento académico de matemáticas. En la medida que el profesor puede atender de manera personalizada a los estudiantes, la probabilidad de que el estudiante capte mejor los conceptos es mayor. Los estudiantes de género

masculino presentan mayores rendimientos en matemáticas que los estudiantes de género femenino. Esto no ocurre con el rendimiento en lenguaje, en donde tanto hombres como mujeres registran el mismo resultado académico. El acceso a las tecnologías en especial al internet, favorece el rendimiento en lenguaje. Este resultado refleja la importancia que ha adquirido en los últimos años la tecnología en el desarrollo del proceso educativo. Fuchs & Wössmann (2005)), hallaron que el uso de computadores en el colegio no tiene efecto alguno sobre el puntaje del PISA; por el contrario, el uso de computador en casa, en especial con acceso a internet, correo electrónico y software educativo, garantiza un mayor rendimiento académico.

Finalmente, se concluye que la problemática a cerca de la calidad educativa, el rendimiento académico y las Pruebas Saber 11º no está agotada completamente, y menos cuando se estudia regiones como Neiva, que presentan tantas desigualdades económicas y sociales. Esta es apenas un primero estudio que debe servir de base para futuras investigaciones sobre el tema, que tiendan a contribuir en la solución del problema planteado.

En términos de política pública, los resultados anteriores permiten formular una reforma de política educativa encaminada, por un lado, a fortalecer la formación en adultos, para que los padres de familias tengan mayores niveles de educación y de esta forma puedan orientar los procesos de enseñanza de sus hijos. Pero esta formación debe traspasar los niveles de educación media, hasta llegar a la educación superior, partiendo de carreras técnicas y tecnológicas. Y, por otro lado, se deben fortalecer y ampliar programas como "Computadores para Educar", que consisten en dotar a los estudiantes de computadores para que puedan desarrollar sus actividades académicas. Lo anterior debe complementarse con acceso de internet gratuito para toda la comunidad, como una estrategia para mejorar el rendimiento académico de los estudiantes.

Finalmente, debido a la importancia del colegio en el rendimiento académico, deben fortalecerse, no solo con recursos propios sino de las regalías petroleras, ya que por ley una proporción de los mismos deben dedicarse al sector educación, las instituciones de educación no solo con dotaciones físicas, recursos académicos, infraestructura, acceso a tecnologías, sino también con la vinculación de nuevos maestros que permitan disminuir la ratio estudiante/profesor.

Agradecimientos

Este artículo es producto del proyecto de investigación "Determinantes del rendimiento académico en Neiva", cofinanciado por la Universidad Surcolombiana y Colciencias.

Bibliografía

Aguerrondo, I. (1993), 'La calidad de la educación: ejes para su definición y evaluación', *Revista Interamericana de Desarrollo Educativo* **37**(116), 561–578.

Cabré, R. B., Seco, G. V. & Gras, J. A. (2008), 'Técnicas de análisis aplicadas a datos longitudinales en psicología y ciencias de la salud: período 1985-2005', *Papeles del Psicólogo* .

Caro, B. L. et al. (2000), Factores asociados al logro académico de los alumnos de 3 y 5 de primaria de Bogotá, Technical report, FEDESARROLLO.

Coleman, J. S. et al. (1966), 'Equality of educational opportunity'.

Easterly, W. (1993), 'How much do distortions affect growth?', *Journal of Monetary Economics* **32**(2), 187–212.

Fertig, M. & Schmidt, C. (2002), 'The role of background factors for reading literacy: straight national scores in the PISA 2000 study'.

Fuchs, T. & Wössmann, L. (2005), What accounts for international differences in student prformance? A re-examination using PISA data, *in* 'The economics of education and training', Springer, pp. 209–240.

Gaviria, A. & Barrientos, J. H. (2001), 'Determinantes de la calidad de la educación en Colombia'.

Goldstein, H. (1995), 'Multilevel statistical models, 2003', *Edward Arnold, London* **3**.

González, P., Mizala, A. & Romaguera, P. (2004), 'Vouchers, inequalities and the chilean experience', *Documento de Trabajo, Centro de Economía Aplicada (CEA), Universidad de Chile* .

Gómez, S. M. C., Gutiérrez, D. M. G., Hassan, A. R. et al. (2010), 'Determinantes del rendimiento académico en Colombia: Pruebas ICFES Saber 11'.

Hanushek, E. A. (1986), 'The economics of schooling: production and efficiency in public schools', *Journal of Economic Literature* **24**(3), 1141–1177.

Heck, R. H. & Thomas, S. L. (2015), *An Introduction to Multilevel Modeling Techniques: MLM and SEM Approaches Using Mplus*, Routledge.

Hepp, P., Hinostroza, J. E., Laval, E. & Rehbein, L. (2004), *Technology in Schools: Education, ICT and the Knowledge Society*, World Bank, Distance & Open Learning and ICT in Education Thematic Group, Human Development Network, Education.

Jiménez, N. E. L. & Velásquez, A. V. P. (2008), 'Acerca de la problemática de la evaluación de la calidad de la educación en Colombia', *Entornos* **1**(21), 9–20.

Lee, V. E. (2001), 'What are multilevel questions and how might we explore them with quantitative methods?', *Estudos em Avaliação Educacional* (24), 31–46.

Lucas Jr, R. E. (1988), 'On the mechanics of economic development', *Journal of Monetary Economics* **22**(1), 3–42.

López, S. F. M. (2010), 'El efecto colegio en Colombia: tres décadas de estudio', *Equidad & Desarrollo* (14), 85–101.

Mina, A. et al. (2004), Factores asociados al logro educativo a nivel municipal, Technical report, Universidad de los Andes - CEDE.

Murillo, F. J. T. (2007), 'Los modelos jerárquicos lineales aplicados a la investigación sobre eficacia escolar', *Revista de Investigación Educativa*, *RIE* **17**(2), 453–460.

Piñeros, L. J. J. & Pinzón, A. R. (1999), 'Los insumos escolares en la educación secundaria y su efecto sobre el rendimiento académico de los estudiantes: un estudio en Colombia', *Washington, DC: The World Bank/Latin America and the Caribbean Region/Department of Human Development* .

Raudenbush, S. W. & Bryk, A. S. (1992), *Hierarchical Linear Models: Applications and Data Analysis Methods*, Vol. 1, Sage.

Rebelo, S. (1991), 'Long-run policy analysis and long-run growth', *Journal of Political Economy* **99**(3), 500–521.

Romer, P. M. (1986), 'Increasing returns and long-run growth', *Journal of Political Economy* **94**(5), 1002–1037.

Sanders, W. L. & Rivers, J. C. (1996), 'Cumulative and residual effects of teachers on future student academic achievement'.

So, H.-J. & Kim, B. (2009), 'Learning about problem based learning: student teachers integrating technology, pedagogy and content knowledge', *Australasian Journal of Educational Technology* **25**(1), 101–116.

Suárez, E. P., Alonso, R. F. & Fernández, J. M. (2009), 'Estimación del valor añadido de los centros educativos', *Aula Abierta* .

Vegas, E. & Petrow, J. (2008), *Incrementar el Aprendizaje Estudiantil eb America Latina: el Desafid para el Siglo XXI*, The World Bank.

Economia Aplicada, v. 22, n. 4, 2018, pp. 57-84

TAXA DE CÂMBIO DE EQUILÍBRIO E DESALINHAMENTO CAMBIAL: EVIDÊNCIAS PARA O BRASIL (1994-2011)

Aderbal Oliveira Damasceno *
Flávio Vilela Vieira †

Resumo

O trabalho estima a taxa de câmbio real efetiva de equilíbrio e o desalinhamento cambial para o Brasil no período de 1994T3 a 2011T4. O trabalho contribui em três aspectos: i) constrói a série de taxa de câmbio real efetiva considerando os 20 principais parceiros comerciais; ii) os determinantes da taxa de câmbio real efetiva são calculados em relação àqueles dos 20 principais parceiros comerciais; iii) calcula uma medida de desalinhamento corrente e uma de desalinhamento total. As evidências indicam: sobrevalorização no período de câmbio rígido (1994T3 a 1998T4); subvalorização no período de câmbio flexível (1999T1 a 2011T4); subvalorização no período pós-crise do subprime (2008T3 a 2011T4); e uma sobrevalorização em 2011.

Palavras-chave: taxa de câmbio de equilíbrio; desalinhamento cambial; modelos VEC

Abstract

This paper estimates the equilibrium real effective exchange rate and the exchange rate misalignment for Brazil from 1994Q3 to 2011Q4. The paper contributes in three aspects: i) it calculates the real effective exchange rate series considering the twenty major trade partners; ii) the determinants of the real effective exchange rate are calculated relative to those of the twenty major trade partners; iii) it calculates a measure of current and total misalignment. The evidence indicates: overvalued exchange rate for the rigid exchange rate regime (1994Q3 to 1998Q4); undervaluation for the flexible exchange rate regime (1999Q1 to 2011Q4); undervaluation for the post subprime crisis (2008Q3 to 2011Q4) period; and an exchange rate overvaluation in 2011.

Keywords: equilibrium exchange rate; exchange rate misalignment; VEC models

JEL classification: F37; C32; O54.

DOI: http://dx.doi.org/10.11606/1980-5330/ea169439

* Instituto de Economia, Universidade Federal de Uberlândia. E-mail: damasceno@ie.ufu.br.
† Instituto de Economia, Universidade Federal de Uberlândia. E-mail: flaviovieira@ufu.br.

Recebido em 17 de outubro de 2013 . Aceito em 19 de dezembro de 2018.

1 Introdução

O objetivo deste trabalho é calcular a taxa de câmbio real efetiva de equilíbrio e o desalinhamento cambial para a economia brasileira no período de 1994T3 a 2011T4, caracterizado pela estabilização inflacionária alcançada com o Plano Real, mudança de regime cambial ocorrida a partir de janeiro de 1999 e ocorrência de várias crises financeiras, especialmente a de 2008. A relevância do estudo empírico está não apenas em se obter estimações para a magnitude do desalinhamento cambial, mas também fornecer subsídios para o debate recente sobre a ocorrência da chamada guerra cambial no período pós-crise financeira de 2008.

Na literatura teórica e empírica, existe um conjunto relativamente amplo de abordagens utilizadas para o cálculo da taxa de câmbio real efetiva de equilíbrio e do desalinhamento cambial, dentre as quais destacam-se: a abordagem da Paridade do Poder de Compra (PPC); a taxa de câmbio de equilíbrio fundamental (FEER) de Williamson (1983, 1994); a taxa de câmbio real natural (NATREX) de Stein (1994, 1995, 2002); o equilíbrio macroeconômico (IMF) de Isard & Faruqee (1998) e Faruqee et al. (1999); e a abordagem comportamental da taxa real de câmbio (BEER) de Clark & MacDonald (1999).

Este trabalho estima a taxa de câmbio real efetiva de equilíbrio e o desalinhamento cambial para a economia brasileira por meio da abordagem comportamental da taxa real de câmbio (BEER) de Clark & MacDonald (1999) e contribui para a literatura empírica brasileira em três aspectos: i) constrói a série de taxa de câmbio real efetiva considerando os 20 principais parceiros comerciais; ii) os determinantes da taxa de câmbio real efetiva são calculados em relação àqueles dos 20 principais parceiros comerciais; iii) calcula uma medida de desalinhamento corrente e uma medida de desalinhamento total.

O trabalho encontra-se dividido em cinco seções, considerando esta introdução e as considerações finais. A Seção 2 apresenta as abordagens utilizadas para estimar a taxa de câmbio real efetiva de equilíbrio e o desalinhamento cambial e apresenta as evidências da literatura internacional e brasileira. A Seção 3 sistematiza os procedimentos metodológicos, apresenta a definição das variáveis e o comportamento das séries calculadas. A Seção 4 é dedicada à estimação dos modelos, cálculo da taxa de câmbio real efetiva de equilíbrio e do desalinhamento cambial para a economia brasileira.

2 Desalinhamento Cambial: Teorias e Evidências

2.1 Modelos Teóricos

A abordagem clássica para a mensuração da taxa de câmbio real de equilíbrio e cálculo de desalinhamento cambial é a Paridade do Poder de Compra (PPC). Para Rogoff (1996) há consenso na literatura empírica acerca da validade da PPC no longo prazo, mas as estimativas sugerem alta volatilidade da taxa de câmbio real no curto prazo e lenta reversão à média da taxa de câmbio real, o primeiro PPC *puzzle*. Conforme Taylor & Taylor (2004), não há consenso na literatura empírica acerca da validade da PPC no longo prazo, o segundo PPC *puzzle*.

MacDonald (2000) e MacDonald & Dias (2007) argumentam que a combinação de alta volatilidade da taxa de câmbio real no curto prazo e lenta reversão à média da taxa de câmbio real observada em estudos que corrobo-

ram a PPC no longo prazo (primeiro PPC *puzzle*) e a ausência de consenso na literatura empírica acerca da validade da PPC no longo prazo (segundo PPC *puzzle*), sugerem que a PPC não é uma abordagem adequada para o cálculo da taxa de câmbio real de equilíbrio e desalinhamento cambial.

MacDonald (2000), MacDonald & Dias (2007) e Égert et al. (2006) argumentam que a elaboração de uma abordagem adequada para a estimação da taxa de câmbio real de equilíbrio e mensuração de desalinhamento cambial necessita reconhecer explicitamente a existência de determinantes reais da taxa de câmbio real, os fundamentos, como explicação para os dois PPC *puzzles*. Duas abordagens reconhecem os determinantes reais da taxa de câmbio real: i) a abordagem do equilíbrio interno e externo; ii) a abordagem comportamental.

Na abordagem do equilíbrio interno e externo a taxa de câmbio real de equilíbrio é definida como aquela que satisfaz simultaneamente o equilíbrio interno e externo. Equilíbrio interno é considerado o nível de produto compatível com pleno emprego e baixa inflação, e a poupança líquida gerada a esse nível de produto deve ser igual ao saldo sustentável em conta corrente, que não é necessariamente zero nessa abordagem e define o equilíbrio externo. A Equação 1 capta a essência dessa abordagem:

$$S(W) - I(X) = CA(\hat{q}, Y) = -CAP \tag{1}$$

Em que S é poupança, I é investimento, W, X e Y são vetores de variáveis e $\hat{q}$ é a taxa real de câmbio compatível com o equilíbrio interno e externo. No âmbito dessa abordagem, três modelos se destacam: a taxa de câmbio de equilíbrio fundamental (FEER) de Williamson (1983, 1994); a taxa de câmbio real natural (NATREX) de Stein (1994, 1995, 2002); o equilíbrio macroeconômico (IMF) de Isard & Faruqee (1998) e Faruqee et al. (1999). Uma característica da abordagem do equilíbrio interno e externo é a substancial estrutura normativa imposta na definição de equilíbrio interno e externo.

A abordagem comportamental da taxa real de câmbio (BEER) de Clark & MacDonald (1999) assume a existência de determinantes reais da taxa de câmbio real, como explicação para os dois PPC *puzzles*. Ademais, essa abordagem não se baseia em qualquer modelo específico de taxa de câmbio, não impõe qualquer estrutura normativa e permite obter medida de taxa de câmbio real de equilíbrio e desalinhamento cambial por meio de tratamento estatístico rigoroso. Clark & MacDonald (1999) especificam uma equação em forma reduzida para o comportamento da taxa de câmbio real:

$$q_t = \beta' Z_t + \tau' T_t + \varepsilon_t \tag{2}$$

Em que Z é um vetor de fundamentos que tem efeitos persistentes a médio e longo prazo, T é um vetor de fatores que tem efeitos a curto prazo, β e τ são vetores de parâmetros e ε é o erro aleatório. A taxa de câmbio real de equilíbrio corrente é definida como a taxa de câmbio real dada pelos valores correntes dos fundamentos:

$$q_t' = \beta' Z_t \tag{3}$$

O desalinhamento corrente (dc_t) é a diferença entre o valor atual da taxa de câmbio real e a taxa de câmbio real dada pelos valores correntes dos fundamentos:

$$dc_t = q_t - q_t^{'} = q_t - \beta^{'} Z_t = \tau^{'} T_t + \varepsilon_t \tag{4}$$

O desalinhamento total (dt_t) é a diferença entre o valor atual da taxa de câmbio real e a taxa de câmbio real dada pelos valores de longo prazo dos fundamentos, $\bar{Z}$:

$$dt_t = q_t - \beta^{'} \bar{Z}_t \tag{5}$$

Ao adicionar e subtrair $q_t^{'}$ do lado direito em (5), o desalinhamento total pode ser decomposto em dois componentes:

$$dt_t = (q_t - q_t^{'}) + [\beta^{'}(Z_t - \bar{Z}_t)] \tag{6}$$

Desde que $q_t - q_t^{'} = \tau^{'} T_t + \varepsilon_t$ seja o desalinhamento corrente dado em (4), a Equação (6) pode ser escrita como:

$$dt_t = \tau^{'} T_t + \varepsilon_t + [\beta^{'}(Z_t - \bar{Z}_t)] \tag{7}$$

O desalinhamento total (dt_t) pode ser decomposto entre fatores transitórios, distúrbios aleatórios e desvios dos fundamentos de seus valores de equilíbrio. Clark & MacDonald (1999) modelam o comportamento da taxa de câmbio real de longo prazo com base na condição de paridade descoberta da taxa de juros expressa em termos reais e ajustada para incluir um prêmio de risco:

$$\Delta q_{t+k}^{e} = -(r - r_t^{*}) + \lambda_t \tag{8}$$

A Equação (8) pode ser escrita para expressar a taxa de câmbio real de equilíbrio corrente em função da expectativa da taxa de câmbio real no período $t+k$, diferencial de taxa real de juros no período $t+k$ e prêmio de risco λ_t:

$$q_t = q_{t+k}^{e} - (r_t - r_t^{*}) + \lambda_t \tag{9}$$

Se q_{t+k}^{e} é interpretado como o componente sistemático ou de longo prazo da taxa de câmbio real, $\bar{q}_t$, então a Equação (9) pode ser escrita como:

$$q_t = \bar{q}_t - (r_t - r_r^{*}) + \lambda_t \tag{10}$$

Clark & MacDonald (1999) assumem que o componente de longo prazo da taxa de câmbio real é determinado pelos fundamentos, relativos aos fundamentos dos parceiros comerciais:

$$\bar{q}_t = f(nfa_t, tot_t, bs_t) \tag{11}$$

Em que nfa_t é ativo externo líquido, tot_t é termos de troca e bs_t é a razão entre o preço de bens não comercializáveis e comercializáveis e capita o efeito Balassa-Samuelson. Clark & MacDonald (1999) consideram o prêmio de risco uma função da dívida pública, relativa à dívida pública dos parceiros comerciais:

$$\lambda_t = f(debt_t / debt_t^{*}) \tag{12}$$

As Equações (8)-(12) implicam que uma equação para o comportamento da taxa de câmbio real pode ser escrita como:

$$q_t = f(r_t - r_r^*, nfa_t, tot_t, bs_t, \lambda_t) \tag{13}$$

Essa é a taxa de câmbio real de equilíbrio comportamental. O efeito esperado de cada variável sobre a taxa de câmbio real é indicado pelo sinal de cada derivada parcial:

$$\partial q_t/\partial(r_t - r_r^*) < 0;\ \partial q_t/\partial nfa_t < 0;\ \partial q_t/\partial tot_t < 0;\ \partial q_t/\partial bs_t < 0;\ \partial q_t/\partial \lambda_t > 0 \tag{14}$$

Conforme Égert et al. (2006), a estimação da taxa de câmbio real de equilíbrio comportamental procede em quatro etapas:

i) estimar a relação estatística de longo prazo entre a taxa de câmbio real, os fundamentos e as variáveis de curto prazo por meio de análise de cointegração;

ii) calcular o desalinhamento corrente. Os valores atuais dos fundamentos são substituídos na relação estimada. O desalinhamento corrente é a diferença entre o valor ajustado e atual da taxa de câmbio real;

iii) identificar os valores de longo prazo dos fundamentos. Isso pode ser feito usando as abordagens de Hodrick & Prescott (1997) e Beveridge & Nelson (1981);

iv) calcular o desalinhamento total. Os valores de longo prazo dos fundamentos são substituídos na relação estimada. O desalinhamento total é a diferença entre o valor ajustado e atual da taxa de câmbio real.

Nesse trabalho, a relação de longo prazo para a taxa de câmbio real é estimada por meio do Vetor de Correção de Erro (VEC) de Johansen (1995). Os valores de longo prazo dos fundamentos são calculados por meio do filtro de Hodrick & Prescott (1997).

2.2 Evidências Econométricas

A literatura empírica sobre a mensuração da taxa de câmbio de equilíbrio e desalinhamento cambial será apresentada em duas etapas: primeiro, faz-se uma revisão seletiva da literatura internacional; segundo, faz-se uma revisão seletiva da literatura brasileira.

A revisão da literatura internacional está organizada de acordo com as quatro principais abordagens para a mensuração da taxa de câmbio de equilíbrio e desalinhamento cambial: taxa de câmbio de equilíbrio fundamental (FEER); taxa de câmbio real natural (NATREX); equilíbrio macroeconômico (IMF); abordagem comportamental da taxa real de câmbio (BEER).

Cline & Williamson (2012) realizam estimações FEER para uma ampla amostra de países desenvolvidos e em desenvolvimento. Os resultados mais importantes indicam que a China continua com uma subvalorização da taxa de câmbio real em torno de 3%, Austrália e Nova Zelândia vivenciam significativa sobrevalorização cambial, enquanto que outras economias asiáticas (Hong Kong, Malásia, Singapura e Taiwan) estão com suas moedas subvalorizadas. A zona do Euro encontra-se em uma situação de equilíbrio sob o ponto de vista da taxa de câmbio. Quanto à economia brasileira, a taxa de câmbio

(R$ / US$) de 1,80 está abaixo da taxa de câmbio consistente com a estimativa FEER (1,85). A conclusão final é que em 2012, ao se considerar uma soma ponderada pelo PIB dos desalinhamentos estimados, na média estes se encontram no menor valor (2,6%) desde 2008 quando se iniciou essas estimativas FEER.

Stein (1995) aplica o modelo NATREX para a economia dos Estados Unidos durante o período de taxa de câmbio flutuante (pós 1973) em que a taxa de câmbio real é modelada como uma função da taxa de crescimento real do PIB doméstico e externo, do índice de preferência social e do diferencial de taxa de juros real. A partir da estimação de uma regressão múltipla para estimar o câmbio real de equilíbrio, o autor encontra evidências de que a taxa de câmbio real responde às mudanças na taxa de poupança e na produtividade, sendo que aumento na produtividade gera apreciação da taxa de câmbio real no longo prazo e uma redução na taxa de poupança melhora a situação da conta corrente.

Faruqee (1995) utiliza a abordagem do equilíbrio macroeconômico para investigar os determinantes de longo prazo da taxa de câmbio real dos Estados Unidos (1950 a 1990) e Japão (1951 a 1990) no pós-guerra. As evidências para o período sugerem subvalorização real para o Dólar e sobrevalorização real para o Yen. Os testes de cointegração sugerem a existência de uma relação determinística de longo prazo entre os componentes estruturais da conta corrente e de capital e a taxa de câmbio real. As evidências indicam que diferenciais de produtividade explicam grande parte da variação na tendência da taxa de câmbio real do Dólar e do Yen, sendo que para os Estados Unidos há também evidências de que o estoque de ativos externos líquidos tem impacto na taxa de câmbio real de longo prazo. Tanto para Estados Unidos quanto para Japão não há evidências de que os termos de troca afetam a trajetória de longo prazo da taxa de câmbio real.

Isard (2007) descreve seis diferentes metodologias (PPC; PPC ajustada aos efeitos Balassa-Samuelson e Penn; Abordagem do Equilíbrio Macroeconômico; Competitividade do Setor de Bens Comerciáveis; Equações Estimadas da Taxa de Câmbio; Modelos de Equilíbrio Geral) para o cálculo da taxa de câmbio de equilíbrio e aplica quatro dessas metodologias para os Estados Unidos com o objetivo de avaliar o processo de alinhamento do Dólar em 2006. De acordo com a abordagem da PPC e da PPC ajustada aos efeitos Balassa-Samuelson e Penn, o Dólar encontra-se alinhado em 2006. Ao se analisar o desempenho e os lucros do setor exportador dos EUA, também há uma constatação de que a moeda norte-americana se encontra alinhada em 2006. A abordagem do equilíbrio macroeconômico indica que a taxa de câmbio real efetiva estaria sobrevalorizada em 25% em 2006.

Clark & MacDonald (1999) estimam modelos BEER por meio de análise de cointegração para Japão, Alemanha e Estados Unidos com dados anuais no período de 1960-1996. Os determinantes da taxa de câmbio real efetiva são: termos de troca, ativo externo líquido, preço de bens não comercializáveis em relação a comercializáveis, dívida do governo e diferencial de juros real. Para 1990, os cálculos indicam: o Dólar está sobrevalorizado em 7% no conceito de desalinhamento corrente e subvalorizado em 1% no conceito de desalinhamento total; o Marco está subvalorizado em 2% no conceito de desalinhamento corrente e sobrevalorizado em 8% no conceito de desalinhamento total; o Yen está subvalorizado em 10% e 17%, respectivamente, nos conceitos de desalinhamento corrente e total.

MacDonald & Dias (2007) estimam modelos BEER para um conjunto de

10 países industrializados e emergentes (Canadá, China, Alemanha, Japão, Noruega, Singapura, Suécia, Suíça, Reino Unido e Estados Unidos) no período de 1988T1-2006T1 por meio de análise de cointegração para cada país e painel para o conjunto de países. São considerados quatro determinantes da taxa de câmbio real efetiva: termos de troca, PIB per capita, exportações líquidas, diferencial de juros real. Os principais resultados das estimativas da taxa de câmbio real efetiva de equilíbrio indicam a necessidade de uma variação da taxa de câmbio real efetiva no início de 2006 entre 27% e 46% para a China (taxa de câmbio subvalorizada), de 5% a 11% para os EUA (taxa de câmbio sobrevalorizada) e ausência de desalinhamento para Alemanha e Reino Unido.

A revisão da literatura brasileira apresenta trabalhos publicados na década de 2000, especialmente aqueles com dados para o período recente. Em cada trabalho serão destacados o período da amostra, método econométrico, abordagem teórica, as variáveis utilizadas e os resultados encontrados para o período recente.

Badani & Hidalgo (2005) estimam a taxa de câmbio de equilíbrio e desalinhamento cambial para o Brasil utilizando dados mensais para o período jul/1994 a dez/2002 utilizando como abordagem econométrica Mínimos Quadrados Ordinários. Os determinantes da taxa de câmbio real bilateral considerados são: termos de troca, investimento (% PIB), progresso tecnológico, indicadores para a política macroeconômica e desvalorizações nominais. As evidências indicam ausência de desalinhamento cambial durante o período de câmbio rígido e subvalorização cambial durante o período de jan/1999 a dez/2002.

Paiva (2006) estima modelos BEER para o Brasil utilizando dados anuais para o período 1970 a 2005 por meio de análise de cointegração. São considerados cinco determinantes da taxa de câmbio real efetiva: termos de troca, preço de bens não comercializáveis em relação a comercializáveis, ativo externo líquido, dívida pública e diferencial de juros reais. Os resultados sugerem alternância entre sobrevalorização cambial e subvalorização cambial durante o período de câmbio rígido, sobrevalorização cambial de 1999 a 2002 e ausência de desalinhamento cambial de 2003 a 2005.

IEDI (2007) calcula a taxa de câmbio de equilíbrio e desalinhamento cambial para o Brasil utilizando dados trimestrais para o período 1980T1 a 2006T4 por meio de análise de cointegração. Os determinantes da taxa de câmbio real efetiva considerados são: termos de troca, diferencial de crescimento do PIB per capita, saldo comercial, diferencial de juros. Esse trabalho apresenta evidências de sobrevalorização cambial durante o período de câmbio rígido, subvalorização cambial no período de 1999T3 a 2004T4 e sobrevalorização cambial no período de 2005T1 a 2006T4.

Lucinda & Gala (2007) estimam modelos BEER para o Brasil com dados mensais para o período abr/1999 a ago/2006 por meio de análise de cointegração. Os determinantes da taxa de câmbio real bilateral considerados são: capacidade ociosa, abertura comercial, índice de preço ao produtor dos Estados Unidos convertido em reais, balança comercial, diferencial de juros, dívida líquida do setor público (% PIB), preço de bens comercializáveis em relação a não comercializáveis, investimento (% PIB), consumo do governo (% PIB), consumo do setor privado (% PIB), conta corrente (% PIB), termos de troca. Existem evidências de alternância entre sobrevalorização cambial e subvalorização cambial no período de abr/1999 a jun/2005 e sobrevalorização cambial entre jul/2005 a ago/2006.

Araujo & Leite (2009) estimam a taxa de câmbio de equilíbrio e desalinhamento cambial para o Brasil utilizando dados trimestrais para o período 1994T4 a 2007T3 e como abordagem econométrica utiliza-se Mínimos Quadrados Ordinários. Os determinantes da taxa de câmbio real efetiva considerados no trabalho são: abertura comercial, preços externos, balança comercial/PIB, consumo do governo/PIB, termos de troca e diferencial de juros. Existem evidências de sobrevalorização cambial no período de câmbio rígido, alternância entre períodos de subvalorização cambial e sobrevalorização cambial no período de 1999 a 2002, ausência de desalinhamento cambial entre 2003 e 2004 e sobrevalorização cambial no período de 2005T1 a 2007T3.

Pastore et al. (2010) estimam a taxa de câmbio de equilíbrio e desalinhamento cambial para o Brasil utilizando dados mensais para o período abr/1990 a nov/2009 por meio de análise de cointegração. Os determinantes da taxa de câmbio real bilateral são termos de troca e passivo externo líquido. As evidências indicam a existência de sobrevalorização cambial no período de câmbio rígido, alternância entre períodos de subvalorização cambial e sobrevalorização cambial no período de 1999 a 2002 e ausência de desalinhamento cambial entre jan/2003 a nov/2009.

Marçal (2011) estima modelos BEER para o Brasil utilizando dados trimestrais para o período 1980T1 a 2010T4 por meio de análise de cointegração. Os determinantes da taxa de câmbio real efetiva considerados são: termos de troca, preço de bens comercializáveis em relação a não comercializáveis, passivo externo líquido e diferencial de juros reais. Este trabalho apresenta evidências de sobrevalorização cambial durante o período de câmbio rígido, subvalorização cambial no período de 1999T1 a 2005T2 e sobrevalorização cambial no período de 2005T3 a 2010T4.

Os resultados apresentados para o Brasil permitem algumas considerações: i) Badani & Hidalgo (2005), Lucinda & Gala (2007) e Pastore et al. (2010) utilizam o conceito de taxa de câmbio real bilateral, mas os determinantes da taxa de câmbio real bilateral não são relativos àqueles do parceiro comercial, no caso os Estados Unidos; IEDI (2007) e Araujo & Leite (2009) utilizam o conceito de taxa de câmbio real efetiva, mas não calculam/explicitam que os determinantes da taxa de câmbio real efetiva são calculados relativos àqueles dos parceiros comerciais; apenas Paiva (2006) e Marçal (2011) utilizam o conceito de taxa de câmbio real efetiva e calculam os determinantes da taxa de câmbio real efetiva relativos àqueles dos parceiros comerciais; apenas Lucinda & Gala (2007), Paiva (2006) e Marçal (2011) explicitam a abordagem teórica utilizada; nenhum dos trabalhos apresentados calcula o desalinhamento total, apenas desalinhamento corrente. Por fim, dentre as evidências apresentadas, não há consenso sobre a existência de desalinhamento cambial para o período após 2002.

Este trabalho contribui para a literatura empírica em aspectos relevantes: utiliza a abordagem do equilíbrio comportamental da taxa de câmbio (BEER); calcula a taxa de câmbio real efetiva considerando os 20 principais parceiros comerciais; os determinantes da taxa de câmbio real efetiva são calculados relativos àqueles dos 20 principais parceiros comerciais; apresenta cálculo de desalinhamento corrente e desalinhamento total; utiliza informações até o quarto trimestre de 2011, sendo o trabalho que apresenta dados mais recentes, de acordo com a revisão da literatura apresentada.

3 Procedimentos Metodológicos

3.1 Abordagem Econométrica

A abordagem econométrica utilizada neste trabalho é o Vetor de Correção de Erro (VEC) de Johansen (1995). Considere o vetor de variáveis $x_t^{'}$ de ordem $(n \times 1)$:

$$x_t^{'} = [q_t, (r_t - r_r^*), nfa_t, tot_t, bs_t, \lambda_t] \tag{15}$$

Considere que o vetor $x_t^{'}$ tem uma representação na forma de vetor autorregressivo, o qual inclui ρ lags:

$$x_t = \eta + \sum_{i=1}^{p} \Pi_i x_t + \varepsilon_t \tag{16}$$

Em que η é um vetor $(n \times 1)$ de termos determinísticos e ε_t é um vetor $(n \times 1)$ de distúrbios ruído branco, com média zero e matriz de covariância Ξ. A equação anterior pode ser reparametrizada no Vetor de Correção de Erro (VEC):

$$\Delta x_t = \eta + \sum_{i=1}^{p-1} \Phi_i \Delta x_{t-i} + \Pi x_{t-1} + \varepsilon_t \tag{17}$$

Em que Δ é o operador em primeira diferença, Φ_i é uma matriz de coeficientes $(n \times n)$ igual a $(-\sum_{j=i+1}^{p} \Pi_j)$, Π é uma matriz $(n \times n)$ igual $(\sum_{i=1}^{p} \Pi_i - I)$, cujo posto determina o número de vetores cointegrantes. Se Π é de posto completo, $r = n$, ou de posto zero, $r = 0$, não existirá cointegração entre os elementos de $x_t^{'}$ na relação de longo prazo.

Se Π é de posto reduzido, $0 < r < n$, então existirão matrizes α e β, $(n \times r)$, tal que $\Pi = \alpha\beta^{'}$, em que β é a matriz cujas colunas são os vetores de cointegração linearmente independentes e α é a matriz de ajustamento, a qual indica a velocidade com a qual o sistema responde a desvios do nível de equilíbrio da taxa de câmbio real no último período.

Johansen (1988) e Johansen (1995) apresentam duas estatísticas para testar a existência de cointegração entre as variáveis contidas no vetor $x_t^{'}$. O primeiro teste baseia-se no traço da matriz estocástica Π e testa H_0: $Posto(\Pi) \leq r$ contra H_1: $Posto(\Pi) > r$. O segundo teste baseia-se no máximo autovalor da matriz estocástica Π e testa H_0: $Posto(\Pi) = r$ contra H_1: $Posto(\Pi) = r + 1$.

3.2 Definição das Variáveis

Os dados utilizados neste trabalho são trimestrais e abrangem o período 1994T3 a 2011T4. As definições das variáveis e fontes de informações são apresentadas abaixo. Todos os índices têm como ano base 2005=100.

Ponderação: Para a construção dos pesos foram considerados os 20 principais parceiros comerciais do Brasil no período de 1994T3 a 2011T4: Alemanha, Arábia Saudita, Argentina, Bélgica, Canadá, Chile, China, Coreia do Sul, Espanha, Estados Unidos, França, Holanda, Índia, Itália, Japão, México, Reino Unido, Rússia, Suíça e Venezuela. O peso do parceiro comercial i no período t

(w^{it}) foi calculado como a razão entre o comércio total do parceiro comercial i no período t com o Brasil ($(EXP+IMP)_{it}$) e o comércio total dos 20 parceiros comerciais com o Brasil no período t ($(EXP+IMP)_t$):

$$w^{it} = (EXP+IMP)_{it}/(EXP+IMP)_t \tag{18}$$

A fonte de informações para o cálculo dos pesos é Direction of Trade Statistics (IMF 2013*a*). Os pesos variam entre os parceiros comerciais e ao longo do tempo, o que é adequado para refletir a mudança na estrutura de comércio e captar o comportamento da taxa de câmbio real efetiva e dos fundamentos econômicos relativos do Brasil. O comércio dos 20 parceiros comerciais representa em média 74,92% do comércio total do Brasil, com mínimo de 69,72% em 2008T4 e máximo de 79,75% em 1999T1.

Taxa de Câmbio Real Efetiva (REER): É a média ponderada das taxas de câmbio reais bilaterais do Brasil em relação aos 20 parceiros comerciais:

$$REER = \prod_{i=1}^{20}\left(\frac{S^i P^i_{cpi}}{P^b_{cpi}}\right)^{w^i} \tag{19}$$

Em que S^i é a taxa de câmbio nominal do Real em relação à moeda do parceiro comercial i, P^i_{cpi} é o índice de preço ao consumidor do parceiro comercial i, P^b_{cpi} é o índice de preço ao consumidor do Brasil, e w^i são os pesos. Da forma como definida, um aumento no valor da taxa de câmbio real efetiva significa uma depreciação. A fonte de informações é International Financial Statistics (IMF 2013*c*). A fonte de informações para o índice de preço ao consumidor do Chile no período de 1994T3 a 2011T4 é Banco Central do Chile (2013). A fonte de informações para o índice de preço ao consumidor da China no período de 1994T3 a 2011T4 é China Statistical Yearbook (2013). A fonte de informações para o cálculo da taxa de câmbio nominal dos países da zona do euro no período de 1999T1 a 2011T2 é European Central Bank (2013).

Termos de Troca (TOT): É a razão entre o índice de preço de exportação e índice de preço de importação no Brasil, relativa à média ponderada da razão entre índice de preço de exportação e índice de preço de importação dos 20 parceiros comerciais:

$$TOT = \frac{P^b_x/P^b_m}{\prod_{i=1}^{20}(P^i_x/P^i_m)^{w^i}} \tag{20}$$

Em que P^b_x é o índice de preço de exportação do Brasil, P^b_m é o índice de preço de importação do Brasil, P^i_x é o índice de preço de exportação do parceiro comercial i e P^i_m é o índice de preço de importação do parceiro comercial i. A fonte de informações para os índices de preço de exportação e importação é World Bank (2013). A fonte de informações para o índice de preço de importação da Suíça no período de 1994T3 a 2011T4 é International Financial Statistics (IMF 2013*c*).

Balassa-Samuelson (BS): É a razão entre o índice de preço ao consumidor e índice de preço ao atacado ou produtor do Brasil, relativa à média ponderada da razão entre o índice de preço ao consumidor e índice de preço ao atacado ou produtor dos 20 parceiros comerciais:

$$BS = \frac{P^b_{cpi}/P^b_{ppi}}{\prod_{i=1}^{20}(P^i_{cpi}/P^i_{ppi})^{w^i}} \tag{21}$$

Em que P^b_{cpi} é o índice de preço ao consumidor do Brasil, P^b_{ppi} é o índice de preço ao atacado ou produtor do Brasil, P^i_{cpi} é o índice de preço ao consumidor do parceiro comercial i e P^i_{ppi} é o índice de preço ao atacado ou produtor do parceiro comercial i. A fonte de informações para o índice de preço ao consumidor e índice de preço ao atacado ou produtor é International Financial Statistics (IMF 2013*c*). A fonte de informações para o índice de preço ao consumidor do Chile no período de 1994T3 a 2011T4 é o Banco Central do Chile (2013). A fonte de informações para o índice de preço ao consumidor e índice de preço ao atacado ou produtor da China no período de 1994T3 a 2011T4 é China Statistical Yearbook (2013). A fonte de informações para uma *proxy* do índice de preço ao atacado ou produtor da França no período de 1994T3 a 2011T4 é OECD (2013). A fonte de informações para uma *proxy* do índice de preço ao atacado ou produtor da Rússia no período de 1998T1 a 2011T4 é OECD (2013)[1].

Ativo Externo Líquido (NFA): É a diferença entre o estoque total de ativos e estoque total de passivos, como porcentagem do PIB:

$$NFA = \frac{AT - PT}{PIB} \tag{22}$$

Em que AT é o estoque de ativos, PT é o estoque de passivos e PIB é o PIB brasileiro. A fonte de informações para os estoques de ativos e passivos externos do Brasil no período de 1994T3 a 2011T4 são dados anuais até 2010 disponibilizados por Lane & Milesi-Ferretti (2007), versão atualizada, e dados anuais para 2011 de International Financial Statistics (IMF 2013*c*). A fonte de informações para o PIB é IMF (2013*d*). Os dados anuais foram interpolados para a obtenção da série trimestral.

Dívida Pública (DÍVIDA): É a dívida bruta do setor público do Brasil como porcentagem do PIB, relativa à média ponderada da dívida bruta do setor público dos 20 parceiros comerciais:

$$DIVIDA = \frac{D^b}{\prod_{i=1}^{20}(D^i)^{w^i}} \tag{23}$$

[1] Uma medida comumente utilizada para captar o efeito Balassa-Samuelson é o preço dos bens não comercializáveis em relação ao preço dos bens comercializáveis, para a qual utiliza-se como *proxy* a razão entre o índice de preço ao consumidor e o índice de preço ao atacado ou produtor. A justificativa para utilizar a razão entre o índice de preço ao consumidor e o índice de preço ao atacado ou produtor como *proxy* para a razão entre o preço dos bens não comercializáveis e preço dos bens comercializáveis é a maior participação de bens não comercializáveis no índice de preço ao consumidor e de bens comercializáveis no índice de preço ao atacado ou produtor (Kakkar & Ogaki 1994, Faruqee 1995, Alberola et al. 1999, Clark & MacDonald 1999, 2004, Égert et al. 2006, Bénassy-Quéré et al. 2011, Chen 2009).

Em que D^b é a dívida bruta do setor público como porcentagem do PIB do Brasil e D^i é a dívida bruta do setor público como porcentagem do PIB do parceiro comercial i. A fonte de informações dos dados é Historical Public Debt Database (IMF 2013*b*). Os dados anuais foram interpolados para a obtenção das séries trimestrais.

Diferencial de Juros (DIFJUROS): É a diferença entre a taxa real de juros do Brasil e a média ponderada da taxa real de juros dos parceiros comerciais:

$$DIFJUROS = r^b - \prod_{i=1}^{13} (r^i)^{w^i} \tag{24}$$

Em que r^b é a taxa real de juros do Brasil e r^i é a taxa real de juros do parceiro comercial i. A taxa real de juros foi calculada como a diferença entre a taxa nominal de juros (*Money Market Rate*) e a taxa de inflação mensurada pelo índice de preço ao consumidor. Dada a limitação de informações, apenas 12 parceiros comerciais foram considerados: Argentina, Canadá, Alemanha, Itália, Japão, Coreia, México, Rússia, Espanha, Suíça, Reino Unido, Estados Unidos. A fonte de informações é International Financial Statistics IMF (2013*c*).

As Figuras 1.a) a 1.f) mostram o comportamento das seis séries: Taxa de Câmbio Real Efetiva, Termos de Troca, Balassa-Samuelson, Ativo Externo Líquido, Dívida Pública e Diferencial de Juros para o período 1994T3 a 2011T4.

4 Estimação e Resultados

4.1 Testes de Estacionariedade

A avaliação da ordem de integração das séries foi feita inicialmente por meio da utilização dos testes de raiz unitária Augmented Dickey-Fuller (ADF), Phillips-Perron (PP), Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) e Dickey-Fuller GLS (DF-GLS). No entanto, Perron (1989) destaca que testes como o ADF pode falhar em rejeitar uma falsa raiz unitária em função de problemas de especificação da tendência determinística[2]

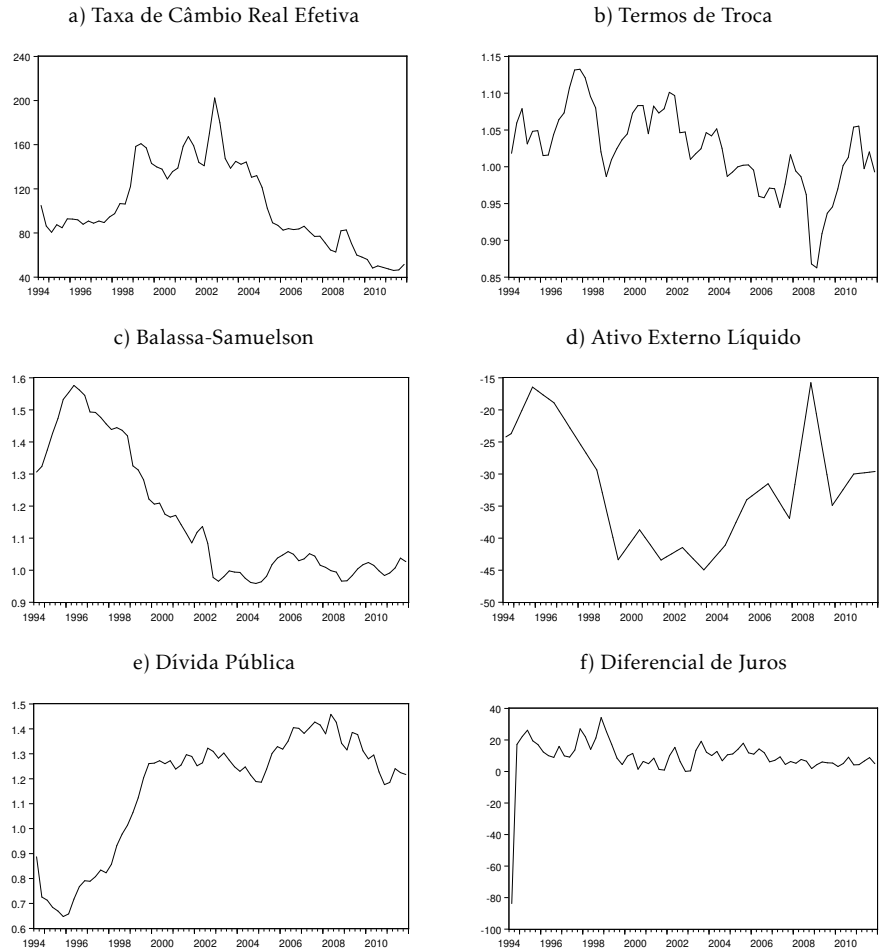
A Tabela 1 sistematiza os testes de raiz unitária ADF, PP, KPSS e DF-GLS para as séries utilizadas na análise empírica para o período de 1994T3 a 2011T4. Os testes indicam que as séries ln REER, ln BS, ln TOT, NFA e ln DÍVIDA são não estacionárias em pelo menos três dos quatro testes realizados, enquanto a variável DIFJUROS é estacionária nos testes ADF, PP e KPSS, e apenas no teste DF-GLS é não estacionária. Ademais, considerando o teste DF-GLS todas as séries são não estacionárias.

4.2 Estimação do Vetor de Correção de Erros (VEC)

Foram estimados dois modelos VEC para a economia brasileira: o primeiro, denominado modelo sem DIFJUROS, inclui as variáveis ln REER, ln BS, ln DÍVIDA, ln TOT e NFA; o segundo, denominado modelo com DIFJUROS, inclui as variáveis ln REER, ln BS, ln DÍVIDA, ln TOT, NFA e DIFJUROS.

[2]Perron (1989, 1997) e Zivot & Andrews (2002) ampliaram o teste ADF ao considerar quebras exógenas e endógenas para evitar tal problema de especificação.

Figura 1: O comportamento das seis séries



Fonte: Elaboração dos autores.

Os testes para a escolha do número de defasagens realizados por meio da estimação de um VAR com as variáveis em primeira diferença (estacionárias), conforme apresentado na Tabela 2 abaixo, indicaram a escolha de uma defasagem para o modelo sem DIFJUROS em quatro dos cinco critérios, e com duas defasagens para o modelo com DIFJUROS em três dos cinco critérios. Assim sendo, foi estimado um VEC(1) para o modelo sem DIFJUROS e um VEC(2) para o modelo com DIFJUROS[3].

Os testes de cointegração (Tabelas 3 e 4) no VEC(1) para o modelo sem DIFJUROS e no VEC(2) para o modelo com DIFJUROS indicam a presença de dois vetores cointegrantes pela estatística do Traço e um vetor cointegrante pela estatística do Máximo Autovalor. Os valores obtidos para o desalinhamento cambial utilizando-se dois vetores cointegrantes não se mostraram plausíveis com magnitudes muito amplas e que fazem pouco sentido. Assim sendo, o cál-

[3] A escolha da especificação do modelo indica que deve ser incluída uma tendência, mas sem a constante na equação cointegrante, e sem intercepto no VAR, tanto no VEC(1) para o modelo sem DIFJUROS como no VEC(2) para o modelo com DIFJUROS.

Tabela 1: Testes de estacionariedade das séries de tempo - ADF, PP, KPSS e DF-GLS

Testes de Estacionariedade - ADF e PP						
Variáveis / Testes	**ADF**	**Ordem de Integração**	**Defasagens ou Bandwidth**	**PP**	**Ordem de Integração**	**Defasagens ou Bandwidth**
ln REER	−1,481 a	I(1)	2	−0,888 c	I(1)	5
ln BS	−1,622 c	I(1)	2	−1,248 c	I(1)	3
ln TOT	−3,389 a	I(1)	1	−3,196 a	I(1)	2
NFA	−3,223 *b	I(1)	9	−0,236 c	I(1)	3
ln DÍVIDA	−3,990 **b	I(0)	4	−0,812 c	I(1)	4
DIFJUROS	−4,833 **a	I(0)	2	−12,944 **a	I(0)	4
Testes de Estacionariedade - KPSS e DF-GLS						
Variáveis / Testes	KPSS	**Ordem de Integração**	**Defasagens ou Bandwidth**	**DF-GLS**	**Ordem de Integração**	**Defasagens ou Bandwidth**
ln REER	0,261 **a	I(1)	6	−1,222 a	I(1)	2
ln BS	0,203 *a	I(0)	6	−1,376 a	I(1)	2
ln TOT	0,096 a	I(0)	5	−3,117 a	I(1)	1
NFA	0,235 **a	I(1)	6	−2,369 a	I(1)	9
ln DÍVIDA	0,225 **a	I(1)	6	−2,322 a	I(1)	5
DIFJUROS	0,199 b	I(0)	0	−1,835 a	I(1)	2

Notas: ADF, PP e DF-GLS estatística t e KPSS estatística LM. Hipótese nula para ADF, PP e DF-GLS = série possui raiz unitária. Hipótese nula para KPSS = série é estacionária. * e ** indicam rejeição da hipótese nula a 5% e 1% respectivamente. I(1) indica integrada de ordem um e não estacionária; I(0) indica integrada de ordem zero e estacionária. a = indica com constante e tendência. b = indica com constante e sem tendência. c = sem constante e tendência. A avaliação final da ordem de integração foi feita com o nível de significância de 1% quando houve rejeição de Ho apenas a 5%. ADF e DF-GLS = número de defasagens com base na seleção automática pelo critério de Schwarz (SIC) - máximo de 10 defasagens. PP e KPSS = Bandwidth selecionada com base na seleção automática de Newey-West usando Bartlett Kernel.

Tabela 2: Escolha do número de defasagens - máximo de três - modelo com e sem DIFJUROS

Modelo sem DIFJUROS					
Defasagem	**LR**	**FPE**	**AIC**	**SC**	**HQ**
1	97,55961	4,31e-12*	−11,98325*	−10,98795*	−11,58996*
2	38,90408	4,59e-12	−11,93302	−10,10831	−11,21199
3	38,16292*	4,72e-12	−11,93870	−9,28457	−10,88993
Modelo com DIFJUROS					
1	113,00280	1,18e-10	−5,836556	−4,443139*	−5,285951*
2	66,46734*	1,03e-10*	−5,999748*	−3,411974	−4,977195
3	48,52409	1,17e-10	−5,941266	−2,159135	−4,446766

* Indica a ordem de defasagem escolhida por cada um dos critérios.

culo do desalinhamento (corrente e total) foi feito a partir da estimação dos dois modelos VEC com um vetor cointegrante[4].

Tabela 3: Número de equações cointegrantes - estatísticas do traço e máximo autovalor - modelo sem DIFJUROS

Hipótese Testada: Número de Equações Cointegrantes	**Autovalor**	**Estatística do Traço**	**Valor Crítico a 5%**	**Prob.****
Zero *	0,406282	93,66034	76,97277	0,0016
Máximo de 1 *	0,304048	58,20850	54,07904	0,0205
Máximo de 2	0,209681	33,56027	35,19275	0,0742
Máximo de 3	0,155104	17,55863	20,26184	0,1130
Máximo de 4	0,085770	06,09776	09,16454	0,1833
Hipótese Testada: Número de Equações Cointegrantes	**Autovalor**	**Estatística do Máximo Autovalor**	**Valor Crítico a 5%**	**Prob.****
Zero *	0,406282	35,45184	34,80587	0,0418
Máximo de 1	0,304048	24,64824	28,58808	0,1471
Máximo de 2	0,209681	16,00163	22,29962	0,2981
Máximo de 3	0,155104	11,46087	15,89210	0,2195
Máximo de 4	0,085770	06,09776	09,16454	0,1833

* Indica rejeição da hipótese nula ao nível de 5%. ** MacKinnon et al. (1999) valor-p.

A estimação do VEC(1) para o modelo sem DIFJUROS e do VEC(2) para o modelo com DIFJUROS com as especificações acima descritas produziram os seguintes coeficientes normalizados da equação cointegrante (Tabela 5). Para o modelo sem DIFJUROS, os coeficientes da equação cointegrante são significativos para as variáveis Balassa-Samuelson (ln BS) e Ativo Externo Líquido (NFA), mas não para as demais variáveis. Já para o modelo com DIFJUROS os coeficientes da equação cointegrante são significativos para as variáveis Balassa-Samuelson (ln BS), Dívida Pública (ln DÍVIDA) e Termos de Troca (ln TOT), e não significativos para Ativo Externo Líquido (NFA) e Diferencial de Juros (DIFJUROS). Os coeficientes estimados reportados na Tabela 5 possuem sinais negativos para ln BS, ln DIVIDA e DIFJUROS, positivo para NFA, mas próximo de zero, e ocorre inversão de sinal para ln TOT que é positivo no modelo sem DIFJUROS e passa a ser negativo no modelo com DIFJUROS. Coeficientes estimados negativos indicam que aumentos (diminuições) nas respectivas variáveis estão associados a uma variação negativa (positiva) na taxa de câmbio real efetiva, ou seja, apreciações (depreciações) cambiais.

[4]Conforme (Enders 2004, p. 354): *"The results of the λ_{trace} and λ_{max} tests can conflict. The λ_{max} test has the sharper alternative hypothesis. It is usually preferred for trying to pin down the number of cointegrating vectors"*. Foi realizado o teste LM para detecção de correlação serial com 12 defasagens e as estatísticas do teste LM (Chi-Quadrado) com 25 graus de liberdade para o modelo sem DIFJUROS e com 36 graus de liberdade para o modelo com DIFJUROS não indicam a presença de autocorrelação nos resíduos dos modelos VEC estimados, com exceção das duas primeiras defasagens do modelo com DIFJUROS. Além disso, foram realizados os testes de estabilidade (Raízes Autoregressivas - *AR Roots*) e de Normalidade dos resíduos, sendo que o teste de Raízes Autoregressivas confirma a estabilidade dos dois modelos VEC estimados, enquanto o teste de Normalidade indica que os resíduos dos dois modelos VEC não possuem distribuição Normal. Os resultados dos testes não foram reportados por questões de limitação de espaço, mas podem ser solicitados junto aos autores.

Tabela 4: Número de equações cointegrantes - estatísticas do traço e máximo autovalor - modelo com DIFJUROS

Hipótese Testada: Número de Equações Cointegrantes	**Autovalor**	**Estatística do Traço**	**Valor Crítico a 5%**	**Prob.****
Zero *	0,533368	133,29520	103,84730	0,0001
Máximo de 1	0,348147	82,22679	76,97277	0,0188
Máximo de 2	0,274275	53,55508	54,07904	0,0557
Máximo de 3	0,208478	32,07596	35,19275	0,1044
Máximo de 4	0,144815	16,41151	20,26184	0,1560
Máximo de 5	0,084707	05,93022	09,16454	0,1962
Hipótese Testada: Número de Equações Cointegrantes	**Autovalor**	**Estatística do Máximo Autovalor**	**Valor Crítico a 5%**	**Prob.****
Zero *	0,533368	51,06841	40,95680	0,0027
Máximo de 1	0,348147	28,67171	34,80587	0,2247
Máximo de 2	0,274275	21,47911	28,58808	0,3075
Máximo de 3	0,208478	15,66445	22,29962	0,3227
Máximo de 4	0,144815	10,48129	15,89210	0,2925
Máximo de 5	0,084707	05,93022	09,16454	0,1962

* Indica rejeição da hipótese nula ao nível de 5%. ** MacKinnon et al. (1999) valor-p.

Tabela 5: Coeficientes normalizados da equação cointegrante - modelo sem diferencial de juros

Modelo sem DIFJUROS					
ln REER	**ln BS**	**ln DÍVIDA**	**ln TOT**	**NFA**	**DIFJUROS**
1.000	**−4,451**	−0,756	0,380	**0,057**	
	(−5,033)	(−1,219)	(0,215)	(4,788)	
Modelo com DIFJUROS					
1.000	**−4,550**	**−2,202**	**−7,152**	0,016	−0,016
	(−4,470)	(−2,973)	(−3,441)	(1,153)	(−1,215)

Nota: t-estatístico entre parênteses. A equação cointegrante inclui uma constante nos dois modelos estimados.

Quanto aos coeficientes de ajustamento (Tabela 6) que captam o papel das variações em cada uma das variáveis dos modelos estimados na correção do erro, percebe-se que a Taxa de Câmbio Real Efetiva (ln REER), Balassa-Samuelson (ln BS) e Ativo Externo Líquido (NFA) são estatisticamente significativas no modelo sem DIFJUROS, enquanto que no modelo com DIFJUROS a significância está associada a Taxa de Câmbio Real Efetiva (ln REER) e Ativo Externo Líquido (NFA).

Tabela 6: Coeficientes da matriz de ajustamento - correção de erro

Modelo sem DIFJUROS					
D(ln REER)	**D(ln BS)**	**D(ln DÍVIDA)**	**D(ln TOT)**	**D(NFA)**	**D(DIFJUROS)**
−0,112	0,017	−0,013	−0,0007	−1,372	
(−3,978)	(−2,437)	(−1,208)	(−0,074)	(−2,509)	
Modelo com DIFJUROS					
−0,094	0,0007	−0,009	0,003	−0,929	−1,530
(−4,670)	(0,115)	(−1,102)	(0,481)	(−1,916)	(−0,973)

Nota: t-estatístico entre parênteses.

4.3 Análise de Desalinhamento Cambial

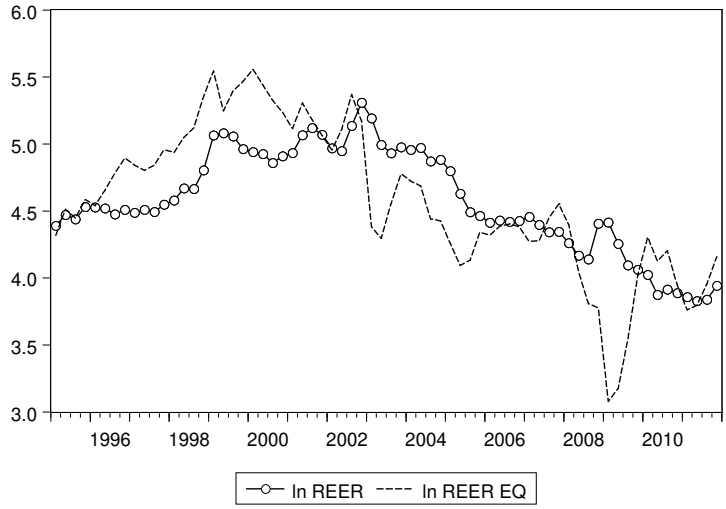
Desalinhamento Corrente

A Figura 2 apresenta o comportamento da taxa de câmbio real efetiva corrente e da taxa de câmbio de equilíbrio obtida a partir da estimativa do VEC(1) para o modelo sem DIFJUROS e a Figura 3 apresenta o comportamento do desalinhamento cambial corrente associado. Os resultados sugerem: para o período 1995T1 a 1998T4 (câmbio rígido), o desalinhamento corrente médio foi de −5,5%, indicando sobrevalorização cambial; para o período após 1999T1 (câmbio flexível), o desalinhamento médio é de 1,7%, indicando pequena subvalorização cambial; para o período após 2008T3 (crise financeira), o desalinhamento médio é 4,4%, indicando subvalorização cambial; e para 2011, o desalinhamento médio é −1,3%, indicando pequena sobrevalorização cambial.

A Figura 4 apresenta o comportamento da taxa de câmbio real efetiva corrente e da taxa de câmbio de equilíbrio obtida a partir da estimativa do VEC(2) para o modelo com DIFJUROS e a Figura 5 apresenta o comportamento do desalinhamento cambial corrente associado. Os resultados sugerem: para o período 1995T2 a 1998T4 (câmbio rígido) o desalinhamento corrente médio foi de −12,39%, indicando sobrevalorização cambial; para o período após 1999T1 (câmbio flexível) o desalinhamento médio é de 5,98%, indicando subvalorização cambial; para o período após 2008T3 (crise financeira) o desalinhamento médio é 10,2%, indicando subvalorização cambial; e para 2011 o desalinhamento médio é −3,49%, indicando pequena sobrevalorização cambial.

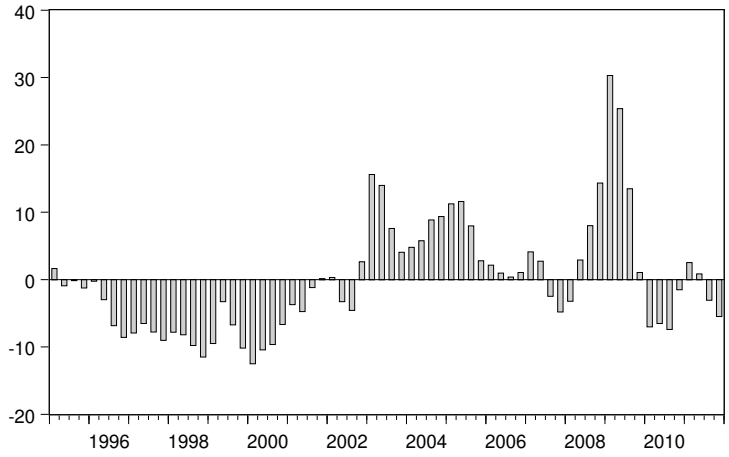
A Tabela 7 sintetiza os resultados apresentados considerando quatro subperíodos: o período de câmbio rígido, período de câmbio flutuante, período pós-crise do subprime e o ano 2011. Considerando o conceito de desalinhamento cambial corrente, os resultados apresentados sugerem a existência de sobrevalorização cambial durante o período de câmbio rígido e evidência de

Figura 2: Pruebas Saber 11º: promedio lenguaje



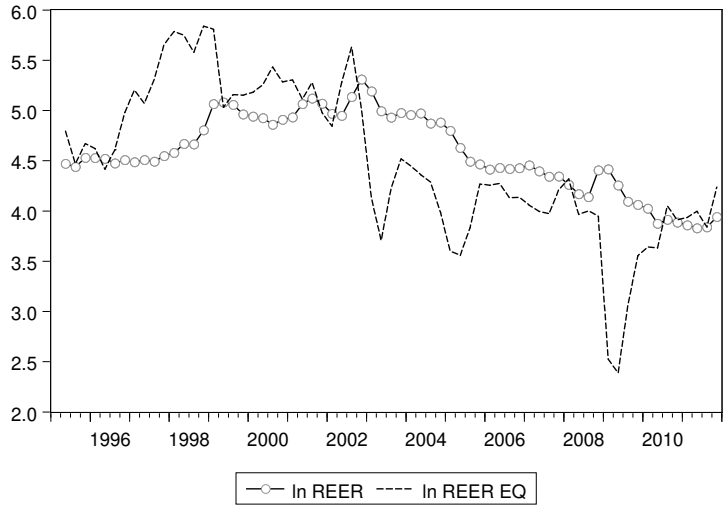
Fonte: Elaboração dos autores.

Figura 3: Desalinhamento corrente (%) - sem DIFJUROS



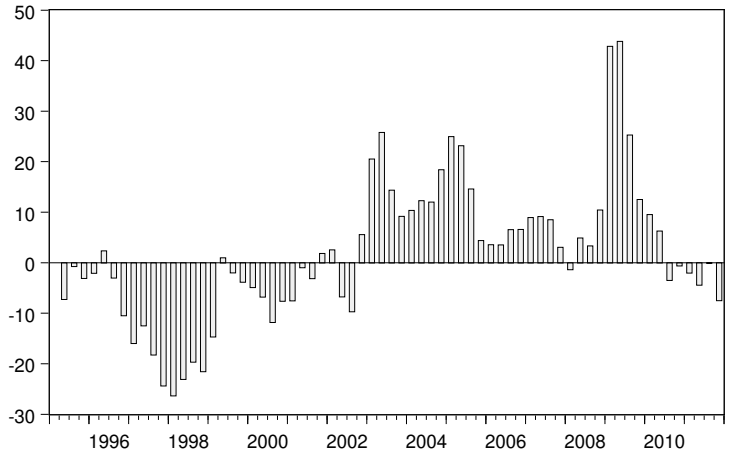
Fonte: Elaboração dos autores.

Figura 4: Taxa de câmbio corrente e de equilíbrio - com DIFJUROS



Fonte: Elaboração dos autores.

Figura 5: Desalinhamento corrente (%) - com DIFJUROS



Fonte: Elaboração dos autores.

pequena sobrevalorização cambial no ano 2011[5].

Tabela 7: Desalinhamento corrente

Modelo sem DIFJUROS	
Média 1995T3 a 1998T4 (Câmbio Rígido)	−5,5%
Média Após 1999T1 (Câmbio Flexível)	1,7%
Média Após 2008T3 (Crise Financeira)	4,4%
Média 2011	−1,3%
Modelo com DIFJUROS	
Média 1996T1 a 1998T4 (Câmbio Rígido)	−12,39%
Média Após 1999T1 (Câmbio Flexível)	5,98%
Média Após 2008T3 (Crise Financeira)	10,20%
Média 2011	−3,49%

Desalinhamento Total

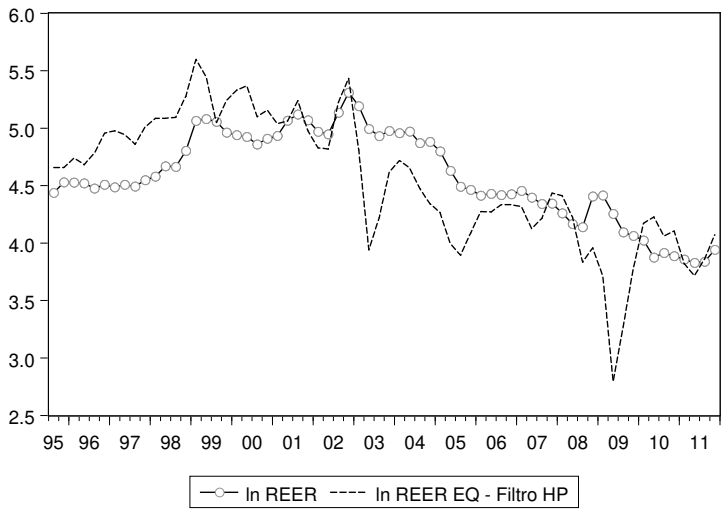
Clark & MacDonald (1999) e MacDonald (2000) argumentam que ao analisar o comportamento da taxa de câmbio real efetiva e fazer avaliações sobre a sustentabilidade da taxa de câmbio real efetiva, é importante verificar se os próprios fundamentos econômicos estão em seus valores sustentáveis ou de longo prazo. Como os valores correntes dos fundamentos econômicos podem ser distintos dos valores sustentáveis ou de longo prazo, é relevante calcular o desalinhamento total, que é a diferença entre o valor atual da taxa de câmbio real efetiva e a taxa de câmbio real efetiva dada pelos valores sustentáveis ou de longo prazo dos fundamentos econômicos.

A Figura 6 apresenta o comportamento da taxa de câmbio real efetiva corrente e da taxa de câmbio real efetiva de equilíbrio (fundamentos com filtro HP) obtida a partir da estimativa do VEC(1) para o modelo sem DIFJUROS e a Figura 7 apresenta o comportamento do desalinhamento cambial total associado. Os resultados apresentados sugerem: para o período 1995T3 a 1998T4 (câmbio rígido) o desalinhamento total médio foi de −7,9%, indicando sobrevalorização cambial; para o período após 1999T1 (câmbio flexível) o desalinhamento total médio é de 3,2%, indicando pequena subvalorização cambial; para o período após 2008T3 (crise financeira) o desalinhamento total médio é de 5,0%, indicando subvalorização cambial; e para 2011 o desalinhamento total médio é nulo indicando que a taxa de câmbio real efetiva se encontra em equilíbrio.

[5]Os autores calcularam o IPCA dos bens levando em consideração os preços livres de bens não duráveis, preços livres de semiduráveis e preços livres de bens duráveis, utilizando os seus respectivos pesos, sendo que a soma dos 3 pesos foi de 41,5%, considerando que Serviços tem peso de 35,7% e Administrados/Monitorados tem peso de 22,8%. Ao final foi obtido o IPCA Bens que não inclui a participação dos itens de Serviços e Administrados/Monitorados. A partir dos dados do IPCA Bens (sem Administrados/Monitorados e Serviços no IPCA) em substituição do IPCA original no cálculo da variável "Balassa-Samuelson (BS)" para captar o efeito Balassa-Samuelson, foi estimado um novo VEC com e sem o diferencial de juros e calculado o desalinhamento corrente da taxa de câmbio real efetiva. Os testes ADF, PP, KPSS e DF-GLS indicaram não estacionariedade da série LBS (IPCA Bens). O novo cálculo do desalinhamento corrente com LBS (IPCA Bens) indica que os desalinhamentos médios foram ainda menores nos quatro subperíodos analisados para os dois modelos com e sem o diferencial de juros, com exceção do ano de 2011 no qual o desalinhamento passou de −1,3% para −1,97% indicando uma maior apreciação cambial.

A Figura 8 apresenta o comportamento da taxa de câmbio real efetiva corrente e da taxa de câmbio real efetiva de equilíbrio (fundamentos com filtro HP) obtida a partir da estimativa do VEC(2) para o modelo com DIFJUROS e a Figura 9 apresenta o comportamento do desalinhamento cambial total associado. As evidências apresentadas sugerem: para o período 1996T1 a 1998T4 (câmbio rígido) o desalinhamento total médio foi de −17,2%, indicando sobrevalorização cambial; para o período após 1999T1 (câmbio flexível) o desalinhamento total médio é de 7,4%, indicando subvalorização cambial; para o período após 2008T3 (crise financeira) o desalinhamento total médio é de 9,3%, indicando subvalorização cambial; e para 2011 o desalinhamento total médio é de −7,1%, indicando sobrevalorização cambial.

Figura 6: Taxa de câmbio corrente e de equilíbrio - sem DIFJUROS



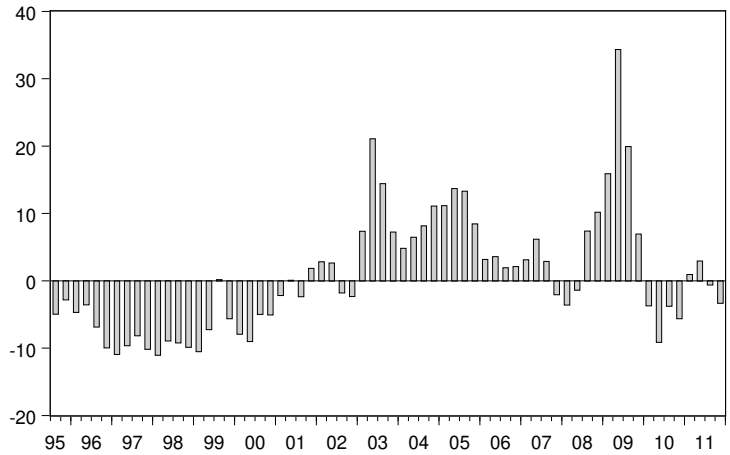
Fonte: Elaboração dos autores.

A Tabela 8 sintetiza os resultados apresentados para o comportamento do desalinhamento total considerando quatro subperíodos: o período de câmbio rígido, período de câmbio flutuante, período pós-crise do subprime e o ano 2011. Considerando o conceito de desalinhamento cambial total, os resultados apresentados sugerem a existência de sobrevalorização cambial durante o período de câmbio rígido e no ano 2011.

5 Considerações Finais

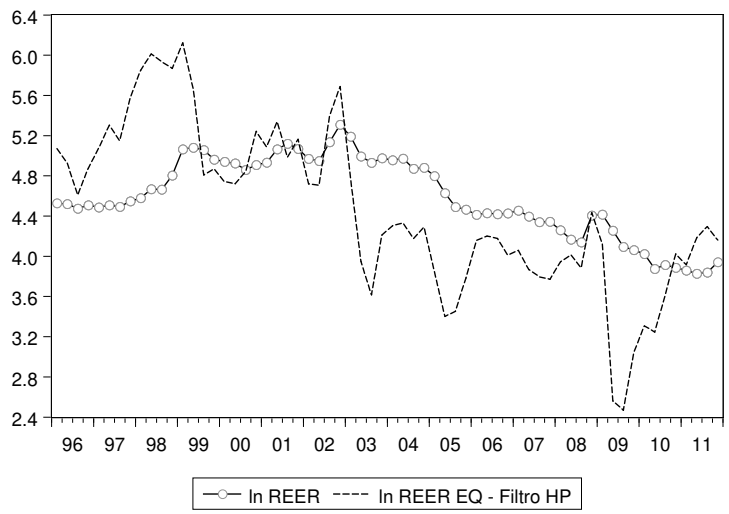
Este trabalho tem como objetivo estimar a taxa de real efetiva de equilíbrio e o desalinhamento cambial para a economia brasileira utilizando dados para o período 1994T3 a 2011T4. A trajetória da taxa de câmbio real efetiva brasileira tem sido objetivo de profícua discussão no âmbito dos formuladores de política, no meio acadêmico e empresarial em função da importância que a mesma exerce sobre o ajuste externo e a competitividade dos setores envolvidos no comércio internacional, além das possíveis consequências e impactos

Figura 7: Desalinhamento total (%) - filtro HP - sem DIFJUROS



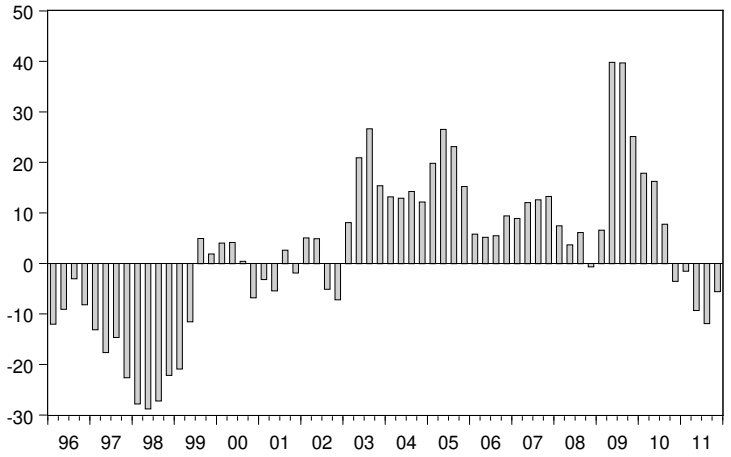
Fonte: Elaboração dos autores.

Figura 8: Taxa de câmbio corrente e de equilíbrio - com DIFJUROS



Fonte: Elaboração dos autores.

Figura 9: Desalinhamento total (%) - filtro HP - com DIFJUROS



Fonte: Elaboração dos autores.

Tabela 8: Desalinhamento total

Modelo sem DIFJUROS	
Média 1995T3 a 1998T4 (Câmbio Rígido)	−7,9%
Média Após 1999T1 (Câmbio Flexível)	3,2%
Média Após 2008T3 (Crise Financeira)	5,0%
Média 2011	−0,0%
Modelo com DIFJUROS	
Média 1996T1 a 1998T4 (Câmbio Rígido)	−17,2%
Média Após 1999T1 (Câmbio Flexível)	7,4%
Média Após 2008T3 (Crise Financeira)	9,3%
Média 2011	−7,1%

sobre o setor industrial brasileiro. Portanto, justifica-se a utilização de arcabouço empírico adequado para avaliar se trajetória da taxa de câmbio real efetiva implica em desvios em relação ao equilíbrio ou reflete um fenômeno de equilíbrio.

O trabalho utiliza o conceito de taxa de câmbio de equilíbrio comportamental (BEER) e contribui para a literatura empírica brasileira em três aspectos: i) constrói a série de taxa de câmbio real efetiva considerando os 20 principais parceiros comerciais; ii) os determinantes da taxa de câmbio real efetiva são calculados em relação àqueles dos 20 principais parceiros comerciais; iii) calcula uma medida de desalinhamento corrente e uma medida de desalinhamento total. A apresentação dos resultados foi organizada para quatro subperíodos: 1994T3 a 1998T4, período durante o qual vigorou regime de câmbio rígido; 1999T1 a 2011T4, período durante o qual vigora o regime de câmbio flexível; 2008T3 a 2011T4, período pós-crise do subprime; e o ano 2011, período mais recente.

Utilizando o conceito de desalinhamento cambial corrente e considerando

os dois modelos estimados os resultados indicam: desalinhamento corrente médio de −5,5% e −12,39% durante o período 1994T3 a 1998T4, 1,7% e 5,98% durante o período 1999T1 a 2011T4, 4,4% e 10,2% durante o período 2008T3 a 2011T4, −1,3% e −3,49% em 2011. Utilizando o conceito de desalinhamento cambial total e considerando os dois modelos estimados, as evidências sugerem: desalinhamento total médio de −7,9% e −17,2% durante o período 1994T3 a 1998T4, 3,2% e 7,4% durante o período 1999T1 a 2011T4, 5,0% e 9,3% durante o período 2008T3 a 2011T4, −0,0% e −7,1% em 2011. Portanto, para os conceitos de desalinhamento corrente e total, há evidência de sobrevalorização cambial durante a vigência do regime de câmbio rígido e no período mais recente (2011). É oportuno contextualizar as evidências apresentadas neste trabalho com as reportadas na literatura brasileira:

i) As evidências apresentadas neste trabalho sobre a existência de sobrevalorização cambial no período durante o qual vigorou o regime de câmbio rígido são coerentes com as evidências reportadas por IEDI (2007), Araujo & Leite (2009), Pastore et al. (2010) e Marçal (2011). Badani & Hidalgo (2005) reportam a inexistência de desalinhamento cambial, e os resultados reportados por Paiva (2006) sugerem a alternância entre períodos de sobrevalorização cambial e subvalorização cambial. Portanto, para o período de câmbio rígido, a literatura não é consensual, embora a maioria dos trabalhos indique a existência de sobrevalorização cambial;

ii) Para o período de câmbio flexível, os resultados apresentados neste trabalho em geral sugerem a existência de subvalorização cambial no período de 2002T4 a 2010T3 e sobrevalorização cambial modesta no período de 2010T4 a 2011T4. Esses resultados são distintos dos apresentados na literatura: Paiva (2006) sugere a ausência de desalinhamento cambial no período de 2003 a 2005 e Pastore et al. (2010) no período de jan/2003 a nov/2009; IEDI (2007) sugere a existência de sobrevalorização cambial no período de 2005T1 a 2006T4, Lucinda & Gala (2007) no período de jul/2005 a ago/2006, Araujo & Leite (2009) no período de 2005T1 a 2007T3 e Marçal (2011) no período de 2005T3 a 2010T4.

Ao contrário do sugerido pelos trabalhos consultados, as evidências apresentadas neste trabalho não corroboram a existência de sobrevalorização cambial para o período recente, exceto a partir de meados de 2010 e em pequena magnitude. Uma possível explicação para a distinção entre os resultados apresentados neste trabalho e os reportados na literatura brasileira sobre o tema, especialmente para o período recente, pode ser a abordagem metodológica adotada neste trabalho, a qual permite um cálculo acurado da taxa de câmbio de equilíbrio e do desalinhamento cambial, cabendo destacar o conceito de taxa de câmbio e sua mensuração, os fundamentos e sua mensuração, o método econométrico e o modelo teórico subjacente, a abordagem comportamental da taxa real de câmbio (BEER).

Ademais, os resultados apresentados neste trabalho sugerem a importância das variáveis Balassa-Samuelson e Ativo Externo Líquido (modelo VEC, estimado sem diferencial de juros) e as variáveis Balassa-Samuelson, Dívida Pública e Termos de Troca (modelo VEC, estimado com diferencial de juros) para o comportamento da taxa de câmbio real efetiva. Um aumento da razão entre o preço dos bens não comercializáveis e preço dos bens comercializáveis, uma melhora nos termos de troca e um aumento da dívida pública

levam a uma apreciação cambial de equilíbrio, ao passo que um aumento no ativo externo líquido leva a uma depreciação cambial de equilíbrio. O comportamento dos termos de troca e do ativo externo líquido estão em alguma medida associados a fatores externos (comércio e finanças internacionais).

Esses resultados têm implicações normativas importantes: i) considerando a participação de preços administrados no IPCA, a política governamental de reajuste de preços administrados pode influenciar a razão entre o preço dos bens não comercializáveis e preço dos bens comercializáveis e, portanto, a trajetória da taxa de câmbio real efetiva de equilíbrio; ii) a política fiscal molda a trajetória da dívida pública e, portanto, pode influenciar o comportamento da taxa de câmbio real efetiva de equilíbrio; iii) a política monetária pode influenciar a trajetória da dívida pública, considerando que parte da dívida pública é atrelada à SELIC e a índices de preços e, portanto, pode influenciar a trajetória da taxa de câmbio real efetiva de equilíbrio. Portanto, políticas que alterem os fundamentos que determinam a taxa de câmbio real efetiva podem corrigir eventual desalinhamento cambial, não havendo justificativa para intervenções da autoridade monetária na liquidez do mercado com esse fim.

Agradecimento

Os autores agradecem o apoio financeiro do CNPq e da FAPEMIG.

Referências Bibliográficas

Alberola, E., Lopez, H., Ubide, A. J. & Cervero, S. G. (1999), Global equilibrium exchange rates: Euro, Dollar, 'ins', 'outs', and other major currencies in a panel cointegration framework. International Monetary Fund, Working Paper 175.

Araujo, E. C. & Leite, M. V. C. (2009), Sobreapreciação cambial no Brasil: estimativa, causas e consequências (1994-2008). Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA), Texto para Discussão 1404.

Badani, P. C. & Hidalgo, Á. B. (2005), 'A taxa de câmbio real de equilíbrio no Brasil', *Economia Aplicada* **9**(4), 543–555.

Banco Central do Chile (2013), 'Banco Central do Chile', Disponível em: `http://www.bcentral.cl/index.asp`.
URL: *http://www.bcentral.cl/index.asp*

Bénassy-Quéré, A., Lahrèche-Révil, A. & Mignon, V. (2011), 'World-consistent equilibrium exchange rates', *Journal of the Japanese and International Economies* **25**(2), 12–32.

Beveridge, S. & Nelson, C. R. (1981), 'A new approach to decomposition of economic time series into permanent and transitory components with particular attention to measurement of the 'business cycle'', *Journal of Monetary Economics* **7**(2), 151–174.

Chen, J. (2009), 'Beyond cheap talks: assessing the undervaluation of the Chinese currency between 1994 and 2007', *Économie Internationale* **119**(3), 47–82.

China Statistical Yearbook (2013), 'National Bureau of Statistics of China', Disponível em: http://www.stats.gov.cn/english/statisticaldata/Quarterlydata/.
URL: *http://www.stats.gov.cn/english/statisticaldata/Quarterlydata/*

Clark, P. B. & MacDonald, R. (1999), Exchange rates and economic fundamentals: a methodological comparison of BEERs and FEERs, *in* R. MACDONALD & J. L. STEIN, eds, 'Equilibrium exchange rates', Springer, pp. 285–322.

Clark, P. B. & MacDonald, R. (2004), 'Filtering the BEER: a permanent and transitory decomposition', *Global Finance Journal* **15**(1), 29–56.

Cline, W. R. & Williamson, J. (2012), 'Updated estimates of fundamental equilibrium exchange rates', *Peterson Institute for International Economics* **PB14**, 1–13.

Égert, B., Halpern, L. & MacDonald, R. (2006), 'Equilibrium exchange rates in transition economies: taking stock of the issues', *Journal of Economic Surveys* **20**(2), 257–324.

Enders, W. (2004), *Applied Econometric Times Series: And Rats Handbook for Econometric Time Series*, 2 edn, John Wiley & Sons.

European Central Bank (2013), 'Estatísticas do Banco Central Europeu', Disponível em: http://www.ecb.int/stats/html/index.en.html.
URL: *http://www.ecb.int/stats/html/index.en.html*

Faruqee, H. (1995), 'Long-run determinants of the real exchange rate: a stock-flow perspective', *Staff Papers* **42**(1), 80–107.

Faruqee, H., Isard, P. & Masson, P. R. (1999), A macroeconomic balance framework for estimating equilibrium exchange rates, *in* R. Macdonald & J. L. Stein, eds, 'Equilibrium exchange rates', Springer, pp. 103–133.

Hodrick, R. J. & Prescott, E. C. (1997), 'Postwar US business cycles: an empirical investigation', *Journal of Money, Credit, and Banking* **29**(1), 1–16.

IEDI (2007), 'Estimando o desalinhamento cambial para a economia brasileira', *Instituto de Estudos para o Desenvolvimento Industrial* pp. 1–24.

IMF (2013*a*), *Direction of Trade Statistics*, IMF, Washington, D.C.

IMF (2013*b*), *Historical Public Debt Database*, IMF, Washington, D.C.

IMF (2013*c*), *International Financial Statistics*, IMF, Washington, D.C.

IMF (2013*d*), *World Economic Outlook Database*, IMF, Washington, D.C.

Isard, P. (2007), Equilibrium Exchange Rates: Assessment Methodologies. IMF Working Paper 296.

Isard, P. & Faruqee, H. (1998), Exchange rate assessment: extension of the macroeconomic balance approach. IMF Occasional Papers 167.

Johansen, S. (1988), 'Statistical analysis of cointegration vectors', *Journal of Economic Dynamics and Control* **12**(2-3), 231–254.

Johansen, S. (1995), *Likelihood-based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models*, Oxford University Press on Demand.

Kakkar, V. & Ogaki, M. (1994), Real exchange rates and non-tradables. University of Rochester, Rochester Center for Economic Research 379.

Lane, P. R. & Milesi-Ferretti, G. M. (2007), 'The external wealth of nations mark II: revised and extended estimates of foreign assets and liabilities, 1970-2004', *Journal of International Economics* **73**(2), 223–250.

Lucinda, C. R. & Gala, P. (2007), Desalinhamento cambial no Brasil após o Plano Real: uma análise empírica. Texto para Discussão da Escola de Economia de São Paulo da Fundação Getúlio Vargas 167.

MacDonald, R. (2000), Concepts to calculate equilibrium exchange rates: an overview. Economic Research Group of the Deustche Bundesbank, Discussion Paper n. 3.

MacDonald, R. & Dias, P. (2007), Behavioural equilibrium exchange rate estimates and implied exchange rate adjustments for ten countries. University of Glasgow, Discussion Paper 10.

MacKinnon, J. G., Haug, A. A. & Michelis, L. (1999), 'Numerical distribution functions of likelihood ratio tests for cointegration', *Journal of Applied Econometrics* **14**(5), 563–577.

Marçal, E. F. (2011), Estimando o desalinhamento cambial brasileiro a partir de modelos multivariados com cointegração. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA), Texto para Discussão 1666.

OECD (2013), 'OECD statistics', Disponível em: `http://stats.oecd.org/`. **URL:** *http://stats.oecd.org/*

Paiva, C. (2006), External adjustment and equilibrium exchange rate in Brazil. International Monetary Fund, Working Paper 221.

Pastore, A. C., Pinotti, M. C., Pagano, T. A. et al. (2010), 'Limites ao crescimento econômico', *Fórum Nacional* .

Perron, P. (1989), 'The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis', *Econometrica* **57**(6), 1361–1401.

Perron, P. (1997), 'Further evidence on breaking trend functions in macroeconomic variables', *Journal of Econometrics* **80**(2), 355–385.

Rogoff, K. (1996), 'The purchasing power parity puzzle', *Journal of Economic Literature* **34**(2), 647–668.

Stein, D. (1994), 'The natural real exchange rate of the US Dollar and determinants of capital flows', *Institute for International Economics* .

Stein, J. L. (1995), The fundamental determinants of the real exchange rate of the US Dollar relative to other G-7 currencies. International Monetary Fund, Working Paper 81.

Stein, J. L. (2002), 'The equilibrium real exchange rate of the Euro: an evaluation of research', *CESifo Economic Studies* **43**(3), 349–381.

Taylor, A. M. & Taylor, M. P. (2004), 'The purchasing power parity debate journal of economic perspectives, 18', *Journal of Economic Perspectives* **18**, 135–158.

Williamson, J. (1983), *The Exchange Rate System*, number 5 *in* 'Policy Analyses in International Economics', Peterson Institute for International Economics, Washington, D.C.

Williamson, J. (1994), Estimates of feers, *in* J. Williamson, ed., 'Estimating Equilibrium Exchange Rates', Institute for International Economics Banco Central do Chile, Washington, D.C., pp. 177–245.

World Bank (2013), 'World development indicators', Disponível em: `http://data.worldbank.org/data-catalog/world-development-indicators/wdi-2013`. **URL:** *http://data.worldbank.org/data-catalog/world-development-indicators/wdi-2013*

Zivot, E. & Andrews, D. W. K. (2002), 'Further evidence on the great crash, the oil-price shock, and the unit-root hypothesis', *Journal of Business & Economic Statistics* **20**(1), 25–44.

Economia Aplicada, v. 22, n. 4, 2018, pp. 85-112

EVOLUÇÃO E DETERMINANTES NA ESCOLHA DE TRABALHO ENTRE OS SETORES PÚBLICO E PRIVADO NO BRASIL

Daniela Verzola Vaz *

Resumo

Este trabalho analisa os fatores que influenciam a decisão dos empregados em serviços no Brasil, ante a possibilidade de trabalhar no setor privado, no setor público federal, na esfera estadual ou na municipal. Além de testar o papel de um conjunto de atributos pessoais e socioeconômicos na determinação do setor de emprego, examina-se o efeito de variáveis relativas ao *background* familiar na alocação setorial. Os resultados mostram um efeito intergeracional, com maior probabilidade de emprego no setor público caso o pai tenha sido servidor. Esse efeito, no entanto, tem maior expressão nas esferas estadual e municipal de governo e perdeu importância, ao se compararem os dados de 1996 e de 2014.

Palavras-chave: setor público; escolha ocupacional; lógite.

Abstract

This study analyzes the factors that influence the decision of an employee of the service sector in Brazil between working in the private sector and becoming a government employee, comparing local, state, and central government levels. In addition to testing how the socioeconomic characteristics affect such choice, we investigated if variables related to the family background determine the allocation between sectors. Our findings showed an intergenerational effect, as an employee whose father has worked in the public sector is more likely to have a job in the government. This effect, however, is more relevant at state and local government levels and also has lost importance between 1996 and 2014.

Keywords: public sector; occupational choice; *logit*.

JEL classification: J24, C25, J45.

DOI: http://dx.doi.org/10.11606/1980-5330/ea127731

* Universidade Federal de São Paulo. E-mail: daniela.vaz@unifesp.br

Recebido em 07 de março de 2017 . Aceito em 15 de julho de 2018.

1 Introdução

O emprego no setor público, no Brasil, sempre exerceu certa atratividade sobre uma parte da população, em virtude da prerrogativa de ser estável[1] e formal, características que se destacam em uma economia marcada pela instabilidade econômica.

Nos últimos anos, somou-se à garantia de estabilidade um crescente hiato salarial favorável ao setor público, tornando-o ainda mais atrativo aos olhos dos trabalhadores. Diversos estudos empíricos aplicados ao caso brasileiro mostram a existência de um prêmio salarial para os funcionários públicos, relativamente aos do setor privado (Belluzzo et al. 2005, Vaz & Hoffmann 2007, Bender & Fernandes 2009, Barbosa et al. 2013). Esse prêmio salarial se soma a diferenças de longo prazo nos rendimentos causadas pela diferenciação dos regimes de aposentadoria público e privado.

Pode-se afirmar, portanto, que o setor público constitui, ao menos para os trabalhadores assalariados, um segmento privilegiado do mercado de trabalho. Dessa constatação decorre uma indagação elementar: quais são os fatores fundamentais para o ingresso nesse setor de atuação? Sabe-se que o perfil dos servidores é qualitativamente superior em comparação com os trabalhadores do setor privado, pois tanto seu nível de escolaridade como sua experiência profissional são, em média, mais elevados (Ramalho & Urani 1995, Marconi 2003). Essas diferenças descritivas ensejam o estudo do efeito das características produtivas dos trabalhadores na determinação de seu setor de emprego.

A literatura aponta que, em um contexto de alta desigualdade, a inserção dos indivíduos no mercado de trabalho depende não apenas do livre jogo da demanda e da oferta por mão de obra, mas também de outros fatores, como o *background* familiar e as externalidades de rede do grupo social ao qual o indivíduo pertence (IBGE 2014). As discriminações no mercado de trabalho, particularmente em relação ao gênero e à raça, também fazem com que os determinantes da inserção dos trabalhadores no mercado de trabalho transcendam suas características produtivas. Adicionalmente, as oportunidades profissionais, particularmente a possibilidade de ascender a trabalhos mais bem remunerados e que gozem de maior estabilidade, podem ser influenciadas pela família na qual o indivíduo está inserido e nas transferências culturais associadas à filiação.

Assim, tendo em vista que os trabalhadores se inserem no mercado de trabalho de forma não aleatória e sob a influência de uma gama variada de fatores, um estudo pormenorizado dos determinantes da alocação dos indivíduos entre os setores público e privado é fundamental para o conhecimento das características do mercado de trabalho do país.

O tema deste trabalho é, ainda, relevante para se compreender o papel da inserção ocupacional e setorial da mão de obra na determinação da desigualdade salarial. A mobilidade entre ocupações e setores de atividade tem sido utilizada pelos trabalhadores como forma de auferir ganhos salariais e para sair de situações precárias de trabalho, como a informalidade (Monsueto et al. 2014). Porém, se a alocação entre os setores público e privado for influenciada pelo *background* familiar e houver transmissão de *status* ocupacional entre pais e filhos, isso pode limitar a mobilidade intergeracional de renda, contri-

[1] O Artigo 41 da Constituição brasileira assegura o direito à estabilidade ao servidor que completar três anos de efetivo exercício em cargo obtido por concurso público.

buindo para a persistência das desigualdades. Note-se que o Brasil é um país com baixa mobilidade intergeracional tanto de renda (Ferreira & Veloso 2006, Pero & Szerman 2008) como de ocupação (Pastore & Silva 1999).

O objetivo deste estudo é, assim, analisar os fatores que influenciam a alocação dos trabalhadores no Brasil, ante a possibilidade de trabalhar no setor privado, no setor público federal, na esfera pública estadual ou na municipal. Além de testar o papel de um conjunto de atributos pessoais e socioeconômicos na determinação do setor de emprego, examina-se o efeito de atributos relativos aos pais - a escolaridade e o setor de atuação - no modo de inserção dos indivíduos no mercado de trabalho. A hipótese subjacente é a de que haveria influência dos pais - tanto por meio da transferência do capital humano como por meio do capital cultural - na escolha setorial dos filhos.

Os dados utilizados foram extraídos da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios e empregou-se o método de lógite multinomial - comumente aplicado ao estudo da escolha ocupacional dos indivíduos - para o desenvolvimento da análise. O modelo leva em conta o fato de que o setor público brasileiro é segmentado em três esferas - a saber, federal, estadual e municipal -, marcadas por diferenças substantivas quanto aos níveis de remuneração e à natureza dos postos de trabalho ofertados. Dados de 1996 e de 2014 são comparados a fim de avaliar se houve modificações no efeito das diversas variáveis ao longo desse período.

O trabalho está organizado em quatro partes, além desta introdução. Na Seção 2 são retomados artigos em que foram aplicados modelos de escolha discreta ao estudo da inserção ocupacional e setorial dos indivíduos. A seção seguinte é destinada à apresentação da base de dados e da metodologia de trabalho. Na Seção 4 são apresentados e discutidos os resultados. Para encerrar o trabalho, na última seção são sumariados os principais resultados alcançados e apresentadas as conclusões.

2 Antecedentes

Diversos modelos não lineares de resposta discreta já foram aplicados ao estudo da escolha ocupacional dos indivíduos, em diferentes contextos. Entre os trabalhos sobre o tema, merecem menção, por seu pioneirismo, Schmidt & Strauss (1975) e Boskin (1974). Os primeiros estimaram lógites multinomiais para a predição do tipo de ocupação dos norte-americanos, encontrando evidências de que um maior nível de escolaridade e de experiência no mercado de trabalho aumenta a probabilidade de se ter um trabalho não braçal e com maior *status* social. Já Boskin (1974) mostrou, por meio de lógites condicionais, que os trabalhadores tendem a escolher as ocupações que apresentam maior valor presente dos rendimentos esperados, menores custos de treinamento e menores perdas potenciais devido ao desemprego.

Ao longo dos anos, a literatura sobre escolha ocupacional voltou-se para determinantes que vão além daqueles enunciados pela teoria do capital humano. Assim, além dos benefícios (o retorno potencial e ganhos não pecuniários) e dos custos (treinamento e retornos potenciais perdidos) envolvidos na escolha, outros fatores passaram a ser explorados, como a personalidade individual e o *background* familiar.

Com respeito ao *background* familiar, Tsukahara (2007) examinou como a escolaridade e a ocupação dos pais afetam a escolha ocupacional dos filhos no

Japão, verificando que, principalmente em se tratando de filhos do sexo masculino, os indivíduos têm maior probabilidade de escolher a mesma ocupação de seu pai. Chevalier (2001) verificou que entre 8% e 10% dos bacharéis no Reino Unido encontram-se na mesma ocupação de seu pai de 6 a 11 anos após a formatura, o que resulta em um prêmio salarial, em relação àqueles que não seguiram a carreira paterna, de 5% a 8% para os homens, mas nulo para as mulheres. Constant & Zimmermann (2003) verificaram que os alemães nativos escolhem ocupações semelhantes às de seus pais quando estes desempenham funções de elevado prestígio social (classificadas como *white collars*). Mais recentemente, Knoll et al. (2017) verificaram, também para a Alemanha, que a probabilidade relativa de um indivíduo escolher uma determinada ocupação mais que dobra se seu pai a desempenha. Essa transmissão intergeracional da escolha ocupacional, entretanto, é reduzida em cerca de 23% para os filhos de pais ausentes, o que permite creditar parte do efeito intergeracional à criação, em detrimento de fatores genéticos e inatos.

Além de explorar uma nova variedade de determinantes, a literatura sobre escolha ocupacional passou a considerar o recorte público-privado, tendo em vista as diferenças entre esses mercados de trabalho e entre os trabalhadores que os compõem. As evidências sugerem que os trabalhadores do setor público, além de guardarem diferenças em relação aos do setor privado quanto ao capital humano, seriam mais avessos ao risco (Hartog et al. 2002, Pfeifer 2011) e mais extrovertidos (Maczulskij 2017). Assim, traços da personalidade seriam determinantes adicionais da alocação nesse setor de emprego. O *background* familiar, por seu turno, também seria relevante, observando-se maior probabilidade de escolha de uma ocupação no setor público entre os indivíduos cujo pai trabalhou nesse setor de emprego, tanto para os trabalhadores norte-americanos (Lewis & Frank 2002), como para os alemães (Dustmann & Van Soest 1998). Hartog & Oosterbeek (1993) verificaram, para a Holanda, que quanto maior a escolaridade do pai, maior a probabilidade de emprego de seu filho no setor público. Bender (2003) também reconheceu a importância das variáveis relativas ao *background* familiar na determinação do setor de emprego no Reino Unido, pois, ao estimar equações de salários para os trabalhadores dos setores público e privado nesse país, estimou conjuntamente uma equação de seleção setorial que controlava o setor de atuação do pai quando o indivíduo tinha 14 anos de idade[2]. Esse autor destaca que, embora o setor de atuação da mãe também tenha influência na escolha setorial do filho, os potenciais problemas de seleção associados à participação feminina no mercado de trabalho no passado tornariam pouco confiável a inclusão dessa variável na equação de escolha setorial.

Aplicados à realidade brasileira, os modelos de escolha ocupacional têm sido adotados com a finalidade não apenas de explorar o efeito das características pessoais e produtivas na inserção profissional dos indivíduos, mas também de verificar como as especificidades do mercado de trabalho brasileiro - como o elevado grau de informalidade - e do ambiente econômico - como as imperfeições na oferta de crédito - afetam o modo de inserção dos trabalhadores. Hirata & Machado (2010), por exemplo, verificaram que quanto mais elevada a renda domiciliar *per capita* no período anterior, maior é a chance de um indivíduo ser informal no período corrente, corroborando a hipótese

[2]Os resultados da equação de seleção não são reportados no artigo, que tem como foco comparar as distribuições de salários nos setores público e privado.

de que a restrição de liquidez molda a inserção dos indivíduos no mercado de trabalho brasileiro. Ferman (2004) observou que a probabilidade de um indivíduo se tornar empregador é positivamente influenciada por sua dotação inicial de capital - captada por meio de uma *proxy* baseada em suas condições de moradia.

As referências na literatura nacional mais intimamente relacionadas à escolha entre atuar no setor público ou no setor privado são, ainda, escassas. Essa questão foi indiretamente explorada por Barbosa et al. (2013), ao investigarem o diferencial de salários entre os trabalhadores desses dois setores no Brasil. A fim de corrigir o viés de seleção existente na escolha dos trabalhadores - tanto com relação à decisão de participar do mercado de trabalho, como em relação à escolha do setor de atuação -, os autores estimaram um modelo de lógite multinomial para a alocação nos setores público e privado, adotando como categoria de base a não participação nesses dois mercados. Entre os resultados encontrados, merece destaque o fato de que a presença de idosos no domicílio reduz a probabilidade de entrada no setor privado, tanto para homens, como para mulheres, mas é não significativa no caso do setor público. Por outro lado, a escolaridade, principalmente o nível superior de ensino, apresenta efeitos significativos na probabilidade de ingresso de trabalhadores de ambos os sexos no setor público.

3 Material e Métodos

3.1 Base de Dados

Para a realização deste trabalho, foi utilizada a Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), conduzida pelo IBGE, referente aos anos de 1996 e 2014.

A PNAD é uma pesquisa anual baseada em uma amostra probabilística de domicílios. São investigadas diversas características socioeconômicas dos indivíduos, como educação, trabalho e rendimento, além de características gerais da população, como idade, sexo, cor, composição da família e do domicílio, migração, fecundidade etc.

A partir de 2004, a pesquisa passou a abranger todo o país, pois até então não eram coletadas informações das áreas rurais de Rondônia, Acre, Amazonas, Roraima, Pará e Amapá. Visando à comparabilidade com o ano de 1996, as informações referentes a 2014 foram filtradas de modo a representar a cobertura geográfica da pesquisa existente até 2003.

O universo de análise deste trabalho compreende os indivíduos com 10 anos ou mais de idade, economicamente ativos e que se encontram ocupados no setor de serviços, na condição de empregados[3], excluindo-se os trabalhadores domésticos. Esse recorte etário leva em consideração o fato de que, embora a idade mínima para o ingresso no mercado de trabalho seja de 16 anos - cf. artigo 403 da Consolidação das Leis de Trabalho -, no mercado informal não é incomum encontrar trabalhadores abaixo dessa faixa etária.

A eliminação dos indivíduos pertencentes a ramos de atividade - no trabalho principal na semana de referência da pesquisa - ligados à agricultura e à indústria foi julgada necessária porque foi encontrado um número muito

[3] A PNAD inclui nessa categoria empregados com carteira, militares, funcionários públicos estatutários, outros empregados sem carteira e empregados sem declaração de carteira.

pequeno de funcionários públicos em ramos de atividade primários ou secundários, para os dois anos em questão.

A variável dependente considerada - o setor do emprego no trabalho único ou principal - é uma variável categórica que assume os resultados: setor público federal, setor público estadual, setor público municipal e setor privado (adotado como base, por ser aquele com maior frequência na amostra). O setor público inclui as posições tanto de estatutário, como de celetista e sem carteira de trabalho. Nesse último caso, estão incluídos trabalhadores terceirizados, estagiários, temporários, bolsistas, consultores e outros funcionários que, embora não guardem vínculo formal com o setor público, identificam nele seu setor de atuação.

As edições de 1996 e de 2014 da PNAD contaram, em caráter excepcional, com um suplemento destinado a captar informações relativas à mobilidade sócio-ocupacional dos indivíduos, que foi aplicado a uma parcela da amostra original da pesquisa. Tais informações suplementares foram captadas, no caso de 1996, para os indivíduos de 15 anos ou mais de idade cuja condição no domicílio era pessoa de referência ou cônjuge. Na edição de 2014, o suplemento foi aplicado a moradores de 16 anos ou mais de idade selecionados aleatoriamente.

Entre as características suplementares investigadas, encontra-se, na edição de 1996, o nível de instrução do pai e da mãe. Em 2014 essa pergunta foi refinada de modo a reportar-se não necessariamente aos progenitores, mas ao homem e à mulher responsáveis, de fato, pela criação do entrevistado e que com ele coabitavam quando ele tinha 15 anos de idade. Assim, com base nessas informações, criaram-se duas variáveis binárias destinadas a captar se o pai (no caso da PNAD de 1996), ou o homem responsável pela criação e que coabitava com o entrevistado (para a PNAD de 2014), concluiu o ensino médio[4] e se ele possuía instrução superior completa. Variáveis equivalentes foram construídas para captar o grau de escolaridade da mãe ou da mulher responsável pela criação.

No caso da PNAD de 2014 também foi perguntado ao morador de 16 anos ou mais de idade aleatoriamente selecionado se, quando ele tinha quinze anos de idade, seu pai ou homem responsável por sua criação era militar ou funcionário público estatutário. Com base nessa informação criou-se uma variável binária que assume valor um no caso de o pai ou responsável ser funcionário público ou militar, e valor zero em se tratando de outras ocupações, desocupação ou inatividade econômica. Para a PNAD de 1996, contudo, essa pergunta não foi realizada, tendo sido necessário construir uma *proxy*. Para tanto, primeiramente cruzou-se a variável indicadora de setor de emprego (V9032) com os códigos de ocupação (V9906) para todos os entrevistados da PNAD de 1996 que eram empregados ocupados em serviços. Registraram-se as ocupações nas quais se observava menos de 10% de empregados privados sobre o total, que passaram a ser consideradas ocupações predominantemente públicas. Tomou-se, então, a variável com o código de ocupação do pai quando o indivíduo entrevistado tinha 15 anos de idade (V1293) e criou-se uma variável binária que assume o valor um no caso de ocupações predominantemente públicas. Para as demais ocupações do pai, ou para os casos em que ele não trabalhava quando o indivíduo tinha quinze anos de idade, atribuiu-se o valor

[4]Ou científico, clássico, colegial ou normal.

zero a essa *dummy*[5].

Além de variáveis relativas ao *background* familiar, adotaram-se controles para as características demográficas (sexo e cor) e produtivas (nível educacional e experiência profissional) e para a localização geográfica do trabalhador. Esses fatores são listados a seguir e apoiam-se na literatura revisada na Seção 2:

- Mulher: uma variável binária que assume valor zero no caso de homens e um para mulheres.
- Cor: quatro variáveis binárias para distinguir indivíduos autodeclarados brancos (tomados como base), indígenas, pretos, amarelos e pardos.
- Região: cinco variáveis binárias para distinguir seis regiões: Norte, Nordeste (base), Sul, Sudeste, Centro-Oeste (exclusive o Distrito Federal) e Distrito Federal.
- Localização do domicílio: duas variáveis binárias para caracterizar a localização do domicílio - se situado em região metropolitana, se situado em área urbana não metropolitana (categoria tomada como base) ou se situado em área rural não metropolitana.
- Experiência profissional: a experiência potencial, calculada como a diferença entre a idade corrente do indivíduo e a idade com que começou a trabalhar, medida em dezenas de anos para evitar que os coeficientes sejam muito pequenos; e a experiência potencial ao quadrado, pois não se deseja impor uma relação linear entre a probabilidade modelada e a experiência.
- Escolaridade: três variáveis binárias para identificar quatro faixas de escolaridade - analfabeto ou ensino fundamental incompleto (categoria de base), ensino fundamental completo, ensino médio completo e ensino superior completo.
- Chefe: uma variável binária para diferenciar a condição do indivíduo na família, que assume valor um para a pessoa de referência e valor zero para cônjuge, filhos e outros.
- Educação, saúde e serviços sociais: uma variável binária para diferenciar educação, saúde e serviços sociais dos demais grupamentos de atividade[6].

[5]Foram excluídos os indivíduos cujo pai já tinha falecido ou que não sabiam informar se o pai trabalhava quando eles tinham 15 anos de idade. Também se eliminaram os indivíduos que ignoravam o nível de instrução e setor de atuação dos progenitores ou responsáveis, bem como aqueles a quem essas perguntas não foram realizadas (por exemplo, indivíduos que não coabitaram com algum dos pais ou responsáveis pela criação, no caso da PNAD de 2014).

[6]A partir de 2002, a PNAD passou a adotar a Classificação Nacional de Atividades Econômicas-Domiciliar (CNAE-Domiciliar), que é uma adaptação da Classificação Nacional de Atividades Econômicas (CNAE) para as pesquisas domiciliares. A CNAE-Domiciliar apresenta diferenças importantes em relação à classificação de atividades utilizada até 2001, o que inviabiliza uma compatibilização ao nível mais desagregado entre as duas classificações. Entretanto, a Diretoria de Pesquisas do IBGE construiu uma harmonização para os grupamentos de atividade de divulgação da PNAD a partir de 2002, utilizando, além das informações mais desagregadas da antiga classificação de atividades, outras informações captadas pela pesquisa. Essa harmonização é a opção que melhor compatibiliza os grupamentos de atividades existentes antes e após 2002, sendo, por essa razão, adotada neste trabalho.

- Escolaridade do pai: duas variáveis binárias para identificar o nível de instrução do pai (ou do homem responsável pela criação) - escolaridade igual ou inferior ao ensino fundamental (categoria de base), ensino médio completo e ensino superior completo.

- Escolaridade da mãe: duas variáveis binárias para identificar o nível de instrução da mãe (ou da mulher responsável pela criação) - escolaridade igual ou inferior ao ensino fundamental (categoria de base), ensino médio completo e ensino superior completo.

- Setor de emprego do pai: uma variável binária que assume valor um no caso de o pai ou responsável ser funcionário público ou militar, e valor zero em se tratando de outras ocupações, desocupação ou inatividade econômica.

Uma omissão importante, nessa lista, é a condição do trabalhador quanto à sindicalização. Nesse sentido, é pertinente observar que, no Brasil, a taxa de sindicalização dos empregados em serviços do setor público (28,5%) é praticamente o dobro da observada no setor privado (14,3%[7]). Assim, conforme apontado por Bender (2003), os trabalhadores que optam pelo setor público poderiam estar simultaneamente realizando a escolha por um sindicato ou por um trabalho protegido por sindicato. Por esse motivo, a atitude do trabalhador ante a sindicalização deveria ser incorporada aos regressores do modelo. Não obstante, por ter um formato de corte transversal, a PNAD não dispõe de nenhuma pergunta que capte a postura do trabalhador em relação aos sindicatos *previamente* à sua escolha setorial. A variável disponível informa se o trabalhador é associado ou não a algum sindicato e é contemporânea à informação referente ao setor de atuação. Assim, inclui-la no modelo poderia gerar endogeneidade, pois a opção pela sindicalização pode ser decorrência do ingresso no setor público e não anterior a ele.

3.2 Modelo Econométrico

Para analisar os fatores que influenciam a escolha do setor de atuação profissional dos indivíduos, empregou-se o modelo de lógite multinomial[8], com quatro categorias de resposta para a variável dependente: (i) setor público federal; (ii) setor público estadual; (iii) setor público municipal; e (iv) setor privado (adotada como base). Essa especificação supõe que os empregados em serviços no Brasil realizam uma escolha simultânea, ante a possibilidade

[7] Percentuais calculados com base na amostra constitutiva do questionário básico da PNAD 2014, considerando-se indivíduos com 10 anos ou mais de idade, economicamente ativos e que se encontravam ocupados no setor de serviços, na condição de empregados, excluindo-se os trabalhadores domésticos.

[8] Cumpre destacar que modelos de lógite multinomial vêm sendo aplicados ao tratamento do viés de autosseleção amostral em equações de salários, quando esse problema envolve a decisão de alocação dos indivíduos em mais de dois estados ou setores. Nesse contexto, o procedimento empregado pressupõe, em uma primeira etapa, a estimação de equações de seleção baseadas em um modelo de lógite multinomial. No segundo estágio, adiciona-se um termo de correção - a razão inversa de Mills - às equações de salários para corrigir o problema de viés de seleção. Uma comparação dos métodos que utilizam tal procedimento pode ser encontrada em Bourguignon et al. (2007). Esses autores propõem um mecanismo alternativo de correção que leva em consideração a correlação entre os erros de cada equação de salários e os erros de cada equação lógite multinomial.

de trabalhar nos setores público e privado e ante a opção de trabalhar nas áreas federal, estadual ou municipal de governo.

Esse suposto decorre da constatação de que a decisão de buscar trabalho em um determinado setor de emprego é, também, governada por preferências ocupacionais. Existem ocupações que são predominantemente ou exclusivamente oferecidas pelo setor público. Além disso, como cada esfera de governo possui atribuições constitucionais diferentes, a depender da ocupação considerada a oferta de vagas varia substancialmente de uma esfera para outra. Assim, as preferências ocupacionais dos indivíduos eventualmente somente podem ser contempladas em áreas específicas de governo. Desse modo, ao tomar a decisão de alocação setorial, os indivíduos buscariam simultaneamente contemplar suas preferências ocupacionais, de tal sorte que se veriam ante quatro possibilidades, díspares quanto à natureza das vagas oferecidas.

O modelo de lógite multinomial pressupõe a propriedade da independência de alternativas irrelevantes, segundo a qual, ante a possibilidade de escolha dentre um conjunto de alternativas mutuamente excludentes - por exemplo, $\{a, b, c\}$ -, a razão de chances entre 'a' e 'b' não é afetada pela existência de 'c'. Para formalizar essa propriedade, considerem-se P_{ia}, P_{ib} e P_{ic} as probabilidades de um determinado indivíduo escolher as alternativas 'a', 'b' (adotada como base) e 'c', respectivamente:

$$P_{ia} = \frac{e^{\mathbf{X_i}\beta_\mathbf{a}}}{1 + e^{\mathbf{X_i}\beta_\mathbf{a}} + e^{\mathbf{X_i}\beta_\mathbf{c}}} \tag{1}$$

$$P_{ib} = \frac{1}{1 + e^{\mathbf{X_i}\beta_\mathbf{a}} + e^{\mathbf{X_i}\beta_\mathbf{c}}} \tag{2}$$

$$P_{ic} = \frac{e^{\mathbf{X_i}\beta_\mathbf{c}}}{1 + e^{\mathbf{X_i}\beta_\mathbf{a}} + e^{\mathbf{X_i}\beta_\mathbf{c}}} \tag{3}$$

em que $\mathbf{X_i}$ é o vetor de variáveis condicionantes relativas a esse indivíduo e $\beta_\mathbf{a}$ e $\beta_\mathbf{b}$ são os vetores de coeficientes do modelo. Como se vê, $P_{ia} + P_{ib} + P_{ic} = 1$.

A hipótese da independência em relação a alternativas irrelevantes - doravante IAI - estabelece que, para o indivíduo i, a razão de chances entre as alternativas 'a' e 'b' independe da alternativa 'c':

$$\frac{P_{ia}}{P_{ib}} = e^{\mathbf{X_i}\beta_\mathbf{a}} \tag{4}$$

ou

$$ln\frac{P_{ia}}{P_{ib}} = \mathbf{X_i}\beta_\mathbf{a}$$

Analogamente, a razão de chances entre as alternativas 'c' e 'b' independe de 'a':

$$\frac{P_{ic}}{P_{ib}} = e^{\mathbf{X_i}\beta_\mathbf{c}} \tag{5}$$

ou

$$ln\frac{P_{ic}}{P_{ib}} = \mathbf{X_i}\beta_\mathbf{c}$$

A propriedade da IAI pode não ser plausível em situações nas quais as alternativas de resposta são consideradas semelhantes[9]. Assim, é recomendável que essa hipótese seja avaliada ao se estimar modelos de lógite multinomial. Hausman & McFadden (1984) e Small & Hsiao (1985) propuseram testes para verificar se essa hipótese deve ou não ser rejeitada.

As Equações 4 e 5 mostram que o modelo de lógite multinomial pode ser visto como a estimação simultânea de lógites binomiais para todos os pares de resultados possíveis para a variável dependente. Enquanto a estimação eficiente do modelo requer que todos os pares sejam estimados simultaneamente, o que impõe certas restrições lógicas entre os parâmetros, estimativas consistentes, porém ineficientes, podem ser obtidas estimando-se uma série de lógites binários (Cheng & Long 2007). Os testes para IAI propostos por Hausman & McFadden (1984) e Small & Hsiao (1985) partem desse princípio e adotam a seguinte estratégia: para cada alternativa de resposta da variável dependente, eliminam-se da amostra os indivíduos que escolheram aquela alternativa e reestima-se o modelo com as alternativas remanescentes - obtendo-se, assim, um modelo restrito. Na sequência, conduz-se um teste para comparar as novas estimativas com as originais, obtidas a partir da amostra completa. Sob a hipótese nula de IAI, as estimativas obtidas a partir do modelo restrito são consistentes, porém ineficientes, devendo ser preteridas em prol do modelo completo, que provê estimativas não apenas consistentes, como também eficientes.

Foram conduzidos os testes de Hausman e McFadden e Small e Hsiao[10] sob quatro variantes do modelo restrito: ora excluindo-se o setor público federal da amostra, ora o estadual, o municipal e, por fim, o privado. Os resultados encontram-se reportados na Tabela 5, no Apêndice. Para o ano de 2014, observam-se resultados estatisticamente significativos para o teste de Small e Hsiao, o que permitiria rejeitar a hipótese de IAI. No caso do teste

[9]Um exemplo em que a IAI é irrealista é proposto por McFadden (1974, *apud* Wooldridge (2002)). Supõe-se que um indivíduo dispõe de duas alternativas de transporte - automóvel ou ônibus vermelho -, com igual probabilidade de escolha ($\frac{1}{2}$), de tal maneira que a razão de chances entre elas é 1. Posteriormente, surge uma terceira alternativa: ônibus azul. Admitindo que a cor do ônibus é irrelevante para a decisão desse indivíduo sobre o meio de transporte, a probabilidade de escolher entre ônibus vermelho e azul é a mesma. Adicionalmente, devido à hipótese da IAI, a razão de chances entre as probabilidades de escolha de automóvel e ônibus vermelho deve permanecer sendo igual a 1. Para isso ocorrer, a probabilidade de escolha de cada meio de transporte passará a ser de $\frac{1}{3}$; ou seja, a hipótese de IAI implica que a probabilidade de escolha do automóvel como meio de transporte se reduz de $\frac{1}{2}$ para $\frac{1}{3}$ quando o indivíduo passa a ter a opção do ônibus azul, além do vermelho, o que é implausível, já que a cor do ônibus é irrelevante. Nesse caso, portanto, o lógite subestimaria a probabilidade de escolha do automóvel como meio de transporte.

[10]Para computar o teste de Small-Hsiao é necessário dividir a amostra aleatoriamente em dois subconjuntos (ver Small & Hsiao (1985)). A variável utilizada para tal foi uma *dummy* igual a um caso o indivíduo tenha nascido em um mês ímpar. Caso essa variável não tivesse sido especificada, o comando 'smhsiao', do Stata - programa utilizado para realizar este trabalho - teria aleatoriamente formado as subamostras, o que dificultaria a replicação dos resultados deste artigo, pois a cada vez que o comando fosse rodado novas subamostras seriam obtidas.

de Hausman e McFadden, no entanto, as estatísticas de teste são frequentemente não significativas ou negativas, o que seria evidência de que a hipótese de IAI se sustenta. Tal inconsistência nos resultados tem sido observada por alguns autores - como Cheng & Long (2007) e Long & Freese (2014) - e alimentado críticas em relação a esses testes[11]: *"tests of the IIA assumption that are based on the estimation of a restricted choice set are unsatisfactory for applied work"* (Cheng & Long 2007). Em lugar de sua utilização, sugere-se a adoção das recomendações de McFadden (1974, *apud* Cheng & Long (2007) e Long & Freese (2014), para quem o lógite multinomial somente deve ser adotado nos casos em que as categorias de resposta possam ser consideradas distintas aos olhos do tomador de decisão.

No caso do presente estudo, evidências sugerem que, aos olhos do trabalhador, é plausível considerar as esferas federal, estadual e municipal do setor público como não equivalentes. Além das diferenças quanto à natureza das vagas oferecidas, essas áreas de governo apresentam grandes disparidades em termos remuneratórios. Najberg et al. (2002) mostram que os funcionários federais têm remuneração média 1,9 vezes maior que os estaduais, e esses, uma média 1,7 vezes maior que os funcionários municipais. Belluzzo et al. (2005) e Foguel et al. (2000) mostram, por meio de estratégias de estimação distintas, que o prêmio salarial no setor público, relativamente ao setor privado, é heterogêneo, sendo superior na esfera federal que nas outras áreas de governo.

Cabe observar, ainda, que o interior do setor público é marcado por um conjunto díspar de regimes previdenciários - com diferenças substanciais entre os militares e os funcionários públicos estatutários dos três níveis de governo. As diferenças quanto às alíquotas e ao tempo de contribuição, bem como em relação ao valor do benefício também contribuem para que essas esferas de governo não sejam consideradas substitutas aos olhos dos trabalhadores.

4 Resultados e Discussão

Após eliminar as observações para as quais faltava alguma informação relevante para a análise, obteve-se uma amostra de 19.526 indivíduos para o ano de 1996 e de 7.235 indivíduos em 2014, os quais, expandidos segundo os pesos fornecidos pela pesquisa[12], correspondem a, respectivamente, 8.789.818 e 4.103.634 pessoas. Sua distribuição segundo setor de emprego é apresentada

[11] Cheng & Long (2007) realizaram simulações de Monte Carlo com o objetivo de avaliar o tamanho dos testes mais utilizados para IAI, dentre os quais os de Small e Hsiao e Hausman e McFadden. As simulações são realizadas considerando tanto regressores contínuos como categóricos e diferentes tamanhos de amostra, além de diferentes estruturas de dados - por exemplo, com diferentes graus de multicolinearidade entre os regressores, diferentes valores para as estimativas dos parâmetros e baixa frequência de valores nas tabulações cruzadas entre regressores binários e a variável dependente. Os autores concluem que esses testes têm um desempenho bastante insatisfatório. No caso do teste de Hausman e McFadden, o tamanho empírico do teste frequentemente não converge para o valor nominal, mesmo em amostras grandes, isto é, a probabilidade efetiva de rejeitar a hipótese nula quando ela é verdadeira é frequentemente diferente do nível de significância adotado. A magnitude dessa discrepância varia enormemente segundo a estrutura dos dados. Além disso, a estatística de teste é frequentemente negativa. O teste de Small e Hsiao tem propriedades de tamanho razoáveis para alguns conjuntos de dados, mas apresenta severas distorções em seu tamanho quando há baixa frequência de valores nas tabulações cruzadas entre regressores binários e a variável dependente, mesmo em amostras grandes.

[12] Para a PNAD de 1996 foram utilizados os fatores de expansão divulgados juntamente com a PNAD de 1997, os quais foram corrigidos com base na contagem populacional de 1996.

na Tabela 1, a seguir. Observa-se, em termos relativos, um crescimento da ocupação no setor público municipal (+22,9%) e no setor privado (+12,2%) entre 1996 e 2014. Como consequência, diminuiu o peso dos empregados federais e estaduais no universo de análise considerado.

Tabela 1: Distribuição dos empregados em serviços, segundo setor de emprego, Brasil, 1996/2014

	Distribuição (%)		Variação (%)
	1996	2014	
Setor público federal	7,07	4,82	−31,82
Setor público estadual	19,91	11,48	−42,34
Setor público municipal	16,55	20,34	22,90
Setor privado	56,47	63,36	12,20
Total	100,00	100,00	

Fonte: Microdados da PNAD. Elaboração própria.

Tanto para 1996, quanto para 2014, dois modelos foram ajustados: um sem as variáveis relativas ao *background* familiar (Modelo 1), e outro que incorpora esse componente à análise (Modelo 2) por meio de cinco variáveis binárias, destinadas a captar indivíduos: cujo pai (ou homem responsável pela criação) (1) era funcionário público; (2) concluiu o ensino médio; (3) possuía instrução superior; e cuja mãe (ou mulher responsável pela criação) (4) tinha ensino médio; (5) possuía instrução superior.

As informações relativas à qualidade do ajustamento e as probabilidades estimadas pelo lógite encontram-se reportadas na Tabela 2.

Tabela 2: Probabilidades calculadas e medidas de qualidade do ajustamento, Brasil, 1996/2014

	Modelo 1		Modelo 2	
	1996	2014	1996	2014
$P(Y = j\|\mathbf{X})$ (em %) (A)				
Federal	5,5	2,9	5,4	2,7
Estadual	17,5	9,6	17,4	9,4
Municipal	15,4	12,4	15,4	13,1
Privado	61,6	75,1	61,7	74,8
$P(Y = j\|\mathbf{X})$ (em %) (B)				
Federal	2,9	0,1	2,8	0,1
Estadual	9,7	2,8	9,6	2,6
Municipal	20,6	11,0	20,6	10,9
Privado	66,8	86,1	67,0	86,5
p-valor do teste de razão de verossimilhança (%)	0,0	0,0	0,0	0,0
Pseudo R^2 de McFadden (em %)	17,2	18,7	17,4	19,5
Teste de Chow para quebra 1996/2014	$\chi^2 = 325,3$(p-valor=0,0%)		$\chi^2 = 344,9$(p-valor=0,0%)	

Fonte: Microdados da PNAD. Elaboração própria.

A probabilidade de um indivíduo ocupado no setor de serviços trabalhar no setor j foi calculada de duas maneiras diferentes. Primeiro, considerando

o ponto médio das variáveis explanatórias, inclusive das binárias (A). Em seguida, considerando a categoria de base das variáveis binárias e, para as variáveis experiência potencial e experiência potencial ao quadrado, o valor médio e o seu quadrado, respectivamente (B). Independentemente da forma de cálculo adotada, observa-se que, entre 1996 e 2014, a probabilidade de trabalhar no setor público diminuiu nas três áreas de emprego consideradas, em face do aumento da probabilidade de emprego no setor privado.

Em ambos os anos e considerando os dois modelos ajustados, o resultado obtido para o teste de razão de verossimilhança foi significativo, o que permite refutar a hipótese de nulidade conjunta dos parâmetros. Assim, o conjunto de regressores adotado é pertinente para explicar a alocação setorial dos trabalhadores em serviços. O teste de Chow indica haver quebra estrutural entre os anos de 1996 e 2014, o que justifica a estimativa em separado dos modelos para esses dois anos.

O pseudo coeficiente de determinação (pseudo R^2) mostra um melhor ajuste dos modelos para o ano de 2014. Cabem, entretanto, algumas observações. Primeiro, é preciso notar que essa medida não pode ser interpretada como a proporção da variabilidade total da variável dependente explicada pelo modelo. O coeficiente de determinação aqui apresentado corresponde à adaptação de McFadden[13] para modelos não lineares estimados por máxima verossimilhança. Sua escala de variação modifica-se de acordo com o modelo que está sendo estimado, o que impede comparações com outros trabalhos. Portanto, mais importantes que o R^2, nesse caso, são a significância estatística das variáveis explanatórias e seus efeitos marginais.

Ainda com relação à qualidade do ajustamento, não se pode deixar de observar que a determinação do setor de trabalho no qual um indivíduo irá atuar depende de uma série de fatores que não foram captados pelas variáveis explanatórias consideradas neste trabalho, por diversas razões. Por um lado, há dificuldades para mensurar a importância que os indivíduos conferem às características do emprego público *vis-à-vis* do privado, por exemplo, estabilidade, sistema de previdência social etc. Essas preferências determinam o empenho pessoal em alocar-se em um ou outro setor. Por outro lado, certos atributos importantes para o sucesso na tentativa de ingresso na carreira pública, como habilidade para sair-se bem nas provas ou rede de contatos profissionais em caso de cargos que não são preenchidos mediante concurso, como os cargos comissionados, não são captados pelas pesquisas socioeconômicas disponíveis.

O modelo de lógite multinomial estima um vetor de parâmetros para cada categoria de resposta da variável dependente (exclusive a categoria de base, que, neste caso, é o setor privado). Foram conduzidos testes de razão de verossimilhança para a hipótese de que os coeficientes desses diferentes vetores que estão associados a um mesmo regressor são simultaneamente nulos, isto é, $\beta_{h,fed} = \beta_{h,est} = \beta_{h,mun}$, em que $h = 1, 2, \ldots, k$ denota um determinado regressor do modelo e os subscritos $\{fed, est, mun\}$ indicam à qual dos vetores estimados o coeficiente pertence. Os resultados, reportados na Tabela 6, no Apêndice, mostram que no ano de 2014 não são significativos, sequer ao nível de significância de 10%, os conjuntos de coeficientes associados às variáveis

[13] O pseudo R^2 de McFadden é dado por $1 - \frac{ln\hat{L}(M_{compl})}{ln\hat{L}(M_{int})}$, em que $\hat{L}(M_{int})$ é a função estimada de verossimilhança para o modelo que contém apenas o intercepto e $\hat{L}(M_{compl})$ é a estimativa da verossimilhança para o modelo completo.

binárias para pretos e para amarelos. Em 1996 também não há significância estatística dos coeficientes associados a indígenas e às variáveis que captam a escolaridade da mãe do indivíduo. No caso das binárias para cor, a ausência de significância estatística pode estar relacionada ao reduzido tamanho amostral de algumas categorias de resposta entre os funcionários públicos - particularmente aquelas relativas a amarelos e indígenas.

Conduziu-se, ainda, o teste de razão de verossimilhança para a combinação de categorias de resposta da variável dependente (Tabela 7, no Apêndice). Sob a hipótese nula desse teste, duas categorias de resposta - por exemplo, setor público federal e estadual -, seriam idênticas com relação às variáveis do modelo, de maneira que o efeito de cada variável explanatória sobre a razão de chances entre elas seria não significativo. Assim, obter-se-iam estimativas dos coeficientes mais eficientes se elas fossem aglutinadas. Verifica-se que, para todos os anos e modelos, o teste foi significativo ao nível de 1% para todas as combinações possíveis de categorias de resposta, indicando que nenhuma das alternativas de setor de emprego deve ser incorporada a outra.

Os coeficientes estimados dos modelos, para ambos os anos, encontram-se reportados nas Tabelas 8 e 9, no Apêndice. Os efeitos marginais dos regressores do modelo que inclui as variáveis relativas ao *background* familiar (Modelo 2) são reportados nas Tabelas 3 e 4, a seguir. Eles foram calculados considerando-se as categorias de base das variáveis binárias - a saber, indivíduo do sexo masculino, branco, residente em área urbana da região Nordeste, que não é a pessoa de referência na família, não trabalha no ramo de atividade de educação, saúde e serviços sociais e não concluiu o ensino fundamental. Para as variáveis experiência potencial e experiência potencial ao quadrado, foram atribuídos o valor médio da experiência potencial e o seu quadrado, respectivamente.

Constata-se que o fato de o pai ter sido servidor público exerce um efeito positivo e estatisticamente significativo na probabilidade de seu filho também o ser, relativamente ao emprego no setor privado, confirmando as evidências encontradas por Lewis & Frank (2002) e Dustmann & Van Soest (1998). Tal efeito, no entanto, tem maior magnitude em âmbito estadual e municipal e perdeu importância entre 1996 e 2014, tendo inclusive desaparecido em nível federal. Essa diferença intertemporal nos resultados pode ter duas explicações: primeiro, ela pode ser decorrência da mudança na metodologia de captação das informações do suplemento de mobilidade sócio-ocupacional da PNAD. Enquanto em 1996 a informação se referia exclusivamente ao pai, independentemente de este coabitar com o filho ou não, em 2014 a informação passou a referir-se ao homem responsável pela criação e que necessariamente morava com o respondente quando esse tinha 15 anos de idade. Outra explicação para esse resultado seria, de fato, a perda de importância desse aspecto do *background* familiar na determinação do setor de emprego, ao se compararem os dados de 1996 e de 2014.

No que se refere ao nível de instrução paterna, merece destaque o fato de que se o pai concluiu o ensino médio a probabilidade de emprego de seu filho no setor público municipal, relativamente ao setor privado, é menor. O fato de o pai ter ensino superior também reduz essa chance, embora o efeito somente seja significativo em 2014 (–4,4 p.p.). Esses resultados destoam daqueles encontrados por Hartog & Oosterbeek (1993) para a Holanda e sugerem que, no Brasil, os servidores da esfera municipal advêm de famílias com menor capital humano.

Tabela 3: Efeitos marginais (em pontos percentuais), Modelo 2, Brasil, 1996

Variável	Federal		Estadual		Municipal	
Mulher	−0,98	***	0,16		10,01	***
Experiência	2,08	***	6,99	***	3,83	***
Experiência ao quadrado	−0,31	***	−0,83	***	−0,01	
Indígena	4,07		−4,63		−0,90	
Preto	1,30	**	0,69		−0,89	
Amarelo	0,12		−1,57		−9,63	**
Pardo	0,19		1,39	***	2,15	**
Norte	2,19	***	2,03	**	−4,91	***
Sudeste	−1,48	***	−3,93	***	−7,48	***
Sul	−1,41	***	−4,01	***	−5,16	***
Centro-Oeste exclusive DF	−0,25		−2,31	***	−7,57	***
Distrito Federal	6,82	***	9,25	***	−20,32	***
Ensino fundamental completo	5,00	***	7,64	***	−3,15	***
Ensino médio completo	11,55	***	21,22	***	−5,25	***
Ensino superior completo	20,26	***	26,60	***	−5,82	***
Região metropolitana	0,23		−3,46	***	−10,45	***
Área rural não metropolitana	−0,16		1,25		15,68	***
Chefe	0,52	**	−0,50		−3,86	***
Educação, saúde e serviços sociais	−0,36	*	14,28	***	16,75	***
Setor de atuação do pai	0,78	*	6,51	***	3,87	*
Pai com ensino médio	0,83	**	−0,62		−4,67	***
Pai com ensino superior	1,47	***	−1,13		2,31	
Mãe com ensino médio	0,59	*	0,70		−1,26	
Mãe com ensino superior	−0,61		−0,62		−3,51	

Nota: ***, ** e * denotam os efeitos estatisticamente significativos aos níveis de 1%, 5% e 10%, respectivamente.
Fonte: Microdados da PNAD. Elaboração própria.

O nível de instrução paterna tem um efeito muito pequeno na chance de emprego em nível federal, se considerado o ano de 1996, ou estatisticamente não significativo, se tomado o ano de 2014. No entanto, se em lugar de se considerar um indivíduo que não concluiu o ensino fundamental para o cálculo dos efeitos marginais, considerar-se um indivíduo com ensino superior completo (mantidas as categorias de base das demais variáveis binárias), o efeito da instrução paterna passa a ter um efeito considerável: da ordem de 5,9 p.p., caso o pai detenha ensino médio completo, e de 8,1 p.p., se ele tem ensino superior, em 2014, com significância estatística ao nível de 1%. Isso sugere que a origem social do trabalhador afeta sua chance de ingresso na carreira pública federal - que é justamente a que oferece, em média, as melhores condições de remuneração no serviço público.

Considerando um indivíduo que não concluiu o ensino fundamental, os efeitos marginais associados à escolaridade da mãe somente foram estatisticamente significativos, ao nível de 5%, para o ano de 2014 e ao se estimar a probabilidade de emprego em nível municipal (conforme Tabela 4). Verifica-se que, tudo o mais constante, tal probabilidade aumenta em 2,4 p.p., se a mãe detinha o ensino médio completo, e em 5,4 p.p. se ela possuía o diploma universitário.

Independentemente da categoria das variáveis binárias adotada para o cál-

Tabela 4: Efeitos marginais (em pontos percentuais), Modelo 2, Brasil, 2014

Variável	Federal		Estadual		Municipal	
Mulher	−0,03		−0,39	*	4,63	***
Experiência	0,00		1,67	***	5,51	***
Experiência ao quadrado	0,00		−0,12	*	−0,32	**
Indígena	0,06		9,89		−10,87	***
Preto	0,01		−0,15		1,29	
Amarelo	0,01		−2,01	***	−1,47	
Pardo	0,00		−0,14		2,49	***
Norte	0,06		2,42	***	−1,09	
Sudeste	−0,02		−0,98	***	−5,04	***
Sul	0,00		−0,88	**	−4,24	***
Centro-Oeste exclusive DF	−0,01		0,64		−3,64	***
Distrito Federal	0,33		3,71	**	−10,87	***
Ensino fundamental completo	1,67	***	0,06		1,14	
Ensino médio completo	2,54	***	5,44	***	7,42	***
Ensino superior completo	6,76	***	16,98	***	14,06	***
Região metropolitana	0,02		−0,69	***	−6,58	***
Área rural não metropolitana	−0,04		0,46		11,98	***
Chefe	0,01		0,97	***	1,90	**
Educação, saúde e serviços sociais	0,00		3,68	***	20,04	***
Setor de atuação do pai	0,01		2,25	***	2,64	*
Pai com ensino médio	0,05		−0,11		−3,13	***
Pai com ensino superior	0,07		0,35		−4,43	***
Mãe com ensino médio	0,02		0,60		2,39	**
Mãe com ensino superior	0,03		0,77		5,44	**

Nota: ***, ** e * denotam os efeitos estatisticamente significativos aos níveis de 1%, 5% e 10%, respectivamente.
Fonte: Microdados da PNAD. Elaboração própria.

culo dos efeitos marginais do modelo, constatam-se efeitos contrários das escolaridades do pai e da mãe sobre a probabilidade de emprego em nível municipal: enquanto o fato de a mãe ter ensino superior eleva a probabilidade de emprego nesse segmento, o fato de o pai ter ensino superior a reduz. Esses dois efeitos se referem ao ano de 2014, o que permite excluir a possibilidade de que essa diferença se deva a questões metodológicas. Assim, vê-se que a influência do pai e da mãe, por meio de sua escolaridade, na escolha de setor de emprego dos filhos pode ser diferente. Os mecanismos por meio dos quais a escolaridade dos pais afetaria o desempenho dos filhos no mercado de trabalho estariam relacionados a variáveis não observadas relativas à escolarização dos indivíduos, como a eficiência do aprendizado e a qualidade da educação recebida. Outro canal por meio do qual esse efeito se daria estaria associado à capacidade de pais mais escolarizados, e assim mais ricos, alocarem seus filhos em melhores empregos (Schultz 1988). Uma base de dados que também contenha informação sobre a ocupação da mãe poderá oferecer *insights* adicionais sobre as causas da diferença observada.

Com relação aos demais regressores do modelo, adotados como controles, os maiores efeitos são observados para as variáveis que captam a escolaridade do trabalhador, particularmente o ensino superior completo. Segundo a Tabela 4, em 2014 ter concluído o ensino superior elevava a probabilidade de

alocação nos setores públicos federal, estadual e municipal em 6,8, 17,0 e 14,1 p.p., respectivamente, em relação ao emprego no setor privado, supondo os demais fatores constantes. Esse resultado reflete, em grande medida, a existência de requisitos mínimos de formação para o ingresso no serviço público: para o exercício de diversas atribuições exige-se educação superior. Contudo, cabe notar que, entre 1996 e 2014, a magnitude do efeito da escolaridade sobre a probabilidade de emprego nas esferas federal e estadual, relativamente ao emprego no setor privado, reduziu-se. Esse resultado indica que também no setor privado elevaram-se os requisitos de formação para contratação, o que somente foi possível porque aumentou a oferta de mão de obra qualificada no mercado de trabalho de uma maneira geral. Conforme apontado pelo Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA 2013), a oferta de trabalhadores com pelo menos o ensino superior completo apresentou aceleração em seu crescimento ao longo dos anos 2000, ao passo que a expansão do grupo com ensino médio completo sofreu uma inflexão já a partir do final dos anos 1990.

Para emprego como funcionário público municipal, porém, o efeito da escolaridade é distinto: enquanto em 1996 um maior grau de escolaridade implicava menor probabilidade de emprego nessa área de governo, relativamente ao emprego no setor privado, em 2014 o ensino médio e o ensino superior passaram a ter grande influência para a inserção no serviço público municipal. No caso do indivíduo aqui adotado como referência para o cálculo dos efeitos marginais, a conclusão do ensino médio eleva em 7,4 p.p. a probabilidade de emprego no setor público municipal, ao passo que o diploma superior eleva em 14,1 p.p. essa chance. Embora, dentre as esferas de governo, a municipal seja a que apresenta a menor escolaridade média da força de trabalho, ela é justamente a que apresentou os avanços mais significativos nesse quesito entre 2002 e 2010 (IPEA 2011).

Ser mulher influi positivamente para o emprego no setor público municipal, mesmo controlando-se os ramos de atividade econômica de educação, saúde e serviços sociais, nos quais elas são maioria. Em 1996, a magnitude do efeito era de 10,0 p.p., reduzindo-se para 4,6 p.p. em 2014. A preferência feminina pela esfera pública municipal, relativamente ao emprego no setor privado, é sugestiva tanto de uma maior aversão ao risco de desemprego por parte das mulheres, como da antecipação de situações de discriminação por elas vivenciadas no setor privado. Além da maior estabilidade no emprego, em relação ao setor privado, o Estado prima pela maior transparência em seus processos de seleção de pessoal e pela isonomia de vencimentos para cargos com atribuições iguais ou assemelhadas. A primeira dessas práticas é garantida pela obrigatoriedade de realização de concursos públicos para contratação de servidores, introduzida por ocasião da Constituição Federal de 1988. A segunda é prevista em lei. Ambas têm potencial para coibir práticas discriminatórias contra as mulheres, à medida que buscam assegurar igual oportunidade de inserção profissional a indivíduos portadores de um mesmo conjunto de atributos produtivos e promover a padronização dos critérios de remuneração.

Em âmbito federal e estadual, no entanto, o efeito do sexo do indivíduo, embora de magnitude muito reduzida, é negativo[14]. Esse comportamento dis-

[14]O teste de Chow indica haver diferença estrutural no modelo ajustado separadamente para homens e mulheres, tanto em 1996 como para 2014.

sonante merece atenção, por ser justamente nessas esferas de governo que se encontram os cargos de maior prestígio e remuneração no setor público. A literatura tem mostrado que não é incomum as mulheres se autoexcluírem dos cargos de liderança, e mesmo de carreiras de maior prestígio e remuneração, em razão da interiorização de normas de socialização que pregam a necessidade de serem atenciosas e prestativas - qualidades conflitantes com a ambição profissional. Adicionalmente, porque desejam evitar os obstáculos e conflitos que anteveem para conciliar suas vidas profissionais e familiares, e que normalmente são potencializados nas posições de comando e nas carreiras de maior prestígio (Lombardi 2008, Georges 2008, Vaz 2013).

O efeito da cor na escolha setorial indica que ser pardo eleva a probabilidade do emprego público municipal, relativamente ao emprego no setor privado. Embora esse efeito seja de baixa magnitude, da ordem de 2,0 p.p., ele é observado nos dois anos estudados. Esse comportamento, tal como no caso das mulheres, é sugestivo de uma maior aversão ao risco de desemprego por parte de grupos que são alvo de discriminação no mercado de trabalho.

Residir em área rural eleva a probabilidade de emprego no setor público municipal em 15,7 p.p., para o ano de 1996, e 12,0 p.p. em 2014, relativamente ao emprego no setor privado. Para entender esses efeitos, cabe relembrar que o objeto de análise desta pesquisa são os empregados em serviços. Esse ramo de atividade econômica, considerando-se a posição de empregado, é menos desenvolvido no meio rural, em que se estrutura, em grande medida, em torno do serviço público. Em contrapartida, nas regiões metropolitanas as alternativas de trabalho no setor terciário são tantas que o emprego público acaba por representar uma fração menor das possibilidades existentes.

O emprego no ramo de educação, saúde e serviços sociais eleva substancialmente a probabilidade de emprego no setor público municipal, sendo pouco influente na probabilidade de emprego em nível federal. Além disso, o efeito dessa variável para a chance de emprego em nível estadual reduziu-se de 14,3 p.p. para 3,7 p.p. entre 1996 e 2014. Esses resultados refletem, em certa medida, o processo de descentralização administrativa introduzido pela Constituição Federal de 1988 e que se estendeu ao longo dos anos 1990, resultando na especialização dos municípios na provisão de serviços de atendimento à saúde e na oferta da educação em nível infantil e fundamental.

5 Considerações Finais

Este artigo procurou analisar os fatores que influenciam a decisão dos empregados em serviços no Brasil, ante a possibilidade de trabalhar no setor privado, no setor público federal, na esfera pública estadual ou na municipal. Um modelo de lógite multinomial foi estimado com base nos dados das PNAD de 1996 e de 2014, incorporando como variáveis explanatórias, além de atributos pessoais e socioeconômicos dos indivíduos, regressores relativos ao *background* familiar.

Os resultados mostram que existe influência do setor de atuação do pai na decisão sobre o setor de atuação dos filhos, particularmente em nível estadual e municipal. Esse resultado encontra-se em consonância com a literatura que reporta o papel dos pais na escolha profissional dos indivíduos.

O nível de instrução paterna tem efeito na alocação setorial dos trabalhadores, o que sugere que a origem social do indivíduo afeta sua inserção. Em

termos de políticas públicas, é importante conhecer os fatores que podem minimizar a importância desse efeito.

Merecem destaque os efeitos contrários que as escolaridades do pai e da mãe exercem sobre a probabilidade de emprego em nível municipal: enquanto o fato de a mãe ter ensino superior eleva a probabilidade de emprego nesse segmento, o fato de o pai ter ensino superior reduz essa probabilidade. Os mecanismos por meio dos quais a escolaridade dos pais afetaria o desempenho dos filhos no mercado de trabalho estariam relacionados a variáveis não observadas relativas à escolarização dos indivíduos, como a eficiência do aprendizado e a qualidade da educação recebida. Outro canal por meio do qual esse efeito se daria estaria associado à capacidade de pais mais escolarizados, e assim mais ricos, alocarem seus filhos em melhores empregos. Trabalhos futuros sobre o tema poderão investigar melhor esses canais de influência, a fim de se compreenderem as diferenças observadas nos efeitos da escolaridade paterna e materna sobre a escolha setorial dos indivíduos.

Referências Bibliográficas

Barbosa, A. L. N. H., Barbosa Filho, F. H. & Lima, J. R. F. (2013), 'Diferencial de salários e determinantes na escolha de trabalho entre os setores público e privado no Brasil', *Pesquisa e Planejamento Econômico* **43**(1), 89–118.
URL: *http://ppe.ipea.gov.br/index.php/ppe/article/view/1405/1127*

Belluzzo, W., Anuatti-Neto, F. & Pazello, E. T. (2005), 'Distribuição de salários e o diferencial público-privado no Brasil', *Revista Brasileira de Economia* **59**, 511–533.

Bender, K. A. (2003), 'Examining equality between public- and private-sector wage distributions', *Economic Inquiry* **41**(1), 62–79.
URL: *https://onlinelibrary.wiley.com/doi/abs/10.1093/ei/41.1.62*

Bender, S. & Fernandes, R. (2009), 'Gastos públicos com pessoal: uma análise de emprego e salário no setor público brasileiro nos anos 90', *Economia* **10**(1), 19–47.

Boskin, M. J. (1974), 'A conditional *Logit* model of occupational choice', *Journal of Political Economy* **82**(2), 389–398.
URL: *http://www.jstor.org/stable/1831185*

Bourguignon, F., Fournier, M. & Gurgand, M. (2007), 'Selection bias corrections based on the multinomial *logit* model: Monte Carlo comparisons', *Journal of Economic Surveys* **21**(1), 174–205.
URL: *https://onlinelibrary.wiley.com/doi/abs/10.1111/j.1467-6419.2007.00503.x*

Cheng, S. & Long, J. S. (2007), 'Testing for IIA in the multinomial *Logit* model', *Sociological Methods & Research* **35**(4), 583–600.
URL: *https://doi.org/10.1177/0049124106292361*

Chevalier, A. (2001), Just like daddy: the occupational choice of UK graduates, *in* 'Royal Economic Society Annual Conference 2002', number 47, Royal Economic Society.

Constant, A. & Zimmermann, K. F. (2003), 'Occupational choice across generations'. IZA Discussion Paper n. 975.

Dustmann, C. & Van Soest, A. (1998), 'Public and private sector wages of male workers in Germany', *European Economic Review* **42**(8), 1417–1441.

Ferman, B. (2004), 'Imperfeições no mercado de crédito e escolha ocupacional: o que mudou no Brasil com a estabilização da economia?', Monografia - Prêmio IPEA/Caixa. 42 p.

Ferreira, S. G. & Veloso, F. A. (2006), 'Intergenerational mobility of wages in Brazil', *Brazilian Review of Econometrics* **26**(2), 181–211.

Foguel, M. N., Gill, I., Mendonça, R. & Barros, R. P. (2000), 'The public-private wage gap in Brazil', *Revista Brasileira de Economia* **54**(4), 433–472.

Georges, I. (2008), Entre vida doméstica e vida profissional: engenheiras no Brasil e na França, *in* A. O. Costa, ed., 'Mercado de trabalho e gênero: comparações internacionais', editora FGV, Rio de Janeiro, chapter 13, pp. 245–261.

Hartog, J., Ferrer-I-Carbonell, A. & Jonker, N. (2002), 'Linking measured risk aversion to individual characteristics', *Kyklos* **55**(1), 3–26.

Hartog, J. & Oosterbeek, H. (1993), 'Public and private sector wages in the Netherlands', *European Economic Review* **37**(1), 97–114.

Hausman, J. A. & McFadden, D. (1984), 'Specification tests for the multinomial *Logit* model', *Econometrica* **52**(5), 1219–1240.

Hirata, G. I. & Machado, A. F. (2010), 'Escolha ocupacional e transição no Brasil metropolitano: uma análise com ênfase no setor informal', *Economia Aplicada* **14**(4), 299–322.

IBGE (2014), 'Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios - mobilidade sócio-ocupacional: 2014'. IBGE.
URL: *http://biblioteca.ibge.gov.br/visualizacao/livros/liv98815.pdf*

IPEA (2011), 'Ocupação no setor público brasileiro: tendências recentes e questões em aberto'. (Comunicados do IPEA n. 110).
URL: *http://www.ipea.gov.br/portal/images/stories/PDFs/comunicado/110908_comunicadoipea110.pdf*

IPEA (2013), 'Um retrato de duas décadas do mercado de trabalho brasileiro utilizando a PNAD'. (Comunicados do IPEA n. 160).
URL: *https://www.ipea.gov.br/portal/images/stories/PDFs/comunicado/131007_comunicadoipea160.pdf*

Knoll, B., Riedel, N. & Schlenker, E. (2017), 'He's a chip off the old block - the persistence of occupational choices across generations', *Labour* **31**(2), 174–203.

Lewis, G. B. & Frank, S. A. (2002), 'Who wants to work for the government?', *Public Administration Review* **62**(4), 395–404.

Lombardi, M. R. (2008), Engenheira e gerente: desafios enfrentados por mulheres em posições de comando na área tecnológica, *in* A. O. e. a. Costa, ed., 'Mercado de trabalho e gênero: comparações internacionais', Vol. 1, editora FGV.

Long, J. S. & Freese, J. (2014), *Regression Models for Categorical Dependent Variables Using Stata*, 3 edn, Stata Press.

Marconi, N. (2003), 'A evolução do perfil da força de trabalho e das remunerações nos setores público e privado ao longo da década de 1990', *Revista do Serviço Público* **54**(1), 7–43.

Monsueto, S. E., Bichara, J. S. & Cunha, A. M. (2014), 'Occupational mobility and income differentials: the experience of Brazil between 2002 and 2010', *Cepal Review* (113), 139–155.

Najberg, S., Moraes, R. M. & Ikeda, M. (2002), 'Participação dos empregos do setor público no mercado de trabalho', *Informe-se* (42). 8 p.
URL: *http://www.bndes.gov.br/SiteBNDES/export/sites/default/bndes_pt/Galerias/Arquivos/conhecimento/informesf/Inf_42.pdf*

Pastore, J. & Silva, N. V. (1999), *Mobilidade Social no Brasil*, 1 edn, Makron Books.

Pero, V. & Szerman, D. (2008), 'Mobilidade intergeracional de renda no Brasil', *Pesquisa e Planejamento Econômico* **38**(1).

Pfeifer, C. (2011), 'Risk aversion and sorting into public sector employment', *German Economic Review* **12**(1), 85–99.

Ramalho, M. & Urani, A. (1995), 'A administração pública como empregadora: uma avaliação da década de 80'. (Série Seminários IPEA n. 5).

Schmidt, P. & Strauss, R. P. (1975), 'The prediction of occupation using multiple *Logit* models', *International Economic Review* **16**(2), 471–486.

Schultz, T. P. (1988), Education investments and returns., *in* H. Chenery & T. N. Scrinivasan, eds, 'Handbook of development economics', Vol. 1, North Holland Publishing Company, Amsterdam, chapter 13, pp. 543–630.

Small, K. A. & Hsiao, C. (1985), 'Multinomial *Logit* specification tests', *International Economic Review* **26**(3), 619–627.

Tsukahara, I. (2007), 'The effect of family background on occupational choice', *Labour* **21**(4-5), 871–890.

Vaz, D. V. (2013), 'O teto de vidro nas organizações públicas: evidências para o Brasil', *Economia e Sociedade* **22**(3), 765–790.

Vaz, D. V. & Hoffmann, R. (2007), 'Remuneração nos serviços nos anos 90: o contraste entre funcionários públicos e privados', *Economia e Sociedade* **16**(2), 199–232.

Wooldridge, J. M. (2002), *Econometric Analysis of Cross Sections and Panel Data*, 1 edn, The MIT Press.

Apêndice

Tabela 5: Testes de Hausman-McFadden e Small-Hsiao para a independência de alternativas irrelevantes, Brasil, 1996/2014

Teste	Exclusão	1996				2014			
		Sem variáveis relativas ao *background* familiar		Com variáveis relativas ao *background* familiar		Sem variáveis relativas ao *background* familiar		Com variáveis relativas ao *background* familiar	
		χ^2	p-valor (%)	χ^2	p-valor (%)	χ^2	p-valor (%)	χ^2	p-valor (%)
Hausman e McFadden	Federal	60,6	1,9	77,1	0,8	0,0	.	0,0	.
	Estadual	42,9	34,7	16,9	100,0	0,0	100,0	0,0	.
	Municipal	−163,6	.	−87,1	.	60,2	2,1	56,5	24,6
	Privado	−2.874,3	.	−3.517,9	.	−95,4	.	−91,9	.
Small-Hsiao	Federal	−116,2	100,0	−103,3	100,0	327,0	0,0	365,1	0,0
	Estadual	132,2	0,0	148,5	0,0	503,0	0,0	590,2	0,0
	Municipal	853,5	0,0	872,3	0,0	710,9	0,0	788,3	0,0
	Privado	388,6	0,0	398,0	0,0	263,7	0,0	301,6	0,0
Amostra		19.526				7.235			
Amostra expandida		8.789.818				4.103.634			

Fonte: Microdados da PNAD. Elaboração própria.

Tabela 6: Estatística de teste e probabilidade caudal dos testes de razão de verossimilhança para os regressores do modelo, Brasil, 1996 e 2014

Variável	Modelo 1				Modelo 2			
	1996		2014		1996		2014	
	χ^2	p-valor (%)	χ^2	p-valor (%)	χ^2	p-valor (%)	χ^2	p-valor (%)
Mulher	89,0	0,0	78,1	0,0	87,9	0,0	70,2	0,0
Experiência	219,4	0,0	71,5	0,0	219,3	0,0	69,4	0,0
Quadrado da experiência	90,4	0,0	18,2	0,0	91,6	0,0	16,8	0,1
Indígena	2,0	57,3	7,4	5,9	2,2	52,3	8,0	4,5
Preto	5,9	11,5	2,3	52,1	7,3	6,3	2,3	51,7
Amarelo	5,0	16,9	6,2	10,2	5,0	17,3	6,5	8,9
Pardo	18,3	0,0	12,7	0,5	16,9	0,1	10,1	1,7
Norte	38,9	0,0	23,1	0,0	37,6	0,0	23,0	0,0
Sudeste	236,7	0,0	73,4	0,0	234,4	0,0	67,4	0,0
Sul	127,1	0,0	30,7	0,0	125,0	0,0	29,6	0,0
Centro-Oeste exclusive DF	44,7	0,0	14,2	0,3	43,9	0,0	14,1	0,3
Distrito Federal	148,3	0,0	91,7	0,0	148,7	0,0	89,4	0,0
Ensino fundamental completo	192,6	0,0	27,8	0,0	187,0	0,0	28,3	0,0
Ensino médio completo	1.351,4	0,0	140,1	0,0	1.268,8	0,0	127,7	0,0
Ensino superior completo	1.898,4	0,0	479,2	0,0	1.584,2	0,0	377,4	0,0
Região metropolitana	385,6	0,0	190,3	0,0	377,3	0,0	173,9	0,0
Área rural não metropolitana	107,4	0,0	42,1	0,0	108,3	0,0	41,4	0,0
Pessoa de referência na família	21,3	0,0	21,8	0,0	21,2	0,0	18,8	0,0
Educação, saúde e serviços sociais	1.156,5	0,0	400,8	0,0	1.153,8	0,0	396,1	0,0
Setor de atuação do pai					55,8	0,0	29,6	0,0
Pai com ensino médio					15,1	0,2	27,4	0,0
Pai com ensino superior					16,7	0,1	30,6	0,0
Mãe com ensino médio					4,2	24,2	9,4	2,4
Mãe com ensino superior					3,9	27,1	12,2	0,7

Fonte: Microdados da PNAD. Elaboração própria.

Tabela 7: Estatística de teste e probabilidade caudal dos testes de razão de verossimilhança para combinação de alternativas de resposta da variável dependente, Brasil, 1996 e 2014

	Modelo 1				**Modelo 2**			
	1996		**2014**		**1996**		**2014**	
	χ^2	**p-valor (%)**	χ^2	**p-valor (%)**	χ^2	**p-valor (%)**	χ^2	**p-valor (%)**
Federal & estadual	712,3	0,0	237,7	0,0	733,3	0,0	261,3	0,0
Federal & municipal	2.068,8	0,0	736,0	0,0	2.090,3	0,0	793,7	0,0
Federal & privado	2.234,1	0,0	704,2	0,0	2.277,5	0,0	764,4	0,0
Estadual & municipal	1.263,4	0,0	377,0	0,0	1.279,5	0,0	410,3	0,0
Estadual & Privado	4.472,9	0,0	1.278,1	0,0	4.529,2	0,0	1.321,8	0,0
Municipal & Privado	2.677,6	0,0	1.420,8	0,0	2.703,0	0,0	1.426,0	0,0

Fonte: Microdados da PNAD. Elaboração própria.

Tabela 8: Coeficientes estimados para o lógite multinomial sem variáveis relativas ao *background* familiar (Modelo 1), Brasil, 1996/2014

Variável	1996			2014		
	Federal	Estadual	Municipal	Federal	Estadual	Municipal
Mulher	−0,30 ***	0,15 **	0,54 ***	−0,74 ***	−0,15 *	0,40 ***
Experiência	0,88 ***	0,93 ***	0,39 ***	−0,18	0,66 ***	0,59 ***
Experiência ao quadrado	−0,12 ***	−0,11 ***	−0,02 *	0,08 ***	−0,04 **	−0,03 **
Indígena	0,76	−0,71	−0,07	0,35	1,45 *	−12,95
Preto	0,35 **	0,10	−0,02	0,12	−0,08	0,14
Amarelo	−0,11	−0,35	−0,78 **	0,12	−1,53 **	−0,26
Pardo	0,10	0,20 ***	0,16 ***	−0,08	−0,06	0,24 ***
Norte	0,58 ***	0,17 *	−0,29 ***	0,71 ***	0,67 ***	−0,10
Sudeste	−0,93 ***	−0,71 ***	−0,63 ***	−0,41 **	−0,57 ***	−0,72 ***
Sul	−0,86 ***	−0,69 ***	−0,43 ***	−0,06	−0,50 ***	−0,56 ***
Centro-Oeste exclusive DF	−0,24 *	−0,43 ***	−0,60 ***	−0,19	0,16	−0,46 ***
Distrito Federal	1,16 ***	0,61 ***	−4,31 ***	1,84 ***	0,86 ***	−23,01
Ensino fundamental completo	1,19 ***	0,75 ***	−0,01	3,43 ***	0,07	0,14
Ensino médio completo	2,22 ***	1,72 ***	0,22 ***	4,13 ***	1,39 ***	0,72 ***
Ensino superior completo	3,20 ***	2,30 ***	0,59 ***	5,79 ***	2,76 ***	1,41 ***
Região metropolitana	−0,05	−0,63 ***	−0,89 ***	0,35 ***	−0,35 ***	−1,03 ***
Área rural não metropolitana	0,23	0,40 ***	0,85 ***	−1,26	0,24	0,88 ***
Chefe	0,11	−0,11 *	−0,26 ***	0,31 **	0,38 ***	0,20 ***
Educação, saúde e serviços sociais	0,45 ***	1,52 ***	1,20 ***	0,24 *	1,21 ***	1,37 ***
Constante	−4,53 ***	−3,52 ***	−1,98 ***	−7,09 ***	−4,59 ***	−3,11 ***

Nota: ***, ** e * denotam os coeficientes estatisticamente significativos aos níveis de 1%, 5% e 10%, respectivamente.
Fonte: Microdados da PNAD. Elaboração própria.

Tabela 9: Coeficientes estimados para o lógite multinomial com variáveis relativas ao *background* familiar (Modelo 2), Brasil, 1996/2014

Variável	1996			2014		
	Federal	Estadual	Municipal	Federal	Estadual	Municipal
Mulher	−0,28 ***	0,16 **	0,54 ***	−0,68 ***	−0,12	0,40 ***
Experiência	0,93 ***	0,92 ***	0,38 ***	0,02	0,73 ***	0,59 ***
Experiência ao quadrado	−0,13 ***	−0,10 ***	−0,02	0,06 **	−0,05 **	−0,03 **
Indígena	0,87	−0,69	−0,07	0,69	1,57 **	−13,22
Preto	0,40 ***	0,09	−0,03	0,24	−0,05	0,13
Amarelo	−0,11	−0,33	−0,78 **	0,08	−1,58 **	−0,18
Pardo	0,12	0,19 ***	0,16 ***	0,06	−0,03	0,23 ***
Norte	0,57 ***	0,18 *	−0,28 ***	0,72 ***	0,68 ***	−0,09
Sudeste	−0,92 ***	−0,71 ***	−0,63 ***	−0,40 **	−0,55 ***	−0,69 ***
Sul	−0,84 ***	−0,69 ***	−0,43 ***	−0,01	−0,48 ***	−0,55 ***
Centro-Oeste exclusive DF	−0,23 *	−0,42 ***	−0,60 ***	−0,18	0,19	−0,44 ***
Distrito Federal	1,17 ***	0,62 ***	−4,30 ***	1,85 ***	0,82 ***	−19,85
Ensino fundamental completo	1,17 ***	0,74 ***	−0,01	3,47 ***	0,06	0,13
Ensino médio completo	2,16 ***	1,70 ***	0,23 ***	4,03 ***	1,34 ***	0,72 ***
Ensino superior completo	3,05 ***	2,28 ***	0,62 ***	5,38 ***	2,61 ***	1,40 ***
Região metropolitana	−0,11	−0,64 ***	−0,89 ***	0,24 *	−0,40 ***	−1,01 ***
Área rural não metropolitana	0,23	0,41 ***	0,85 ***	−1,12	0,32	0,90 ***
Chefe	0,12	−0,11 *	−0,26 ***	0,26 **	0,35 ***	0,19 ***
Educação, saúde e serviços sociais	0,47 ***	1,53 ***	1,21 ***	0,25 *	1,21 ***	1,37 ***
Setor de atuação do pai	0,43 ***	0,70 ***	0,35 ***	0,21	0,69 ***	0,28 **
Pai com ensino médio	0,19 *	−0,13	−0,32 ***	0,59 ***	−0,08	−0,38 ***
Pai com ensino superior	0,46 ***	−0,09	0,15	0,77 ***	0,08	−0,57 ***
Mãe com ensino médio	0,19 *	0,07	−0,06	0,36 **	0,25 **	0,23 **
Mãe com ensino superior	−0,31 *	−0,14	−0,25	0,55 **	0,34 *	0,48 ***
Constante	−4,66 ***	−3,54 ***	−1,96 ***	−7,65 ***	−4,80 ***	−3,13 ***

Nota: ***, ** e *denotam os coeficientes estatisticamente significativos aos níveis de 1%, 5% e 10%, respectivamente.
Fonte: Microdados da PNAD. Elaboração própria.

Economia Aplicada, v. 22, n. 4, 2018, pp. 113-150

AS CONDIÇÕES DE SAÚDE AFETAM OS RENDIMENTOS DO TRABALHO? EVIDÊNCIAS PARA O MERCADO DE TRABALHO NO BRASIL

Wallace Patrick Santos de Farias Souza [*]
Flávio Augusto Ziegelmann [†]
Erik Alencar de Figueiredo [‡]

Resumo

O estudo busca mensurar o efeito das condições de saúde sobre o rendimento dos trabalhadores brasileiros, usando dados da PNAD de 2008. Para tanto, foram estimados o efeito de tratamento médio e quantílico com correção para o viés de seleção; o método de Lewbel (2012) que gera instrumentos internos a partir da heterocedasticidade dos resíduos e bounds para o efeito do tratamento seguindo Oster (2015). Os resultados mostram um impacto negativo de uma má condição de saúde na renda do trabalho para todas as especificações utilizadas, sendo o maior impacto sofrido por indivíduos localizados nos quantis mais baixos de renda.

Palavras-chave: condição de saúde; efeito de tratamento; renda do trabalho

Abstract

The study aims to measure the effect of health conditions on the Brazilian workers income, using PNAD data from 2008. For that, we estimated: the average and quantile treatment effect with correction for the selection bias; the method of Lewbel (2012), that generates internal instruments from heteroscedasticity of residues; and bounds for the treatment effect following Oster (2015). The results show a negative impact of a poor health condition on labor income for all the specifications used, with the greatest impact being suffered by individuals located in the lowest income quantiles.

Keywords: health condition; treatment effect; labor income

JEL classification: C21, I10, J22

DOI: http://dx.doi.org/10.11606/1980-5330/ea132569

[*] Programa de Pós Graduação em Economia - UFPB. E-mail:wpsfarias@gmail.com
[†] Programa de Pós Graduação em Economia - UFRGS. E-mail: flavioz@ufrgs.br
[‡] Programa de Pós Graduação em Economia - UFPB. E-mail: eafigueiredo@gmail.com

Recebido em 18 de maio de 2017 . Aceito em 02 de junho de 2018.

1 Introdução

O acesso à saúde é considerado um dos principais fatores de acumulação de capital humano e influencia positivamente na função de bem-estar dos indivíduos, dado que quanto maior seu estoque de saúde maior a disponibilidade para o trabalho, estudo e/ou lazer. A condição saudável é também considerada um fim em si mesmo, pois só o fato de ter uma boa saúde contribui para o aumento do bem-estar dos indivíduos. As condições de saúde afetam os rendimentos dos trabalhadores na medida em que influenciam a sua decisão em participar ou não da força de trabalho, o número de horas trabalhadas e a sua produtividade. Dessa forma, indivíduos saudáveis possuem um maior estoque de capital humano e tendem a ser mais produtivos quando comparados aos seus pares não saudáveis. (Alves et al. 2002).

A saúde, diferente de outras formas de capital humano, tem uma importância peculiar para o retorno econômico, pois as condições físicas e mentais que o indivíduo se encontra determinam a quantidade e intensidade com que os mesmos podem se dedicar a atividade laboral, contribuindo para o aumento dos rendimentos e bem-estar (Grossman 1972). Nesse sentido, trabalhos pioneiros como Schultz (1961) e Mincer (1974) apontam saúde e educação como componentes principais do capital humano.

Fatores não controláveis, como herança genética, e controláveis, como hábitos saudáveis, definem o estoque de saúde dos indivíduos, e este determina o quanto de trabalho os indivíduos estão dispostos e são capazes de ofertar. O tipo de atividade é também importante para determinar a quantidade de trabalho ofertada, pois a presença de qualquer doença que gere limitações físicas poderá ter um impacto maior em tarefas que exijam um maior esforço físico, que por sua vez, são normalmente tarefas desempenhadas com menor grau de qualificação (Noronha et al. 2004).

Grossman (1972) introduz a ideia de que a procura de saúde é resultado de um processo de escolha individual. Assim, os cuidados médicos são entendidos como um fator produtivo adquirido pelos indivíduos para produzir saúde. Para o autor, a saúde é um estoque, tendo duração de vários anos, e tal estoque se depreciaria com o passar do tempo. O modelo proposto pelo autor evidencia que a procura de cuidados médicos terá um objetivo último que é a procura de saúde e, além disso, a procura por cuidados médicos é influenciada por fatores sócioeconômicos que afetam o estado de saúde, tais como, as preferências individuais, o salário, a idade, o nível educacional.

A grande maioria dos trabalhos que analisam os determinantes do retorno salarial do indivíduo focam na educação como componente de capital humano, tal como na formulação de Mincer (1974). Outros trabalhos como Bartel & Taubman (1979), Levine et al. (1997), Kassouf (1997), Alves & Andrade (2003) e Böckerman et al. (2015), acrescentam um componente de saúde na formulação minceriana, sobre a hipótese que o estoque de saúde afeta a produtividade do trabalho e oferta de mão de obra.

Para o Brasil, apesar de ser uma área recente de pesquisa, alguns trabalhos se destacam como referência na análise do impacto da saúde no resultado econômico individual. Kassouf (1999), por exemplo, verifica que um IMC[1] baixo (usado como indicador de subnutrição) tem um impacto significativo sobre o rendimento dos indivíduos para o Brasil, enquanto que Alves & An-

[1] Índice de Massa Corporal.

drade (2003), em estudo para o Estado de Minas Gerais, avaliam que as más condições de saúde tem como efeitos a redução salarial ou até a saída do indivíduo do mercado de trabalho.

A maioria dos artigos identificam três canais pelos quais as condições de saúde afetam as decisões dos indivíduos no mercado de trabalho e consequentemente os ganhos auferidos por tais trabalhadores: a participação na força de trabalho, o número de horas trabalhadas e o nível de salário. Com respeito à oferta de trabalho, a saúde tem impactos sobre a escolha setorial, sobre a decisão de trabalhar e sobre número de horas a ser ofertado (Strauss & Thomas 1998). No entanto, o resultado de uma má condição de saúde sobre a oferta de trabalho pode ser ambíguo, dependendo de três efeitos, a saber: efeito dotação[2], efeito substituição[3] e efeito renda[4]. Se, por exemplo, o efeito renda superar o efeito dotação mais o efeito substituição juntos, uma saúde precária resulta em maior oferta de trabalho. Mas no geral, é esperado que aconteça o contrário, e que um trabalhador doente tende a trabalhar menos tempo do que uma pessoa saudável[5].

Por outro lado, indivíduos que possuem doenças (sobretudo crônicas) buscam se adaptar ao ambiente de trabalho e executar normalmente suas tarefas, a não ser que a doença seja grave o suficiente que o impeça de trabalhar. Para saber se de fato o estado de saúde implica em restrições capazes de reduzir a produtividade e perdas salariais, deve ser levada em conta a gravidade da enfermidade e a capacidade de adaptação do indivíduo.

Com relação ao número de horas trabalhadas por semana, esta é dada pela soma das horas semanais alocadas para o trabalho principal, secundário e outros. Porém, esse número de horas assim como o nível de rendimento é observado apenas para aqueles que participam da força de trabalho, de maneira que a amostra utilizada na estimação das equações não é aleatória, dado que indivíduos que não participam da força de trabalho não aparecem na amostra selecionada. Dessa forma, é preciso um método que corrige a seletividade amostral, observando quais variáveis afetam a probabilidade de um determinado indivíduo entrar no mercado de trabalho. Muitos trabalhos aplicados tem usado a correção do viés de seleção baseado no procedimento de Heckman (1979), segundo o qual as motivações que os indivíduos têm para ocupar postos de trabalho podem diferir entre os indivíduos, levando em conta suas características.

Em suma, as condições de saúde podem afetar a participação no mercado de trabalho, o nível de salário por hora individual via efeitos sobre a produtividade e a quantidade de horas trabalhadas pelos indivíduos. Para o presente trabalho, o foco será no efeito que as condições de saúde exercem sobre os rendimentos do trabalho, sendo a variável dependente o salário por hora semanal auferido, em logaritmo.

Dito isso, o objetivo deste artigo é mensurar o impacto das condições de

[2]Refere-se a menor quantidade de tempo para realizar as atividades, inclusive trabalhar, quando está doente.

[3]Quando a condição de saúde precária corresponde a uma taxa de salário menor, fazendo com que o indivíduo substitua trabalho por lazer (reduza sua oferta de trabalho), dado que o trabalho gera desutilidade.

[4]Quando a condição de saúde precária faz o indivíduo trabalhar mais para compensar a menor taxa de salário por hora.

[5]A intensidade com que essa redução acontece pode depender, entre outros fatores, do tipo de doença.

saúde dos indivíduos no seu nível salarial, a partir dos microdados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios para o ano de 2008, que contem um suplemento de saúde dos entrevistados[6]. Para alcançar tal objetivo, as estimativas serão baseadas em quatro estratégias empíricas, como forma de tentar mitigar a possibilidade de variáveis não observadas estarem viesando os resultados. A primeira delas é estimar o efeito de tratamento médio das condições de saúde sobre a renda do trabalho por meio do *propensity score matching*, como forma de ter estimativas mais razoáveis que as obtidas por OLS[7], tendo como tratamento[8] uma má condição de saúde autorreportada ou ser diagnosticado com alguma doença crônica em comparação a indivíduos saudáveis (grupo de controle). No entanto, é possível que a condição de saúde tenha um efeito diferente ao longo da distribuição de salários e o efeito médio não represente completamente o seu impacto, visto que uma condição de saúde insatisfatória pode ter um reflexo maior para aquelas ocupações que necessitam de maior esforço físico, que em geral são exercidas por indivíduos pouco qualificados e, consequentemente, com baixa remuneração. Assim, o segundo método empírico estimado é o efeito por quantis, como forma de ver o impacto do tratamento (status de saúde) por toda a distribuição de salários. Para os dois casos é feita uma estimação em primeiro estágio para corrigir o viés de seleção, verificando as variáveis que afetam a probabilidade do indivíduo estar inserido no mercado de trabalho.

Além do efeito heterogêneo entre os quantis, um baixo nível de salário implica que os indivíduos têm menos recursos para cuidar da sua condição de saúde (exames, diagnósticos, prevenções, etc) tendo como consequência um nível baixo desse indicador. Em outras palavras, a condição de saúde pode afetar no rendimento do trabalho assim como o nível de renda pode afetar na condição de saúde (causalidade reversa). Além disso, a relação ainda pode apresentar a endogeneidade em decorrência de viés de variável relevante omitida ou via erro de medida, fazendo com que a condição de saúde não seja exógena. Nesse caso, uma alternativa seria a necessidade de uma variável instrumental que afete o status de saúde dos indivíduos (tratamento), mas não impacte diretamente na renda do trabalho (resultado) para contornar esse problema. Dado a ausência de instrumentos externos disponíveis (ou ser muito difícil justificar e/ou encontrar bons instrumentos), a terceira estratégia usada é um estimador de dois estágios proposto por Lewbel (2012) que explora a heterocedasticidade do primeiro estágio para gerar instrumentos internos para identificação. Por fim, na quarta estratégia serão estimados os *bounds* para o efeito de tratamento desenvolvido por Oster (2015) que informa sobre o viés que persiste devido a variáveis não observadas, dada à preocupação com variáveis omitidas na estimação do coeficiente de interesse.

O artigo apresenta a seguinte estrutura, além desta introdução. A seção seguinte traz um resumo das evidências empíricas acerca da influência das condições de saúde no mercado de trabalho. Na Seção 3 é feita uma análise do estado de saúde no Brasil, segundo a amostra utilizada, a descrição da base de dados e a criação das variáveis de saúde usadas como tratamento. A quarta seção apresenta todos os passos da estratégia empírica adotada, bem como

[6] Os detalhes e a justificativa sobre a utilização da base de dados utilizada será explicitado na Seção 3.

[7] *Ordinary least squares*.

[8] A construção das variáveis de tratamento estão explicadas na seção de dados.

o método de correção do viés de seleção. Em seguida são apresentados os resultados encontrados e, por fim, na sexta seção são feitas as considerações finais.

2 Revisão de Literatura

Vários trabalhos empíricos têm sido realizados para tentar entender a relação das condições de saúde e mercado de trabalho, seja usando a saúde como uma variável exógena tal qual em Luft (1975) e Kassouf (1999), ou tentando controlar a endogeneidade entre saúde e rendimentos tal como Grossman & Benham (1974) e Schultz & Tansel (1997). O trabalho de Luft (1975) mensura as perdas de salários ocasionadas por uma má condição de saúde dos trabalhadores americanos entre 18 e 64 anos, diferenciando por sexo e raça. Kassouf (1999) utiliza o mesmo procedimento para o Brasil mensurando as condições de saúde por meio do estado nutricional individual, avaliando também as diferenças regionais e entre as áreas urbana e rural.

Segundo Gomes et al. (2014), normalmente indivíduos com menores rendimentos desempenham atividades que exigem maior esforço físico que intelectual, o que fundamenta a relação dos rendimentos condicionados ao estado de saúde. Dessa forma, os autores identificam um "círculo vicioso" em tal relação, bo qual os indivíduos mais pobres tendem a ocupar trabalhos que requerem maior esforço e consequentemente maior perda de rendimentos quando se encontram doentes (devido à impossibilidade de empreender o esforço), o que podem torná-los mais pobres e agravar mais ainda a condição de saúde. Assim, a presença de qualquer tipo de doença que gere limitações físicas poderá ter um impacto maior sobre os rendimentos dos indivíduos que desempenham tarefas que demandem mais esforço físico, quando comparadas a atividades que requeiram um menor nível de esforço Noronha et al. (2004). Em outras palavras, visto que a remuneração pode ser definida pela produtividade, indivíduos com condições de saúde precária tendem a ser menos produtivos. Isso implica que irão auferir uma menor remuneração, a depender do tipo de doença.

Nesse sentido, usando equações simultâneas para dados da Austrália da *AusDiab Survey* (ADS), Cai (2010) verificou que os dois efeitos podem ser encontrados. A saúde afeta a participação da força de trabalho e, por outro lado, à participação da força de trabalho afeta a saúde, sendo tal efeito negativo para os homens e positivo para as mulheres.

Smith (1999) também discute sobre a direção da causalidade entre medidas de renda e variáveis de saúde, visto que para os países industrializados o argumento de que um menor *status* socioeconômico leva a um menor cuidado de saúde ou a um maior padrão de comportamento prejudicial à saúde, parece insuficiente para justificar essa relação. Com isso, têm surgido teorias que tentam explicar o canal pelo qual o baixo nível socioeconômico pode levar a piora das condições de saúde, tais como os impactos de longo prazo na primeira infância, fatores ambientais intrauterinos ou a exposição prolongada a fatores estressantes. Por outro lado, uma má condição de saúde pode reduzir a capacidade dos indivíduos de obter renda, impossibilitar para o trabalho ou aumentar as despesas médicas, impactando na renda disponível dos mesmos. O autor ainda enfatiza que a saúde pode alterar a poupança das famílias (e consequentemente a riqueza), estimando a magnitude desses efeitos.

Dessa forma, o trabalho de Smith adverte sobre a superestimação de causalidade em uma direção, dado que pode haver uma simultaneidade. Suas conclusões mostram que a renda parece afetar o status de saúde de forma mais incisiva na infância e no início da idade adulta, quando o estoque e nível de saúde ainda está sendo estabelecido. Já em idades mais avançadas, há um efeito mais pronunciado da condição de saúde na renda e riqueza.

Barnay (2016) faz uma revisão da literatura empírica para países europeus acerca da relação entre emprego e estado de saúde, mostrando que são encontrados efeitos nos dois sentidos, tanto da saúde nos resultados do trabalho quanto do emprego no estado de saúde. Controlando por questões de endogeneidade (causalidade reversa, variáveis omitidas) a literatura tem mostrado que um ambiente de trabalho favorável e segurança no emprego levam a uma melhor condição de saúde. Por outro lado, o desemprego e a aposentadoria causam, em geral, uma piora na saúde mental dos trabalhadores. Dentre as observações apontadas na pesquisa, é mostrado que cerca de 29% dos trabalhadores europeus gostariam de ter uma jornada de trabalho menor na tentativa de reduzir efeitos prejudiciais sobre a saúde. No geral, uma combinação de elevada proteção do emprego, satisfação profisisonal e políticas de mercado de trabalho implicam em um efeito positivo nas condições de saúde dos trabalhadores. O autor chama ainda a atenção para o fato de que os trabalhadores europeus enfrentaram uma degradação da qualidade de vida entre 1995 e 2005, quando quase um terço dos cidadãos na União Europeia apontaram que o trabalho afeta sua saúde. Isso fez com que ao longo do tempo demandassem uma maior rede de proteção social contra choques inesperados de saúde.

Em âmbito internacional, alguns trabalhos tem usado painel de dados quando a disponibilidade dos mesmos torna possível, tais como Disney et al. (2006) e García-Gómez et al. (2010). Disney et al. (2006) estimam um painel de dados da *British Household Panel Survey* (BHPS) de 1991-1998 para o Reino Unido e encontra que choques negativos nas condições de saúde tem impacto sobre a aposentadoria precoce dos trabalhadores e consequentemente um menor tempo no mercado de trabalho, enquanto que García-Gómez et al. (2010) usando dados da mesma pesquisa para 1991-2002 mostram que a saúde afeta a entrada e saída do emprego.

Por outro lado, Morris (2007) aplica vários métodos (*propensity score mathcing*, *probit*, *probit* bivariado com variável instrumental) para dados da *Health Survey for England* de 1997-1998 e verifica um impacto negativo da obesidade sobre o nível de emprego, enfocando que a estimativa que não corrige a endogeneidade com o uso do instrumento é submestimada para as mulheres. Harris (2009) também encontra efeitos negativos da diabetes e doenças cardiovasculares na participação no mercado de trabalho para a Austrália em 2002.

É oportuno frisar que a relação entre saúde e renda do trabalho pode persistir no tempo, dado que o status de saúde tende a se deteriorar com a idade. Por outro lado, os indivíduos podem se adaptar a nova condição ou buscar atividades mais adaptáveis[9] ao seu estado de saúde. Contudo, esses efeitos ainda não são consolidados na literatura. Dito isso, García-Gómez et al. (2013) analisam os efeitos de longo prazo das condições de saúde no emprego e renda para

[9]A adaptação do indivíduo a trabalhos que requerem habilidades compatíveis com sua capacidade residual após o choque negativo de saúde depende das características individuais e do sistema de seguro de invalidez. García-Gómez et al. (2013) mostram que esse sistema de seguro nos Países Baixos estavam entre os mais generosos do mundo.

uma amostra de internações hospitalares e dados de imposto de renda para a Holanda (amostra de indivíduos entre 18 e 64 anos de idade para um período de 8 anos) e verificam, a partir de métodos de *propensity score matching* e diferenças em diferenças, que os efeitos negativos ainda persistem de 2 até 6 anos após um indivíduo ter sido internado com uma doença grave. Além do efeito negativo na probabilidade de emprego e na renda do indivíduo afetado (internado), há um efeito de transbordamento maior na renda familiar. Como a internação não é prevista (mais provável ser exógena que uma medida de saúde autorreportada) e a amostra contém apenas indivíduos não internados no ano anterior, os autores evitam o problema da causalidade reversa e, aliado a estratégia empírica adotada, fornecem resultados mais robustos.

García-Gómez et al. (2013) também estimam o efeito da internação do indivíduo sobre a oferta de trabalho do cônjuge e encontram que, em média, a probabilidade de o cônjuge estar trabalhando é reduzida e a renda é menor mesmo dois anos após a admissão hospitalar. Tal efeito é heterogêneo entre os gêneros, sendo que quando o homem fica doente é mais provável que a mulher continue ou entre no mercado de trabalho ao passo que, quando a mulher tem um choque negativo de saúde, existe uma probabilidade maior de o homem deixar a força de trabalho. O efeito é maior ainda entre os idosos quando comparado a outras faixas de idade, dada a menor capacidade de recuperação após o choque.

Usando registros de dados de trabalhadores suecos, Lundborg et al. (2015) também encontram evidências de heterogeneidade do impacto da saúde sobre os rendimentos do trabalho para indivíduos com alto e baixo nível de educação. Os indivíduos podem ser acompanhados por até 12 anos, podendo considerar o impacto heterogêneo do choque de saúde tanto de curto e longo prazos. Além disso, os dados sobre os choques inesperados trazem estimativas com menos viés que as notificações de condições de saúde autorreportadas. A partir de métodos de diferença em diferença, os resultados mostram que um mesmo choque de saúde não esperado tem um efeito negativo maior para trabalhadores com menor nível de escolaridade e que esse efeito aumenta com a idade. Uma das explicações é que indivíduos mais educados têm maior consciência sobre cuidados com a saúde, e mesmo após um choque têm maior facilidade em aderir a tratamentos médicos. Do ponto de vista social, é de interesse que indivíduos mais qualificados retornem mais rapidamente ao mercado de trabalho dados os custos sociais e de seguridade. Os autores ainda revelam que os trabalhadores pouco qualificados também são mais propensos a deixar a força de trabalho, receber seguro invalidez e auxílios doença após o choque negativo nas condições de saúde. Impactos na fertilidade e na renda do cônjuge são também analisados.

Os resultados heterogêneos encontrados por Lundborg et al. (2015) são uma explicação sobre o gradiente educacional em saúde, que representa as diferenças de saúde entre os diferentes grupos da sociedade. Portanto, os autores mostram que esse padrão é encontrado na Suécia, um país com cobertura universal de seguro de saúde e cuidados médicos de alta qualidade. Outros trabalhos como Case & Deaton (2005) e Van Kippersluis et al. (2009) têm evidenciado a presença do gradiente durante a idade ativa dos indivíduos, diminuindo à medida que as pessoas envelhecem.

Para o Brasil, Alves & Andrade (2003) encontram efeitos diferenciados da saúde nos rendimentos de homens e mulheres no mercado de trabalho para Minas Gerais. Para os homens, o principal efeito de uma má condição de

saúde é a exclusão do mercado de trabalho, enquanto que para as mulheres é a redução na taxa de salários.

Seguindo essa linha, Godoy et al. (2006) encontram efeitos negativos na renda individual decorrente de doença renal crônica a partir dos dados da PNAD de 1998, impactando com mais intensidade trabalhadores de baixa renda. A hipótese dos autores é que além de impactos no mercado de trabalho propriamente dito[10], a doença renal tem outras implicações econômicas como aposentadoria precoce, aumento de programas assistenciais de transferência de renda e custos elevados do sistema de saúde. Cuidados com prevenção e o retardamento dessa e outras doenças estão entre as recomendações para a redução das disparidades de rendimentos no mercado de trabalho. Silva et al. (2011) encontra resultados semelhantes com relação à tuberculose, que implica em perdas salarias para os trabalhadores, sobretudo para os mais pobres.

Outros trabalhos para grupos específicos também podem ser encontrados na literatura nacional. Pérez et al. (2006), por exemplo, analisam os determinantes da participação dos idosos no mercado de trabalho para o ano 2000 em São Paulo. Para controlar o viés de endogeneidade entre saúde e participação no mercado de trabalho, foram utilizadas variáveis que buscaram captar as condições e acesso a serviços de saúde durante a infância dos indivíduos e outras para controlar o comportamento nocivo a saúde como instrumentos. Os resultados mostram que uma pior condição de saúde reduz a probabilidade de trabalhar, sendo esse efeito maior para os homens. Isso se deve ao fato de as mulheres estarem inseridas em atividades que demandem um menor esforço físico, fazendo com que a condição de saúde não seja tão crucial. Das demais variáveis utilizadas, o nível socioeconômico tem uma maior importância para explicar a oferta de trabalho dos homens, enquanto para as mulheres são os atributos ligados à composição familiar que têm maior relevância. Uma possível explicação, segundo os autores apud Saad (1999), é que as mulheres mantêm laços familiares mais fortes.

Quando considerados no agregado, os efeitos das condições de saúde sobre os rendimentos individuais podem influenciar as condições macroeconômicas. Posto isso, Figueirêdo et al. (2003) verificaram durante a década de 1990 que um bom estado de saúde da população contribui positivamente para o crescimento econômico, seja por meio da taxa de crescimento do PIB ou reduções na taxa de mortalidade. Os autores argumentam que mais investimentos em capital humano podem ampliar tais efeitos.

Em suma, a literatura tem corroborado que uma má condição de saúde afeta negativamente a participação no mercado de trabalho, seja pela exclusão do trabalhador ou redução do rendimento e jornada de trabalho.

3 Base de Dados

3.1 Análise do Estado de Saúde no Brasil

A Pesquisa Nacional por amostra de Domicílios de 2008 traz um suplemento com informações sobre o estado de saúde dos indivíduos, que pode ser mensurado a partir de vários aspectos e critérios. Seguindo a literatura e a disponibilidade de dados, a avaliação empírica do estado de saúde pode ser au-

[10] Tais como redução de salários e de número de horas trabalhadas.

topercebida, baseada em conhecimentos e crenças pessoais, ou reportada por um profissional de saúde, observando a incidência de uma série de doenças crônicas que os indivíduos possam apresentar. São também utilizadas variáveis que indicam se o indivíduo apresenta problemas de realizar tarefas ou se locomover e ainda aspectos comportamentais relacionados à saúde, como tabagismo e sedentarismo/atividade física.

Com relação à autoavaliação reportada pelo indivíduo, este é um critério subjetivo que, no entanto, capta a percepção do indivíduo sobre sua real disposição em realizar determinadas tarefas, além de ser um indicador sobre o estado de saúde global. Uma desvantagem é que isso pode estar relacionado com características socioeconômicas e culturais das pessoas.

Já os indicadores de dificuldades de mobilidade ou limitações funcionais, apesar de também serem autoreportados, estão menos sujeitos à subjetividade, pois focam em perguntas específicas sobre determinadas tarefas corriqueiras, que o indivíduo tem consciência sobre o seu real desempenho. Um problema é que tais dificuldades apresentam baixa frequência, sobretudo na população mais jovem, o que torna difícil captar o estado de saúde nessa faixa etária.

A Tabela 1 apresenta o estado de saúde autoavaliado, no qual o indivíduo é questionado como em geral classifica seu próprio estado de saúde, sendo possíveis cinco respostas (muito bom, bom, regular, ruim, muito ruim). É percebido que enquanto 3% dos entrevistados classificam seu estado de saúde ruim ou muito ruim, mais de 70% o classificam como muito bom ou bom, chegando a quase 80% para os homens[11].

O alto percentual de pessoas que consideram sua condição de saúde como boa (muito boa) pode indicar o desconhecimento em relação a alguma doença que não foi diagnosticada ou à própria relutância em admitir alguma enfermidade, sobretudo para os homens, menos propensos a realizar consultas de rotina e cuidados gerais com a sua saúde.

Tabela 1: Autoavaliação do estado de saúde individual - PNAD (2008) - em %

Autoavaliação de Saúde	Homens	Mulheres	Total
Muito Bom	23,07	19,66	21,35
Bom	54,85	53,79	54,32
Regular	19,51	23,33	21,44
Ruim	2,23	2,60	2,42
Muito Ruim	0,34	0,62	0,48

Fonte: Elaboração dos autores com base nos dados da PNAD (2008).

Outro critério a ser utilizado é o clínico/funcional avaliado por um profissional de saúde, um indicador importante para avaliar o estado de saúde individual pelo fato de fornecer uma informação objetiva para mensurar a saúde. No entanto, se o indivíduo não tem costume de ir ao médico ou fazer exames periódicos, pode ser que desconheça a existência de algum problema

[11] Para fins metodológicos, como será detalhado mais adiante, tal variável será transformada em binária, que assume valor 0 para os indivíduos que apresentam o estado de saúde autodeclarado como "muito bom" ou "bom", e 1 para indivíduos que apresentam o estado "regular", "ruim" ou "muito ruim".

de saúde que possa ter, principalmente aqueles que não apresentam sintomas claros em fases iniciais.

Entre as doenças avaliadas, são observadas as de características como alta prevalência (hipertensão), altas taxas de utilização de serviços de saúde (bronquite e asma), possibilidade de intervenção efetiva (tuberculose) e elevada frequência de uso de serviços de alto custo (insuficiência renal crônica, câncer). Ao todo são 12 doenças para as quais os indivíduos são ou não diagnosticados em tê-las por um profissional de saúde, sendo o percentual de indivíduos identificados com cada uma dessas doenças reportado na Tabela 2. É importante salientar que os indivíduos podem apresentar mais de uma doença, fato não destacado na tabela, mas que será captado pela criação de uma variável referente ao número de doenças[12].

Pela Tabela 2, é possível perceber que doenças relacionadas à coluna e hipertensão são as mais frequentes na população brasileira, enquanto que cirrose e tuberculose afetam uma parcela muito pequena. Quanto à diferença de gênero, as mulheres representam a maioria do total de afetados para praticamente todas as doenças, chegando a 76% do total de pessoas com depressão. Apenas a tuberculose e a cirrose afetam uma proporção maior de homens, esta última chegando a mais de 71% do total de entrevistados com a doença.

Tabela 2: Indivíduos diagnosticados com alguma doença - PNAD (2008) em %

Doenças	**Homens (% Total)**	**Mulheres (% Total)**	**Total**
Coluna	43,62	56,38	19,27
Artrite	33,61	66,39	6,22
Câncer	37,10	62,90	0,46
Diabetes	48,42	51,58	3,26
Hipertensão	43,42	56,58	15,76
Coração	44,22	55,78	3,44
Insuficiência Renal	44,23	55,77	1,52
Depressão	23,41	76,59	5,27
Tuberculose	53,57	46,43	0,14
Tendinite	24,11	75,89	4,61
Cirrose	71,23	28,77	0,12

Fonte: Elaboração dos autores com base nos dados da PNAD (2008).

Uma mesma doença pode afetar as pessoas com diferentes intensidades e causar diferentes percepções quanto ao estado de saúde individual. Dessa forma, a Tabela 3 indica como os indivíduos diagnosticados com alguma doença classificam seu estado de saúde. Para todas as doenças, observa-se que a maioria dos indivíduos diagnosticados reporta seu estado de saúde como bom ou regular o que pode indicar a perda de rendimentos ou redução do número de horas trabalhadas, mas não a exclusão do mercado de trabalho. Esse fato é corroborado pela estatística descritiva mais adiante, em que a quase totalidade de indivíduos da amostra está inserida no mercado de trabalho.

[12] A criação dessa variável será explicada mais adiante.

Tabela 3: Autoavaliação do estado de saúde de indivíduos diagnosticados com alguma doença - PNAD (2008) em %

Doenças	Muito Bom	Bom	Regular	Ruim	Muito Ruim
Coluna	9,57	42,38	40,18	6,49	1,38
Artrite	5,63	33,67	47,71	10,65	2,34
Câncer	9,54	34,28	43,11	12,01	1,06
Diabetes	4,77	31,76	51,08	9,48	2,91
Hipertensão	6,64	41,93	43,17	6,75	1,52
Coração	4,76	27,10	51,93	12,93	3,28
Insuficiência Renal	5,72	31,07	49,08	11,22	2,91
Depressão	7,06	34,82	44,64	10,91	2,58
Tuberculose	13,10	42,86	35,71	8,33	0,00
Tendinite	13,85	43,47	34,94	6,14	1,60
Cirrose	9,59	38,36	31,51	17,81	2,74

Fonte: Elaboração dos autores com base nos dados da PNAD (2008).

As dificuldades de mobilidade e/ou locomoção, a criação das variáveis binárias que serão usadas como tratamento e as demais características individuais e de localidade usadas como controle serão descritas junto com as principais estatísticas descritivas abaixo.

3.2 Base de Dados

A base de dados utilizada neste estudo são os microdados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD 2008) realizada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) para o ano de 2008. Além das informações permanentes sobre características socioeconômicas domiciliares e pessoais (como renda, idade, raça, sexo, renda per capita, etc.), esse ano investiga características do levantamento suplementar de saúde. O suplemento é uma fonte de dados importante para o conhecimento e monitoramento de aspectos relevantes da situação de saúde da população brasileira e do acesso, utilização e financiamento de serviços de saúde, assim como informações sobre mobilidade, sedentarismo, entre outros.

A utilização dessa base de dados se deu pelo fato de a PNAD englobar uma amostra representativa do território nacional, ser maior em comparação a outras pesquisas de saúde, o questionário ser respondido para todas as pessoas do domicílio, bem como a disponibilidade de outras variáveis de controle, como é o caso de rendas das mais diversas fontes (aposentadorias, pensões, lucros), dado que não é uma pesquisa puramente de saúde. Além disso, outros trabalhos da literatura nacional também fizeram uso do suplemento de saúde da PNAD de 2008, servindo como robustez para a estratégia empírica adotada no presente estudo. É sabido que outras pesquisas sobre saúde podem ser encontradas, como a Pesquisa Nacional de Saúde (PNS) para o ano de 2013, que inclusive se utiliza da amostra mestra da PNAD contínua. No entanto, continuaria sendo uma "fotografia" retirada em um ponto no tempo, o que achamos não ter muitas mudanças significativas. É importante ainda frisar que mais que o valor do coeficiente, a estratégia buscou apresentar indícios do efeito causal de uma má condição de saúde na perda de rendimento do trabalho dos indivíduos. Uma vez encontradas evidências de tal efeito, é razoável supor que este independa de um período de tempo específico, a não ser

que se considere períodos demasiadamente longos com mudanças estruturais no mercado de trabalho e indicadores da economia.

Foram utilizados dois critérios para classificar os indivíduos entre doentes ou saudáveis, além de variáveis usadas como controle que indicam a existência de dificuldade de problemas de locomoção e execução de tarefas domésticas e corriqueiras. Tais critérios foram recodificados para variáveis binárias e usados como tratamento para diferenciar os indivíduos quanto ao impacto na renda do trabalho e à participação no mercado de trabalho.

O primeiro critério é a condição de saúde autoavaliada, que, embora seja uma avaliação subjetiva dos próprios indivíduos, dá uma noção de percepção global do estado de saúde e é consistente com diferentes medidas autorreportadas. As respostas variam de 1 a 5 de acordo com a seguinte classificação: 1= "muito boa", 2= "boa", 3= "regular", 4= "ruim", 5= "muito ruim". Dessa forma, ao contrário de Noronha et al. (2004), foi criada uma variável *dummy* que assume valor um se indivíduo relata sua condição de saúde como "regular", "ruim" ou "muito ruim", e assume valor zero para uma condição "boa" ou "muito boa", fazendo com que o grupo de controle seja saudável[13].

O outro critério de saúde adotado como tratamento é a presença de doença diagnosticada por um profissional de saúde, sendo uma variável *dummy* que assume valor um se o indivíduo foi diagnosticado com uma ou mais doenças e zero caso não tenha nenhuma doença. Como robustez, foram construídas *dummies* (também usadas como tratamento em outras estimativas, uma por vez) para verificar se uma pessoa possui mais de uma doença, ou seja, uma variável binária assumindo valor um se possui duas ou mais doenças e zero caso saudável, e por fim, uma variável binária que assume valor um se o indivíduo possui três ou mais doenças e zero caso não tenha sido diagnosticado com nenhuma doença.

O critério subjetivo como um indicador da percepção global que o indivíduo tem a respeito de seu estado de saúde, possivelmente, mensura de forma mais adequada o estado de saúde do indivíduo do que o critério clínico/funcional, e estaria captando de forma mais ampla as restrições que o estado de saúde impõe ao desempenho dos doentes no trabalho, sobretudo, sobre sua produtividade.

Com relação a restrição de atividades rotineiras por motivo de saúde refere-se a comportamentos geralmente associados à redução de atividades que a pessoa é capaz de desempenhar no seu dia a dia. Tais restrições[14] foram transformadas em variáveis binárias que assumem o valor um se o indivíduo apresenta dificuldade para aquela característica e zero caso contrário, sendo depois agrupadas em uma variável que representa o número de problemas/dificuldades de realizar atividades e/ou locomoção que o indivíduo enfrenta. Tal variável foi usada como controle em todas as estimações.

Características pessoais (sexo, raça, idade, escolaridade, hábitos saudáveis) relacionadas à região (UF, área metropolitana, etc) e informações sobre o setor e ramo de atividade no mercado de trabalho foram também usadas como con-

[13] A definição como foi exposto é para padronizar com a outra variável binária de condição de saúde, que assume valor 1 se o indivíduo é diagnosticado com alguma doença, fazendo o grupo de controle novamente ser saudável.

[14] As características de locomoção são relacionadas ao fato de o indivíduo ter: dificuldade em alimentar-se, dificuldade de levantar objetos, dificuldade em realizar consertos domésticos, dificuldade em subir ladeira ou escada, dificuldade em abaixar-se, dificuldade em andar mais de 100 metros, dificuldade para andar mais de um quilômetro.

troles. Por fim, para a equação de participação no mercado de trabalho que corrige o viés de seleção, além das características pessoais e de região citadas, foram utilizadas variáveis de renda do não trabalho (pensão, juros, aposentadorias, aluguel, etc), que são incluídas por afetarem o salário de reserva dos agentes e a decisão de entrar ou não no mercado de trabalho[15], ou seja, os indivíduos exigem salários de reserva maiores para trocar lazer por trabalho. Estas são as variáveis de exclusão do modelo, dado que afetam a probabilidade de um indivíduo ofertar ou não trabalho, mas não afetam diretamente os rendimentos do trabalho[16].

Além das variáveis relacionadas às condições de saúde já apresentadas, a Tabela 4 apresenta as principais estatísticas descritivas da amostra utilizada, em um total de 60.812 observações sobre indivíduos da PNAD de 2008. É observado que a quase totalidade dos indivíduos está inserida de alguma forma no mercado de trabalho, sendo esta a variável dependente da equação de participação (1º Estágio) que corrige o viés de seleção amostral. Para a equação de interesse (2º Estágio), a renda do trabalho usada para construir o logaritmo do salário por hora apresenta uma média de R$ 1.211,93. Na Tabela 4, são também marcadas as variáveis usadas em cada um dos estágios.

Os diferentes tipos de renda do não trabalho apresentam uma média muito baixa e um grande desvio padrão, devido ao fato de muitos indivíduos não receberem tais tipos de rendimentos. Com relação aos atributos pessoais, há um maior percentual de pessoas não brancas e uma leve participação a mais de mulheres na amostra, com uma média de idade e escolaridade de 40 anos e 9,23 anos de estudo, respectivamente. Foram excluídas pessoas com menos de 15 e mais de 65 anos de idade, com o intuito de captar apenas os indivíduos com idade ativa para o trabalho, o que faz a média de idade e escolaridade ser um pouco elevada em comparação com a amostra completa. Ainda é notado que do total da amostra, cerca de 28% praticam alguma atividade física e 20% são fumantes, sendo hábitos que podem influenciar no *status* de saúde.

Dentre os aspectos relacionados ao mercado de trabalho, a maioria encontra-se no comércio e na indústria de transformação, totalizando 30% dos trabalhadores. Com relação ao *status* da posição de ocupação, os trabalhadores com carteira assinada e por conta própria possuem uma representação em torno de 31% e 27%, respectivamente. Por fim, como é de se esperar, a grande maioria dos indivíduos reside na área urbana (86%) e nas regiões Sudeste e Nordeste do país.

4 Estratégia Empírica

Esta seção apresenta a estratégia empírica adotada no estudo. Em primeiro lugar será descrito o método de efeito de tratamento médio por *propensity score matching*, bem como suas limitações e o tratamento por quantis, além da correção do viés de seleção para o primeiro estágio. Em seguida, na Subseção 4.2, será apresentado o método de Lewbel (2012), que usa instrumentos internos a partir da heterocedasticidade, quando não existem restrições de exclusão disponíveis para gerar as estimativas. Por fim, a Subseção 4.3 apresenta o método

[15] Quanto maior a renda do não trabalho, maior tenderá a ser o salário de reserva das pessoas, que consequentemente esperam um salário maior para aceitar uma ocupação.

[16] Ao contrário do método de correção proposto por Heckman (1979), será utilizado um método semiparamétrico em que tal restrição não é obrigatoriamente necessária. Mesmo assim, foram utilizadas as rendas do não trabalho, dada a justificativa teórica.

Tabela 4: Estatísticas descritivas - PNAD - 2008

Variáveis	Média	Desvio-padrão	Mínimo	Máximo	Estágio
Renda do Trabalho (Dependente)	1.211,93	1.772,65	0	27.992	2º
Trabalho	0,9714	0,1666	0	1	1º
Renda do Não Trabalho					
Pensão	145,992	1.522,472	0	10.000	1º
Aposentadoria	0,6679	418,254	0	5.700	1º
Aluguel	135,666	1.682,745	0	12.000	1º
Doação	23,748	574,578	0	6.000	1º
Juros	110,819	760,204	0	5.000	1º
Características Pessoais					
Sexo	0,5039	0,4999	0	1	1º, 2º
Raça	0,4564	0,4981	0	1	1º, 2º
Idade	40,6810	10,1470	25	64	1º, 2º
Estado Civil	0,7334	0,4421	0	1	1º, 2º
Anos de Estudo	9,2320	4,5570	1	16	1º, 2º
Hábitos de Saúde					
Atividade Física	0,2885	0,4530	0	1	1º, 2º
Fumante	0,2009	0,4007	0	1	1º, 2º
Ramo de Atividade					
Agrícola	0,1093	0,3120	0	1	2º
Transformação	0,1374	0,3443	0	1	2º
Construção	0,0624	0,2419	0	1	2º
Outras Indústrias	0,0075	0,0865	0	1	2º
Comércio	0,1627	0,3691	0	1	2º
Serviços	0,0439	0,2084	0	1	2º
Serviços Auxiliares	0,0529	0,2239	0	1	2º
Trans. e Comunicação	0,0434	0,2039	0	1	2º
Social	0,1300	0,3363	0	1	2º
Adm. Pública	0,0697	0,2546	0	1	2º
Outras	0,0807	0,2724	0	1	2º
Posição na Ocupação do Trabalho					
Militar	0,1110	0,3142	0	1	2º
Com Carteira	0,3127	0,4636	0	1	2º
Sem Carteira	0,1472	0,3543	0	1	2º
Doméstico	0,0995	0,2994	0	1	2º
Conta-própria	0,2751	0,4465	0	1	2º
Empregador	0,0542	0,2266	0	1	2º

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da PNAD 2008. Nota: categorias das variáveis – sexo (1=feminimo; 0=masculino), raça (1= brancos; 0=brancos).

Tabela 4: Estatísticas descritivas - PNAD - 2008 (continuação)

Variáveis	Média	Desvio-padrão	Mínimo	Máximo	Estágio
Renda do Trabalho (Dependente)	1.211,93	1.772,65	0	27.992	2º
Trabalho	0,9714	0,1666	0	1	1º
Localização					
Urbana	0,8634	0,3433	0	1	1º, 2º
Norte	0,1298	0,3361	0	1	1º, 2º
Nordeste	0,2854	0,4516	0	1	1º, 2º
Sul	0,1664	0,3724	0	1	1º, 2º
Sudeste	0,2980	0,4574	0	1	1º, 2º
Centro-Oeste	0,1201	0,3251	0	1	1º, 2º

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da PNAD 2008. Nota: categorias das variáveis - sexo (1=feminimo; 0=masculino), raça (1= brancos; 0=brancos).

de (Oster 2013, 2015) para estimar *bounds* para o efeito de tratamento, como robustez para as estimações anteriores.

4.1 Efeito de Tratamento

O interesse do presente trabalho é estimar o efeito causal das condições de saúde sobre as perdas de rendimento do trabalho no Brasil, para indivíduos que reportam seu estado de saúde como ruim ou que têm alguma doença diagnosticada por um profissional de saúde (efeito nos tratados), usando dados do suplemento de saúde da PNAD, como destacado anteriormente. Para tanto, como especificação tradicional para estimar tal efeito, tem-se

$$Y = \alpha + \beta S + X\gamma + \varepsilon, \tag{1}$$

em que Y é o log da renda do trabalho (salário) por hora, S é um indicador (*dummy*) para saúde, X é um vetor de variáveis de controle que afetam os salários, e ε é um termo de erro.

Como mencionado na seção de dados, serão utilizados vários indicadores de saúde como variável binária de tratamento (S), um por vez para cada estimação, a saber: i) $dummy = 1$ para má condição de saúde autoavaliada e 0 caso contrário; ii) $dummy = 1$ para indivíduo diagnosticado com pelo menos uma doença por um profissional de saúde e 0 caso contrário; iii) $dummy = 1$ para o indivíduo diagnosticado com duas ou mais doenças e 0 com nenhuma doença; iv) $dummy = 1$ para indivíduo diagnosticado com três ou mais doenças e 0 com nenhuma doença; e v) *dummies* para cada uma das doze doenças listadas nos dados, sendo 1 = tem a doença e 0 = não tem a doença. Assim, controlando para um vetor de características observáveis, a estratégia desenvolvida busca observar se existe um efeito de o indivíduo ter uma má condição de saúde (S) no seu nível de salário (Y).

Mensurar β de forma consistente requer que o termo de erro não esteja correlacionado com a variável de saúde (COV (S; ε) = 0), ou seja, que os indivíduos sejam distribuídos aleatoriamente pelas condições de saúde (condicionado às variáveis observadas), e não satisfazer tal condição torna as estimativas por OLS viesadas e inconsistentes (Angrist & Pischke 2009). Quando a

hipótese não se mantém e a seleção do tratamento é baseada em variáveis não observadas correlacionadas com a variável de interesse (S), uma das soluções seria encontrar uma variável instrumental para o efeito causal da condição de saúde que não seja correlacionada com o resultado. No entanto, como nem sempre encontrar um instrumento é trivial, é necessária uma estratégia de identificação que consiga estimar o efeito de interesse da condição de saúde sobre o rendimento do trabalho.

Em outras palavras, busca-se comparar dois grupos de indivíduos com características semelhantes de modo que a única diferença entre eles seja a condição de saúde, sendo que os indivíduos de um grupo foram diagnosticados com alguma doença ou reportaram seu estado de saúde como insatisfatório (dependendo de qual variável está sendo usada na estimação) e o outro grupo com indivíduos saudáveis quanto a esses critérios. No entanto, é possível que a condição de saúde dos indivíduos possa ser afetada por características não observáveis, que mesmo quando controlar pelo vetor X não conseguem ser captadas. Dessa forma, a estratégia empírica aqui presente tenta lidar com essa e outras questões para tentar captar a do rendimento que de fato é afetada pelo *status* de saúde dos trabalhadores.

A primeira estratégia adotada, comumente usada para balancear variáveis em busca de resultados mais precisos, é o estimador por *propensity score matching*. Dado o conjunto de variáveis disponíveis, estimar o escore de propensão associado à condição de saúde reduz a influência de variáveis potenciais omitidas.

Seguindo Rosenbaum & Rubin (1983), denota-se Y_i como o resultado observado do indivíduo i para a variável de resultado, o log do salário por hora, e Y_1 e Y_0 são os resultados potenciais para o grupo de tratamento (má condição de saúde ou diagnosticado com alguma doença) e que não possui a característica do tratamento (grupo de controle), respectivamente. Dessa forma, tem-se

$$Y_i = S_i Y_i^1 + (1 - S_i) Y_i^0. \tag{2}$$

De acordo com Imbens & Wooldridge (2009), sabe-se que não se podem comparar os dois resultados para um mesmo indivíduo em um mesmo período de tempo, sendo observado apenas um dos dois resultados potenciais dado o *status* do tratamento, $Y_i = Y_i^0 + (Y_i^1 - Y_i^0)S_i$. Então, é preciso encontrar indivíduos pertencentes aos dois grupos que possam ser comparados (tratados e controle), depois de ajustadas às características observadas contidas em X_i (Angrist & Pischke 2009).

Tal comparação é justamente a intuição dos estimadores de correspondência, em que, condicionando as variáveis X_i, os resultados potenciais são independentes do tratamento[17]. Ou seja, $Y_i^1, Y_i^0 \perp S_i | X_i$, que implica em $Y_i^1, Y_i^0 \perp S_i | p(X_i)$, em que $p(X_i)$ é a probabilidade de um indivíduo ser tratado ou o *propensity score*. Isso permite encontrar o efeito de tratamento para cada valor de X_i como a diferença das médias dos dois *status* de resultado, usando para isso o *propensity score* para obter o efeito sobre os indivíduos tratados (Rosenbaum & Rubin 1985). Assim, o ATT[18] pode ser obtido por

$$\beta_{ATT} = E(Y_i^1 - Y_i^0) \tag{3}$$

[17] Hipótese de independência condicional. Para mais detalhes ver (Rubin 1974, Heckman & Robb Jr 1985).

[18] Do inglês *Average Treatment Effect on the Treated*.

$$\beta_{ATT} = E[E[Y_i|p(X_i), S_i = 1] - E[Y_i|p(X_i), S_i = 0]] \quad (4)$$

Para obter o β na Equação 4, estima-se o escore de propensão utilizando um modelo *probit*, fazendo o *matching* do grupo de tratamento com o grupo de controle a partir do *Kernel Matching*. Todas as estimações serão feitas em dois estágios, sendo que o primeiro estágio é usado para correção do viés de seleção, observando variáveis que alteram a probabilidade do indivíduo estar ou não inserido no mercado de trabalho[19].

O *kernel Matching* usado no pareamento constrói a distribuição contrafactual do resultado para indivíduos com uma má condição de saúde (grupo de tratamento) utilizando uma média local das observações não tratadas (indivíduos saudáveis), cujos escores de propensão estão dentro do intervalo das estimativas de escore de propensão para observações do grupo de tratamento. Os pesos positivos associados às observações de comparação com escores de propensão similares diminuem quanto maior a distância do escore de propensão, garantindo que os maiores pesos sejam atribuídos às observações mais semelhantes. Foi também utilizado o *nearest neighbor matching estimator*, que para o grupo de tratamento, seleciona um (ou mais, em caso de empate) indivíduo saudável com o escore de propensão mais próximo daquele indivíduo inicial. O pareamento é feito com reposição e empates que recebem o mesmo peso, como é comum na literatura. Os resultados para os diferentes métodos de pareamento não apresentaram diferenças significativas, de modo que nos resultados foram apresentados apenas uma estimativa.

No entanto, o efeito médio pode não refletir completamente a influência do tratamento sobre os resultados potenciais, visto que a distribuição da variável dependente pode ser diferente na parte superior da PORÇÃO inferior da distribuição, dependendo das variáveis utilizadas (o que faz sentido quando se trata de rendimentos). Em outras palavras, é razoável imaginar que indivíduos com um menor nível salarial possam sofrer um impacto diferente daqueles que têm um alto salário, visto que os primeiros terão menos recursos disponíveis para cuidados com sua saúde. Além disso, trabalhos com menor nível de remuneração requerem, em geral, maior esforço físico. Dada uma condição de saúde insatisfatória, supõe-se que estes serão mais afetados.

Dito isso, será estimado também o efeito do tratamento quantílico (QTEs)[20], dado seu poder intuitivo e a vantagem em permitir caracterizar o efeito em toda a distribuição condicional da variável resposta a partir de um conjunto de regressores. Além dessa vantagem, de acordo com Koenker (n.d.) apud Silva et al. (2011) a utilização da regressão quantílica também pode ser usada quando a distribuição não é gaussiana; a regressão é robusta a outliers por utilizar a distribuição condicional da variável resposta; os estimadores podem ser mais eficientes que os obtidos por meio de OLS, dado que os erros não possuem uma distribuição normal; entre outras. É importante salientar ainda, que as mesmas variáveis de controle, de resultado e tratamento serão utilizadas na estimação do efeito por quantis. O estimador do efeito quantílico do tratamento pode ser usado com regressores endógenos, quando tiver instrumentos disponíveis, ou pode usar o status do tratamento exógeno, sendo reduzida ao estimador de regressão quantílica padrão.

[19] A Subseção 4.1 apresenta o método usado para corrigir o viés de seleção, tanto no caso do tratamento médio como no efeito de tratamento quantílico.

[20] Do inglês *quantile treatment effects*.

Para a descrição do estimador, tem-se que os quantis condicionais dos resultados potenciais para os *compliers*[21] são dados por $Q_\tau = (Y_i^0|X_i, S_i) = X^{'}\beta_\tau$ e $Q_\tau = (Y_i^1|X_i, S_i) = \alpha_\tau + X^{'}\beta_\tau$, em que τ refere-se ao τ-ésimo quantil pertencente ao intervalo (0,1). Assim sendo, dada a variação exógena do tratamento nos resultados potenciais, a função quantílica condicional pode ser escrita como

$$Q_\tau = (Y|X_i, S_i, S_1 > S_0) = \alpha_\tau S + X^{'}\beta_\tau \tag{5}$$

O α_τ pode representar uma relação causal que mostra a diferença entre o τ-ésimo quantil dos resultados potenciais (Y_i^1 e Y_i^0) para os grupos de tratamento e controle, respectivamente. Em outras palavras, o coeficiente α_τ indica se houve mudança no rendimento do trabalho em decorrência da condição de saúde individual.

Como no efeito médio, o tratamento também pode ser correlacionado com o termo de erro o que produziria estimativas viesadas. Em uma primeira estimativa, assume-se que tanto o tratamento S, quanto X são exógenos, ou seja, $\varepsilon \perp (S, X)$[22]. Dessa forma, tem-se que $Q^{\tau}_{y|X,S} = X^{'}\beta_\tau + \alpha_\tau S$, tal que é possível recuperar os parâmetros desconhecidos dos resultados potenciais da distribuição conjunta de y, X e S, e a estimação pode ser feita pela regressão quantílica clássica como sugerida por Koenker & Bassett Jr (1978), tal como

$$(\hat{\beta}^\tau, \hat{\delta}^\tau) = \text{argmin}_{\beta,\delta} \sum W_i \times \rho_\tau(y_i - X_i\beta - H_i\delta) \tag{6}$$

em que $\rho_\tau = u \times \{\tau - 1(u < 0)\}$ e W_i são os pesos. Tal estimador produz erros-padrão analíticos que são consistentes também na presença de heterocedasticidade.

No entanto, a literatura recente tem alertado para algumas limitações quanto ao uso do *propensity score matching* (PSM). King & Nielsen (2016) mostram que da maneira usualmente utilizada, o PSM pode aumentar o desequilíbrio, a dependência do modelo, a discricionariedade da pesquisa e o viés estatístico dos dados reais, bem como dos próprios dados gerados para atender aos requisitos do PSM. Os autores citam que, em geral, os teoremas usados na literatura para justificar os escores de propensão, como em Rosenbaum & Rubin (1983), não são relevantes para a prática do *matching*. Um desses problemas é que raramente o pesquisador conhece o processo gerador de dados, sendo necessário (sobretudo na análise de dados observacionais) descobrir em vez de projetar e implementar um processo gerador. Como existe uma vasta quantidade de modelos à escolha, o analista fica dependente do modelo, visto que dois ou mais métodos que ajustam os dados de forma aparentemente igual podem gerar estimativas causais empíricas diferentes. Para minimizar essa dependência, é comum encontrar nos trabalhos empíricos estimativas por diferentes métodos. Mesmo assim os autores citam que Ho et al. (2007) questionam se as demonstrações de diferentes estimativas não são apenas uma especificação das hipótese favorita do autor. Wilson & Brekke (1994) relatam que existe uma tendência para imperceptivelmente favorecer as próprias hipóteses, o que é difícil de evitar. Nessas condições, os estimadores podem ser tendenciosos e viesados.

[21] São os agrupamentos de acordo com o status de tratamento.

[22] A seção de robustez será responsável por respaldar ou não tais estimativas.

Outra limitação do PSM é que o algoritmo busca aproximar completamente de um experimento randomizado, ao contrário de outros métodos de correspondência que se aproximam de um experimento randomizado completamente bloqueado. Tal experimento bloqueado significa que o efeito de variáveis desnecessárias foi removido, tornando o *matching* mais eficiente. Em outras palavras, o PSM pode ser deficiente para a maioria do desequilíbrio que pode ser bloqueado por outros métodos de correspondência. É possível ainda que aumente o desequilíbrio e o viés do PSM quando se elimine as observações com o pior *matching*, de acordo com a distância absoluta do escore de propensão entre pares de tratados e não tratados, ao qual King & Nielsen (2016) ilustram de paradoxo do PSM.

Porém quando o *matching* é bem sucedido, a dependência com relação ao modelo é reduzida. Para isso, existem várias técnicas de pareamento que podem ser usadas para reduzir a porcentagem do viés, como o *Mahalanobis Distance Matching* (MDM) e o *Coarsened Exact Matching* (CEM), que aproximam a um *design* experimental completo pois têm parâmetros ajustáveis para produzir o mesmo resultado que um *matching* exato, podendo ter um viés menor que o PSM. No entanto, o ideal seria ter um experimento randomizado totalmente aleatório, de modo a ter mais eficiência, maior robustez, menor dependência da escolha do método e menor viés.

O pesquisador também pode buscar reduzir o viés na aplicação do PSM, desde que observados alguns pontos. Em primeiro lugar, ele deve atentar para a escala das variáveis utilizadas de modo a representar sua importância, dado o conhecimento prévio sobre os efeitos de tais variáveis no *outcome*. Deve deixar claro ainda o algoritmo utilizado e o quanto da dependência e do viés foi deixado após a aplicação do PSM, para que o leitor saiba que não houve uma piora devido ao paradoxo do PSM. Outro ponto é que deve-se ter ciência que a aplicação do PSM é mais adequada para dados muito desequilibrados, nos quais inferências causais são menos prováveis. Por fim, é possível combinar o PSM com outros métodos de correspondência, usando o *matching* em um primeiro estágio e aplicando algum outro método no segundo estágio, comumente usado na literatura.

Outros estudos também chamam atenção para o uso incorreto do *propensity score matching*. Austin (2014), por exemplo, utiliza o PSM a partir de dois diferentes métodos de pareamento para replicar medidas de efeito frequentemente utilizadas em ensaios clínicos randomizados. Com base nos resultados, o autor desencoraja o uso de métodos de *propensity score* que resultem em estimativas condicionais de efeito de tratamento, pois pode resultar em superestimação dos benefícios do tratamento ou dos danos da exposição a um fenômeno.

Já o trabalho de Huber et al. (2013) investiga as propriedades em amostras finitas de uma série de estimadores (paramétricos e semiparamétricos) para o efeito de tratamento médio sobre os tratados ajustado para um vetor de variáveis observáveis, usando dados do mercado de trabalho para a Alemanha. A partir de diferentes variáveis de resultado, processos de seleção e tamanhos de amostra, os autores concluem que o estimador *radius matching* é o que apresenta melhor desempenho em relação ao erro quadrático médio, particularmente quando erros de especificação são considerados no *propensity score*. No entanto, todos os outros estimadores (que estão entre os melhores dentro de sua classe de estimadores) estão dentro de uma distância razoável em termos do erro quadrático médio. Por outro lado, Abadie & Imbens (2016) propõem

um método para corrigir a variância assintótica dos estimadores PSM para grandes amostras, levando em conta que o escore de propensão é estimado no primeiro estágio, antes do *matching*. Os resultados permitem uma inferência válida e mostram que sem a correção, a distribuição do PSM em grandes amostras pode ser afetada.

Dadas essas ressalvas, é preciso olhar com cautela para os resultados obtidos por estimadores PSM. Com isso, as próximas duas seções apresentam métodos de estimações robustos para contribuir com os achados a partir das estimativas desta seção. Antes será apresentado o método de correção do viés de seleção amostral, usado tanto para o estimador do efeito médio quanto para o estimador quantílico.

Método de Correção do Viés de Seleção

A renda do trabalho é observada somente para aqueles indivíduos que estão no mercado de trabalho. Tal fato conduz à autosseleção da amostra e à não consideração de características que fazem com que o indivíduo decida por ofertar trabalho, o que pode viesar as estimativas. Para obter a probabilidade de trabalhar ou não trabalhar existem diversos métodos, sendo o mais conhecido o *Heckit*, que usa um *probit* para calcular a inversa da razão de Mills e corrigir o viés de seleção (Heckman 1979).

No entanto, no presente trabalho será utilizado o método proposto por De Luca & Perotti (2011) e aplicado por Oliveira (2014), que considera que a probabilidade de trabalhar ou não segue um processo não paramétrico. Dessa forma, Gallant & Nychka (1987) demonstram que a densidade conjunta desconhecida pode ser aproximada por uma expansão polinomial de Hermite, sendo dada por

$$f^*(u_1, u_2; \gamma) = \frac{1}{\psi_R(\gamma)} \tau_R(u_1, u_2; \gamma)^2 \phi(u_1)\phi(u_2) \tag{7}$$

em que γ é um vetor dos parâmetros desconhecidos, $\tau_R(u_1, u_2; \gamma)^2$ é um polinômio de ordem R em u_1 e u_2, ϕ é uma função de densidade normal padrão e ψ_R é uma normalização para garantir que f^* seja uma função de densidade. Integrando a Equação 7, a função de densidade conjunta pode ser aproximada por

$$\begin{aligned} F^*(u_1, u_2; \gamma) = \Phi(u_1)\Phi(u_2) + \frac{1}{\psi_R(\gamma)} A^*_{12}(u_1, u_2; \gamma)\phi(u_1)\phi(u_2) - \\ \frac{1}{\psi_R(\gamma)} A^*_1(u_1; \gamma)\Phi(u_2)\phi(u_1) - \frac{1}{\psi_R(\gamma)} A^*_2(u_2; \gamma)\Phi(u_1)\phi(u_2), \end{aligned} \tag{8}$$

em que $A^*_{12}(u_1, u_2; \gamma)$, $A^*_1(u_1; \gamma)$ e $A^*_2(u_2; \gamma)$ são polinômios em u_1 e em u_2. As distribuições marginais de u_1 e u_2 podem ser encontradas de forma semelhante[23]. Depois disso, o vetor de parâmetros é estimado de maneira semiparamétrica a partir da maximização da função de pseudoverossimilhança.

O vetor de variáveis explicativas incluído nessa etapa é formado, em especial, por covariadas sobre a decisão de oferta de trabalho, incluindo a renda do

[23] Para mais detalhes ver De Luca et al. (2008) e Oliveira (2014).

não trabalho (aluguel, juros, pensão, aposentadoria, etc), características pessoais e familiares, hábitos de saúde, prática de exercícios físicos e dificuldades de mobilidade/locomoção. Todas as variáveis utilizadas nesse estágio estão também descritas na Tabela 4.

A variável dependente é a participação ou não no mercado de trabalho e, segundo Buchinsky (1998), deve ser estimada por um modelo semiparamétrico, por isso a escolha do modelo de resposta binária de estimadores de máxima verossimilhança semi não paramétricos[24] (SNP) de Gallant & Nychka (1987). Dessa etapa é obtida a inversa da razão de Mills, que junto com seu quadrado é inserida como variável explicativa na estimação do efeito de tratamento médio e quantílico, para avaliar a presença ou não de viés na seleção amostral.

4.2 Identificação com Heterocedasticidade

Dada a ausência de variáveis instrumentais externas que possam ser usadas diretamente nos modelos estimados na subseção anterior, a presente seção descreve o estimador de dois estágios proposto por Lewbel (2012), que explora a heterocedasticidade do primeiro estágio da regressão para gerar instrumentos internamente que possibilitem a identificação quando não existem restrições de exclusão disponíveis[25].

Seguindo Lewbel (2012), o sistema triangular de equações como apresentado abaixo mostra que quando as correlações dos erros são causadas devido a fatores não observados, a identificação se dá tendo regressores não correlacionados com o produto dos erros heterocedásticos.

Para o propósito deste artigo, vamos supor U como sendo uma variável omitida que possivelmente afeta a variável endógena de tratamento "estado de saúde"(denotada por S) tanto quanto afeta o resultado renda do trabalho Y, e deixando V_1 e V_2 como sendo os erros idiossincráticos. Portanto, é possível identificar o efeito causal das condições de saúde em Y, denotado por β, por meio do Método dos Momentos Generalizados (GMM) ou de Mínimos Quadrados Modificados em Dois Estágios (2SLS).

$$Y = X^{'}\beta_1 + \beta S + \varepsilon_1 \tag{9}$$

$$S = X^{'}\beta_2 + \varepsilon_2 \tag{10}$$

$$E[X\varepsilon_1] = 0, E[X\varepsilon_2] = 0, \text{Cov}[Z, \varepsilon_1\varepsilon_2] = 0, \tag{11}$$

Em que $\varepsilon_1 = \alpha_1 U + V_1$ e $\varepsilon_2 = \alpha_2 U + V_2$ e Z $\subseteq$ X [26]. A Equação 11 apresenta as condições necessárias para a identificação e estimação, juntamente com alguma heterocedasticidade em ε_i[27]. Assim, a classe de modelos que satisfazem os pressupostos subjacentes ao método de Lewbel são aqueles que as correlações dos erros nas equações em *cross-section* são por conta da presença de um fator comum não observado.

[24] O comando *semi-nonparametric* (SNP) desenvolvido por De Luca et al. (2008) é usado para a estimação desses coeficientes.

[25] O método pode ser usado também para melhorar a eficiência do estimador IV padrão.

[26] Note que Z é um subconjunto de X, e com isso, nenhuma informação de fora do modelo especificado é necessária.

[27] Para mais detalhes ver Lewbel (2012) e Baum & Schaffer (2012).

A equação auxiliar ou regressão do primeiro estágio pode ser usada para fornecer os elementos necessários para o método de Lewbel. Em sua versão mais simples, instrumentos podem ser construídos a partir dos resíduos das regressões auxiliares multiplicado por cada uma das variáveis exógenas centrada na média, ou seja:

$$Z_j = (X_j - \bar{X}).\epsilon \tag{12}$$

Em que ϵ é o vetor de resíduos da regressão do primeiro estágio de cada regressor endógeno contra todos os regressores exógenos, incluindo um vetor de constantes. Esses resíduos têm covariância zero com cada um dos regressores usados para construí-los, o que implica que a média dos instrumentos gerados são zero. Por outro lado, o produto desses resíduos com os elementos dos regressores centrados na média não será zero se houver evidência considerável de heterocedasticidade de escala com relação às variáveis explicativas[28]. Assim, quanto maior o grau da heterocedasticidade no processo de erro, maior será a correlação dos instrumentos gerados com as variáveis endógenas incluídas (que são os regressandos das regressões auxiliares).

É claro que o método fornece estimativas menos confiáveis do que se tivesse uma variável instrumental exógena para ser usada nas estimativas. No entanto, alguns trabalhos empíricos como Emran & Hou (2013), Amorim & Sampaio (2015) e Tigre et al. (2017) têm mostrado que a abordagem de Lewbel produz resultados muito parecidos quando comparado com a estimativa obtida com o uso de instrumentos tradicionais.

Em suma, na falta de uma variável instrumental externa válida, como é o caso de muitas aplicações empíricas, o método de Lewbel é uma alternativa interessante para estimar o efeito causal de interesse, nesse caso, do estado de saúde sobre o salário por hora dos indivíduos.

4.3 *Bounding* para o Efeito de Tratamento

Como último procedimento empírico adotado no presente trabalho, esta seção apresenta o método recentemente proposto por (Oster 2013, 2015) para estimar *bounds* para o efeito de tratamento, usado para corroborar os resultados encontrados com as estratégias das subseções anteriores.

A ideia é que os movimentos no coeficiente de interesse, nesse caso, a condição de saúde individual, carrega informação sobre o viés remanescente devido a variáveis não observadas, dada a inclusão ou não de controles devido à preocupação com variáveis omitidas. Em outras palavras, o método segue a noção de Altonji et al. (2005) de que as variáveis não observáveis não devem ser mais importantes do que as observáveis na explicação do tratamento.

Para descrever o método, considere que existe um conjunto de variáveis não observáveis, U, tal como:

$$Y = \alpha + \beta S + X^{'}\gamma + U + \varepsilon \tag{13}$$

O pressuposto de seleção proporcional afirma que $\delta\frac{\sigma_{XS}}{\sigma_X} = \frac{\sigma_{US}}{\sigma_U}$, em que $\sigma_{XS} = \text{Cov}(X,S)$, $\sigma_{US} = \text{Cov}(U,S)$, $\sigma_X = \text{Var}(X)$ e $\sigma_U = \text{Var}(U)$, e o coeficiente de proporcionalidade, δ, é informativo sobre como as não observáveis se relacionam com o tratamento, dado que é conhecido como as observáveis se

[28] A heterocedasticidade pode ser analisada por testes tal como o de Breusch-Pagan.

relacionam com tal tratamento. Dessa forma, se $\delta = 1$, por exemplo, a seleção em não observáveis é igual à seleção sobre as observáveis.

Dito isso, considere as equações a seguir, em que o R-quadrado do modelo completo representado pela Equação 14 é o R_{max}, e para as Equações 15 e 16 é R_1 e R_2, respectivamente. A Equação 16 inclui M, que é um conjunto restrito de controles observados e não tem um componente não observado associado, além de ser ortogonal com X e U.

$$Y = \alpha + \beta S + X^{'}\gamma + U + \varepsilon_{max} \tag{14}$$

$$Y = \alpha + \beta_1 S + X^{'}\gamma + \varepsilon_1 \tag{15}$$

$$Y = \alpha + \beta_2 S + M^{'}\alpha + \varepsilon_2 \tag{16}$$

Sob essas restrições, e quando δ é próximo de 1, o valor de $B(\delta) = \delta\frac{(\beta_2-\beta_1)(R_{max}-R_1)}{R_1-R_2}$ é igual a:

a) O viés não observado se $\delta = 1$;

b) Próximo ao limite superior do viés se $\delta < 1$;

c) Próximo ao limite inferior do viés se $\delta > 1$;

Observe que o vetor de controles observados X é uma seleção aleatória do conjunto total (X, U), quando $\delta = 1$. Oster (2013) argumenta que as covariáveis mais importantes para explicar o tratamento geralmente estão contidas no vetor X, o que implica que δ deve ser maior que um. Em outras palavras, a seleção em não observáveis não deve exceder a seleção sobre as observáveis.

Portanto, dada essa configuração, é possível obter estimativas não viesadas para o efeito de tratamento, calculando o viés via $B(\delta)$, que para seu cálculo é necessário conhecer o valor de R_{max}, que não é observado. No entanto, deve haver alguma aleatoriedade nos movimentos da variável de resultado fazendo com que o R_{max} seja menor que 1. Nas estimações desse presente trabalho, foram considerados valores para o R_{max} variando de 0,7[29] até 1, sendo este último um valor muito prudente, usado para o cálculo de δ[30].

De acordo com a abordagem efetuada em Altonji et al. (2005) e Oster (2013), é possível obter um valor de δ que seria suficiente para explicar o efeito de tratamento por completo, isto é, que faria com que $\hat{\beta} = 0$. Esse valor daria uma ideia do grau de seleção nas não observáveis relativo às observáveis, que seria necessário para o tratamento ser completamente explicado por variáveis não observadas, não incluídas no modelo.

5 Resultados

Esta seção apresenta o efeito das condições de saúde sobre os rendimentos do trabalho com base no *propensity score* para o efeito de tratamento médio e o efeito de tratamento quantílico, usando características pessoais, de localização, de ramo de atividade e *status* de trabalho como controles. Na Subseção 5.1, serão apresentados os resultados baseados nos métodos de Lewbel (2012) e Oster (2015) como robustez para as estimativas aqui apresentadas.

[29] Usado em Oster (2013).

[30] Também usado em Oliveira et al. (2015). Para mais detalhes ver Oster (2013).

Antes disso, a Tabela 5 apresenta as variáveis que explicam as diferenças de probabilidade de ter uma má condição de saúde autorreportada ou ser diagnosticado com alguma doença por um profissional, por meio de um *propensity score* logístico. Foram incluídas todas as características observadas que podem afetar tanto o tratamento (condição de saúde) quanto o resultado (renda do trabalho). É importante relembrar que as variáveis binárias das condições de saúde são construídas de modo a assumir o valor 1 para uma má condição autorreportada (Autoavaliação de Saúde) e para ter sido diagnosticado com alguma doença crônica (doenças). Dessa forma, coeficientes positivos indicam que a variável em questão impacta para aumentar a péssima condição de saúde, enquanto que coeficientes negativos impactam para reduzir a má condição de saúde.

Apesar de uma diferença no valor dos coeficientes entre as duas variáveis de saúde, ser do sexo feminino e casado afetam a probabilidade de ter uma má condição de saúde. Como visto na Seção 3.1, um maior percentual de mulheres é diagnosticado com praticamente todas as doenças listadas em relação aos homens, assim como uma maior proporção relata uma má condição de saúde autoavaliada. Tal resultado segue em linha com Gomes et al. (2014), e pode ser explicado pelo fato de as mulheres fazerem mais consultas médicas (inclusive exames de rotina e prevenção) e com isso conhecerem melhor sua real condição.

Outras variáveis que contribuem para uma maior probabilidade de saúde insatisfatória é o aumento da idade, que naturalmente debilita a saúde individual, e o tamanho da família, que faz com que se tenha menos recurso *per capita* para cuidados com a saúde. Ser fumante e residir em área urbana também aumentam a probabilidade de não ser saudável, esta última possivelmente pelo estilo de vida mais estressante levado nas cidades, apesar do maior acesso aos serviços de saúde.

Por outro lado, indivíduos brancos e que praticam atividade física reduzem a probabilidade de reportar uma condição não saudável, sendo que a raça pode estar ligada ao diferencial de rendimentos em relação aos não brancos, fato bastante consolidado na literatura sobre discriminação salarial (ver por exemplo Cacciamali & Hirata (2005), e Coelho et al. (2010)). O nível de escolaridade também contribui para uma menor probabilidade de má saúde, resultado consolidado na literatura que mostra uma relação positiva entre educação e *status* de saúde, tal como em Sousa et al. (2010).

A relação entre educação e saúde pode se dar diretamente ou a partir dos efeitos da renda. De maneira direta, pessoas mais escolarizadas tendem a adotar hábitos de vida mais saudáveis e a procurar mais os serviços médicos, especialmente os cuidados preventivos, uma vez que, ao possuírem mais informações sobre as doenças e os possíveis tratamentos ou diagnósticos, tendem a valorizar de forma diferenciada o cuidado com a saúde. Com relação à renda, esta tende a aumentar com o nível de escolaridade, de modo que o indivíduo dispõe de melhores condições de vida e de acesso aos serviços de saúde.

Por outro lado, é preciso atentar para a possibilidade de o efeito se dar também no sentido inverso, dado que uma melhor condição de saúde torna os indivíduos mais dispostos e aptos a realizar diversas atividades (inclusive estudar) e com isso gerar mais renda. Além disso, como se observa apenas um ponto no tempo, não é possível saber o estoque inicial de saúde ou rendimento dos indivíduos, o que facilitaria em estabelecer uma relação causal mais confiável.

Tabela 5: *Matching logit* - regressão do tratamento em todas as outras variáveis

	Tratamento	
Variáveis	**Auto Avaliação de Saúde**	**Doenças**[a]
Sexo	0,3477***	0,5311***
	(0,0253)	(0,0216)
Raça	−0,2143***	−0,0627***
	(0,0231)	(0,0201)
Estado Civil	0,1162***	0,0901***
	(0,0256)	(0,0224)
Idade	0,0380***	0,0599***
	(0,0010)	(0,0009)
Ano de Estudo	−0,0815***	−0,0259***
	(0,0029)	(0,0025)
Fumante	0,0523**	0,0649***
	(0,0251)	(0,0226)
Atividade Física	−0,3659***	−0,0880***
	(0,0257)	(0,0210)
Renda (Não Trabalho)[1]	−0,0001	−0,0001
	(0,0001)	(0,0001)
Tamanho da Família	0,0243***	−0,0115*
	(0,0074)	(0,0067)
Militar[2]	−0,0095	0,1137***
	(0,0518)	(0,0428)
Com Carteira	−0,1389***	0,0267
	(0,0343)	(0,0299)
Doméstico	0,2720*	0,0127
	(0,1407)	(0,1117)
Conta - Própria	0,1250***	0,1296***
	(0,0331)	(0,0302)
Empregador	−0,2457***	0,1309***
	(0,0568)	(0,0463)
Urbana	0,0461	0,1257***
	(0,0353)	(0,0330)
Constante	5,6249***	4,7451***
	(0,3582)	(0,4025)
Ocupação (FE)	Sim	Sim
UF (FE)	Sim	Sim
Observações	60.812	60.812
Log Likelihood	−38.029,045	−45.886,874

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados das PNAD de 2008. Notas: Desvios-padrão entre parênteses. *** p-valor < 0,01. ** p-valor < 0,05. * p-valor < 0,10.
a. Ter pelo menos uma doença constatada por um médico.
1. Soma de todos os rendimentos do não trabalho (pensão, aposentadorias, juros, aluguel, etc);
2. Categoria base: sem carteira.

Até esse ponto, os resultados coincidem para as duas variáveis de saúde. No entanto, para o ramo de atividade, algumas características têm impactos contrários, destacando o fato de ser empregador, que reduz a probabilidade da autopercepção de má saúde e aumenta a probabilidade de ter alguma doença diagnosticada. Isso pode ser devido à carga de trabalho, que acarreta alguma doença crônica diagnosticada. Por fim, ainda foram incluídas *dummies* de efeito fixo para cada um dos Estados e para o tipo de ocupação no mercado de trabalho.

A Tabela 6 abaixo apresenta o efeito médio com a correção do viés de seleção amostral para diferentes condições de saúde usadas como tratamento. Além da condição autoavaliada e do diagnóstico de pelo menos uma doença, também são usados o diagnóstico de duas ou mais doenças e de três ou mais doenças, como já explicitado antes, sendo o grupo de controle o indivíduo saudável em ambos os casos[31].

O efeito é negativo em todas as especificações, evidenciando uma redução de rendimentos do trabalho devido a uma condição de saúde insatisfatória. O impacto da autoavaliação de saúde é maior que o impacto do diagnóstico de uma doença, o qual, mesmo sendo um critério subjetivo, pode estar mensurando de forma mais adequada o estado de saúde e evidencia que indivíduos que afirmam ter uma má condição de saúde autorreportada tendem a ter um menor desempenho e produtividade, comparado ao diagnóstico de uma doença.

À medida que o número de doenças usado como tratamento aumenta, é observada uma elevação na magnitude do coeficiente, indicando uma deterioração da saúde e consequentemente da capacidade produtiva individual, refletindo-se assim no aumento da perda de rendimento do trabalho.

Tabela 6: Estimação do efeito de tratamento médio

Método	**Tratamento**			
	Autoavaliação	**Doenças (1 doença)**	**Doenças (2 ou mais)**	**Doenças (3 ou mais)**
ATT	−0,117***	−0,042***	−0,356***	−0,799***
	(0,006)	(0,013)	(0,019)	(0,050)
Controles	Sim	Sim	Sim	Sim
Ocupação (FE)	Sim	Sim	Sim	Sim
UF (FE)	Sim	Sim	Sim	Sim
Observações	60.832	60.832	46.397	40.735

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados das PNAD de 2008. Notas: Desvios-padrão robustos a heterocedasticidade entre parênteses, com bootstrap de 1000 replicações. *** p-valor < 0,01. ** p-valor < 0,05. * p-valor < 0,10

No entanto, é preciso ter cautela com os resultados apresentados na Tabela 6, tendo em vista as ressalvas feitas quanto ao uso do PSM na seção metodológica. Conforme mencionado anteriormente, existe também a possibilidade de a relação entre condição de saúde e renda ser simultânea. Outra limitação reside nos dados serem em *cross-section*, não se tendo informações sobre o esto-

[31] Por exemplo, na construção da *dummy* que indica ter duas ou mais doenças = 1 e nenhuma doença = 0 os indivíduos que apresentam apenas uma doença são excluídos. O mesmo é feito para a *dummy* que indica ser diagnosticado com três ou mais doenças.

que de saúde ou de entrada no mercado de trabalho dos indivíduos, tornando a causalidade mais difícil de ser encontrada.

Porém, Smith (1999) destaca que o efeito da renda na saúde é mais pronunciado em indivíduos jovens, enquanto em idades mais avançadas o efeito da condição de saúde na renda tende a ser maior. Como a amostra é composta por adultos (ver na Tabela 4 que a média de idade é de 40 anos), é razoável assumir que estes já possuem um estoque de saúde acumulado em etapas anteriores de suas vidas, que terá um efeito na renda das etapas posteriores. É claro que uma baixa renda em períodos anteriores acarreta em menos cuidados com a saúde, ao passo que uma pior condição de saúde vai permitir menor capacidade para acumulação de renda futura, gerando um ciclo vicioso que se perpetua no tempo. No entanto, quando se controla por características observáveis, ainda podemos ter indícios de que indivíduos com um *status* de saúde deteriorado podem ter reflexos negativos no mercado de trabalho.

Esse resultado caminha no mesmo sentido das evidências empíricas presentes na literatura que mostram um efeito negativo da condição de saúde no rendimento, nas horas trabalhadas ou até mesmo na exclusão do mercado de trabalho. No entanto, foram utilizados aqui vários tratamentos para evidenciar a importância da saúde autoavaliada como reconhecimento do indivíduo acerca de sua capacidade e ainda um aumento do efeito quando cresce o número de doenças diagnosticadas no indivíduo.

Na Tabela 7, foi utilizada cada uma das doze doenças listadas na seção de dados como tratamento individual, controlado por todas as demais características supracitadas, inclusive pelas demais doenças. Com exceção do câncer e cirrose, que apesar de apresentarem um coeficiente positivo não foram estatisticamente significativos, todas as demais doenças impactaram negativamente o salário por hora dos trabalhadores, chegando a −0,209 o efeito da doença renal.

Para verificar o impacto ao longo de toda a distribuição de rendimentos, a Figura 1 sintetiza os resultados do efeito de tratamento quantílico corrigido pelo viés de seleção para cada um dos quatro tratamentos utilizados. Diferente da estimação pela média condicional da variável dependente, esse método permite visualizar como os efeitos do tratamento se alteram em diferentes quantis.

São plotadas na Figura as estimativas do coeficiente da *dummy* de condição de saúde para cada quantil entre 0,05 e 0,95, bem como o intervalo de confiança de 95%, representado pela área cinza em volta da curva. Assim como no efeito médio, a redução analisada pela autoavaliação de saúde é maior que o diagnóstico de uma doença ao longo de toda a distribuição, corroborando a ideia de um indicador global da real condição de saúde para este primeiro. O impacto maior da autoavaliação de saúde se dá nos dois extremos da distribuição, o que pode indicar uma má percepção pela condição de pobreza nos quantis inferiores, e uma carga excessiva de trabalho nos quantis superiores. Com relação ao diagnóstico de uma doença, os coeficientes mantêm certa estabilidade ao longo da distribuição, sendo o efeito negativo, mas próximo de zero.

Os coeficientes ao longo de toda a distribuição para o tratamento duas ou mais doenças e três ou mais doenças se mostraram menores que aquele do efeito médio, o que sugere evidências de uma superestimação do impacto na média. Além disso, os trabalhadores localizados nos menores quantis tiveram uma redução de salário muito maior que os quantis superiores, corroborando

Tabela 7: Efeito de tratamento médio. Tratamento - cada doença individualmente

Tratamento	**Estimação ATT**
	Coeficiente
Coluna	−0,047***
	(0,003)
Artrite	−0,080***
	(0,001)
Câncer	0,029
	(0,097)
Diabetes	−0,014***
	(0,033)
Bronquite	−0,031***
	(0,041)
Hipertensão	−0,031***
	(0,004)
Coração	−0,061***
	(0,029)
Doença Renal	−0,209***
	(0,054)
Depressão	−0,128***
	(0,006)
Tuberculose	−0,079***
	(0,026)
Tendinite	0,099***
	(0,027)
Cirrose	0,048
	(0,178)

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados das PNAD de 2008. Notas: Desvios-padrão robustos a heterocedasticidade entre parênteses. ***p-valor < 0,01. ** p-valor < 0,05. * p-valor < 0,10

a ideia do círculo vicioso como visto em Gomes et al. (2014). Isso significa que os trabalhadores que têm menores rendimentos são justamente aqueles que têm a maior perda quando se encontram doentes, o que pode torná-los mais pobres e agravar mais ainda a condição de saúde. Além disso, os trabalhadores com menores rendimentos são aqueles que tendem a ocupar trabalhos que demandam maior esforço físico, ficando muitas vezes impossibilitado de exercer suas tarefas com alguma enfermidade.

O efeito negativo vai se tornando menor ao longo da distribuição chegando a ser praticamente zero para os indivíduos que recebem os mais altos rendimentos. Em suma, o efeito de uma má condição de saúde é menor para aqueles indivíduos que têm maiores rendimentos, o que implica uma maior capacidade de adaptação desses trabalhadores ao mercado de trabalho, levando em conta a gravidade da enfermidade e o fato de que, em geral, ocupam trabalhos que exigem menos esforço físico, sendo possível conviver com tal condição.

Tais resultados corroboram com a possível simultaneidade da relação, conforme já mencionado. O efeito maior para os indivíduos nos quantis inferiores pode se dever ao fato de que estes já tenham trabalhos menos qualificados por possuírem um menor estoque de saúde acumulado ao longo do tempo, o que reduz os cuidados e recursos disponíveis com a saúde. Se esses indivíduos tiveram uma pior entrada no mercado de trabalho (ocupações menos qualificadas e com baixa remuneração), terão menos recursos para investir em saúde e consequentemente uma menor capacidade de gerar renda.

Os dados analisados em um ponto no tempo não permitem identificar as condições iniciais de saúde e nem o efeito de um emprego não qualificado nesta. No entanto, a literatura e os achados até aqui têm evidenciado que os efeitos podem persistir ao longo do tempo, e uma má condição de saúde tem impacto negativo no rendimento do trabalho quando os indivíduos não conseguem desenvolver completamente suas atividades, afetando sua produtividade. Como já mencionado, os resultados desta seção são apenas preliminares, dadas as limitações nos dados e questões envolvendo causalidade reversa que podem estar presentes. As próximas subseções buscam corroborar e dar maior robustez a esses achados, bem como inferir com maior confiabilidade o impacto da condição de saúde no rendimento do trabalho.

Dessa forma, o teste de robustez com a estimação do impacto das condições de saúde usando a heterocedasticidade para gerar instrumentos internos e *bounds* para o efeito do tratamento ajudará a confirmar o efeito negativo de tais condições sobre os rendimentos do trabalho.

5.1 Análise de Robustez

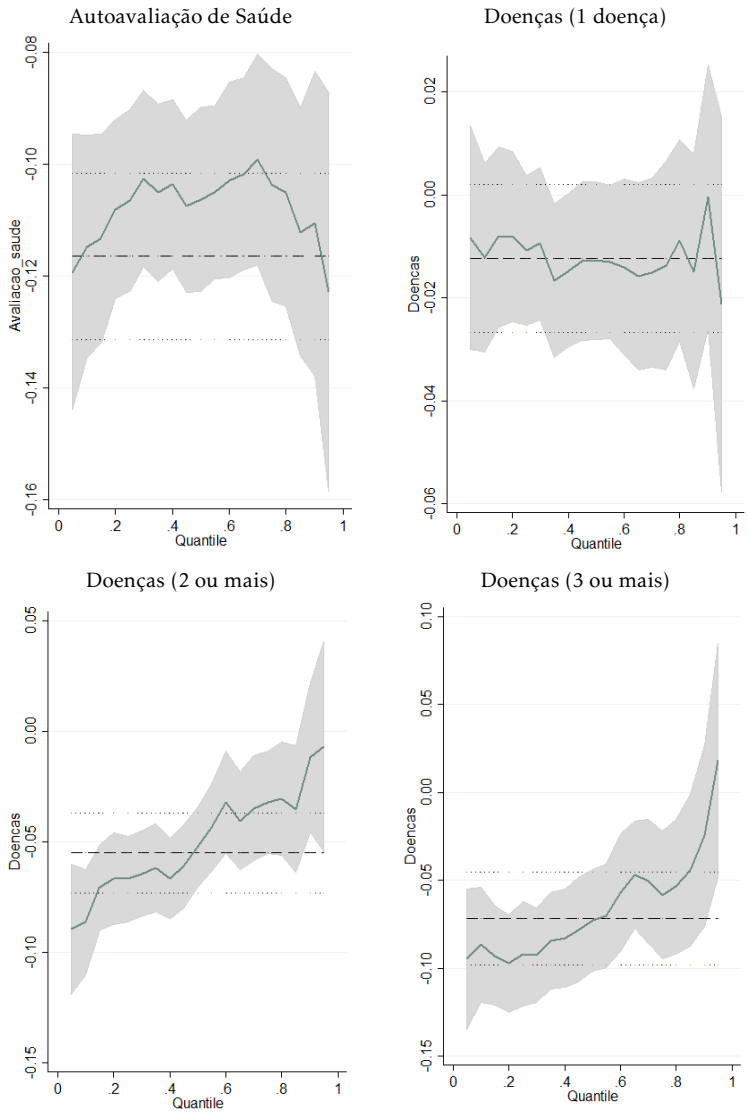
As evidências mostram o impacto negativo de uma má condição de saúde na renda do trabalho individual. Esta seção começa pela apresentação dos resultados do efeito de tratamento médio estimado por *Generalized Method of Moments* (GMM) a partir do método de Lewbel (2012), que explora a identificação a partir da heterocedasticidade dos resíduos para gerar instrumentos internos, quando o produto de tais erros não é correlacionado com os regressores[32].

As estimativas corroboram os resultados anteriores de um efeito negativo da condição de saúde sobre o rendimento dos trabalhadores, independente do tratamento utilizado. No entanto, tal como no efeito quantílico, o método de Lewbel evidencia uma possível superestimação do efeito médio quando não considerados os instrumentos para a condição de saúde. Tal fato pode ser visto pela redução de todos os coeficientes, como, por exemplo, da saúde autoavaliada como tratamento, que passa de −0,117 (efeito de tratamento médio) para −0,0619 (efeito médio pelo método de Lewbel). Para duas/três ou mais doenças como tratamento, a redução do coeficiente é ainda maior.

É importante frisar que a utilização de instrumentos internos pelo método de Lewbel ajuda a contornar o problema da causalidade reversa, pois buscamos captar aquela parte da condição de saúde que afeta o rendimento, mas não é afetada por este. Mesmo sem conhecer o estoque de saúde dos indivíduos, os resultados apontam a possibilidade de um efeito negativo na renda do trabalho, dado um nível de saúde autoreportado como insatisfatório ou tendo sido diagnosticado com alguma doença.

[32] Foi realizado o teste de White (1980) e rejeitada a hipótese nula de homocedasticiade (verificada a presença de heterocedasticiade), condição para a validade do método.

Figura 1: Coeficientes da regressão quantílica - PNAD - 2008



Fonte: Elaboração própria com base nas estimações.

Tabela 8: ATT estimado usando o método de Lewbel (2012)

Método	**Tratamento**			
	Autoavaliação	**Doenças** (1 doença)	**Doenças** (2 ou mais)	**Doenças** (3 ou mais)
ATT_{GMM}	−0,0619***	−0,0318**	−0,0720***	−0,1070**
	(0,0175)	(0,0190)	(0,0161)	(0,0464)
Controles	Sim	Sim	Sim	Sim
Ocupação (FE)	Sim	Sim	Sim	Sim
UF (FE)	Sim	Sim	Sim	Sim
Observações	60.548	60.548	46.174	40.531
K-P LM	4017.766***	47.591***	95.640***	1497.596

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados das PNAD de 2008.
Notas: Desvios-padrão robustos a heterocedasticidade entre parênteses, com *bootstrap* de 1000 replicações.***p-valor < 0,01. ** p-valor < 0,05. * p-valor < 0,10

A última linha da Tabela 8 apresenta o teste de subidentificação do modelo, no qual se rejeita a hipótese nula indicando que o modelo é identificado. Já o teste de Cragg-Donald rejeita a hipótese nula de fracos instrumentos, sugerindo que os instrumentos internos gerados são relevantes para o tratamento[33]. O artigo de Emran & Hou (2013) encontra uma semelhança qualitativa entre as estimativas obtidas por instrumentos externos e pelos gerados pelo presente método, de modo que, apesar de não dispor de variáveis de exclusão externas, é possível ter certo grau de confiança nos instrumentos gerados para o presente trabalho.

Por fim, são estimados os *bounds* para o efeito de tratamento da condição de saúde seguindo Oster (2015) para obter os valores da seleção nas não observáveis, que seriam necessários para explicar completamente as estimativas, em comparação com a seleção nas observáveis. Para cada variável de tratamento, são considerados quatro valores de R_{max} para se obter o valor do coeficiente de proporcionalidade (δ) que seria necessário para fazer a estimativa do efeito de tratamento ir para zero ($\beta = 0$) e também para se obter um limite inferior para o efeito (o conjunto identificado).

A Tabela 9 apresenta tais resultados para cada condição de saúde usada como tratamento. Para a autoavaliação de saúde, considerando o R_{max} de 0,7, por exemplo, foi encontrado um coeficiente de proporcionalidade de 2,8034, o que implica que o efeito das variáveis não observadas no ATT estimado ao longo da condição de saúde teria que ser 2,8034 vezes mais forte do que o efeito das variáveis observáveis para explicar todo o efeito negativo da condição de saúde no rendimento do trabalho. Em outras palavras, as não observáveis teriam que ser 2,8034 vezes mais importantes na explicação do efeito médio, de modo a fazer com que o coeficiente baseado nas observáveis fosse zero. Aumentando o R_{max} para um valor muito improvável de 1, tal coeficiente ainda é de 1,4694. Para o limite inferior, o valor é de −0,20 (para $R_{max} = 0,7$) e passa para −0,09 (para $R_{max} = 1,0$).

Para as demais variáveis de tratamento a interpretação é semelhante, o que corrobora os achados das tabelas anteriores, qual seja, de que o viés causado pelas não observáveis não inviabiliza os coeficientes estimados. Oster (2015), analisando o impacto do comportamento materno sobre as crianças, encon-

[33]Os resultados do teste podem ser solicitados junto aos autores.

Tabela 9: Bounds para o efeito do tratamento - Oster (2015)

Autoavaliação				
Parâmetro	R_{max}			
	0.7	0.8	0.9	1.0
δ para $\beta = 0$	2,8034	2,1521	1,7464	1,4694
Identificado ($\delta = 1$)	[−0,28;−0,20]	[−0,28;−0,16]	[−0,28;−0,13]	[−0,28;−0,09]
Doenças (1 Doença)				
Parâmetro	R_{max}			
	0.7	0.8	0.9	1.0
δ para $\beta = 0$	2,2366	1,7202	1,3975	1,1768
Identificado ($\delta = 1$)	[−0,28;−0,17]	[−0,28;−0,13]	[−0,28;−0,09]	[−0,28;−0,04]
Doenças (2 ou mais)				
Parâmetro	R_{max}			
	0.7	0.8	0.9	1.0
δ para $\beta = 0$	2,3341	1,7972	1,4611	1,2309
Identificado ($\delta = 1$)	[−0,27;−0,17]	[−0,27;−0,13]	[−0,27;−0,09]	[−0,27;−0,05]
Doenças (3 ou mais)				
Parâmetro	R_{max}			
	0.7	0.8	0.9	1.0
δ para $\beta = 0$	2,4948	1,9111	1,5487	1,3019
Identificado ($\delta = 1$)	[−0,27;−0,18]	[−0,27;−0,14]	[−0,27;−0,10]	[−0,27;−0,06]

Fonte: Elaboração própria com base nas estimativas.

trou um coeficiente de proporcionalidade, δ, de 1,37 e o conjunto identificado de [−0,124; −0,033] que exclui o zero. Tal efeito mostrou-se significativo, inclusive quando comparado a outros métodos. Diante disso, tem-se uma confiabilidade nos resultados apresentados na presente pesquisa e corroborados nesta seção, sendo inclusive maiores que os valores encontrados por Oster (2015).

6 Considerações Finais

As condições de saúde, juntamente com a educação, são fatores primordiais para a acumulação de capital humano e consequentemente aumento da produtividade e aferição de renda. Ciente disso, foi estimado o impacto da má condição de saúde nos rendimentos do trabalho com dados da PNAD de 2008 que contém um suplemento de saúde, a partir de quatro métodos empíricos: efeito de tratamento médio e efeito de tratamento quantílico, ambos com correção semiparamétrica para o viés de seleção amostral; estimação a partir de instrumentos internos gerados pela heterocedasticidade dos erros do primeiro estágio seguindo Lewbel (2012), e a estimação dos *bounds* para o efeito de tratamento de Oster (2015), juntamente com o coeficiente de proporcionalidade que verifica o viés causado pelas variáveis não observáveis.

Foram utilizadas quatro variáveis indicadoras do *status* de saúde como tratamento como forma de corroborar as estimativas: a condição de saúde au-

toavaliada, o diagnóstico de pelo menos uma doença por um profissional de saúde, o diagnóstico de duas ou mais doenças e o diagnóstico de três ou mais doenças. Os resultados mostraram um impacto negativo de uma má condição de saúde sobre os salários para todas as estimações, com uma possível superestimação do efeito médio quando comparado ao método de instrumentos internos de Lewbel (2012).

Quando a análise é estendida ao longo da distribuição de renda, é verificado que os indivíduos localizados nos quantis inferiores sofrem uma maior redução salarial devido a uma condição de saúde insatisfatória, o que pode agravar mais ainda a precariedade da saúde desses indivíduos, criando um "círculo vicioso" em tal relação, dado que os trabalhos que remuneram menos são em geral os que demandam maior esforço físico e, consequentemente, os mais afetados e de difícil adaptação por problemas de saúde, dada a impossibilidade de empreender o mesmo nível de esforço caso estivesse saudável.

As principais limitações do estudo se referem à análise em apenas um ponto no tempo, que impossibilita saber o estoque de saúde e informações sobre a entrada no mercado de trabalho dos indivíduos, e questões de causalidade reversa entre saúde e variáveis do mercado de trabalho. É possível que os indivíduos mais afetados por um nível de saúde insatisfatório já sofram reflexos por terem menos cuidados com a saúde por conseguirem apenas empregos de baixa qualificação e remuneração. No entanto, a estratégia empírica adotada, sobretudo o método de Lewbel a partir de instrumentos gerados internamente, dão uma maior confiabilidade aos resultados encontrados, visto que na população adulta a literatura têm mostrado que o canal de causalidade da saúde para a renda do trabalho é mais forte.

Por fim, o coeficiente de proporcionalidade, segundo Oster (2015), corrobora com os resultados anteriores e mostra que o viés causado pela omissão de variáveis ou por variáveis não observáveis não é capaz de tornar as estimativas insignificantes, servindo de robustez às estimações anteriores. Em suma, a má condição de saúde causa perdas salariais a todos os trabalhadores, sobretudo àqueles com menores rendimentos. Tais evidências reforçam a necessidade de mais oportunidades na área de saúde para esses trabalhadores, inclusive com prevenção e consultas/exames médicos de rotinas a fim de antecipar e tratar possíveis problemas e evitar uma baixa produtividade no mercado de trabalho.

Referências Bibliográficas

Abadie, A. & Imbens, G. W. (2016), 'Matching on the estimated propensity score', *Econometrica* **84**(2), 781–807.

Altonji, J. G., Elder, T. E. & Taber, C. R. (2005), 'Selection on observed and unobserved variables: assessing the effectiveness of Catholic schools', *Journal of Political Economy* **113**(1), 151–184.

Alves, L. & Andrade, M. V. (2003), 'Impactos da saúde nos rendimentos individuais no Brasil', *Revista de Economia Aplicada* **7**(2), 359–388.

Alves, L. F., Andrade, M. V. et al. (2002), 'Impactos do estado de saúde sobre os rendimentos individuais no Brasil e em Minas Gerais', *X Seminário sobre a Economia Mineira*, *Anais* p. 30.

Amorim, G. & Sampaio, B. (2015), Communication network and civil unrest: an investigation of the ocuppy movement in the United States, *in* '37th Meeting of the Brazilian Econometric Society, Brazil'.

Angrist, J. D. & Pischke, J.-S. (2009), *Mostly Harmless Econometrics: An Empiricist's Companion*, Princeton University Press.

Austin, P. C. (2014), 'The use of propensity score methods with survival or time-to-event outcomes: reporting measures of effect similar to those used in randomized experiments', *Statistics in Medicine* **33**(7), 1242–1258.

Barnay, T. (2016), 'Health, work and working conditions: a review of the European economic literature', *The European Journal of Health Economics* **17**(6), 693–709.

Bartel, A. & Taubman, P. (1979), 'Health and labor market success: the role of various diseases', *The Review of Economics and Statistics* pp. 1–8.

Baum, C. & Schaffer, M. (2012), 'IVREG2H: Stata module to perform instrumental variables estimation using heteroskedasticity-based instruments'.

Böckerman, P., Hyytinen, A. & Kaprio, J. (2015), 'Smoking and long-term labour market outcomes', *Tobacco Control* **24**(4), 348–353.

Buchinsky, M. (1998), 'The dynamics of changes in the female wage distribution in the USA: a quantile regression approach', *Journal of Applied Econometrics* **13**(1), 1–30.

Cacciamali, M. C. & Hirata, G. I. (2005), 'A influência da raça e do gênero nas oportunidades de obtenção de renda - uma análise da discriminação em mercados de trabalho distintos: Bahia e São Paulo', *Estudos Econômicos (São Paulo)* **35**(4), 767–795.

Cai, L. (2010), 'The relationship between health and labour force participation: evidence from a panel data simultaneous equation model', *Labour Economics* **17**(1), 77–90.

Case, A. & Deaton, A. S. (2005), Broken down by work and sex: how our health declines, *in* 'Analyses in the Economics of Aging', University of Chicago Press, pp. 185–212.

Coelho, D., Veszteg, R. & Soares, F. V. (2010), Regressão quantílica com correção para a seletividade amostral: estimativa dos retornos educacionais e diferenciais raciais na distribuição de salários das mulheres no Brasil, Technical report, Texto para Discussão, Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA).

De Luca, G. & Perotti, V. (2011), 'Estimation of ordered response models with sample selection', *Stata Journal* **11**(2), 213–239.

De Luca, G. et al. (2008), 'SNP and SML estimation of univariate and bivariate binary-choice models', *Stata Journal* **8**(2), 190.

Disney, R., Emmerson, C. & Wakefield, M. (2006), 'Ill health and retirement in Britain: a panel data-based analysis', *Journal of Health Economics* **25**(4), 621–649.

Emran, M. S. & Hou, Z. (2013), 'Access to markets and rural poverty: evidence from household consumption in China', *Review of Economics and Statistics* **95**(2), 682–697.

Figueirêdo, L., Noronha, K. V. & Andrade, M. V. (2003), 'Os impactos da saúde sobre o crescimento econômico na década de 90: uma análise para os estados brasileiros', *Texto para Discussão* (219).

Gallant, A. & Nychka, D. W. (1987), 'Semi-nonparametric maximum likelihood estimation', *Econometrica* **55**(2), 363–90.

García-Gómez, P., Jones, A. M. & Rice, N. (2010), 'Health effects on labour market exits and entries', *Labour Economics* **17**(1), 62–76.

García-Gómez, P., Van Kippersluis, H., O'Donnell, O. & Van Doorslaer, E. (2013), 'Long-term and spillover effects of health shocks on employment and income', *Journal of Human Resources* **48**(4), 873–909.

Godoy, M. R., Neto, G. B., Ribeiro, E. P. et al. (2006), 'Estimando as perdas de rendimento devido à doença renal crônica no Brasil', *Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal do Rio Grande do Sul* .

Gomes, S. M. F. P. O., Brito, D. J. M. & Rocha, R. M. (2014), Impactos da saúde sobre os rendimentos individuais no Brasil, *in* 'Anais do XL Encontro Nacional de Economia [Proceedings of the 40th Brazilian Economics Meeting]', number 242, ANPEC-Associação Nacional dos Centros de Pós-graduação em Economia [Brazilian Association of Graduate Programs in Economics].

Grossman, M. (1972), 'On the concept of health capital and the demand for health', *Journal of Political Economy* **80**(2), 223–255.

Grossman, M. & Benham, L. (1974), Health, hours and wages, *in* 'The Economics of Health and Medical Care', Springer, pp. 205–233.

Harris, A. (2009), 'Diabetes, cardiovascular disease and labour force participation in Australia: an endogenous multivariate *probit* analysis of clinical prevalence data', *Economic Record* **85**(271), 472–484.

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

Heckman, J. J. & Robb Jr, R. (1985), 'Alternative methods for evaluating the impact of interventions: an overview', *Journal of Econometrics* **30**(1-2), 239–267.

Ho, D. E., Imai, K., King, G. & Stuart, E. A. (2007), 'Matching as nonparametric preprocessing for reducing model dependence in parametric causal inference', *Political Analysis* **15**(3), 199–236.

Huber, M., Lechner, M. & Wunsch, C. (2013), 'The performance of estimators based on the propensity score', *Journal of Econometrics* **175**(1), 1–21.

Imbens, G. W. & Wooldridge, J. M. (2009), 'Recent developments in the econometrics of program evaluation', *Journal of Economic Literature* **47**(1), 5–86.

Kassouf, A. (1999), 'Rendimentos perdidos por trabalhadores em condições inadequadas de saúde', *Economia Aplicada, São Paulo* **3**(2), 239–262.

Kassouf, A. L. (1997), 'Saúde e mercado de trabalho'.

King, G. & Nielsen, R. (2016), 'Why propensity scores should not be used for matching', *Copy at http://j. mp/1sexgVw Download Citation BibTex Tagged XML Download Paper* **378**.

Koenker, R. (n.d.), 'Quantile regression, 2005'.

Koenker, R. & Bassett Jr, G. (1978), 'Regression quantiles', *Econometrica: Journal of the Econometric Society* pp. 33–50.

Levine, P. B., Gustafson, T. A. & Velenchik, A. D. (1997), 'More bad news for smokers? The effects of cigarette smoking on wages', *ILR Review* **50**(3), 493–509.

Lewbel, A. (2012), 'Using heteroscedasticity to identify and estimate mismeasured and endogenous regressor models', *Journal of Business & Economic Statistics* **30**(1), 67–80.

Luft, H. S. (1975), 'The impact of poor health on earnings', *The Review of Economics and Statistics* pp. 43–57.

Lundborg, P., Nilsson, M. & Vikström, J. (2015), 'Heterogeneity in the impact of health shocks on labour outcomes: evidence from swedish workers', *Oxford Economic Papers* **67**(3), 715–739.

Mincer, J. (1974), 'Schooling, experience, and earnings. Human behavior & social institutions n. 2'.

Morris, S. (2007), 'The impact of obesity on employment', *Labour Economics* **14**(3), 413–433.

Noronha, K. V. M. S., Andrade, M. V. et al. (2004), A importância da saúde como um dos determinantes da distribuição de rendimentos e pobreza no Brasil, *in* 'Anais do XXXII Encontro Nacional de Economia [Proceedings of the 32th Brazilian Economics Meeting]', number 136, ANPEC-Associação Nacional dos Centros de Pós-graduação em Economia [Brazilian Association of Graduate Programs in Economics].

Oliveira, R., Moura, K., Viana, J., Tigre, R. & Sampaio, B. (2015), 'Commute duration and health: empirical evidence from Brazil', *Transportation Research Part A: Policy and Practice* **80**, 62–75.

Oliveira, V. R. (2014), 'Viés de seleção, migração e saúde', *Revista Teoria e Evidência Econômica* **20**(43).

Oster, E. (2013), Unobservable selection and coefficient stability: theory and validation, Technical report, National Bureau of Economic Research.

Oster, E. (2015), 'Unobservable selection and coefficient stability: theory and evidence', *Manuscript, Brown University* .

Pérez, E. R., Wajnman, S. & Oliveira, A. (2006), 'Análise dos determinantes da participação no mercado de trabalho dos idosos em São Paulo', *Revista Brasileira de Estudos de População* **23**(2), 269–286.

PNAD, I. (2008), 'Pesquisa nacional por amostra de domicílios, 2007'.

Rosenbaum, P. R. & Rubin, D. B. (1983), 'The central role of the propensity score in observational studies for causal effects', *Biometrika* **70**(1), 41–55.

Rosenbaum, P. R. & Rubin, D. B. (1985), 'Constructing a control group using multivariate matched sampling methods that incorporate the propensity score', *The American Statistician* **39**(1), 33–38.

Rubin, D. B. (1974), 'Estimating causal effects of treatments in randomized and nonrandomized studies', *Journal of Educational Psychology* **66**(5), 688.

Saad, P. M. (1999), Transferência de apoio entre gerações no Brasil: um estudo para São Paulo e Fortaleza, *in* 'Muito Além dos 60: Os Novos Idosos Brasileiros', pp. 251–80.

Schultz, T. P. & Tansel, A. (1997), 'Wage and labor supply effects of illness in cote d'ivoire and ghana: instrumental variable estimates for days disabled', *Journal of Development Economics* **53**(2), 251–286.

Schultz, T. W. (1961), 'Investment in human capital', *The American Economic Review* **51**(1), 1–17.

Silva, F. M. et al. (2011), 'Um estudo econômico da tuberculose no Brasil'.

Smith, J. P. (1999), 'Healthy bodies and thick wallets: the dual relation between health and economic status', *Journal of Economic Perspectives* **13**(2), 145–166.

Sousa, E. A., dos Santos, A. M. A. & Andrade Jacinto, P. (2010), 'Efeitos da educação sobre a saúde do indivíduo: uma análise para a região Nordeste do Brasil', *Revista Econômica do Nordeste* **44**(4), 911–930.

Strauss, J. & Thomas, D. (1998), 'Health, nutrition, and economic development', *Journal of Economic Literature* **36**(2), 766–817.

Tigre, R., Sampaio, B. & Menezes, T. (2017), 'The impact of commuting time on youth's school performance', *Journal of Regional Science* **57**(1), 28–47.

Van Kippersluis, H., Van Ourti, T., O'Donnell, O. & Van Doorslaer, E. (2009), 'Health and income across the life cycle and generations in Europe', *Journal of Health Economics* **28**(4), 818–830.

Wilson, T. D. & Brekke, N. (1994), 'Mental contamination and mental correction: unwanted influences on judgments and evaluations', *Psychological Bulletin* **116**(1), 117.

Economia Aplicada, v. 22, n. 4, 2018, pp. 151-176

CHOQUES FISCAIS E SALÁRIOS REAIS: UMA ANÁLISE PARA OS ESTADOS BRASILEIROS

Elano Ferreira Arruda [*]
Felipe de Sousa Bastos [†]
João Paulo Rios e Silva [‡]

Resumo

Os efeitos da política fiscal sobre os salários reais, tanto em sua abordagem teórica quanto na empírica, não são consensuais. Este trabalho procura contribuir com a análise dos efeitos de choques fiscais sobre os salários reais para os estados brasileiros considerando as despesas orçamentárias, correntes e de investimento. Os resultados são extraídos das funções de impulso resposta, obtidas de modelos VAR em painel. As evidências apontam para o impacto positivo das despesas sobre PIB e salários reais. Esses resultados indicam que a síntese Novo Keynesiana parece explicar melhor a resposta do mercado de trabalho dos estados brasileiros a choques fiscais.

Palavras-chave: política fiscal; mercado de trabalho; VAR em painel

Abstract

The effects of fiscal policy on the real wages are not consensus, both in its theoretical and empirical approach. This paper seeks to contribute by analyzing the effects of fiscal shocks on real wage mass for the Brazilian states, considering budgetary, current and investment expenditure. The results were extracted from impulse response functions, obtained from the panel VAR models. The evidence points to the positive impact of expenditures on GDP and real wages. These results indicate that the New Keynesian synthesis seems to better explain the Brazilian labor market response to fiscal shocks.

Keywords: fiscal policy; labor market; panel VAR

JEL classification: E62, C33

DOI: http://dx.doi.org/10.11606/1980-5330/ea133068

[*] Professor no CAEN/MAER/UFC. E-mail: elano@ufc.br
[†] Doutor em Economia – CAEN/UFC. E-mail: flpsbastos@gmail.com
[‡] Doutorando em Economia – CAEN/UFC. E-mail: joaopaulorios92@gmail.com

Recebido em 24 de maio de 17 . Aceito em 23 de novembro de 17.

1 Introdução

As recentes crises financeiras têm acentuado o debate sobre o papel das políticas macroeconômicas no processo de estabilização da economia e no nível de atividade econômica, especialmente no mercado de trabalho. Nesse contexto, se discute o impacto dos choques fiscais sobre os salários reais. Todavia, tratando-se de política fiscal, tanto os modelos teóricos, quanto a evidência empírica estão longe de um consenso.

Na perspectiva teórica, as visões sobre os efeitos supracitados se mostram antagônicas tendo em vista os modelos dos Ciclos Reais de Negócios (RBC) e os modelos de tradição Novo Keynesiana (NK). Os primeiros advogam que os agentes econômicos entendem aumentos não previstos nos gastos públicos no tempo corrente como incrementos de impostos no futuro e, portanto, ofertariam mais trabalho no presente. O excesso de oferta de trabalho, em um ambiente de preços flexíveis, reduziria o nível dos salários; ou seja, os choques fiscais impactariam negativamente os salários. Para a perspectiva NK, os aumentos de gastos públicos apresentariam resultados semelhantes aos anteriores, todavia a demanda por trabalho também aumentaria e em uma magnitude maior do que a oferta de trabalho, o que, em um ambiente de rigidez de preços, produziria aumento no salário real dos agentes econômicos.

A literatura empírica também está longe de obter uma evidência unânime no que tange aos efeitos de choques fiscais sobre o mercado de trabalho. Por exemplo, Ramey & Shapiro (1998), Burnside et al. (2004) observam efeitos negativos dos gastos militares sobre os salários reais e consumo das famílias. Utilizando medidas mais gerais de gastos públicos, Aiyagari et al. (1992), e Baxter & King (1993) encontram evidências de reduções salariais frente a incrementos nos gastos públicos, resultados sustentados pelos modelos RBC. Já autores como Rotemberg & Woodford (1992), Galí et al. (2007) obtiveram resultados que sustentam a tradição NK. Vale destacar que, em estudo recente para o Brasil, Carvalho et al. (2013) também observam resultados empíricos na direção da visão NK.

Apesar de a maioria dos estudos focar em análises para dados em painel de países, Pappa (2009) adverte que esse tipo de investigação pode se mostrar mais precisa considerando dados intranacionais, ou de unidades federativas, uma vez que, nesse contexto, a política monetária e o regime cambial podem ser tomados como dados e, ainda, existem muitas dificuldades na construção de painéis para países com dados sobre choques fiscais que sejam comparáveis, em virtude da diversificação do padrão de coleta dos dados. Ainda nessa linha, Partridge & Rickman (2010) argumentam que os modelos econômicos regionais são construídos a partir de seus congêneres nacionais e que técnicas macroeconométricas como Vetores Autorregressivos (VAR), VAR restrito, VAR em painéis de dados, VAR estrutural (SVAR) e os modelos de Equilíbrio Geral Dinâmico Estocásticos (DSGE) têm sido subutilizadas em economia regional. Para o autor, esses arcabouços podem produzir importantes evidências empíricas para o entendimento de relações macroeconômicas em um contexto regional.

Portanto, o presente estudo tem por objetivo analisar os efeitos dos choques fiscais sobre os salários reais para os estados brasileiros utilizando as funções impulso resposta acumuladas (AIRF) extraídas de um VAR em painel (PVAR). Para tal, utilizar-se-á um painel de dados anuais que cobre o período de 1995 a 2010, para 26 unidades da federação e o Distrito Federal.

O presente trabalho inova ao aplicar um modelo PVAR para os estados brasileiros de modo a examinar, em um contexto regional (Partridge & Rickman 2010), os efeitos das despesas públicas orçamentárias, correntes e de investimento sobre os salários reais. Adicionalmente, serão considerados exercícios de robustez para vários subperíodos distintos e para painéis que consideram diferentes regiões do país de modo a identificar possíveis assimetrias nessas respostas.

A partir desse exercício, será possível inferir sobre o comportamento do mercado de trabalho nos estados brasileiros: se ele se comporta como a tradição RBC, com resposta negativa, ou se choques fiscais aumentam salários reais, como nos modelos NK. Vale destacar que, por se tratarem de dados intranacionais, as assimetrias de política monetária podem ser tomadas como dadas para todos os estados e, ainda, Bénétrix (2012) defende que esse tipo de estudo se paute em dados anuais, pois, uma vez que a política fiscal normalmente tem caráter anual, esses dados são menos afetados por alterações sazonais e minimizam os chamados efeitos de antecipação dos choques fiscais.

Além desta introdução, este trabalho possui mais quatro seções. A próxima consiste em destacar os aspectos teóricos e empíricos que versam os impactos dos choques fiscais sobre o mercado de trabalho, especialmente sobre os salários reais. A Seção 3 se reserva à apresentação do banco de dados e da estratégia econométrica empregada. Os resultados dos modelos são apresentados e discutidos na 4 Seção. Por fim, são tecidas as considerações finais do estudo.

2 Revisão de Literatura

A literatura que investiga os efeitos dos gastos públicos sobre o mercado de trabalho, especialmente sobre os salários, é ampla. De forma geral, os resultados concentram-se em duas vertentes: modelos Novos Keynesianos (NK), que advogam que os gastos públicos impactam positivamente os salários reais e aqueles que argumentam que o impacto do consumo do governo gera um excesso de oferta de trabalho e, portanto, afeta negativamente os salários reais, os modelos dos Ciclos Reais de Negócios (RBC).

Entre os autores que observaram evidências em favor da tradição RBC, destacam-se Aiyagari et al. (1992), Baxter & King (1993), Ramey & Shapiro (1998) e Burnside et al. (2004). Os primeiros mostram, em um modelo de crescimento estocástico Neoclássico e utilizando dados trimestrais de 1955 a 1983 nos Estados Unidos, sob a suposição de que os gastos governamentais são financiados via impostos do tipo *lump-sum*, que o impacto de uma mudança persistente no consumo do governo sobre o produto agregado e o emprego sempre excede em magnitude o efeito de uma mudança temporária - do ponto de vista teórico e empírico. Adicionalmente, observam efeitos negativos dos gastos públicos sobre os salários.

Baxter & King (1993) estudam 4 experimentos clássicos de política fiscal dentro de um modelo neoclássico restrito quantitativamente e apontam os seguintes achados: variações permanentes no consumo do governo tem implicações importantes na atividade macroeconômica quando são financiadas via impostos do tipo lump sum, podendo levar a multiplicadores do produto de curto prazo - se a oferta de trabalho reportar alta elasticidade - e longo prazo maiores que 1. Portanto, por apresentar uma oferta de trabalho mais elástica,

os salários reais tendem a responder negativamente a aumentos nos gastos públicos.

Examinando possíveis assimetrias nas respostas da demanda agregada aos gastos públicos por setores, Ramey & Shapiro (1998) utilizam um modelo dinâmico de equilíbrio geral computável e observam que aumentos nos gastos militares impactam negativamente os salários reais.

Burnside et al. (2004) investigam a resposta das horas trabalhadas e do salário real a choques fiscais nos Estados Unidos no período pós-Segunda Guerra Mundial, identificando choques fiscais que são seguidos por declínio persistente no salário real, aumento das horas trabalhadas e movimentos no consumo. Adicionalmente, verificam se duas versões do modelo neoclássico suportam estas descobertas: *(i)* a versão *benchmark*[1] reporta algumas falhas, sobretudo quando impostos distorcivos são levados em conta; *(ii)* já a versão com fricções - formação de hábitos no consumo e custo de ajustes no investimento - apresenta melhora na performance qualitativa, apesar de superestimar o declínio do consumo após o choque.

Visando elucidar a condução ótima da política fiscal e monetária para o Brasil no período pós-Plano Real, Lobato (2011) utiliza um modelo DSGE de médio porte, comportando 4 fontes de rigidez nominal: rigidez de preços e salários, demanda por moeda e uma restrição *cash-in-advance* para a massa salarial das firmas, buscando explicar os movimentos cíclicos de diversas variáveis. Os autores estimam um efeito negativo da taxa de salários a um choque nos gastos do governo.

Por outro lado, alguns autores encontram efeitos positivos nos salários reais frente a choques nos gastos do governo, corroborando com a vertente Novo Keynesiana. Modelando as consequências da existência de competição imperfeita para as flutuações da demanda agregada, Rotemberg & Woodford (1992) argumentam que os choques de demanda agregada - mudança no consumo do governo - sobre a atividade econômica são consequência de competição imperfeita. Comparando resultados entre os modelos de competição perfeita e o modelo de competição oligopolista, os autores constatam que a principal diferença entre os dois é a resposta dos salários reais a um choque nas despesas militares, com o segundo modelo apresentando resposta positiva.

Galí et al. (2007), por meio de dados trimestrais da economia norte-americana, estimam as reações de uma série de variáveis macroeconômicas a um choque no gasto do governo por meio de um modelo VAR, assumindo que os choques não são afetados contemporaneamente (durante o trimestre) pelas outras variáveis contidas no modelo. Os resultados expressam uma reação positiva aos choques tanto para horas trabalhadas como para os salários reais, embora se observe certa defasagem da reação ao choque nessas duas variáveis.

Para explorar o papel adicional do efeito riqueza na transmissão de choques de gastos governamentais, Monacelli & Perotti (2008) constroem um modelo RBC com rigidez de preço, em que as preferências podem ser consistentes com efeito riqueza arbitrariamente pequenos sobre a oferta de trabalho. Feito isso, os autores mostram que esse modelo é compatível com as evidências empíricas sobre os choques de gastos do governo - aumento do consumo privado, salário real e queda do *mark-up*.

Ramey (2011) observa que os modelos que internalizam choques fiscais no trimestre tendem a estimar efeitos positivos destes sobre salários reais e con-

[1] O modelo de Ciclos Reais dos Negócios (RBC) tradicional, isto é, sem fricções.

sumo. Além disso, os modelos Novo Keynesianos tendem a conter uma série de pressuposições a respeito do comportamento do consumo, preços e oferta de trabalho. Comparando o modelo neoclássico descrito em Ramey & Shapiro (1998) com os modelos VAR Novo Keynesianos, a autora demonstra que choques nas despesas militares nos Estados Unidos são antecipados trimestres antes de ocorrerem, atribuindo a diferença de resultados sobre salários reais e consumo ao efeito antecipação.

Forni et al. (2009) estimam um modelo DSGE com agentes que seguem comportamento não Ricardiano para estimar os efeitos das políticas fiscais na Zona do Euro. O modelo leva em consideração os impostos sobre capital e trabalho, enquanto avalia separadamente os impactos do consumo do governo, rendimentos do setor público e transferências para as famílias. Os resultados das estimações do modelo, utilizando dados trimestrais, corroboram para a abordagem Novo Keynesiana sobre o impacto dos choques fiscais nas variáveis econômicas, com choques nas transferências para as famílias exercendo efeitos mais duradouros do que os choques no consumo do governo e nos rendimentos do setor público. Entretanto, levando-se em consideração apenas o efeito sobre os salários reais, choques sobre consumo do governo e rendimentos do setor público parecem exercer maior impacto.

Mountford & Uhlig (2009) buscam responder quais os efeitos de cortes de impostos na economia e quais implicações desse corte ser financiado via cortes de gastos ou aumento da dívida pública. Sem impor qualquer restrição de sinal sobre a resposta de variáveis-chave - PIB, consumo privado, investimento privado não residencial e salário real - ao choque de política fiscal e impondo restrições de ortogonalidade para choques de ciclos de negócios e de política monetária, os autores analisam 3 cenários: gastos deficitários, redução de impostos financiada com déficit e uma expansão de gastos com orçamento equilibrado. Ao comparar esses cenários, encontram que um corte de impostos surpresa financiado com déficit é a melhor política fiscal para estimular a economia.

Pappa (2009) se concentra na reação do mercado de trabalho a choques de despesa do governo. Utilizando um VAR estrutural e identificando os choques via restrição de sinal. Sua estratégia de identificação é baseada na ideia de que o choque fiscal aumenta o produto e o déficit - resultado obtido a partir dos modelos RBC e Novo Keynesiano. A autora encontra que aumentos no consumo ou investimento do governo expandem o salário real e o emprego no período corrente nos Estados Unidos, com resultado semelhante para dados dos estados norte-americanos.

Fisher & Peters (2010) exploram uma nova abordagem a respeito do impacto dos choques fiscais em diversas variáveis macroeconômicas, evitando as fragilidades encontradas tanto nos modelos Novo Keynesianos como nos modelos neoclássicos. Os autores consideram choques nas despesas militares do governo americano como exógenos, entretanto, admitem que os agentes formam expectativas definidas a partir do retorno das ações de empresas da indústria armamentista americana, antecipando com isso o efeito dos choques. O modelo retorna um efeito inicialmente negativo de um choque nas despesas militares dos Estados Unidos sobre os salários reais, mas que logo se reverte em positivo, mostrando que o efeito negativo dessas despesas sobre os salários reais possui curta duração.

Buscando contornar o efeito da antecipação dos agentes a choques fiscais, particularmente em seus efeitos sobre salários reais e consumo, Mertens &

Ravn (2010) desenvolveram um estimador fiscal para o modelo SVAR aplicável quando os choques são antecipados, realizando um exercício empírico por meio de dados macroeconômicos trimestrais dos Estados Unidos, particularmente, consumo, produto e gastos do governo. Embora não tenham encontrado evidências de que as antecipações à política fiscal revertam os resultados já corroborados pelos modelos SVAR tradicionais, os autores encontram respostas positivas do consumo e do produto a um choque fiscal.

Em um painel com 11 países-membros da Zona do Euro, Bénétrix (2012) encontra que um aumento dos gastos governamentais eleva o salário real, destacando que a magnitude do impacto está relacionada ao tipo de gasto. O autor aponta que o investimento governamental possui o maior impacto positivo dentre as componentes de gasto analisadas, enquanto o número de funcionários públicos não exerce qualquer impacto.

Em um exame para a economia brasileira, Carvalho et al. (2013) utilizam um modelo de Equilíbrio Geral Dinâmico e Estocástico (DSGE), que segue a Nova Síntese Neoclássica, para identificar o sinal das variáveis como estratégia para identificação do choque fiscal em um SVAR. Os resultados mostram que choques fiscais aumentam o salário real e o emprego, o que sugere que os choques deslocam a demanda por trabalho.

Diante do exposto, o presente artigo pretende contribuir para essa literatura com uma análise dos efeitos dos choques fiscais sobre os salários reais, considerando modelos regionais para os estados brasileiros, nos moldes sugeridos por Partridge & Rickman (2010).

3 Aspectos Metodológicos

3.1 Descrição dos Dados

Para avaliar os efeitos de choques fiscais sobre os salários reais - extraídos do banco da Relação Anual de Informações Sociais (RAIS) -, foram obtidas informações das seguintes despesas junto ao banco de dados do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEADATA): despesa orçamentária, corrente e de investimento. Os dados de Produto Interno Bruto (PIB) foram obtidos no Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). O painel de dados cobre o período de 1995 a 2010 para 26 unidades da federação e o Distrito Federal. O quadro abaixo sintetiza as variáveis utilizadas.

Existem algumas vantagens no uso de dados anuais, dentre elas: *(i)* choques fiscais podem ser melhor interpretados, pois a política fiscal não é substancialmente revista dentro de um ano; *(ii)* a probabilidade de efeitos antecipação, isto é, a chance dos agentes anteciparem um choque fiscal, é menor; e *(iii)* dados anuais são menos afetados por mudanças sazonais (Bénétrix 2012).

É possível elencar também benefícios decorrentes do uso de dados para Unidades da Federação (UFs) dentro de um mesmo país. Com dados dessa natureza, a política monetária pode ser tomada como dada na análise e, uma vez que dados comparáveis internacionais sobre variáveis fiscais são difíceis de encontrar, esse tipo de análise pode caracterizar de forma transversal a dinâmica de transição do choque fiscal e dar algumas indicações do que se deveria esperar encontrar em grandes regiões econômicas de mesma moeda (Pappa 2009).

Na Figura 1, observa-se a evolução da média das despesas correntes, de investimento e orçamentária, e do salário real médio por trabalhador das UFs

Tabela 1: Descrição das variáveis

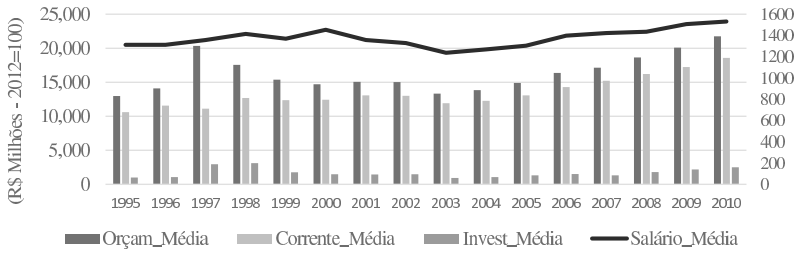
Variável	Definição	Período	Fonte
Despesa Orçamentária	*Despesa Orçamentária*: depende de autorização legislativa para ser realizada. É, grosso modo, dividida em despesas correntes e de capital.	1995-2010	IPEADATA
Despesa Corrente	*Despesa Corrente*: componente da despesa orçamentária, corresponde as despesas que não contribuem diretamente para a aquisição (ou formação) de um bem de capital. Diz respeito a despesas necessárias a manutenção de serviços criados anteriormente, dentre outros.	1995-2010	IPEADATA
Despesa de Investimento	*Despesa de Investimento*: são despesas que englobam as dotações para o planejamento e a execução de obras, aquisição de instalações, equipamentos e material permanente, e constituição ou aumento do capital de empresas que não sejam de caráter comercial ou financeiro.	1995-2010	IPEADATA
Salário Real Médio	*Salário Real Médio por Trabalhador*: representa a média de rendimentos mensais recebidos por trabalhador em cada ano.	1995-2010	RAIS
PIB	*Produto Interno Bruto*: soma de todos os bens e serviços finais produzidos pelo Estado dentro de um determinado período.	1995-2010	IBGE

Fonte: Elaborado pelos autores. Nota: 1. As variáveis de PIB e gastos públicos foram deflacionadas pelo deflator implícito do PIB e pelo Índice Geral de Preço - disponibilidade interna (IGP-DI), ambos com base 2012=100. 2. O salário real médio foi deflacionado pelo deflator de rendimentos da PNAD, também com base 2012=100.

e Distrito Federal. Como é de se esperar, visto que as despesas correntes e de investimento são componentes do orçamento, as despesas orçamentárias representam um montante superior ao das demais despesas e apresenta, juntamente com as despesas correntes, tendência crescente ao longo do tempo. Já as despesas de investimento permanecem relativamente constantes, com picos nos anos de 1997 e 1998. O indicador de salário real médio por trabalhador, alinhado ao eixo vertical à direita, apresentou leve crescimento nos intervalos de 1995-2000 e de 2003-2010, mas permanecendo relativamente estável, em torno de 1.370,00 reais.

As estatísticas descritivas das variáveis utilizadas encontram-se expostas na Tabela 2. O indicador salário real por trabalhador reportou média mensal em torno de 1.374,35 reais, oscilando entre 1.237,08 e 1.531,18 reais, sendo esta a variável que apresentou menor grau de dispersão. Dentre as despesas, a despesa orçamentária apresentou maior montante médio, com 16.320,06 milhões de reais e dispersão de 2.675,08 milhões de reais. É importante considerar a amplitude das despesas correntes, de cerca de 7.987,43 milhões de reais, indicando grau considerável de disparidade entre as despesas não relacionadas à formação de capital. Já o PIB médio do período, de 123.079,10 milhões de reais, oscilou dentro do intervalo de 107.265,77 e 160.590,88 milhões de reais.

Figura 1: Evolução da média dos indicadores de despesa de investimento, corrente e orçamentária, deflacionadas pelo IGP-DI, e do salário real médio por trabalhador



Fonte: Elaborado pelos autores.

Tabela 2: Análise descritiva

Variáveis	Média	Desvio-padrão	Amplitude	
			Mínimo	Máximo
Orçamentária Média	16.320,06	2.675,08	12.971,00	21.753,42
Corrente Média	13.478,60	2.254,84	10.606,69	18.594,12
Investimento Média	1.685,52	673,00	937,32	3.105,40
PIB Média	123.079,10	14.799,77	107.265,77	160.590,88
Salário Média	1.375,35	82,55	1.237,08	1.531,18

Fonte: Elaborado pelos autores a partir de dados do IPEA/IBGE/RAIS. Nota: Com exceção do salário real médio por trabalhador, as demais variáveis estão na escala de milhões de reais e foram deflacionadas pelo IGP-DI.

3.2 Estratégia Econométrica

Para examinar os efeitos dos choques fiscais sobre os salários reais nos estados brasileiros, considerando as despesas orçamentárias, correntes e de investimentos, utilizar-se-á uma adaptação do modelo empírico PVAR nos moldes de Bénétrix (2012) para cada tipo de gasto.

$$Z_{i,t} = B(L)Z_{i,t-1} + DX_{i,t} + u_{i,t} \tag{1}$$

A forma estrutural desse modelo é dada por $A_0 Z_{i,t} = A(L)Z_{i,t-1} + CX_{i,t} + \epsilon_{i,t}$ em que $A(L) = A_0 B(L), C = A_0 D, \epsilon_{i,t} = A_0 u_{i,t}$ e, ainda,

$$Z_{i,t} = \begin{pmatrix} G_{i,t} \\ Y_{i,t} \\ W_{i,t} \end{pmatrix}; A_0 = \begin{pmatrix} 1 & -a_{yg} & a_{wg} \\ -a_{gy} & 1 & a_{wy} \\ -a_{gw} & a_{yw} & 1 \end{pmatrix}; X_{i,t} = \begin{pmatrix} c_i \\ t_t \\ d_t \end{pmatrix}; \epsilon_{i,t} = \begin{pmatrix} \epsilon^g_{i,t} \\ \epsilon^y_{i,t} \\ \epsilon^w_{i,t} \end{pmatrix} \tag{2}$$

em que i e t denotam o estado e o ano, respectivamente. $Z_{i,t}$ é o vetor de variáveis endógenas, quais sejam, os gastos públicos, $G_{i,t}$, o PIB estadual, $Y_{i,t}$ e o salário real, $W_{i,t}$. A matriz A_0 captura as relações contemporâneas entre os regressores. A matriz $A(L)$ é a matriz que incorpora os efeitos das variáveis endógenas e suas defasagens. Todas as variáveis estão expressas em logaritmo.

Como se utiliza um modelo com dados em painel, é importante levar em consideração a heterogeneidade não observada dos estados. Por isso, utilizar-se-á o estimador de efeitos fixos, por mínimos quadrados com variáveis *dummies* (LSDV) para dados em painel, em que c_i, no vetor $X_{i,t}$, incorpora o efeito

específico de cada unidade *cross-section*. Vale destacar que Nikell (1981) e Hahn & Kuersteiner (2002) mostram que o estimador LSDV se mostra consistente para painéis com dimensão temporal razoavelmente grande. Adicionalmente, no vetor $X_{i,t}$, foram incorporadas tendências temporais, t_t, e uma dummy indicativa para a lei de responsabilidade fiscal, d_{2000}. Por fim, $\epsilon_{i,t}$ contém os choques estruturais ortogonais.

A estratégia de identificação adotada no processo de estimação foi o ordenamento recursivo, como em Blanchard & Perotti (2002), Perotti et al. (2005), Monacelli & Perotti (2010) e Bénétrix (2012). Assume-se que os gastos públicos não são afetados pelas demais variáveis dentro do mesmo ano, que o PIB é explicado pelos gastos públicos e que os salários reais são influenciados por ambos os indicadores; noutros termos, admite-se que $a_y g = a_w g = a_w y = 0$. Beetsma et al. (2009) também advogam em favor desse ordenamento, dada a previsão dos modelos keynesianos tradicionais, que tratam os gastos públicos como exógenos em relação ao PIB, e, ainda, encontram evidências de nenhum efeito contemporâneo do PIB sobre os gastos do governo. Outro aspecto relevante a considerar é que, ao colocar o PIB antes dos gastos públicos no ordenamento, impõe-se que o primeiro não é afetado pelo segundo, o que é uma incoerência, uma vez que os gastos públicos contribuem na composição do PIB.

Após a estimação, as evidências das respostas dos salários reais aos choques fiscais serão extraídas a partir das funções de impulso resposta acumuladas (AIRF's). Os intervalos de confiança para as AIRF's serão obtidos por meio do procedimento de *bootstrap* proposto por Hall (1992).

Em suma, a estratégia econométrica pode ser assim resumida: inicialmente analisar-se-á a ordem de integração das séries e, aquelas que se mostrarem I(1), isto é, estacionárias em primeira diferença, serão incorporadas ao modelo em termos de suas taxas de crescimento; em seguida, proceder-se-á a estimação de três modelos PVAR, um para cada tipo de despesa pública utilizada, dos quais serão extraídas as AIRF's e seus respectivos intervalos de confiança obtidos por meio do procedimento de *bootstrap* proposto por Hall (1992). Cada modelo será estimado com as variáveis deflacionadas pelo IGP-DI. De modo a analisar a robustez dos resultados, os modelos são posteriormente estimados com as variáveis deflacionadas pelo deflator do PIB. Dessa forma, haverá um total de seis modelos na análise principal.

4 Resultados

Para analisar os efeitos dos choques fiscais sobre os salários reais, analisou-se inicialmente a ordem de integração das séries utilizadas por meio dos testes de Levin et al. (2002) - LLC, que tem como hipótese nula a presença de uma raiz unitária comum a todas as unidades no painel, e Im, Im et al. (2003) - IPS, que testam a presença de raiz unitária individual nos *cross-section*. Os resultados estão sintetizados na Tabela 3.

Os testes de Levin et al. (2002) e Im et al. (2003) indicam que apenas a série de salários reais se mostrou estacionária em nível e que todas as demais séries se mostraram integradas de primeira ordem, I(1). Como todas as variáveis estão em logaritmo, as representações em primeira diferença expressam suas taxas de crescimento. Assim, nos modelos estimados, todas as variáveis de gastos e PIB serão incluídas em termos de suas taxas de crescimento.

Tabela 3: Resultados dos testes de raiz unitária

Variável		Teste		
		LLC	**IPS**	**Resultado**
Ln(Salário Real)	Nível	−3,79* *(0,00)*	−1,55* *(0,05)*	I(0)
	Primeira Diferença	−19,37* *(0,00)*	−2,83* *(0,00)*	
Ln(Despesa Investimento Deflator)	Nível	1,25 *(0,89)*	−0,63 *(0,26)*	I(1)
	Primeira Diferença	−6,02* *(0,00)*	−8,82* *(0,00)*	
Ln(Despesa Investimentoo IGP-DI)	Nível	1,41 *(0,92)*	−0,78 *(0,21)*	I(1)
	Primeira Diferença	−5,49* *(0,00)*	−8,56* *(0,00)*	
Ln(Despesa Orçamento Deflator)	Nível	2,22 *(0,98)*	−4,66 *(1,00)*	I(1)
	Primeira Diferença	−19,81* *(0,00)*	−16,75* *(0,00)*	
Ln(Despesa Orçamento IGP-DI)	Nível	3,50 *(0,99)*	4,48 *(1,00)*	I(1)
	Primeira Diferença	−19,93* *(0,00)*	−15,48* *(0,00)*	
Ln(Despesa Corrente Deflator)	Nível	−4,95 *(1,00)*	8,82 *(0,99)*	I(1)
	Primeira Diferença	−18,30* *(0,00)*	−14,75* *(0,00)*	
Ln(Despesa Corrente IGP-DI)	Nível	7,08 *(1,00)*	9,25 *(1,00)*	I(1)
	Primeira Diferença	−15,62* *(0,00)*	−12,16* *(0,00)*	
Ln(PIB Deflator)	Nível	13,28 *(1,00)*	16,10 *(1,00)*	I(1)
	Primeira Diferença	−12,06* *(0,00)*	−9,71* *(0,00)*	
Ln(PIB IGP-DI)	Nível	13,90 *(1,00)*	15,51 *(1,00)*	I(1)
	Primeira Diferença	−4,16* *(0,00)*	−3,86* *(0,00)*	

Fonte: Elaborado pelos Autores a partir dos resultados obtidos. Nota: p-valor entre parênteses.
* Significante ao nível de 5%.

Portanto, são estimados modelos PVAR nos moldes da Seção 3 considerando as taxas de crescimento dos gastos orçamentários, dos gastos correntes e dos gastos de investimento, como variáveis fiscais. Ressalta-se que, como as séries originais são deflacionadas tanto pelo IGP-DI como pelo deflator, são estimados dois modelos para cada tipo de gasto analisado, totalizando seis modelos.

Os resultados são apresentados nas Tabelas A.1 a A.3, em apêndice. O critério de informação de Schwartz indicou 1 como o número ótimo de lags em todos os modelos analisados. Em seguida partiu-se para a análise das AIRF's, que se encontram sintetizadas na Figura 2. Vale destacar que as figuras

das AIRF's à esquerda indicam o modelo com as variáveis deflacionadas pelo deflator do PIB, e à direita aquelas com as séries deflacionadas pelo IGP-DI. Os resultados são apresentados e discutidos nas subseções seguintes.

4.1 Choques nas Despesas Orçamentárias

Após a estimação dos modelos que consideram a taxa de crescimento dos gastos orçamentários como indicador fiscal, observaram-se inicialmente os coeficientes estruturais, ou de efeitos contemporâneos, no sistema. Os resultados são detalhados na Tabela A.1. As evidências indicam, no modelo que utiliza o deflator do PIB, que um aumento de 1 p.p. na taxa de crescimento das despesas orçamentárias aumentam em 0,042 p.p. o crescimento do PIB dos estados e em 0,06% os salários reais[2]. Já na análise com as séries deflacionadas pelo IGP-DI, esses impactos foram de 0,13 p.p. e 0,09%, respectivamente. Se o aumento de 1 p.p. fosse na taxa de crescimento do PIB, os salários reais seriam majorados em 0,079% no modelo que usa o deflator e em 0,26% na análise com o IGP-DI. Em seguida, analisaram-se as AIRF's.

Observa-se na Figura 2 que o PIB dos estados brasileiros apresenta uma resposta positiva e imediata a um choque de 1 p.p. na taxa de crescimento das despesas orçamentárias. Considerando as séries deflacionadas pelo deflator, os efeitos do choque sobre o PIB se dissipam após três anos; já a figura à direita, indica uma persistência de dois anos dessa repercussão.

Em condições semelhantes, os salários reais também apresentam resposta positiva, imediata e com duração de cerca de dez anos, em resposta a um choque de 1 p.p. na taxa de crescimento das despesas orçamentárias dos estados brasileiros. Portanto, esse resultado apresenta evidências em favor da aplicação dos modelos de tradição Novo Keynesiana (NK) no mercado de trabalho brasileiro (Pappa 2009). Vale destacar que, em estudo recente, Carvalho et al. (2013) também encontram resultados nessa direção para o Brasil.

4.2 Choques nas Despesas Correntes

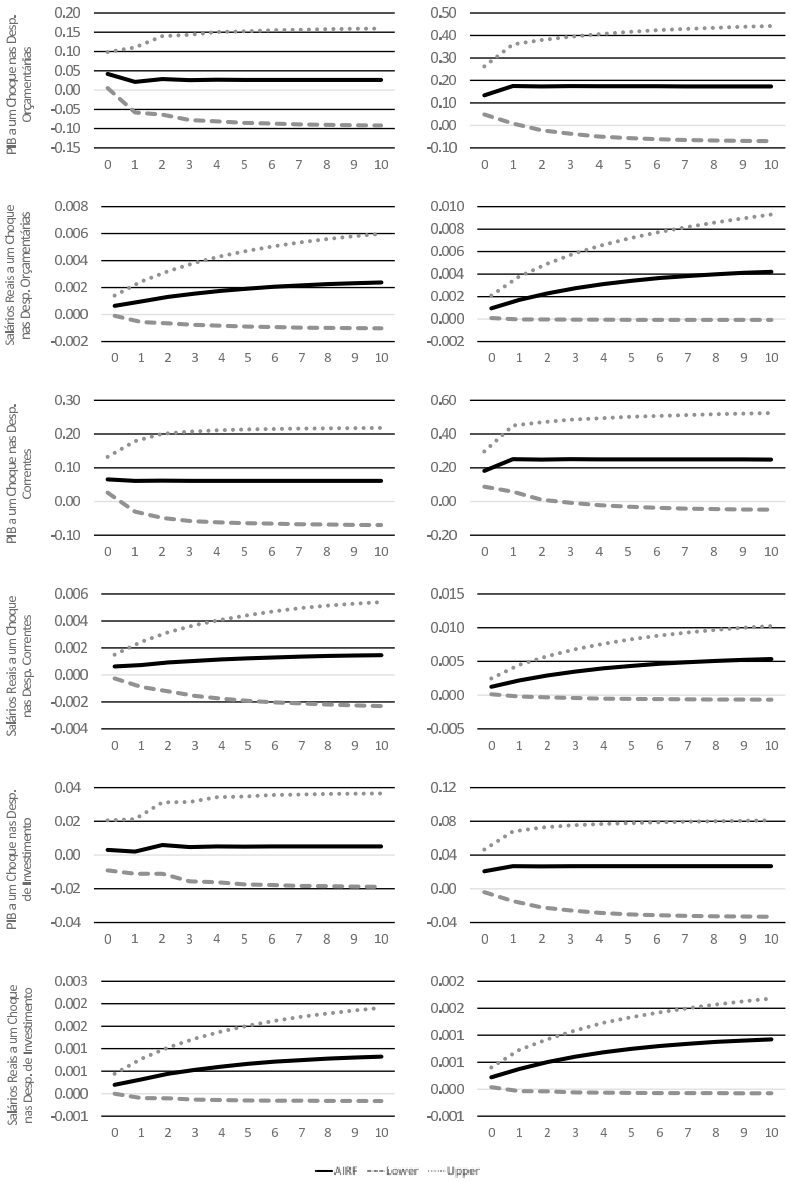
Em seguida, analisam-se os modelos que utilizam a taxa de crescimento das despesas correntes como indicador fiscal. A Tabela A.2, em apêndice, apresenta o modelo estimado. Os resultados contemporâneos apontam que um aumento de 1 p.p. na taxa de crescimento das despesas correntes majoram em 0,065 p.p. e 0,18 p.p. o crescimento do PIB dos estados, respectivamente para as análises com deflator e IGP-DI, e aumentam em 0,06% 0,12% os salários reais na mesma ordem. Considerando um incremento de 1 p.p. na taxa de crescimento do PIB, os salários reais seriam majorados em 0,09%, na análise que usa o deflator, e em 0,27%, no modelo que usa IGP-DI.

Em seguida, procedeu-se à análise das AIRF's desses modelos. Como no modelo anterior, a Figura 2 mostra que o crescimento do PIB dos estados brasileiros responde positivamente a choques na taxa de crescimento das despesas correntes. Todavia, o choque praticamente se dissipa em um ano em ambos os modelos.

Em relação aos salários reais, também se observa uma resposta positiva e contemporânea a choques no crescimento dos gastos. Ainda como na aná-

[2]Como o indicador de salários reais encontra-se em logaritmo e os demais em nível, seus coeficientes são interpretados como semi elasticidades; ou seja $\frac{\partial \ln Y}{\partial X} = \frac{1/Y.\partial Y}{\partial X} = \frac{\partial Y}{\partial X}.\frac{1}{Y}$, que é uma semi-elasticidade.

Figura 2: AIRF's dos modelos com despesa orçamentária, corrente e de investimento



Fonte: Elaborado pelos autores.

lise anterior, o efeito do choque se dissipa após dez anos. Esses resultados reforçam a aparente adequação dos modelos de tradição NK à realidade do mercado de trabalho dos estados brasileiros.

4.3 Choques nas Despesas de Investimento

Por fim, procedeu-se à análise dos resultados dos modelos que consideram a taxa de crescimento dos gastos de investimento como indicador fiscal. De modo semelhante às análises anteriores, inicialmente examina-se os coeficientes estruturais, ou os efeitos contemporâneos no sistema. Os resultados desses modelos estimados estão dispostos na Tabela A.3, em apêndice. Observa-se, no modelo que utiliza o deflator do PIB, que um aumento de 1 p.p. na taxa de crescimento das despesas de investimento aumenta em 0,003 p.p. o crescimento do PIB dos estados e em 0,02% os salários reais. Já na análise com as séries deflacionadas pelo IGP-DI, esses impactos foram de 0,02 p.p. e 0,02%, respectivamente. Se o aumento de 1 p.p. fosse na taxa de crescimento do PIB, os salários reais seriam majorados em 0,09% e 0,3%, respectivamente, nos modelos que usam o deflator e o IGP-DI.

Um fato a ser destacado é que, surpreendentemente, as respostas aos gastos com investimentos apresentaram magnitude inferior àquelas observadas nos resultados para os gastos correntes. Essas evidências podem indicar uma possível ineficiência do investimento público ou, ainda, dada a reconhecida demora para a maturação dos retornos dos investimentos públicos e o fato de que as AIRF's representam evidências de curto prazo, é possível que os impactos dos investimentos públicos não estejam representados em sua plenitude nesses resultados. Portanto, uma análise mais profunda sobre as peculiaridades dos investimentos públicos e suas repercussões sobre a atividade econômica e os salários reais nos estados brasileiros deve ser objeto de estudos futuros.

Em seguida, analisaram-se as AIRF's constantes na Figura 2. O crescimento do PIB responde de forma positiva e imediata, com o efeito do choque se dissipando após três anos. Um choque de 1 p.p. na taxa de crescimento dos gastos com investimento repercute de forma positiva e imediata sobre os salários reais e, como nos modelos anteriores, apresenta persistência de cerca de 10 anos.

4.4 Exercícios de Robustez

Para avaliar a robustez desses resultados e, também identificar possíveis assimetrias nessas respostas, além da análise efetuada para diferentes despesas e deflatores, realizaram-se alguns exercícios adicionais: (*i*) resultados para a sub amostra 2000-2010 (Figura A.1, em apêndice), (*ii*) modelos estimados apenas com os estados das regiões Norte e Nordeste (Figura A.2, em apêndice) e exercícios que incorporam apenas as unidades federativas constantes nas regiões Sudeste, Sul e Centro-Oeste (Figura A.3, em apêndice) e, por fim, (*iii*) modelos para as despesas de investimento e correntes que incorporem seus respectivos complementares[3] (Figuras A.4 e A.5, em apêndice).

[3] A variável de complemento fiscal foi construída nos moldes de Bénétrix (2012). Logo, da despesa orçamentária, medida da absorção do governo estadual, é deduzido o gasto do modelo em questão. Para a estimação do modelo com despesas correntes, por exemplo, a variável de complemento fiscal é dada pela diferença entre a despesa orçamentária e a despesa corrente.

Em termos gerais não foram observadas assimetrias nas respostas do PIB ou salários reais nas análises de robustez realizadas e, portanto, há fortes evidências de que o mercado de trabalho dos estados brasileiros comporta-se conforme os modelos de tradição Novo Keynesiana.

Além disso, observaram-se impactos de maior magnitude nos modelos com dados entre 2000-2010, logo, especula-se que ambientes de maior estabilidade econômica podem favorecer as repercussões dos gastos públicos sobre a atividade econômica e salários reais, quando comparado aos modelos com amostra completa. As evidências indicam ainda que essas políticas apresentam maiores impactos nas regiões Norte e Nordeste, quando comparadas às demais, resultados que podem indicar um mercado de trabalho menos dinâmico e mais dependente de estímulos por parte dos gestores estaduais.

Em resumo, os resultados das AIRF's para o PIB estão em consonância com os reportados por autores como Mountford & Uhlig (2009) e Mertens & Ravn (2010), que também encontram resultado nesse sentido. No que tange ao comportamento do salário real em resposta aos choques fiscais, resultados semelhantes foram observados para a economia americana por Galí et al. (2007), Ramey (2009), Pappa (2009). Para países da Zona do Euro, Forni et al. (2009) e Bénétrix (2012) também reportam resultado semelhante. Adicionalmente, Rotemberg & Woodford (1992) e Monacelli & Perotti (2008) apresentam evidências que corroboram esse resultado. Vale destacar que Carvalho et al. (2013) também encontram evidências nessa linha por meio da aplicação de DSGE e SVAR com dados nacionais para o Brasil.

Adicionalmente, os resultados indicam, ainda, que a síntese Novo Keynesiana parece explicar melhor a resposta do mercado de trabalho dos estados brasileiros à choques fiscais; ou seja, o incremento da demanda por trabalho se mostra superior ao da oferta de mão de obra em resposta ao aumento de gastos públicos, gerando um excesso de demanda por trabalho que, ceteris paribus, pressiona por um aumento nos salários reais (Pappa 2009).

Por fim, os resultados parecem indicar de modo robusto que tanto o PIB estadual quanto os salários reais respondem de forma positiva aos gastos públicos, com o impacto sobre o segundo se mostrando mais duradouro. Nesse sentido, as evidências observadas aqui apontam para a adequação da tradição NK, sobretudo no que tange aos efeitos dos choques fiscais sobre os salários reais. Entretanto, essas evidências devem ser vistas com cautela, uma vez que a partir desses modelos não se pode inferir se a produtividade do trabalho acompanha esse aumento salarial, pois, caso não haja aumento da produtividade em contrapartida ao aumento salarial, haverá um estrangulamento do setor produtivo, o que afetará os preços relativos, gerando pressão inflacionária e corroendo o poder de compra dos agentes econômicos, além de tornar obscuro o horizonte de previsão destes.

5 Considerações Finais

O presente estudo investigou os efeitos dos choques fiscais sobre PIB e salários reais em uma perspectiva regional para os estados brasileiros com dados entre 1995-2010 e modelos VAR em painel, estimados por mínimos quadrados com variáveis *dummies* (LSDV).

A contribuição potencial do artigo reside em apresentar evidências em âmbito regional desses efeitos, sobretudo nos salários reais, uma temática que

está longe de consenso na literatura entre os modelos RBC (efeitos negativos) e a tradição NK (efeitos positivos), além da escassez de estudos dessa natureza sob a ótica regional que, como destaca Pappa (2009) e Partridge & Rickman (2010), podem contribuir para o melhor entendimento dessas relações por examinar dados que não estão sujeitos a assimetrias de política monetária ou de regimes cambiais e, ainda, por facilitar a construção de painéis com dados de despesas públicas que sejam comparáveis.

Os resultados da análise das respostas do PIB estadual à choques fiscais indicam que a atividade econômica estadual responde de forma positiva e imediata a todas as despesas consideradas. Resultados nessa linha também foram obtidos por Mountford & Uhlig (2009) e Mertens & Ravn (2010). Esses achados confirmam os apontamentos dos modelos de linha Keynesiana que destacam a importância dos gastos públicos no crescimento do PIB.

As evidências apontam ainda que os salários reais também respondem positivamente aos choques nos gastos públicos orçamentários, correntes e de investimentos, ou seja, um resultado em consonância com a abordagem NK. Essa tradição argumenta que haverá um aumento da demanda por trabalho superior à oferta deste, gerando um excesso de demanda por trabalho que aumenta o poder de barganha dos trabalhadores e, consequentemente, os salários reais. Carvalho et al. (2013) obtêm evidências nessa direção para o Brasil; Forni et al. (2009) e Bénétrix (2012) para os países da zona do Euro e Galí et al. (2007), Ramey (2009) e Pappa (2009) para os Estados Unidos.

No entanto, apesar de esses achados se mostrarem robustos, esses resultados precisam ser examinados com prudência, já que a abordagem empregada nesse artigo não possibilita uma análise mais profunda do sistema econômico regional de modo a acompanhar se esses ganhos salariais foram acompanhados pela produtividade do trabalho. Em caso negativo, esse aumento salarial pode se mostrar danoso por desestimular o setor produtivo e gerar inflação que, por sua vez, prejudica o horizonte de previsão dos agentes econômicos e aumenta a variabilidade dos preços relativos.

Apesar de representar um esforço inicial nessa literatura regional aplicada ao Brasil, este estudo pode ser ampliado de várias formas. A principal delas seria empregar um modelo DSGE regional, como indicado por Partridge & Rickman (2010), que possibilite a identificação de restrições aplicáveis em um sistema regional mais completo que possibilite acompanhar esses resultados sobre produtividade do trabalho.

Referências Bibliográficas

Aiyagari, S. R., Christiano, L. J. & Eichenbaum, M. (1992), 'The output, employment, and interest rate effects of government consumption', *Journal of Monetary Economics* **30**(1), 73–86.

Baxter, M. & King, R. G. (1993), 'Fiscal policy in general equilibrium', *The American Economic Review* pp. 315–334.

Beetsma, R., Giuliodori, M. & Klaassen, F. (2009), 'Temporal aggregation and SVAR identification, with an application to fiscal policy', *Economics Letters* **105**(3), 253–255.

Bénétrix, A. S. (2012), 'Fiscal shocks and real wages', *International Journal of Finance & Economics* **17**(3), 203–220.

Blanchard, O. & Perotti, R. (2002), 'An empirical characterization of the dynamic effects of changes in government spending and taxes on output', *The Quarterly Journal of Economics* **117**(4), 1329–1368.

Burnside, C., Eichenbaum, M. & Fisher, J. D. (2004), 'Fiscal shocks and their consequences', *Journal of Economic Theory* **115**(1), 89–117.

Carvalho, D. B., Silva, M. E. A. & Silva, I. E. M. (2013), 'Efeitos dos choques fiscais sobre o mercado de trabalho brasileiro', *Revista Brasileira de Economia* **67**(2), 177–200.

Fisher, J. D. & Peters, R. (2010), 'Using stock returns to identify government spending shocks', *The Economic Journal* **120**(544), 414–436.

Forni, L., Monteforte, L. & Sessa, L. (2009), 'The general equilibrium effects of fiscal policy: estimates for the Euro area', *Journal of Public Economics* **93**(3-4), 559–585.

Galí, J., López-Salido, J. D. & Vallés, J. (2007), 'Understanding the effects of government spending on consumption', *Journal of the European Economic Association* **5**(1), 227–270.

Hahn, J. & Kuersteiner, G. (2002), 'Asymptotically unbiased inference for a dynamic panel model with fixed effects when both n and T are large', *Econometrica* **70**(4), 1639–1657.

Hall, P. (1992), *The Bootstrap and Edgeworth Expansion*, Springer, New York.

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

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.

Lobato, C. E. (2011), Política fiscal e monetária ótimas em um modelo de médio porte para o Brasil pós-plano Real, Master's thesis, Porto Alegre: UFRGS - Programa de Pós-graduação em Economia, Faculdade de Economia, Universidade Federal do Rio Grande do Sul.

Mertens, K. & Ravn, M. O. (2010), 'Measuring the impact of fiscal policy in the face of anticipation: a structural VAR approach', *The Economic Journal* **120**(544), 393–413.

Monacelli, T. & Perotti, R. (2008), Fiscal policy, wealth effects, and markups, Technical report, National Bureau of Economic Research.

Monacelli, T. & Perotti, R. (2010), 'Fiscal policy, the real exchange rate and traded goods', *The Economic Journal* **120**(544), 437–461.

Mountford, A. & Uhlig, H. (2009), 'What are the effects of fiscal policy shocks?', *Journal of Applied Econometrics* **24**(6), 960–992.

Nikell, S. J. (1981), 'Biases in dynamic models with fixed effects', *Econometrica* **49**, 1417–1426.

Pappa, E. (2009), 'The effects of fiscal shocks on employment and the real wage', *International Economic Review* **50**(1), 217–244.

Partridge, M. D. & Rickman, D. S. (2010), 'Computable general equilibrium (CGE) modelling for regional economic development analysis', *Regional Studies* **44**(10), 1311–1328.

Perotti, R. et al. (2005), Estimating the effects of fiscal policy in OECD countries, Technical Report 4842, CEPR Discussion Papers.

Ramey, V. A. (2009), Identifying government spending shocks: it's all in the timing, Technical report, National Bureau of Economic Research.

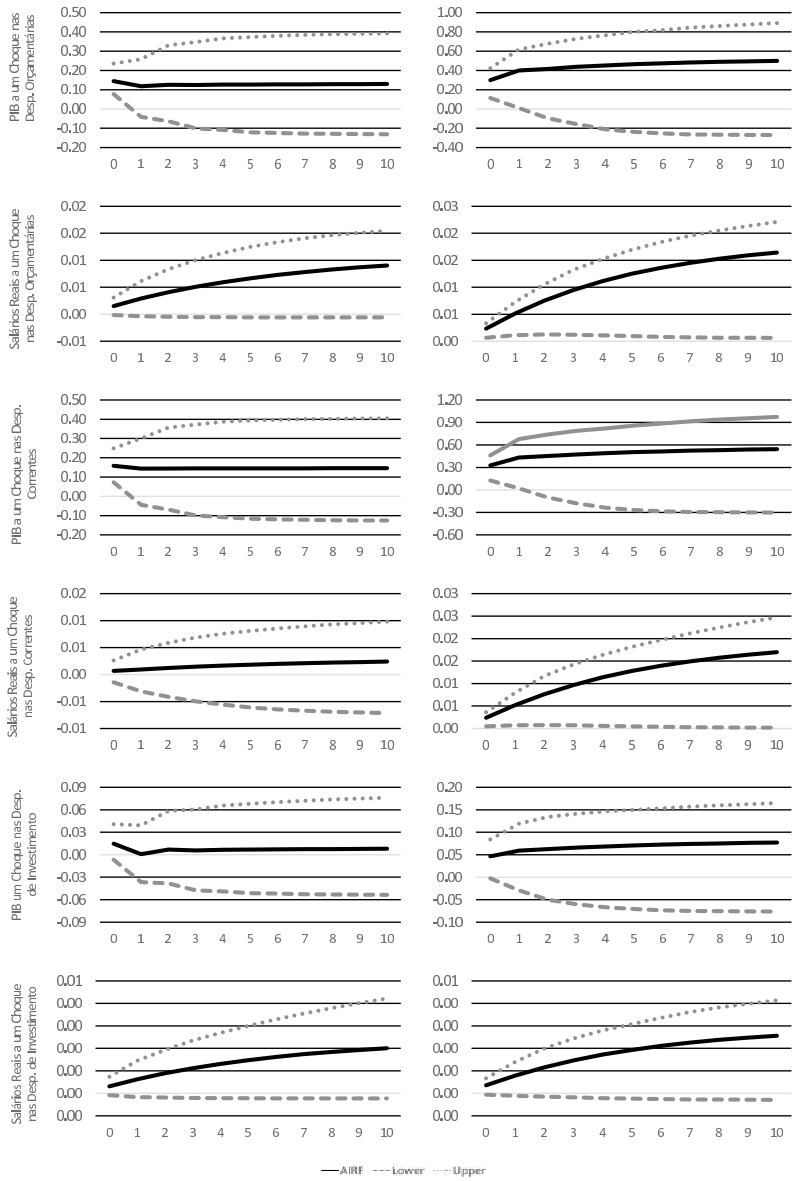
Ramey, V. A. (2011), 'Identifying government spending shocks: it's all in the timing', *The Quarterly Journal of Economics* **126**(1), 1–50.

Ramey, V. A. & Shapiro, M. D. (1998), Costly capital reallocation and the effects of government spending, *in* 'Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy', Vol. 48, Elsevier, pp. 145–194.

Rotemberg, J. J. & Woodford, M. (1992), 'Oligopolistic pricing and the effects of aggregate demand on economic activity', *Journal of political Economy* **100**(6), 1153–1207.

Apêndice A

Figura A.1: AIRFs para análise de robustez com subamostra temporal 2000-2010



Fonte: Elaborado pelos autores.

Tabela A.1: Modelos com gastos orçamentários

Modelo com Aplicação do Deflator				**Modelo com Aplicação do IGP-DI**			
Efeitos Contemporâneos (Parâmetros Estruturais)				**Efeitos Contemporâneos (Parâmetros Estruturais)**			
-	γ_{GASTOS}	γ_{PIB}	w	-	γ_{GASTOS}	γ_{PIB}	w
γ_{GASTOS}	1	0	0	γ_{GASTOS}	1	0	0
γ_{PIB}	0,042	1	0	γ_{PIB}	0,13	1	
w	0,0006	0,00079	1	w	0,0009	0,0026	1
Equações com Efeitos Defasados				**Equações com Efeitos Defasados**			
-	γ_{GASTOS}	γ_{PIB}	w	-	γ_{GASTOS}	γ_{PIB}	w
$\gamma_{GASTOS,t-1}$	−0,35* *(0,00)*	−0,020 *(0,18)*	0,00014 *(0,38)*	$\gamma_{GASTOS,t-1}$	−0,30* *(0,00)*	0,024 *(0,19)*	0,000034 *(0,83)*
$\gamma_{PIB,t-1}$	0,41 *(0,66)*	−0,019 *(0,52)*	−0,0012* *(0,00)*	$\gamma_{PIB,t-1}$	0,24* *(0,00)*	0,12* *(0,00)*	−0,0003 *(0,24)*
w_{t-1}	−4,94 *(0,64)*	2,15** *(0,05)*	0,80* *(0,00)*	w_{t-1}	−4,85 *(0,67)*	−0,42 *(0,92)*	0,79* (0,00)
R^2	0,14	0,09	0,95	R^2	0,10	0,08	0,95
$F(3,361)$	18,81* *(0,00)*	16,97* *(0,00)*	156,45* *(0,00)*	$F(3,361)$	13,01* *(0,00)*	7,19* *(0,00)*	147,69* *(0,00)*
Observação	432	432	432	*Observação*	432	432	432
Grupos	27	27	27	*Grupos*	27	27	27
Observação por Grupo	16	16	16	*Observação por Grupo*	16	16	16

Fonte: Elaborado pelos autores a partir dos resultados obtidos.
Nota 1: γ_{GASTOS} - Taxa de crescimento dos gastos; γ_{PIB} – Taxa de crescimento do PIB; w – Salário real, em logaritmo.
Nota 2: p-valor entre parênteses. * Significante a 1%; ** Significante a 5%; *** Significante a 10%.

Tabela A.2: Modelos com gastos correntes

Modelo com Aplicação do Deflator				**Modelo com Aplicação do IGP-DI**			
Efeitos Contemporâneos (Parâmetros Estruturais)				**Efeitos Contemporâneos** (Parâmetros Estruturais)			
-	γ_{GASTOS}	γ_{PIB}	w	-	γ_{GASTOS}	γ_{PIB}	w
γ_{GASTOS}	1	0	0	γ_{GASTOS}	1	0	0
γ_{PIB}	0,065	1	0	γ_{PIB}	0,18	1	0
w	0,0006	0,0009	1	w	0,0012	0,0027	1
Equações com Efeitos Defasados				**Equações com Efeitos Defasados**			
-	γ_{GASTOS}	γ_{PIB}	w	-	γ_{GASTOS}	γ_{PIB}	w
$\gamma_{GASTOS,t-1}$	$-0{,}27^{*}$ *(0,00)*	$-0{,}0027$ *(0,89)*	$0{,}0003$ *(0,16)*	$\gamma_{GASTOSt-1}$	$-0{,}22^{*}$ *(0,00)*	$0{,}048^{**}$ *(0,05)*	$0{,}00002$ *(0,92)*
$\gamma_{PIB,t-1}$	$0{,}010$ *(0,88)*	$-0{,}021^{**}$ *(0,05)*	$-0{,}0011^{*}$ *(0,00)*	γ_{PIBt-1}	$0{,}16^{**}$ *(0,02)*	$0{,}12^{*}$ *(0,00)*	$-0{,}0003$ *(0,26)*
w_{t-1}	$-1{,}79$ *(0,82)*	$-0{,}62$ *(0,85)*	$0{,}81^{*}$ *(0,00)*	w_{t-1}	$-1{,}12$ *(0,89)*	$-0{,}57$ *(0,89)*	$0{,}79^{*}$ *(0,00)*
R^2	0,10	0,07	0,96	R^2	0,07	0,08	0,96
$F(3,361)$	$11{,}19^{*}$ *(0,00)*	$9{,}72^{*}$ *(0,00)*	$157{,}35^{*}$ *(0,00)*	$F(3,361)$	$7{,}12^{*}$ *(0,00)*	$7{,}96^{*}$ *(0,00)*	$147{,}67^{*}$ *(0,00)*
Observação	432	432	432	*Observação*	432	432	432
Grupos	27	27	27	*Grupos*	27	27	27
Observação por Grupo	16	16	16	*Observação por Grupo*	16	16	16

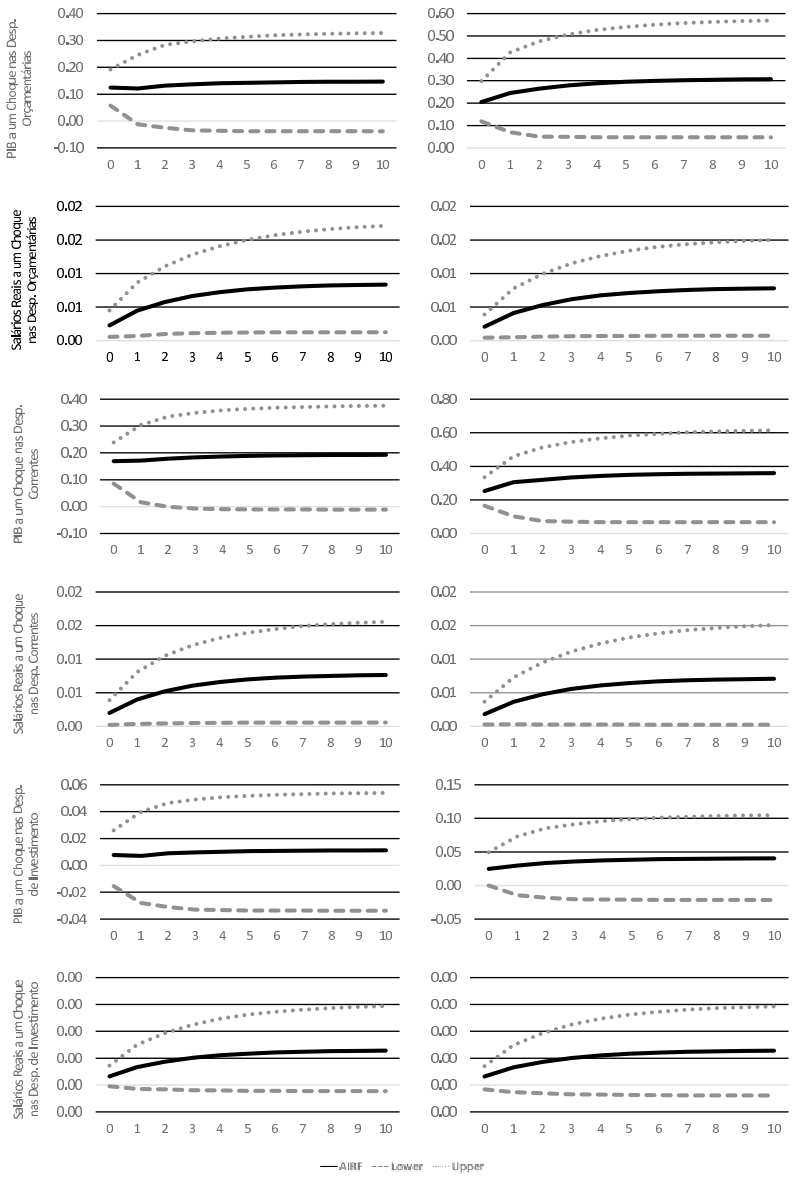
Fonte: Elaborado pelos autores a partir dos resultados obtidos.
Nota 1: γ_{GASTOS} - Taxa de crescimento dos gastos; γ_{PIB} - Taxa de crescimento do PIB; w - Salário real, em logaritmo.
Nota 2: p-valor entre parênteses. * Significante a 1%; ** Significante a 5%; *** Significante a 10%.

Tabela A.3: Modelos com gastos de investimento

Modelo com Aplicação do Deflator				**Modelo com Aplicação do IGP-DI**			
Efeitos Contemporâneos (Parâmetros Estruturais)				**Efeitos Contemporâneos (Parâmetros Estruturais)**			
-	γ_{GASTOS}	γ_{PIB}	w	-	γ_{GASTOS}	γ_{PIB}	w
γ_{GASTOS}	1	0	0	γ_{GASTOS}	1	0	0
γ_{PIB}	0,003	1	0	γ_{PIB}	0,02	1	0
w	0,0002	0,0009	1	w	0,0002	0,003	1
Equações com Efeitos Defasados				**Equações com Efeitos Defasados**			
-	γ_{GASTOS}	γ_{PIB}	w	-	γ_{GASTOS}	γ_{PIB}	w
$\gamma_{GASTOS,t-1}$	−0,34* *(0,00)*	−0,01* *(0,00)*	0,00003 *(0,39)*	$\gamma_{GASTOS,t-1}$	−0,32* *(0,00)*	0,003 *(0,49)*	−0,00001 *(0,72)*
$\gamma_{PIB,t-1}$	0,08 *(0,83)*	−0,02 *(0,38)*	−0,0012* *(0,00)*	$\gamma_{PIB,t-1}$	0,38 *(0,22)*	0,14* *(0,00)*	−0,0003 *(0,26)*
w_{t-1}	5,52 *(0,89)*	0,39 *(0,90)*	0,80* *(0,00)*	w_{t-1}	4,60 *(0,91)*	−0,11 *(0,97)*	0,80* *(0,00)*
R^2	0,14	0,06	0,96	R^2	0,13	0,07	0,95
$F(3,361)$	19,15* *(0,00)*	3,06** *(0,03)*	156,42* *(0,00)*	$F(3,361)$	17,23* *(0,00)*	6,76* *(0,00)*	147,76* *(0,00)*
Observação	432	432	432	*Observação*	432	432	432
Grupos	27	27	27	*Grupos*	27	27	27
Observação por Grupo	16	16	16	*Observação por Grupo*	16	16	16

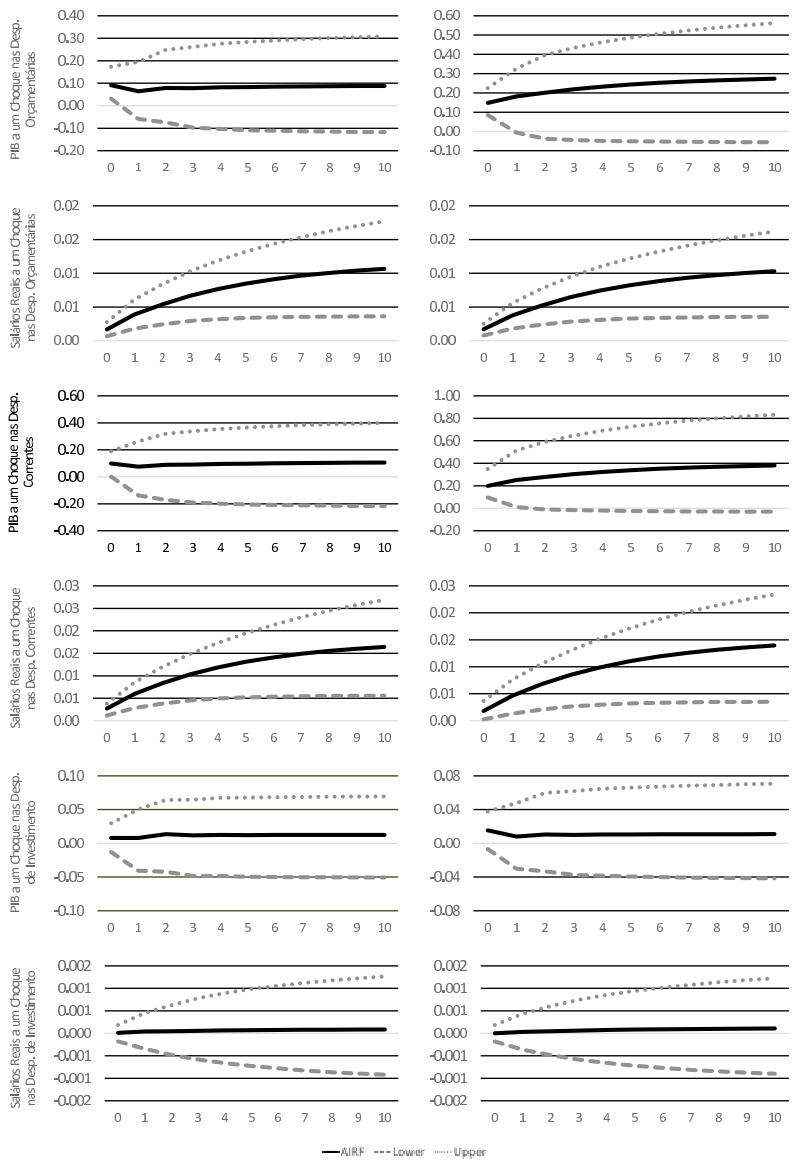
Fonte: Elaborado pelos autores a partir dos resultados obtidos.
Nota 1: γ_{GASTOS} - Taxa de crescimento dos gastos; γ_{PIB} - Taxa de crescimento do PIB; w - Salário real, em logaritmo.
Nota 2: p-valor entre parênteses. * Significante a 1%; ** Significante a 5%; *** Significante a 10%.

Figura A.2: AIRFs para análise de robustez com modelos para as regiões Norte e Nordeste



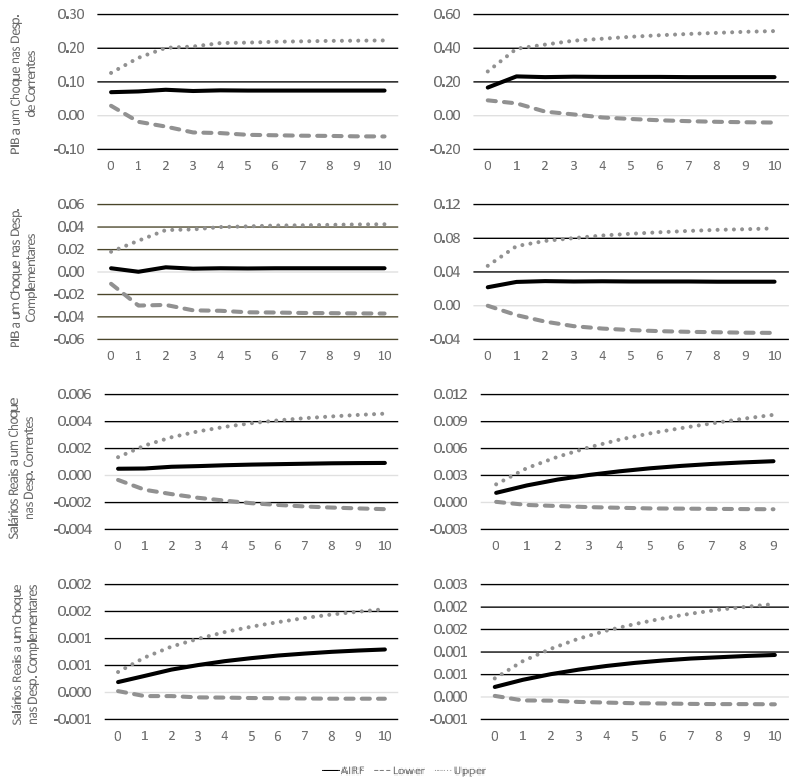
Fonte: Elaborado pelos autores.

Figura A.3: AIRFs para análise de robustez com modelos para as regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste



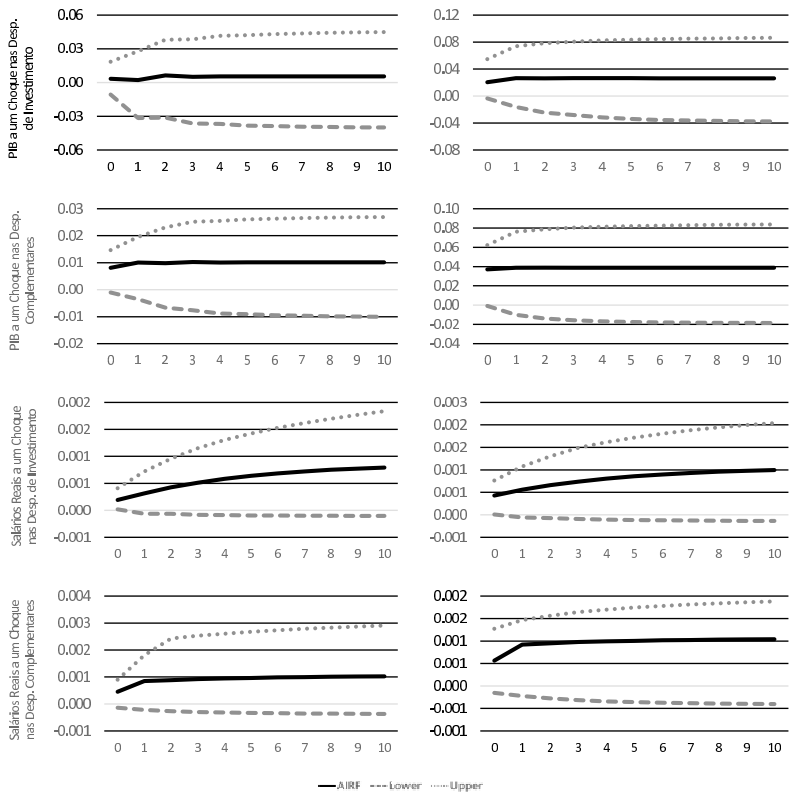
Fonte: Elaborado pelos autores.

Figura A.4: AIRFs para análise de robustez com modelos adicionados de gastos complementares (modelo com despesas correntes)



Fonte: Elaborado pelos autores.

Figura A.5: AIRFs para análise de robustez com modelos adicionados de gastos complementares (modelo com despesas de investimento)



Fonte: Elaborado pelos autores.

Economia Aplicada, v. 22, n. 4, 2018, pp. 177-206

DINÂMICA DE CURTO PRAZO DO DESMATAMENTO DA AMAZÔNIA LEGAL: ANÁLISE DO PAPEL DAS POLÍTICAS PÚBLICAS NO PERÍODO DE 2000 A 2010

Marcelo Bentes Diniz *
Márcia Jucá Teixeira Diniz †
Almir Bittencourt da Silva ‡
Jorge Eduardo Macedo Simões §

Resumo

Discute-se, em um contexto de um painel dinâmico, GMM-SYSTEM, os determinantes de curto prazo na dinâmica do desmatamento na Amazônia Legal no período de 2000 a 2010, ao encontro de testar o papel das políticas públicas relacionadas ao controle do desmatamento e a política de assentamentos destinados à Reforma Agrária na região. As evidências encontradas confirmam a importância da política regulatória no controle do desmatamento, enquanto a política de assentamentos mostrou-se não significante.

Palavras-chave: desmatamento; assentamento; regulação ambiental; Amazônia; GMM-SYSTEM

Abstract

This paper discusses, in a context of a dynamic panel, called the GMM-SYSTEM, the *short-term* determinants of deforestation dynamics in the Legal Amazon from 2000 to 2010, in order to test the role of public policies related to the control of deforestation and the policy of settlements for Agrarian Reform in the region. The evidence found confirms the importance of the regulatory policy in controlling deforestation, while the settlement policy was not significant.

Keywords: deforestation, settlement, environmental regulation, Amazon, GMM-SYSTEM

JEL classification: Q56, R52, C22.

DOI: http://dx.doi.org/10.11606/1980-5330/ea141292

* Professor Associado FACECON/PPGE/ICSA/UFPA. E-mail: mbdiniz2007@hotmail.com
† Professora Associada FACECON/PPGE/ICSA/UFPA. E-mail: marciadz2012@hotmail.com
‡ Professor Titular FEEAC/CAEN/UFC. E-mail: almir@caen.ufc.br
§ Professor Adjunto FACE/IEDAR/UNIFESSPA. E-mail: jsimoesf@yahoo.br

Recebido em 02 de dezembro de 2017 . Aceito em 21 de junho de 2018.

1 Introdução

Existe uma vasta literatura empírica acerca dos determinantes do desmatamento, seja em escala mundial, regional ou, especificamente, em relação à Panamazônia ou Amazônia Legal brasileira.

Em uma tentativa de realizar um *survey* acerca das diferentes causas do desmatamento, que atingem as regiões de florestas tropicais no planeta, Geist & Lambin (2001) defendem que é preciso entender as forças que explicam o padrão e mudanças nas taxas de transformação ambiental a partir de forças motrizes (*driving forces*) que agem globalmente e regionalmente, isto é, em um país ou grupo de países restrito ou mesmo em um grupo de estados dentro de um mesmo país[1].

Dentro do *framework* apresentado pelos autores, existiriam causas imediatas (*proximate causes*), que seriam as atividades humanas (usos da terra) que diretamente afetam (fisicamente) o meio ambiente e assim constituem a fonte primária de mudança da cobertura da terra. Nesse grupo, em consonância com outros estudos Lambin (1994), Kaimowitz & Angelsen (1998), seria possível identificar três causas agregadas próximas: expansão agrícola, extração de madeira e a expansão da infraestrutura.

Haveria, ainda, um segundo grupo de *driving forces* sugerido pelos autores, denominado de causas subjacentes (*underlying causes*). Forças motrizes subjacentes são entendidas como elementos fundamentais na sustentação das causas primárias do desmatamento. Elas podem ser vistas como um complexo de variáveis sociais, políticas, econômicas, tecnológicas e culturais que constituem condições iniciais nas relações humano-ambientais que têm um caráter estrutural (ou sistêmico). Aqui apareceriam, também, os determinantes, que seriam resultado de políticas públicas.

Do ponto de vista geográfico, coexistiriam padrões gerais de desmatamento, em termos de causas comuns, mas também padrões próprios, circunscritos a certas espacialidades, como identificado por Hecht (2012), para a América Latina e Caribe, porém, existiriam fatores-específicos relevantes de cada país em particular Scrieciu (2007).

Em relação à Amazônia brasileira, o crescimento do desmatamento é explicado pela expansão da fronteira agropecuária, liderada em um primeiro momento pela pecuária e depois pela agricultura mecanizada, particularmente a soja. Ademais, essas atividades econômicas, seriam potencializadas pela criação de infraestrutura física de transporte e logística e de outros fatores, que concorreram para a elevação de suas produtividades e, por consequência, de suas rentabilidades relativas frente a outras regiões do país ou atividades produtivas na própria região, inclusive, em decorrência de efeitos de políticas públicas implantadas na região.

Para a pecuária, Margulis (2003) demonstrou que a taxa de retorno dessa atividade na região Amazônica a partir da década de 1990 não só era positiva, como também era relativamente elevada frente a outras alternativas de uso da terra, incluindo as mais sustentáveis que implicavam em manejo florestal. Ademais, a sustentação dessa rentabilidade seria resultado da combinação de uma série de fatores, como: criação de novas áreas de pasto, motivado pelo crescimento do preço do boi gordo; crédito subsidiado baseado no Fundo

[1] É claro que, no âmbito do Brasil, o regional pode abranger o local, isto é, forças que incidem em um município, ou grupo específico de municípios.

Constitucional Norte (FNO); uso gratuito de terras públicas; aumento da produtividade da atividade a partir da introdução de mudanças tecnológicas; e o papel do controle da febre aftosa Barreto (2008).

O crescimento da soja na região é atribuído desde condições edafoclimáticas[2] favoráveis, inclusive, a mecanização Domingues & Bermann (2012) e o apoio do governo a partir de programas especiais direcionados ao setor e estímulos ao mercado de soja Mueller (1992), mas também, relacionadas à possibilidade de aproveitamento de áreas de transição cerrado-floresta ou terras degradadas Mueller & Bustamante (2002), em um processo que comunga da expansão da própria pecuária em um ciclo de autorreprodução complementar, em que o sojeiro compra as áreas degradadas de fazendeiros de menor porte, obrigando-os a procurar novas áreas e alargar essa fronteira Fearnside (2006).

Também contribuíram para o crescimento da soja na região, entre o final do século XX e a primeira metade da primeira década do século XXI, fatores como: o crescimento da demanda internacional de soja, conjugada com a desvalorização cambial ocorrida no período Nepstad et al. (2008), o baixo custo das terras Castro (2005) e a melhoria de infraestrutura de transporte e logística Diaz-Balteiro et al. (2006), Nepstad et al. (2008), Domingues & Bermann (2012), como, por exemplo, a criação dos portos em Itacoatiara e Santarém.

Entre 2004 e 2013, a Amazônia Legal brasileira[3] experimentou uma queda relativamente contínua do desmatamento, cujo resultado é muitas vezes atribuído a uma melhora da eficiência dos instrumentos de fiscalização, monitoramento e controle do desmatamento nesse período Initiative et al. (n.d.), Ferreira & Coelho (2015). Não obstante, seja aparentemente contraditória a política continuada de Assentamentos da Reforma Agrária nesse período, cujas evidências apontadas por estudos como de Brandão Jr & Souza Jr (2006), Le Tourneau & BurszTyn (2010), Alencar et al. (2015) apontam uma correlação positiva com o desmatamento na região. Diante do exposto, pode-se perguntar: qual o impacto que mudanças institucionais recentes relacionadas às políticas públicas de comando e controle e, ao mesmo tempo, voltadas à promoção da Reforma Agrária (Assentamentos), tiveram sobre a dinâmica de curto prazo do desmatamento na Amazônia Legal?

Procurando responder a essa indagação, esta pesquisa parte da hipótese de que as duas políticas mencionadas agem no sentido contrário: enquanto a política de comando e controle tem efeito redutor sobre o desmatamento, a política de assentamentos acaba por estimulá-lo.

Sob essa perspectiva, este artigo pretende discutir o processo recente de desmatamento na Amazônia Legal brasileira no período de 2000 e 2010, no qual a partir do uso de um painel dinâmico (GMM-SYSTEM) pretende-se investigar o comportamento das atividades apontadas como promotoras do desmatamento, em consonância com o impacto das políticas de comando e controle, e da política de assentamento (Reforma Agrária), além de outros fatores determinantes que possam ter contribuído para controlar ou estimular o desmatamento no período.

[2]Relativo ao solo e clima - (*édafos* de origem grega, significando fundação, chão, solo).

[3]Conceito político-administrativo instituído em 1953 (Lei 1.806), que define como limites territoriais a área dos estados da região Norte do Brasil: Acre, Amapá, Amazonas, Pará, Rondônia, Roraima e Tocantins e mais a integralidade do estado do Mato Grosso e parte do estado do Maranhão (Oeste do Meridiano de 44º). Perfaz cerca de 5 milhões de km^2, correspondendo aproximadamente a 59% do território do Brasil.

Dentro dos objetivos mencionados, este artigo encontra-se estruturado em mais seis seções, além desta introdução. A segunda seção aborda os efeitos da política sobre o desmatamento na Amazônia. A seção três discute a metodologia empírica empregada no artigo. A seção quatro apresenta os resultados e discussões do modelo empírico. A quinta e última seção discorre acerca das considerações finais do artigo.

2 Efeitos de Políticas Públicas sobre o Desmatamento na Amazônia

2.1 Efeitos de Incentivos

A Floresta Amazônica, desde a década de 1960, tem passado por diversas formas de intervenção antrópica que provocam mudanças no uso e ocupação do solo na região, com impacto direto e indireto sobre o desmatamento. Existem fatores que podem ser ditos de caráter permanente como, por exemplo, a expansão da fronteira agropecuária, acompanhada ou não pela atividade madeireira. Além disso, existem determinantes de natureza transitória que reforçam ou potencializam a ação desses agentes ou *drivers* do desmatamento, como, por exemplo, os efeitos externos de políticas públicas relacionadas a incentivos fiscais; crédito subsidiado; infraestrutura de estradas e logística de produção; medidas fitossanitárias e tecnológicas que elevam a qualidade do rebanho e/ou das pastagens, com consequente aumento da produtividade da atividade; elevação dos preços das *commodities*; baixo custo da terra; entre outros.

De fato, fatores responsáveis pela melhora na rentabilidade dessas atividades na região ao longo do tempo, possibilitando redução de custos, ganhos de escala e acesso subsidiado a recursos de financiamento (capitalização dos produtores), vêm contribuindo de forma indireta para a evolução do desmatamento, ao mesmo tempo em que restrições impostas por políticas de comando e controle; regulação e legislação de uso e ocupação do solo impõem limites à sua expansão.

Em um dos estudos pioneiros para a região, Mahar (1979) acentua a importância que a política de incentivos fiscais teve para a expansão da pecuária na região na década de 1970, ao encontro de diminuir as vantagens comparativas negativas que a Amazônia tinha em termos de infraestrutura e distância aos principais mercados consumidores.

Para Mahar et al. (1989), o papel dos incentivos fiscais e de crédito subsidiado foi benéfico também à expansão da agricultura na década de 1970, como forma de compensar a sobrevalorização cambial, o controle de importações e outras políticas direcionadas à atividade industrial.

Hecht (1985) destaca como efeito adverso da política de incentivos fiscais para a Amazônia a corrida especulativa por terras como elemento que potencializou o desmatamento. Nessa direção, Fearnside (2006) reforça que os lucros especulativos da venda de terra chegaram a se constituir na principal fonte de renda dos fazendeiros na região, entre as décadas de 1970 e 1980, uma vez que os preços da terra subiam acima da inflação.

Para Reis & Margulis (1991), as políticas governamentais que tiveram algum efeito sobre o desmatamento nas décadas de 1970 e 1980, além dos incentivos fiscais e creditícios foram: a criação da malha rodoviária e os programas de colonização.

Para Walker et al. (2000), a importância da combinação de subsídio e crédito rural impulsionou a pecuária não só para os grandes produtores, em geral deslocados de outras regiões do país, mas também capitalizou os pequenos produtores que residiam na própria região.

Nepstad et al. (2001) observam que mais de dois terços das áreas desmatadas na Amazônia encontram-se a uma distância de 50 km das principais estradas pavimentadas na Amazônia, além de terem examinado os efeitos potencias da implantação do Projeto Avança Brasil, que previa um incremento de cerca de 50% das estradas pavimentadas na região na época. Para os autores, os efeitos seriam tanto diretos, com a possibilidade de conversão de grandes áreas de florestas ao longo das rodovias em plantações, pasto e floresta secundária, mas também, a partir de um efeito secundário, que seria derivado do crescimento da indústria madeireira e do incremento do inflamabilidade da floresta.

Reis & Margulis (1991) foram um dos primeiros a introduzir um modelo empírico (econométrico) para verificar os determinantes do desmatamento na Amazônia. Os autores introduzem um modelo de equações simultâneas, em que o processo de desmatamento é pensado como resultado do "comportamento maximizador dentro de uma estrutura estática". Os modelos são estimados em uma estrutura *Spatial Autocorrelation* (SAC) e *Seemingly Unrelated Regression* (SURE) e constatam um efeito positivo e significante das estradas pavimentadas, enquanto das estradas não pavimentadas o efeito foi negativo sobre o desmatamento.

Pfaff (1999), para uma estrutura de um modelo *pooled* em nível municipal, para o período de 1978 a 1988, confirma um efeito significante e positivo da "densidade" das estradas pavimentadas e não pavimentadas, inclusive, um efeito de vizinhança das mesmas, mas também outros efeitos de política pública, como o relacionado à disponibilidade de crédito para infraestrutura e decorrentes dos projetos implantados medidos em termos da densidade espacial de sua área ocupada no município.

Weinhold & Reis (2001) confirmam um efeito contemporâneo entre infraestrutura e população urbana para dois cortes temporais no ano de 1975 e 1985, entretanto, ao aplicar o teste de causalidade de Granger em uma análise em painel, concluem que é o crescimento da população que conduz ao desenvolvimento da infraestrutura e não o contrário. Ademais, a provisão de certas amenidades de infraestrutura poderia mesmo ter o efeito de reduzir a pressão sobre o desmatamento.

Andersen et al. (2002) são pioneiros em especificar um modelo para dados municipais ao encontro de tentar capturar um efeito dinâmico de variáveis endógenas defasadas no processo de desmatamento da Amazônia, considerando dois cortes temporais, um relativo ao crescimento entre 1980 e 1985 e outro referente ao crescimento entre 1985 e 1995. Todavia, ao contrário de outros estudos, no modelo para o período 1980-1985, os autores não encontraram significância estatística tanto em relação às transferências do governo federal para os municípios, quanto dos efeitos dos créditos oriundos do sistema FINAM, como também, em relação ao impacto da infraestrutura (estradas asfaltadas).

No modelo para o período de 1985 e 1995, o efeito das estradas foi bastante diferente. Os autores encontraram que tanto o efeito em nível, como da taxa de crescimento das estradas pavimentadas e não pavimentadas é positivo,

sendo maior este feito, quanto menos desmatadas forem as áreas próximas dessas estradas.

Os efeitos das rodovias sobre o desmatamento ocorrem de forma direta pela área desmatada que dá lugar ao asfalto ou simples acesso, mas muito mais pelo seu efeito indireto, que ocorreu de diferentes formas. Existem evidências de um efeito de "proximidade" que as estradas exercem, aumentando as taxas desmatamento nas áreas do entorno das estradas, mas também em áreas adjacentes em que ocorre uma maior concentração das mesmas Pfaff et al. (2008). Um deles foi a elevação do grau de acessibilidade da região e a consequente redução dos custos de transporte, o outro foi a migração urbana.

Quanto às estradas não oficias, estas parecem ter forte vinculação com a mobilidade da atividade madeireira, cujos madeireiros ou extratores desbravam a mata na busca de espécies de maior valor Perz et al. (2007), Pfaff et al. (2008), mas também formam extensões de estradas alimentadoras, construídas na arquitetura dos projetos de colonização Walker et al. (2000).

Em linhas gerais, o efeito da infraestrutura pode ser pensado em dois momentos. Um efeito decorrente da associação direta, a exemplo da mata derrubada para a construção de estradas, barragens e criação de infraestrutura para projetos de assentamento, mas também por sua associação indireta *ex-ante* ou *ex-post* as obras. O efeito *ex-ante* ocorre pela atração de mão de obra durante a construção das obras, como no caso das hidroelétricas, além das economias externas criadas a outras atividades econômicas que exercem também efeito de atração sob a população de outros municípios. E o efeito *ex-post*, que ocorre muito em função da dinamização da economia municipal proporcionada pela obra no momento que adquirem condições de funcionamento, como também, da população que migrou e foi absorvida como mão de obra durante a obra, mas que passa a residir no município e cria outras atividades econômicas para sua sobrevivência. Além de potencializar, ainda, a atração para futuros imigrantes Reis & Guzmán (1990), Fearnside (2006).

Também desde a década de 1970, vem sendo espaço para a colonização dirigida e assentos agrários, podendo essa região ser apontada como o principal locus de Reforma Agrária no país, tanto em termos do número de famílias assentadas, como da extensão da área com essa forma de ocupação Le Tourneau & BurszTyn (2010). Como pode ser observado na Tabela 1, de forma acumulada até o ano de 2015, cerca de 70.706 mil hectares haviam sido destinados como assentamentos agrários na Amazônia Legal brasileira, abrigando 612 mil famílias (INCRA, 2016), não obstante com uma distribuição bastante desproporcional entre os estados. Ainda na tabela supracitada, em termos de área, os estados com maior participação nesse total foram o Amazonas (37,64%) e o Pará (23,53%), o primeiro, também, com maior média de hectares por família. Por sua vez, em termos do número de famílias assentadas, o estado do Pará lidera com uma participação percentual de 36,15%, seguido do Maranhão com participação de 21,51% e do Mato Grosso com 13,5%.

Existem evidências empíricas de que a política de assentamentos, ou melhor, as atividades desenvolvidas pelas famílias assentadas, guarda um papel nada desprezível sobre o desmatamento Brandão Jr & Souza Jr (2006), Le Tourneau & BurszTyn (2010). Reunindo evidências entre 1970 e 2002, Brandão Jr & Souza Jr (2006) apontam que nesse período os desmatamentos ocorridos nas áreas de assentamento representaram 15% do desmatamento da Amazônia. Essa relevância das áreas de assentamentos no desmatamento total é corroborada mais recentemente por Alencar et al. (2015), que apontam que até

Tabela 1: Número de famílias assentadas e área ocupada em hectares, entre as décadas de 1990, 2000 e 2010-2015

UF	1990		2000		2010-2015		Acumulado		FA/há
	FA(1)	Área(há)	FA(1)	Área(há)	FA(1)	Área(há)	FA(1)	Área(há)	
RO	13.695	673.914	9.074	1.065.343	2.112	1.159.336	39.700	6.305.361	158,83
AC	8.234	471.986	12.925	4.195.506	1.078	84.808	32.784	5.601.623	170,86
AM	7.585	790.855	39.310	24.941.203	363	307.570	50.517	26.613.190	526,82
RO	7.266	546.307	4.702	460.650	76	4.038	14.763	1.281.714	86,82
PA	65.071	4.024.464	134.262	8.633.355	10.591	1.247.569	221.269	16.639.072	75,20
AP	7.072	989.939	5.737	1.022.565	1.012	81.835	14.761	2.226.339	150,83
TO	11.306	580.205	8.712	461.434	744	30.866	23.849	1.235.475	51,80
MA	65.728	2.019.390	47.993	1.832.277	5.500	208.320	131.630	4.735.951	35,98
MT	41.862	2.808.685	25.652	1.943.960	1.424	91.988	82.571	6.067.509	73,48
AL(2)							611.844	70.706.236	115,56

Nota: (1) Famílias Assentadas. (2) Amazônia Legal. Fonte: INCRA, 2016. Elaboração dos autores.

2014 ocorreu um desmatamento acumulado de 12,7 milhões de hectares nessas áreas, equivalente a 37% das áreas desses assentamentos e 40% da floresta presente originalmente nos mesmos, uma contribuição total ao desmatamento de 24% entre os anos de 2003 e 2010 e de 29,2% entre 2011 e 2014.

Como chama atenção Alencar et al. (2015), para se ter uma real contribuição do desmatamento em áreas de assentamento é preciso descontar o passivo ambiental existente na data de sua criação, uma vez que a participação dos desmatamentos anteriores à criação dos assentamentos é bastante representativa nessas áreas. De fato, segundo estimativa dos autores, a porcentagem média de área desmatada por assentamento até a data de sua criação varia de 43% (seu maior valor) entre 2004-2008 a 33% (seu menor valor) entre 2009-2014.

Importa dizer que, segundo estudos como de Alves & Rocha (2010) Gasques et al. (2010), Helfand & Pereira (2012) e Buainain & Garcia (2013), os estabelecimentos rurais com área até 10 hectares, predominantemente de origem familiar, não conseguiam gerar renda agrícola acima do limite da linha da pobreza de 1/2 salário mínimo *per capita*.

Ademais, como destacam Alves & Rocha (2010), a estrutura agrária evidenciada pelo Censo Agropecuário de 2006 demonstrava uma forte dicotomia entre o número de estabelecimentos rurais por estrato de renda bruta mensal (em salário mínimo) e a renda bruta apropriada pelo mesmo. Assim, o estrato correspondente aos estabelecimentos rurais com renda bruta mensal maior de 200 salários mínimos, representavam 0,62% do total de estabelecimentos, mas se apropriavam de 51,19% da renda bruta gerada, enquanto que no polo oposto os estabelecimentos situados no estrato de renda bruta de até 2 salários mínimos mensais, embora significassem 66,01% do total de estabelecimentos, se apropriavam apenas de 3,27% da renda bruta gerada.

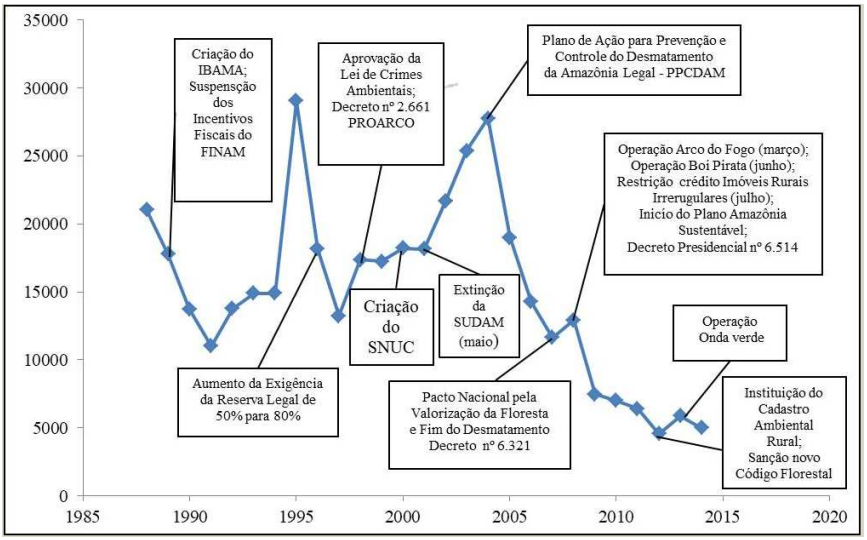
2.2 Efeitos Restritivos

Importa observar, também, que ao longo dos últimos trinta anos, ocorreram significativas mudanças no marco regulatório no uso das florestas, bem como na regulamentação ambiental voltada ao controle, monitoramento, fiscalização e combate ao desmatamento ilegal, cujas ações institucionais, denotam diferenças no grau de eficiência sobre a redução do desmatamento.

A Figura 1 mostra uma sequência cronológica da criação e implantação dessas ações institucionais (Criação do IBAMA, extinção da SUDAM) para potencialmente lidar com a questão ambiental, bem como ações mais específicas de comando e controle para reduzir o desmatamento ilegal - Programa de Prevenção e Controle de Queimadas e Incêndios Florestais na Amazônia Legal, Plano de Ação para Prevenção e Controle do Desmatamento da Amazônia Legal (PPCDAM), Operação Arco do Fogo, Operação Boi Pirata, Plano Amazônia Sustentável, Operação Onda Verde - ou ainda, a criação de marcos legais de atuação das atividades rurais (Decreto Lei nº 2.661 que regulamenta o uso do fogo em práticas agropastoris e florestais, Lei de Crimes Ambientais, aumento da reserva legal, instituição do Cadastro Ambiental Rural) mostram uma trajetória que não explicita uma correlação bem definida com a evolução da taxa de desmatamento.

Dentre as iniciativas consideradas mais exitosas de combate ao desmatamento nesses últimos vinte anos está o Plano de Ação para Prevenção e Controle do Desmatamento na Amazônia Legal (PPCDAM) criado em 2004 e que

Figura 1: Evolução do desmatamento na Amazônia Legal x aspectos institucionais de seu combate no período de 1988 a 2014



Fonte: PRODES/INPE, 2015. Elaboração dos autores.

foi implementado em três fases. A primeira fase, entre os anos de 2004-2008, centrou-se no Ordenamento Fundiário e Territorial, o que resultou na criação Unidades de Conservação Federais e Estaduais além da demarcação de terras indígenas. A segunda fase, entre os anos de 2009-2011, o eixo voltou-se, naquela oportunidade, ao Monitoramento e Controle, marcada por grandes operações integradas de fiscalização do desmatamento, em conjunto com o combate organizado, realizadas pelo IBAMA, Polícia Federal, e Força Nacional de Segurança Pública, além do apoio do exército brasileiro.

Contrasta na efetividade das ações institucionais a Lei de Crimes Ambientais em 1998, que não foi capaz de reduzir o desmatamento, ao contrário das ações derivadas do Plano de Ação para a Prevenção e Controle do Desmatamento da Amazônia Legal - PPCDAM, em 2004, que conseguiriam reduzir e manter uma trajetória de desmatamento a partir dessa data, reforçada por outras ações de controle mais ostensivo como as Operações Arco de Fogo, Boi Pirata, Onda Verde, entre outros. Além disso, o Decreto Presidencial nº 6.514, que instituiu pesadas multas ao descumprimento da Lei de Crimes Ambientais, pela não averbação em cartório por parte dos imóveis rurais da área destinada à reserva legal, parece que teve um efeito dúbio. Em um primeiro momento, entre 2008 e 2009, ocorreu um forte impacto redutor do desmatamento, mas à medida que aplicação das multas foi sendo adiada até o ano de 2012, data de sanção do novo Código Florestal, a política foi perdendo a credibilidade, resultando em menor poder redutor sobre a taxa do desmatamento.

Corroborando a análise, alguns estudos Assunção et al. (2015), Ferreira & Coelho (2015) mostram que as políticas restritivas ao desmatamento (assentados em políticas de comando e controle) foram mais eficientes a partir de 2004, entretanto, é possível assinalar um grau de efetividade diferenciado entre os estados, sendo o estado do Mato Grosso aquele que logrou maior êxito entre os anos de 1999 a 2011.

Observa-se, entretanto, que a maioria dos assentamentos na Amazônia não

são antigos, mas recentes ocorridos a partir de 1995, denotando que a política de colonização da região com o fim de destencionamento social perdura de forma estratégica como eixo da política nacional de desenvolvimento regional.

3 Metodologia

Ao encontro de verificar o efeito das mudanças institucionais sobre o desmatamento ocorridas na primeira década dos anos 2000, bem como testar outros efeitos da política pública, como da política de assentamentos para a Reforma Agrária[4] ocorrida, também nesse período, será constituído um painel dinâmico de dados entre os anos de 2000 e 2010. O painel é balanceado tomando como unidade de observação os municípios dos estados da Amazônia Legal, para uma amostra com 743 observações, no qual foram considerados os municípios que constavam na base de dados do desmatamento do Prodes/INPE.

3.1 Modelo Econométrico

Especificação do Modelo Econométrico

A estimação de dados em painel organiza as observações em duas dimensões *cross-sectional* (corte transversal) e ao longo do tempo Wooldridge (2010). Assim, a especificação do modelo de painel dinâmico para a taxa de desmatamento pode ser expressa como:

$$\begin{aligned} txdesmat_{it} &= \beta_0 txdesmat_{i,t-1} + \beta_1 reg_{it} + \beta_2 efetbova_{it} \\ &\quad + \beta_3 cultperm_{it} + \beta_4 culttemp_{it} + \beta_5 pib_{it} \\ &\quad + \beta_6 pib_{i,t-1} + \beta_7 pib_{i,t-2} + \beta_8 fam_{it} + \beta_9 pnas_{it} \\ &\quad + \beta_{10} distcap_{it} + \beta_{11} dens_{it} + \varepsilon_{it}. \end{aligned} \tag{1}$$

Em que, $txdesmat_{it}$ é a taxa de desmatamento; $txdesmat_{i,t-1}$ é a taxa de desmatamento defasada em um período; reg_{it} é a regulação ambiental; $efetbova_{it}$, $cultperm_{it}$ e $culttemp_{it}$ descrevem, respectivamente, a pecuária e as culturas permanente e temporária. O pib_{it} representa o PIB *per capita*. As variáveis assentamento, pobreza, distância da capital e densidade demográfica são representadas, sequencialmente, por fam_{it}, $pnas_{it}$, $distcap_{it}$ e $dens_{it}$. ε_{it} é o termo de erro. Os subscritos i e t referem-se ao município no ano.

Espera-se que as variáveis: efetivo bovino por área do município (*efetbova*), área plantada com cultura permanente (*cultperm*) e área plantada com cultura temporária (*culttemp*), apresentem uma correlação positiva com o desmatamento, como demonstrado empiricamente em diversos estudos, como em Reis & Guzmán (1990), Arima & Uhl (1997), Weinhold & Reis (2001), Arima (2001), Andersen et al. (2002), Arima et al. (2005), Diniz et al. (2009), Gazoni & Mota (2010), que apontam essas atividades como os principais *drivers* do desmatamento. Da mesma forma, espera-se que o aumento da densidade demográfica (*dens*), seja em decorrência do crescimento demográfico interno ou pelo movimento migratório, crie uma maior pressão e concorrência pelo uso e ocupação da terra, tendo por consequência o incremento do desmatamento Barreto et al. (2005), Diniz et al. (2009), Côrtes & Oliveira (2014).

[4] No qual se testa, também, o efeito da incidência da pobreza sobre o desmatamento.

Por outro lado, a variável distância da capital (*distcap*) guarda uma relação negativa com o desmatamento, uma vez que o efeito "isolamento" torna os municípios menos suscetíveis a capacidade de *enforcement* das políticas de comando e controle em reduzir o desmatamento. No entanto, Kaimowitz & Angelsen (1998) chamam atenção que a acessibilidade, seja para a floresta ou para o mercado, é que define, do ponto de vista micro, o maior potencial de desmatamento dos agentes econômicos.

Considerando o efeito da política de assentamento, (*fam*) espera-se um efeito positivo sobre o desmatamento ao encontro de evidências reunidas por Brandão Jr & Souza Jr (2006), Le Tourneau & BurszTyn (2010), Alencar et al. (2015).

Com relação ao efeito da pobreza (*pnas*), estudos empíricos realizados, por exemplo, por Pearce & Barbier (2000) e Markandya (2001), sustentam que não existem evidências empíricas suficientes que indique uma relação causal direta entre pobreza e degradação ambiental.

Para Wunder (2001), a evidência entre o nível de renda e a degradação ambiental é ambígua, podendo ser direta ou inversa, dependendo das especificidades de cada região. Segundo ele, a direção da relação dependeria da dotação de capital direcionado ao meio ambiente (indutor) relativo aos incentivos de retornos potenciais de outras atividades (redutor).

Todavia, estudos como de Geist & Lambin (2001) e Chomitz et al. (2007) apontam a possibilidade do incremento do desmatamento como estratégia de sobrevivência e mitigação da condição de vida dos pobres, muito embora o estudo realizado por Finco et al. (2009) na área do chamado Cinturão Verde no estado do Tocantins confirme uma relação ambígua entre pobreza rural e desmatamento na região.

Portanto, em consonância com os resultados não conclusivos da literatura empírica, não se define aprioristicamente um sinal esperado para a determinação da pobreza (*pnas*) no contexto do modelo a ser estimado, podendo tanto ser positiva como negativa essa relação.

Quanto à variável regulação, especificada como uma variável *dummy* a partir do ano de 2004, em que se configura maior efetividade das políticas de comando e controle Assunção et al. (2015), Ferreira & Coelho (2015), espera-se que esta apresente sinal negativo.

Por fim, a literatura empírica também constata uma regularidade empírica entre o crescimento da renda (medido pelo PIB *per capita*) e a degradação ambiental, que descreve uma trajetória de "U-invertido", denominada de Curva de Kuznets Ambiental Grossman & Krueger (1995), Sachs & Warner (1995, 2001), Stern (2004), Panayotou (2016). No Brasil, alguns estudos testaram a regularidade empírica da CKA entre crescimento e desmatamento, a exemplo de Santos et al. (2008), Gomes et al. (2008), cujas evidências encontradas corroboraram essa hipótese, enquanto que Oliveira et al. (2011), em um contexto de dependência espacial, constataram a presença de um formato de "N-invertido".

Observe-se, portanto, que foi a literatura empírica referenciada que levou a escolha das variáveis utilizadas no modelo empírico, cujas fontes, e respectivos sinais esperados em cada caso, encontram-se descrito na Tabela 2.

A inclusão da variável dependente defasada, $txdesmat_{i,t-1}$, como variável explicativa caracteriza o painel como sendo dinâmico. Entretanto, a utilização de mínimos quadrados ordinários (MQO), em modelos dessa natureza,

fornece estimativas viesadas, em virtude de não lidar com a possível endogenia[5] das variáveis explicativas, superestimando assim o parâmetro β_1.

Por outro lado, uma opção para contornar esse problema seria a utilização de um estimador de efeito fixo não observado dos municípios dos estados da Amazônia Legal, visando capturar a heterogeneidade individual. Podendo ainda, de modo análogo aderir ao método de *Within Groups*. Contudo, essa técnica fornece parâmetros inferiores aos de MQO, ou seja, subestima o parâmetro β_1, não obtendo êxito em expurgar totalmente a endogeneidade do modelo, permanecendo assim, o viés do painel dinâmico. Logo, uma estimativa não viesada de β_1 deve situar-se entre os limites dos estimadores de MQO e *Within Groups* Baltagi (2008).

Tais limitações são superadas por meio das estimações dos modelos dinâmicos com dados em painel, desenvolvidas a partir das estimações pelo Método dos Momentos Generalizados (GMM). Ademais, a utilização de modelos dinâmicos para dados em painel tem sua justificativa associada ao fato de que muitas séries econômicas se relacionam umas com as outras e com seus valores passados, o que, seguindo alguns estudos, parece ser o caso para entender a dinâmica do desmatamento.

O GMM oferece uma alternativa para tratar os efeitos individuais por meio do uso de variáveis instrumentais. E, distintamente das estimativas em painel estático (efeito fixo ou aleatório), em que ocorre viés nos coeficientes estimados quando se incluem variáveis dependentes defasadas como regressores, as variáveis instrumentais podem fornecer estimadores não viesados.

O estimador do GMM de Arellano & Bond (1991), denominado de GMM-DIF, instrumentaliza as variáveis explicativas em diferença que não são estritamente exógenas com suas defasagens disponíveis em nível. Contudo, nesse estimador GMM de primeira diferença, as defasagens em nível disponíveis podem ser instrumentos fracos para as variáveis não estritamente exógenas caso essas defasagens possam ser caracterizadas como um passeio aleatório.

Por outro lado, o método de estimação desenvolvido por Arellano & Bover (1995) e Blundell & Bond (1998), denominado de GMM-SYSTEM, mostrou-se mais adequado para amostras pequenas, especialmente, quando a dimensão temporal é curta e as variáveis independentes são fortemente correlacionadas, o que é aplicável ao caso em estudo. O objetivo da utilização do GMM neste trabalho é, então, o de encontrar um estimador consistente com um mínimo de restrições sobre os momentos.

A diferença do estimador GMM-SYSTEM em relação ao estimador GMM-DIF é que este primeiro combina a instrumentalização das variáveis defasadas em nível com defasagens em diferenças, relacionando-as, ainda, com as condições iniciais dessas variáveis. Isso diminui o problema atribuído ao estimador GMM-DIF relacionado ao fato de que os níveis defasados das variáveis carregam poucas informações sobre suas mudanças futuras, o que torna fraco os instrumentos derivados em primeira diferença dessas variáveis Blundell & Bond (1998). Mas, em compensação, eleva-se o número de instrumentos e pode funcionar em pequenas amostras. E isso confere melhores propriedades de amostra finita em termos de viés e erro quadrático. Além disso, o processo

[5]Ou seja, $E(txdesmat_{i,t-1}, \varepsilon_{it}) \neq 0$. Valendo a pena ressaltar que, uma variável pode ser rotulada como: estritamente exógena, quando não é correlacionada com o erro passado, presente e futuro; fracamente exógena, se é correlacionada apenas com o passado do erro; e endógena, quando é correlacionada com o erro passado, presente e futuro.

que envolve a estimação em dois estágios apresenta como vantagem a utilização de erros-padrão mais eficientes.

Ademais, foram testadas duas variações da especificação original (GMM-SYS), uma considerando a defasagem a um período das variáveis *drivers* do desmatamento e outra além dessas defasagens citadas, à introdução de duas variáveis *dummies* espaciais para os estados que mais contribuem para desmatamento, o Pará e o Mato Grosso, interadas com as atividades promotoras do desmatamento mais expressivas nesses estados, pecuária no Pará (*efetbovapa*) e cultura temporária no Mato Grosso (*cultempmt*). Assim, o modelo original será denominado GMM-SYS 1; o modelo com a segunda especificação de GMM-SYS 2, e o modelo com a terceira especificação de GMM-SYS 3.

Vale, por fim, observar que a disposição dos dados na forma de um painel dinâmico, como definido, permitirá também verificar duas outras hipóteses subjacentes à evolução do desmatamento no tempo, quais sejam, seu efeito defasado (persistência temporal), nesse caso, com base no modelo dinâmico GMM-SYSTEM, e, ainda, a possibilidade de se testar a regularidade empírica do chamado efeito: Curva de Kuznets Ambiental (CKA).

3.2 Descrição dos Dados

A base de dados é uma combinação basicamente de três fontes: a base de referência do Projeto de Monitoramento da Floresta Amazônica por Satélite (PRODES), do Instituto Nacional de Pesquisas Espaciais (INPE) para o desmatamento. As pesquisas da Produção Agrícola Municipal (PAM) e a Produção da Pecuária Municipal (PPM) do IBGE e os dados sobre renda, pobreza e indicadores de qualidade de vida, inclusive, IDHM coletados do Atlas do Desenvolvimento Humano do Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento (PNUD)[6].

Todavia, muitas outras referências de dados primários e secundários foram utilizadas, como a base de dados dos assentamentos rurais disponibilizada pelo Sistema SIPRA dos Projetos de Reforma Agrária do Instituto Nacional de Colonização e Reforma Agrária (INCRA) e mesmo as tabulações realizadas e disponibilizadas pelo IPEADATA. A Tabela 2, como mencionada antes, apresenta a lista completa das variáveis utilizadas, bem como suas descrições, abreviações, fontes e os respectivos sinais esperados, seguindo a literatura.

Algumas observações acerca da utilização desses dados e variáveis definidas são importantes. Primeiro, as variáveis relacionadas ao número de famílias assentadas e área do assentamento foram acumuladas ano a ano. A variável considerada nesse caso foi o número de famílias destinadas aos assentamentos.

Por sua vez, para considerar a pobreza rural, admitiu-se um número médio de cinco indivíduos por família, multiplicando-se o número de famílias por cinco e o resultado dividiu-se pela população do município. O resultado foi tomado como uma medida *proxy* da proporção de pobres do município (ou pelo menos da população rural). A Tabela 3 resume as estatísticas descritivas das variáveis utilizadas.

Por fim, como os dados foram estimados em logaritmos, adotou-se o procedimento de considerar como zero logaritmo da variável dependente, *proxy*

[6] Tabulado em parceria com a Fundação Joaquim Pinheiro (FJP) e Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA).

Tabela 2: Descrições e fontes de dados das variáveis

Variáveis	**Descrições das Variáveis**	**Abreviatura da Variável**	**Fontes**	**Sinal Esperado**
Desmatamento	Taxa de desmatamento do município	*txdesm*	INPE	+
Assentamento	Soma acumulada do número de famílias assentadas no município	*fam*	INCRA/ MDA	+
Pobreza	Variável *fam* como definida multiplicada pelo número médio de indivíduos da família dividida pela população do município	*pnas*	IBGE	− /+
PIB *per capita*	Produto Interno Bruto	pib	IPEA	− /+
Pecuária	Efetivo bovino dividido pela área do município	*efetbova*	IPEA	+
Cultura Permanente	Área plantada do município destinada a cultura permanente	*cultperm*	IBGE	+
Cultura Temporária	Área plantada do município destinada a cultura temporária	*culttemp*	IBGE	+
Densidade Demográfica	Relação entre a população e a área do município	*dens*	IBGE	+
Distância da Capital	Distância do município à capital	*distcap*	IBGE	−
Regulação Ambiental	Variável *dummy* construída com 1 para os anos em que houve política regulatória e, 0 caso contrário	*reg*	IBAMA	−

Fonte: Elaboração dos autores.

do desmatamento, em que essa variável era zero em nível. As variáveis explicativas (independentes) foram selecionadas com base na literatura empírica, em que pese as principais variáveis apontadas por essa literatura como determinantes do desmatamento[7].

Tabela 3: Estatísticas descritivas

Variáveis	Média	Desvio-padrão	Mínimo	Máximo
txdesm	6,1477	1,5457	−2,3026	9,7412
efetbova	2,5482	1,8828	−7,4808	5,8066
culperm	0,4737	1,7736	−4,6052	5,6917
culttemp	3,4150	1,5868	−2,9957	9,0453
pib	10,5838	1,1977	7,4813	16,8921
dens	1,6888	1,4645	−2,6086	7,9130
distcap	5,3979	1,0382	0,0000	7,2973
fam	3,8835	1,1164	−9,6079	0,2507
pnas	−2,0957	1,3447	−7,9571	1,2666

Nota: Variáveis logaritimizadas. Fonte: Elaboração dos autores.

4 Resultados e Discussões

Para aferir o efeito das mudanças institucionais sobre o desmatamento ocorridas entre os anos de 2000 e 2010, bem como, testar outros efeitos da política pública, como da política de assentamentos para a Reforma Agrária ocorrida, também nesse período, considerando um painel de informações de municípios dos estados da Amazônia Legal, estima-se a Equação (1) pelos métodos MQO, *Within Groups* e GMM-SYSTEM[8]. Entretanto, dar-se-á, maior relevância às estimações via GMM-SYSTEM, pelo apreço à heterogeneidade individual dos munícipios da Amazônia Legal, os efeitos não observados poe meio de instrumentos internos e a correlação entre as variáveis explicativas, originando assim estimativas robustas que eliminam os problemas inerentes a endogeneidade.

Nesse sentido, divide-se esta seção em duas partes. Na Subseção 4.1, realiza-se a análise dos testes de especificação e, em seguida, na Subseção 4.2, interpreta-se os resultados.

4.1 Testes de Especificação

Uma das etapas do tratamento de dados em painel consiste na verificação da presença de raiz unitária, análoga ao estudo de séries temporais, uma vez que esta, em dados em painel, pode induzir a uma relação econométrica espúria. Por isso, antes da estimação dos modelos por MQO, *Within Groups* e GMM-SYSTEM foram realizados testes de raiz unitária (Apêndice A).

[7] Uma variável que denote a atividade madeireira não foi considerada no modelo, uma vez que não existem informações relativamente confiáveis sobre a mesma. Uma *proxy* com base nos dados da RAIS/MTE poderia ter sido utilizada, mas como boa parte da atividade é não informal, entre 80 a 100%, isso poderia criar algum tipo de viés indesejável comprometendo os resultados das estimativas.

[8] Assim como as variações da Equação (1).

A Tabela 5 reporta os resultados dos testes de raiz unitária Levin et al. (2002), Breitung (2001), ADF-Fisher e o PP-Fisher Baltagi (2008) com intercepto individual e intercepto e tendências individuais. Como pode ser observado quando os efeitos fixos são controlados, com exceção da variável densidade demográfica, todas as demais variáveis, pela maioria dos testes, em ambos os casos, a 1% de significância, pode-se rejeitar a hipótese nula de que as séries possuem raiz unitária. Portanto, as séries podem ser consideradas estacionárias em nível, ou seja, $I(0)$. Nesse contexto, como a variável densidade demográfica apresentou raiz unitária, diferenciou-se a mesma, $D(dens)$, e procedeu novamente com o teste de raiz unitária, os resultados dos testes revelam que, a mesma é estacionária em primeira diferença, ou seja, $I(1)$.

Os resultados dos testes de restrição de sobreidentificação, Teste de Sargan ($\chi^2(3) = 3,39$, com $Prob > \chi^2 = 0,335$) e Teste de Hansen ($\chi^2(3) = 1,11$, com $Prob > \chi^2 = 0,775$), do modelo GMM-SYS 1 asseguram a escolha dessa especificação[9]. Da mesma forma, em relação aos testes de autocorrelação de primeira e segunda ordem de Arellano & Bond (1991), que confirmam a rejeição da autocorrelação de primeira ordem ($Prob > z = 0,001$), mas não se rejeita a autocorrelação de segunda ordem ($Prob > z = 0,732$), denota-se que as estimativas são consistentes[10].

Os resultados dos testes apresentados na Tabela 4 (GMM-SYS com suas variações), assim como o observado na Tabela 6 (MQO e *Within Groups*) presente no Apêndice B, sugerem a pertinência da utilização do modelo dinâmico (no caso GMM-SYS). Além disso, como se trata de um painel com dimensão temporal pequena, o modelo estimado foi realizado em dois estágios (*two steps*), que utiliza a chamada correção de Windmeijer (2005) para tornar as estimativas mais consistentes, ao mesmo tempo, que se procedeu à alternativa de colapsar os instrumentos[11].

4.2 Interpretação dos Resultados

Um primeiro resultado diz respeito aos coeficientes da variável dependente defasada (desmatamento no ano anterior), que foram significantes e positivos em todas as especificações do modelo GMM-SYS, e apresentando elevada elasticidade confirmando a importância da persistência do desmatamento no tempo (Tabela 4).

Um outro resultado comum as especificações do modelo GMM-SYS, foram as estimativas significantes e com sinal negativo da variável *dummy* regulação (reg), que denota um efeito dinâmico inibidor das políticas de comando e controle do desmatamento, como apontado em estudos empíricos como de Assunção et al. (2015), Ferreira & Coelho (2015).

Os resultados das estimativas dos modelos GMM-SYS foram, entretanto, diferentes quanto aos principais *drivers* do desmatamento. Assim, na especificação 1 (GMM-SYS 1) foi significante e com sinal positivo, apenas a variável

[9] Em todos os modelos, as variáveis endógenas defasadas foram consideradas como predeterminadas, as demais variáveis explicativas foram tomadas como exógenas.

[10] As variações do modelo original (GMM-SYS 2 e 3), seguiram os mesmos procedimentos metodológicos desse primeiro modelo, e os resultados dos testes de especificação (Sargan, Hansen e de autocorrelação) apresentados na Tabela 4, atestam, também, a pertinência de sua utilização.

[11] Para uma discussão dos procedimentos utilizados que envolvem o processo de estimação, as diferenças entre os modelos GMM-DIF e GMM-SYS e a superação dos problemas relacionados à existência de muitos instrumentos ver, respectivamente, Roodman (2009*a*,*b*).

Tabela 4: Resultado do modelo GMM-SYSTEM

GMM-SYS 1		**GMM-SYS 2**		**GMM-SYS 3**	
Varáveis	**Coeficientes**	**Varáveis**	**Coeficientes**	**Varáveis**	**Coeficientes**
$txdesm_{i,t-1}$	0,9487*	$txdesm_{i,t-1}$	1,0307*	$txdesm_{i,t-1}$	1,0402*
	(0,0247)		(0,0283)		(0,0342)
reg	−0,0412*	*reg*	−0,0483*	*reg*	−0,0547*
	(0,0095)		(0,0089)		(0,0080)
efetbova	0,0041	*efetbova*	−0,0832	*efetbova*	−0,1581*
	(0,0044)		(0,0852)		(0,0621)
cultperm	0,0108**	$efetbova_{i,t-1}$	0,0725*	$efetbova_{i,t-1}$	0,1543**
	(0,0048)		(0,0883)		(0,0650)
cultemp	0,0056	*cultperm*	−0,0545**	*efetbovapa*	−0,0453**
	(0,0061)		(0,0247)		(0,0208)
pib	0,0837	$cultperm_{i,t-1}$	0,0559*	*cultperm*	−0,0626*
	(0,0671)		(0,0257)		(0,0250)
$pib_{i,t-1}$	0,1063**	*cultemp*	−0,0812*	$cultperm_{i,t-1}$	0,0683*
	(0,0537)		(0,0401)		(0,0256)
$pib_{i,t-2}$	0,0052	$cultemp_{i,t-1}$	0,0785**	*cultemp*	−0,0843**
	(0,0108)		(0,0423)		(0,0378)
fam	−0,0070	*pib*	0,0654**	$cultemp_{i,t-1}$	0,0738**
	(0,0306)		(0,0294)		(0,0355)
pnas	0,0237	$pib_{i,t-1}$	−0,0663**	*cultempmt*	0,0024*
	(0,0333)		(0,0347)		(0,0115)
distcap	−0,0127	$pib_{i,t-2}$	0,0031	*pib*	0,0602*
	(0,0230)		(0,0122)		(0,0234)
dens	0,0181	*fam*	−0,0152	$pib_{i,t-1}$	−0,0791*
	(0,0187)		(0,0134)		(0,0275)
const	0,1998	*pnas*	0,0102	$pib_{i,t-2}$	0,0111
	(0,1410)		(0,0084)		(0,0128)
		distcap	0,0186*	*fam*	0,0118
			(0,0119)		(0,0211)
		dens	0,0106	*pnas*	−0,0140
			(0,0097)		(0,0194)
		const	−0,1140	*distcap*	0,0428**
			(0,1290)		(0,0192)
				dens	0,0065
					(0,0142)
				const	0,3766***
					(0,2136)
N	4323	N	4323	N	4323
Grupos	517	Grupos	517	Grupos	517
Instrumentos	23	Instrumentos	23	Instrumentos	23
Teste de Sargan	[0,3330]	Teste de Sargan	[0,2920]	Teste de Sargan	[0,5360]
Teste de Hansen	[0,7750]	Teste de Hansen	[0,3110]	Teste de Hansen	[0,6360]
Teste AR(1)	[0,0010]	Teste AR(1)	[0,0090]	Teste AR(1)	[0,0001]
Teste AR(2)	[0,7320]	Teste AR(2)	[0,3650]	Teste AR(2)	[0,2690]

Fonte: Elaboração dos autores com aplicação do programa Stata 13.0.
Nota: (*) significante a 1%; (**) significante a 5%; (***) significante a 10%. Foram estimadas variáveis *dummies* de tempo, omitidas na tabela, mas que foram todas significantes. Ademais as variáveis foram estimadas em logaritmo natural.

relacionada ao crescimento da cultura permanente (*cultperm*), não sendo significantes as *proxies* para a evolução da atividade pecuária (*efetbova*), bem como, para a expansão da cultura temporária (*cultemp*). Na especificação GMM-SYS 2, a variável relacionada a evolução da pecuária (*efetbova*), foi não significante, bem como, de sua defasagem a um período ($efetbova_{i,t-1}$). Todavia, foram significantes as variáveis que denotam a expansão das culturas permanentes (*cultperm*), e temporárias (*cultemp*), ambas com sinal negativo, em seu efeito contemporâneo, bem como em relação às suas respectivas defasagens a um período, $cultperm_{i,t-1}$ e $cultemp_{i,t-1}$, ambas com sinal positivo. Na especificação GMM-SYS 3, esses mesmos resultados são replicados, e, ainda, em relação às variáveis *proxies* da pecuária, em seu efeito contemporâneo (*efetbova*) positivo e defasado ($efetbova_{i,t-1}$), negativo, que passam agora a serem significantes.

Os resultados (modelo GMM-SYS 3) podem significar que o crescimento no ano anterior das atividades *drivers* do desmatamento, pecuária e cultura permanente e temporária leva à intensificação do desmatamento no ano corrente, embora o efeito contemporâneo dessas variáveis seja negativo, reforçado, ainda, pelo efeito espacial para os estados do Pará e Mato Grosso. Tal processo, pode indicar que o crescimento das atividades mencionadas ocorra em um primeiro momento a partir da apropriação de terra nova e em um segundo momento pela elevação da densidade daquela forma de ocupação (hectares por km^2 com pasto ou lavoura), uma característica observada entre os dados censitários de 1995 e 2006 (IPEA 2013). Ademais, no caso específico da pecuária, essa dinâmica pode ser representativa da elevação da taxa de lotação dos animais nos imóveis rurais, com menor impacto sobre novas áreas de floresta nativa.

Com relação à variável PIB, defasada em dois períodos, os resultados evidenciaram significância estatísticas e com sinal positivo apenas para o primeiro *lag*, quanto ao modelo GMM-SYS 1, mas para as especificações GMM-SYS 2 e GMM-SYS 3, a variável defasada a dois períodos não foi significante, não obstante para sua defasagem a um período e efeito contemporâneo foram significantes e com sinal negativo e positivo, respectivamente. Assim, esses resultados parecem refutar a evidência de uma CKA para a relação entre PIB e desmatamento no contexto dos municípios da Amazônia Legal, entre os anos de 2000 a 2010.

Observa-se, ainda, que variável distância do município à capital (*distcap*) não foi significante no primeiro modelo GMM-SYS 1, enquanto que para as especificações GMM-SYS 2 e GMM-SYS 3 foram significantes e com sinal positivo, como inicialmente esperado, corroborando a hipótese de que quanto mais distante o município da capital, menor sua disponibilidade de acesso a infraestrutura urbana, bem como do aparato institucional, que regula as atividades promotoras do desmatamento.

Por seu turno, as variáveis *proxies* da pobreza (*fam*) e (*pnas*) não foram estatisticamente significantes em todas as especificações do modelo dinâmico, sendo que no modelo GMM-SYS 3, os sinais das estimativas são, respectivamente, positivo e negativo. O que pode ser atribuído à baixa capacidade (escala de intervenção) como agente promotor do desmatamento dos agentes pobres, especialmente quando comparado aos agentes mais capitalizados e que dispõe de tecnologia de maior impacto na derrubada da floresta.

5 Considerações Finais

Ao encontro de verificar empiricamente os efeitos de diferentes fatores que constituiriam os determinantes primários e subjacentes do desmatamento na Amazônia Legal brasileira, esse modelo, para uma estrutura de dados em forma de painel dinâmico, aplicado no período entre os anos de 2000 e 2010, corroborou a expectativa da determinação das variáveis explicativas selecionadas sobre o desmatamento ao encontro da literatura empírica referenciada neste estudo.

Por meio dos resultados do modelo GMM-SYS, evidenciou-se a importância da persistência do desmatamento no tempo, com a variável dependente defasada a um período, significante e positiva e com elevada elasticidade em todas as variações definidas.

Outro resultado comum foi observado nas três especificações do modelo GMM-SYS, quanto ao resultado significante da variável regulação (*reg*) com sinal negativo, denotando que o efeito dinâmico da política de comando e controle tem alcançado seu objetivo de restrição ao desmatamento, como esperado e indicado por outros estudos empíricos, em particular, Assunção et al. (2015), Ferreira & Coelho (2015).

Quanto as variáveis *drivers* do desmatamento, na especificação com essas variáveis defasadas a um período e *dummy* espacial interada com a pecuária (*efetbova*) para o Pará e com a cultura temporária (*cultemp*) para o Mato Grosso, modelo GMM-SYS 3, verificou-se sua significância estatística e com sinais negativos para a variável defasada e positivo para a variável contemporânea, processo este que pode indicar que o crescimento das atividades mencionadas ocorra em um primeiro momento a partir da apropriação de terra nova e em um segundo momento pela elevação da densidade daquela forma de ocupação (hectares por km^2 com pasto ou lavoura), uma característica observada entre os dados censitários de 1995 e 2006 (IPEA, 2013). Ademais, no caso específico da pecuária, essa dinâmica pode ser representativa da elevação da taxa de lotação dos animais nos imóveis rurais, com menor impacto sobre novas áreas de floresta nativa.

Com relação à variável PIB, defasada em dois períodos, observou-se nos modelos GMM-SYS 2 e GMM-SYS 3 que o efeito contemporâneo é positivo, enquanto o efeito defasado a um período é negativo, refutando, em princípio, a evidência de uma CKA para a relação entre PIB e desmatamento no contexto dos municípios da Amazônia Legal, entre os anos de 2000 a 2010.

Por fim, as variáveis *proxies* da proporção de pobres (*pnas*) e famílias assentadas (*fam*) não foram significantes para explicar dinamicamente o desmatamento. Tais evidências não sustentam a hipótese de uma relação direta entre a política de assentamento e o desmatamento e, em princípio, esse resultado pode ser explicado considerando a baixa capacidade de intervenção desses agentes pobres sobre o uso e ocupação da terra e, portanto, de promover uma escala relevante sobre o desmatamento.

Agradecimentos

Os autores agradecem o apoio institucional (inclusive financeiro) do Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPQ).

Referências Bibliográficas

Alencar, A., Pereira, C., Castro, I., Cardoso, A., Souza, L., Costa, R., Bentes, A. J., Stella, O., Azevedo, A., Gomes, J. et al. (2015), 'Desmatamento nos assentamentos da Amazônia: histórico, tendências e oportunidades', *IPAM, Brasília, DF* .

Alves, E. R. A. & Rocha, D. P. (2010), 'Ganhar tempo é possível?'.

Andersen, L. E., Granger, C. W., Reis, E. J., Weinhold, D., Wunder, S. et al. (2002), *The dynamics of deforestation and economic growth in the Brazilian Amazon*, Cambridge University Press.

Arellano, M. & Bond, S. (1991), 'Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations', *The Review of Economic Studies* **58**(2), 277–297.

Arellano, M. & Bover, O. (1995), 'Another look at the instrumental variable estimation of error-components models', *Journal of Econometrics* **68**(1), 29–51.

Arima, E. (2001), 'Desmatamento e economia local e políticas públicas', *Causas e Dinâmicas do Desmatamento da Amazônia* pp. 259–275.

Arima, E., Barreto, P. & Brito, M. (2005), *Pecuária na Amazônia: tendências e implicações para a conservação ambiental*, number 636.08098113 A699.

Arima, E. Y. & Uhl, C. (1997), 'Ranching in the Brazilian Amazon in a national context: economics, policy, and practice', *Society & Natural Resources* **10**(5), 433–451.

Assunção, J., Gandour, C. & Rocha, R. (2015), 'Deforestation slowdown in the Brazilian Amazon: prices or policies?', *Environment and Development Economics* **20**(6), 697–722.

Bai, J. & Ng, S. (2001), 'A panic attack on unit roots and cointegration, Boston College, Department of Economics', *Unpublished Manuscript* .

Baltagi, B. (2008), *Econometric Analysis of Panel Data*, John Wiley & Sons.

Banerjee, A. (1999), 'Panel data unit roots and cointegration: an overview', *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* **61**(S1), 607–629.

Barreto, P. (2008), *A pecuária e o desmatamento na Amazônia na era das mudanças climáticas*, IMAZON.

Barreto, P., Souza Jr, C., Noguerón, R., Anderson, A. & Salomão, R. (2005), 'Pressão humana na floresta amazônica brasileira', *Belém, World Resource Institute* .

Blundell, R. & Bond, S. (1998), 'Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models', *Journal of Econometrics* **87**(1), 115–143.

Brandão Jr, A. & Souza Jr, C. (2006), 'Mapping unofficial roads with Landsat images: a new tool to improve the monitoring of the Brazilian Amazon rainforest', *International Journal of Remote Sensing* **27**(1), 177–189.

Breitung, J. (2001), The local power of some unit root tests for panel data, *in* 'Nonstationary panels, panel cointegration, and dynamic panels', Emerald Group Publishing Limited, pp. 161–177.

Buainain, A. M. & Garcia, J. R. (2013), 'Os pequenos produtores rurais mais pobres ainda tem alguma chance como agricultores', *Centro de Gestão e Estudos Estratégicos-CGEE, A pequena produção rural e as tendências do desenvolvimento agrário brasileiro: ganhar tempo é possível* pp. 29–72.

Castro, E. (2005), 'Dinâmica socioeconômica e desmatamento na Amazônia', *Novos Cadernos NAEA* **8**(2).

Choi, I. (2001), 'Unit root tests for panel data', *Journal of International Money and Finance* **20**(2), 249–272.

Chomitz, K., Buys, P., Luca, G., Thomas, T. & Wertz-Kanounnikoff, S. (2007), 'At loggerheads: agricultural expansion', *Poverty Reduction, and Environment in the Tropical Forests* .

Côrtes, J. C. & Oliveira, Á. D. (2014), 'Dinâmicas no uso e cobertura da terra: perspectivas e desafios da demografia', *Revista Brasileira de Estudos de População* **31**(1), 191–210.

Diaz-Balteiro, L., Casimiro Herruzo, A., Martinez, M. & Gonzalez-Pachon, J. (2006), 'An analysis of productive efficiency and innovation activity using DEA: an application to Spain's wood-based industry', *Forest Policy and Economics* **8**(7), 762–773.

Diniz, M. B., Oliveira Junior, J. N., Trompieri Neto, N. & Diniz, M. J. T. (2009), 'Causas do desmatamento da Amazônia: uma aplicação do teste de causalidade de Granger acerca das principais fontes de desmatamento nos municípios da Amazônia Legal brasileira', *Nova Economia* **19**(1), 121–151.

Domingues, M. S. & Bermann, C. (2012), 'O arco de desflorestamento na amazônia: da pecuária à soja', *Ambiente e sociedade* **15**(2), 1–22.

Fearnside, P. M. (2006), 'Desmatamento na Amazônia: dinâmica, impactos e controle'.

Ferreira, M. D. P. & Coelho, A. B. (2015), 'Desmatamento recente nos estados da Amazônia Legal: uma análise da contribuição dos preços agrícolas e das políticas governamentais', *Revista de Economia e Sociologia Rural* **53**(1), 91–108.

Finco, M. V. A. et al. (2009), 'Poverty-environment trap: a non linear *probit* model applied to rural areas in the North of Brazil', *American-Eurasian Journal of Agricultural and Environmental Science* **5**(4), 533–539.

Gasques, J. G., Vieira Filho, J. E. R. & Navarro, Z. (2010), *A agricultura brasileira: desempenho, desafios e perspectivas.*, Brasília, DF: IPEA, 2010.

Gazoni, J. L. & Mota, J. A. (2010), 'Fatores político-econômicos do desmatamento na Amazônia Oriental', *Sustentabilidade em Debate* **1**(1), 25–42.

Geist, H. J. & Lambin, E. F. (2001), 'What drives tropical deforestation', *LUCC Report Series* **4**, 116.

Gomes, S. C., Braga, M. J. et al. (2008), Desenvolvimento econômico e desmatamento na Amazônia Legal: uma análise econométrica, *in* '46th Congress, July 20-23, 2008, Rio Branco, Acre, Brasil', number 103095, Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural (SOBER).

Grossman, G. M. & Krueger, A. B. (1995), 'Economic growth and the environment', *The Quarterly Journal of Economics* **110**(2), 353–377.

Hecht, S. B. (1985), 'Environment, development and politics: capital accumulation and the livestock sector in eastern Amazonia', *World Development* **13**(6), 663–684.

Hecht, S. B. (2012), The natures of progress: land use dynamics and forest trends in Latin America and the Caribbean, Technical report, Inter-American Development Bank.

Helfand, S. M. & Pereira, V. F. (2012), 'Determinantes da pobreza rural e implicações para as políticas públicas no Brasil', *A Nova Cara da Pobreza Rural: Desafios para as Políticas Públicas* **16**.

Hurlin, C. & Mignon, V. (2007), 'Second generation panel unit root tests'.

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

Initiative, C. P., Assunção, J., e Gandour, C. C. & Rocha, R. (n.d.), 'Deforestation slowdown in the Legal Amazon: prices or policies?'.

Kaimowitz, D. & Angelsen, A. (1998), *Economic models of tropical deforestation: a review*, CIFOR.

Lambin, E. F. (1994), 'Modelling deforestation processes'.

Le Tourneau, F.-M. & BurszTyn, M. (2010), 'Assentamentos rurais na Amazônia: contradições entre a política agrária e a política ambiental', *Ambiente e Sociedade* **13**(1), 111–130.

Levin, A. & Lin, C.-F. (1992), 'Unit root tests in panel data: asymptotic and finite-sample properties, University of California', *San Diego, Mimeographed* .

Levin, A. & Lin, C.-F. (1993), 'Unit root tests in panel data: new results', *University of California at San Diego, Economics Working Paper Series* .

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.

Maddala, G. S. & Wu, S. (1999), 'A comparative study of unit root tests with panel data and a new simple test', *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* **61**(S1), 631–652.

Mahar, D. J. (1979), *Frontier development policy in Brazil: a study of Amazônia*, Praeger.

Mahar, D. J. et al. (1989), *Government policies and deforestation in Brazil's Amazon region*, World Bank.

Margulis, S. (2003), 'Causas do desmatamento da Amazônia brasileira'.

Markandya, A. (2001), *Poverty alleviation and sustainable development: implications for the management of natural capital*, International Institute for Sustainable Development.

Moon, H. R. & Perron, B. (2004), 'Testing for a unit root in panels with dynamic factors', *Journal of Econometrics* **122**(1), 81–126.

Mueller, C. C. (1992), 'Dinâmica, condicionantes e impactos socioambientais da evolução da fronteira agrícola no Brasil', *Revista de Administração Pública* **26**(3), 64–87.

Mueller, C. C. & Bustamante, M. (2002), 'Análise da expansão da soja no Brazil, Analysis of the expansion of soybeans in Brazil', *http://www. worldbank. org/rfpp/news/debates/mueller. pdf* .

Nepstad, D., Carvalho, G., Barros, A. C., Alencar, A., Capobianco, J. P., Bishop, J., Moutinho, P., Lefebvre, P., Silva Jr, U. L. & Prins, E. (2001), 'Road paving, fire regime feedbacks, and the future of Amazon forests', *Forest Ecology and Management* **154**(3), 395–407.

Nepstad, D., Stickler, C. & Almeida, O. (2008), 'A globalização das indústrias de soja e gado na Amazônia: oportunidade para conservação', *Rivero, S. e Jayme Jr., FG, As Amazônias do Século XXI, Belém, Ed. da UFPa* pp. 41–67.

Oliveira, R. C., Almeida, E., Freguglia, R. S. & Barreto, R. C. S. (2011), 'Desmatamento e crescimento econômico no Brasil: uma análise da curva de Kuznets ambiental para a Amazônia Legal', *Revista de Economia e Sociologia Rural* **49**(3), 709–739.

Panayotou, T. (2016), 'Economic growth and the environment', *The environment in anthropology* pp. 140–148.

Pearce, D. W. & Barbier, E. (2000), *Blueprint for a sustainable economy*, Earthscan.

Perz, S. G., Caldas, M. M., Arima, E. & Walker, R. J. (2007), 'Unofficial road building in the Amazon: socioeconomic and biophysical explanations', *Development and Change* **38**(3), 529–551.

Pesaran, M. H. (2007), 'A simple panel unit root test in the presence of *cross-section* dependence', *Journal of Applied Econometrics* **22**(2), 265–312.

Pfaff, A., Kerr, S., Cavatassi, R., Davis, B., Lipper, L., Sanchez, A. & Timmins, J. (2008), 'Effects of poverty on deforestation: distinguishing behaviour from location', *Frontis* pp. 101–115.

Pfaff, A. S. P. (1999), 'What drives deforestation in the Brazilian Amazon? Evidence from satellite and socioeconomic data', *Journal of Environmental Economics and Management* **37**(1), 26–43.

Phillips, P. C. & Sul, D. (2003), 'Dynamic panel estimation and homogeneity testing under *cross-section* dependence', *The Econometrics Journal* **6**(1), 217–259.

Quah, D. (1994), 'Exploiting *cross-section* variation for unit root inference in dynamic data', *Economics Letters* **44**(1-2), 9–19.

Reis, E. J. & Guzmán, R. M. (1990), 'An econometric model of Amazon deforestation'.

Reis, E. J. & Margulis, S. (1991), 'Perspectivas econômicas do desflorestamento da Amazônia'.

Roodman, D. (2009*a*), 'A note on the theme of too many instruments', *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* **71**(1), 135–158.

Roodman, D. (2009*b*), 'How to do xtabond2: an introduction to difference and system GMM in Stata', *The Stata Journal* **9**(1), 86–136.

Sachs, J. D. & Warner, A. M. (1995), Natural resource abundance and economic growth, Technical report, National Bureau of Economic Research.

Sachs, J. D. & Warner, A. M. (2001), 'The curse of natural resources', *European Eeconomic Review* **45**(4-6), 827–838.

Santos, A. M. A., Jacinto, P. A. & Tejada, C. A. O. (2012), 'Causalidade entre renda e saúde: uma análise através da abordagem de dados em painel com os estados do Brasil', *Estudos Econômicos (São Paulo)* **42**(2), 229–261.

Santos, R. B. N., Diniz, M. B., Diniz, M. J. T., Rivero, S. L. M., Oliveira Junior, J. N. et al. (2008), Estimativa da Curva de Kuznets Ambiental para a Amazônia Legal, *in* '46th Congress, July 20-23, 2008, Rio Branco, Acre, Brasil', number 113968, Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural (SOBER).

Scrieciu, S. (2007), 'Can economic causes of tropical deforestation be identified at a global level?', *Ecological Economics* **62**(3–4), 603–612.

Stern, D. I. (2004), 'The rise and fall of the environmental Kuznets curve', *World Development* **32**(8), 1419–1439.

Walker, R., Moran, E. & Anselin, L. (2000), 'Deforestation and cattle ranching in the Brazilian Amazon: external capital and household processes', *World Development* **28**(4), 683–699.

Weinhold, D. & Reis, E. J. (2001), 'Model evaluation and causality testing in short panels: the case of infrastructure provision and population growth in the Brazilian Amazon', *Journal of Regional Science* **41**(4), 639–657.

Windmeijer, F. (2005), 'A finite sample correction for the variance of linear efficient two-step GMM estimators', *Journal of Econometrics* **126**(1), 25–51.

Wooldridge, J. M. (2010), *Econometric analysis of cross-section and panel data*, MIT Press.

Wunder, S. (2001), 'Poverty alleviation and tropical forests—what scope for synergies?', *World Development* **29**(11), 1817–1833.

Apêndice A

O estudo de raiz unitária em painel desempenhou um papel formidável na análise empírica a partir dos trabalhos seminais de Levin & Lin (1992, 1993), Quah (1994). Esses testes foram introduzidos objetivando melhorar o poder estatístico dos testes de raiz unitária convencionais (baseados em séries temporais individuais), combinando informações da dimensão *cross-section* com o tamanho da série temporal Banerjee (1999). Os testes comumente usados para testar raiz unitária, como Dickey-Fuller, Augmented Dickey-Fuller e Phillips-Perron, falham em distinguir entre a hipótese nula de raiz unitária e alternativa de estacionariedade Maddala & Wu (1999).

Nesse sentido, adicionar a dimensão *cross-sectional* à dimensão de tempo usual é muito importante no contexto de séries não estacionárias. Na verdade, é bem sabido que os testes de raiz unitária geralmente têm pouca potência em pequenos tamanhos de amostra para distinguir séries estacionárias persistentes e raiz unitária. Assim, aumentar o número de observações, incluindo informações relacionadas a várias unidades (indivíduos, países, estados, municípios, etc.), permite resolver o problema de baixa potência dos testes de raiz unitária em pequenas amostras Hurlin & Mignon (2007), Baltagi (2008), Maddala & Wu (1999).

A primeira diferença entre os testes de raiz unitária em dados de séries temporais e painel refere-se à heterogeneidade. No primeiro caso, a heterogeneidade não é um problema, uma vez que a hipótese de raiz unitária é testada em uma determinada unidade. As coisas são diferentes no segundo caso, e a literatura de dados em painel evoluiu em duas direções, testes de raiz unitária que consideram que as unidades são caracterizadas por dinâmicas iguais (diferentes) o painel é homogêneo (heterogêneo)[12]. Além disso, uma segunda evolução recente diz respeito à existência de dependências transversais. De acordo com os testes que (não) permitem correlações potenciais entre os resíduos das unidades do painel e, podem ser distinguidos em duas gerações de testes Hurlin & Mignon (2007).

A primeira geração dos testes de raiz unitária de painel baseia-se na hipótese de independência *cross-section* e foram aplicados ao tratamento de micropaineis (um grande N e um pequeno T), podendo ser dividida em dois grupos. No primeiro grupo inclui os testes de Levin et al. (2002), Breitung (2001). Esses testes são considerados como sendo um teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) com dados agrupados. A hipótese nula é a de que cada série do painel seja integrada de ordem um, contra a hipótese em que todas as séries sejam estacionárias. Os mesmos assumem a existência de um processo de raiz unitária comum, tal que os parâmetros para persistência para cada unidade (ou grupo) possuem a mesma estrutura autoregressiva, AR(1), além de permitir a existência do efeito individual Hurlin & Mignon (2007), Baltagi (2008), Santos et al. (2012).

O segundo grupo congrega os testes Im; Im et al. (2003), ADF-Fisher e o PP-Fisher, os mesmos admitem a existência de um processo individual de raiz unitária de forma que os parâmetros de persistência podem variar livremente para cada unidade (grupo), nesse sentido, os testes são construídos a partir de estatísticas individuais. Esses testes adquirem a estrutura do ADF ao permitir que defasagens para a variável dependente possam ser inseridas, o que

[12] Baseado em um estimador agrupado do parâmetro autoregressivo.

possibilita a autocorrelação do erro para cada série. A estatística do teste proposto por Im, Im et al. (2003), por exemplo, é o resultado de um média das t-estatísticas de Dickey-Fuller sobre cada unidade do painel, em que a hipótese nula é que, todas as séries são não estacionárias, ao passo que, na hipótese alternativa pelo menos uma série é estacionária. Já os testes ADF-Fisher e o PP-Fisher não levam em conta as t-estatísticas, mas derivam das combinações dos valores p de cada teste de raiz unitária individual Hurlin & Mignon (2007), Baltagi (2008), Santos et al. (2012).

Entretanto, a hipótese de independência é bastante restritiva e pouco realista na maioria das aplicações macroeconômicas (N e T grandes) de teste de raiz unitária[13]. Em resposta à necessidade de testes de raiz unitária que permitam correlações transversais, vários testes foram propostos pertencentes aos que chamamos de teste de raiz unitária de segunda geração, também dividida em dois grupos. O primeiro deles baseia-se na abordagem de estrutura fatorial e incluem as contribuições de Bai & Ng (2001), Phillips & Sul (2003), Moon & Perron (2004), Choi (2001) e Pesaran (2007). A segunda abordagem consiste em impor pouca ou nenhuma restrição na matriz de covariância residual, adotada por Chang (2002) Hurlin & Mignon (2007), Baltagi (2008).

Diante do exposto, no presente artigo utiliza-se dos testes de raiz unitária de primeira geração, tendo em vista que, os mesmos são os mais apropriados para a estrutura de micropainel (N grande e T pequeno), enquadramento dessa aplicação. Os testes realizados e a respectiva conclusão de seus resultados encontram-se na Tabela 5.

Apêndice B

Os resultados da estimativa da variável dependente defasada dos modelos MQO e *Within Groups*, respectivamente: 0,9978 e 0,7235, confirmam que o modelo GMM- System eliminou o viés da variável dependente defasada, uma vez que a estimativa obtida dessa variável nesse último modelo, 0,9487 (Tabela 6) encontra-se dentro dos limites das estimativas MQO e *Within Groups*.

[13] A aplicação de testes pertencentes à primeira geração em séries macroeconômicos que são caracterizadas por dependências transversais leva a distorções de tamanho e baixa potência Hurlin & Mignon (2007).

Tabela 5: Testes de raiz unitária

Variáveis	Levin, Lin & Chu t[2]	Breitung t-stat[2]	Im, Pesaran, Shin W-stat[3]	ADF-Fisher Chi-square[3]	PP-Fisher Chi-square[3]	Conclusão[4]
			Com Intercepto Individual[1]			
txdesm	−180,0000*	32,1362	−120,0000*	332,0111*	726,4230*	$I(0)$
	(0,0000)	(1,0000)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)	
efetbova	−46,0242*	−3,5420*	−12,9295*	27,5350*	37,3803*	$I(0)$
	(0,0000)	(0,0002)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)	
cultperm	−36,5427*	1,4652	−1,8993*	20,7195*	17,1478*	$I(0)$
	(0,0000)	(0,9286)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)	
culttemp	−43,3706*	−5,0591*	−8,4733*	19,6951*	19,5672*	$I(0)$
	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)	
pib	−30,8560*	−5,6797*	−10,8414*	24,7142*	18,9954*	$I(0)$
	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)	
dens	4,8023	−0,0347	12,9815	−11,1946	−6,8358	$I(1)$
	(1,0000)	(0,4862)	(1,0000)	(1,0000)	(1,0000)	
D(dens)	−9,9204*	−14,8304*	−9,9929*	22,8803*	86,6537	$I(1)$
	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)	
fam	−36,0739*	−6,8711*	0,2465	4,4278*	6,5534*	$I(0)$
	(0,0000)	(0,0000)	(0,5974)	(0,0000)	(0,0000)	
pnas	−252,0000*	−0,0868	−46,4120*	23,4122*	67,2497*	$I(0)$
	(0,0000)	(0,4654)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)	

Fonte: Elaboração dos autores com aplicação do programa Stata 13.0.
Nota: (*) significante a 1%; (**) significante a 5%; (***) significante a 10%. (1) Os valores-p estão entre parênteses. As probabilidades para os testes de Fisher são computadas usando-se uma distribuição assintótica Qui-quadrado. Os demais testes assumem normalidade assintótica. (2) Hipótese nula: raiz unitária (assume processo de raiz unitária comum). (3) Hipótese nula: raiz unitária (assume processo de raiz unitária individual). (4) A conclusão foi feita com a maioria dos testes. (5) A variável *distcap* é constante dentro de cada *cross-section*, ou seja, a distância do município em relação à capital não muda ao longo do tempo. Nesse sentido, não é possível inferir testes de raiz unitária sobre essa variável. (6) A variável *reg* é uma *dummy*, impossibilitando assim, a realização de testes de raiz unitária sobre a mesma.

Tabela 5: Testes de raiz unitária (continuação)

Variáveis	Levin, Lin & Chu t[(2)]	Breitung t-stat[(2)]	Im, Pesaran, Shin W-stat[(3)]	ADF-Fisher Chi-square[(3)]	PP-Fisher Chi-square[(3)]	Conclusão[(4)]
Com Intercepto e Tendências Individuais[(1)]						
txdesm	−1.100,0000*	16,7654	−500,0000*	135,1145*	803,7214*	$I(0)$
	(0,0000)	(1,0000)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)	
efetbova	−80,1707*	1,0039	−8,1808*	26,8748*	33,6342*	$I(0)$
	(0,0000)	(0,8423)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)	
cultperm	−78,4151*	3,8203	−6,7829*	36,5162*	22,5202*	$I(0)$
	(0,0000)	(0,9999)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)	
culttemp	−53,3482*	−8,8526*	−8,3002*	30,0243*	18,0891*	$I(0)$
	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)	
pib	−49,8753*	−0,8971	−8,7377*	26,7585*	24,1103*	$I(0)$
	(0,0000)	(0,1848)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)	
dens	−42,6231*	16,6202	14,9268	−11,5778	−10,2845	$I(1)$
	(0,0000)	(1,0000)	(1,0000)	(1,0000)	(1,0000)	
D(dens)	−96,8561*	10,4092	−10,9766*	12,8318*	28,0975*	$I(1)$
	(0,0000)	(1,0000)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)	
fam	140,0000*	3,9020	−3,0956*	9,2503*	9,2464*	$I(0)$
	(0,0000)	(1,0000)	(0,0010)	(0,0000)	(0,0000)	
pnas	−120,0000*	3,1910	7,2016	11,2267*	29,6584*	$I(0)$
	(0,0000)	(1,0000)	(1,0000)	(0,0000)	(0,0000)	

Fonte: Elaboração dos autores com aplicação do programa Stata 13.0.
Nota: (*) significante a 1%; (**) significante a 5%; (***) significante a 10%. (1) Os valores-p estão entre parênteses. As probabilidades para os testes de Fisher são computadas usando-se uma distribuição assintótica Qui-quadrado. Os demais testes assumem normalidade assintótica. (2) Hipótese nula: raiz unitária (assume processo de raiz unitária comum). (3) Hipótese nula: raiz unitária (assume processo de raiz unitária individual). (4) A conclusão foi feita com a maioria dos testes. (5) A variável *distcap* é constante dentro de cada *cross-section*, ou seja, a distância do município em relação a capital não muda ao longo do tempo, nesse sentido, não é possível inferir testes de raiz unitária sobre essa variável. (6) A variável *reg* é uma *dummy*, impossibilitando assim, a realização de testes de raiz unitária sobre a mesma.

Tabela 6: Resultado modelo em painel por MQO e *Within Groups*

Varáveis	Coeficientes	Varáveis	Coeficientes
$txdesm_{i,t-1}$	0,9977*	$txdesm_{i,t-1}$	0,7235*
	(0,0009)		(0,0187)
reg	−0,0127*	*reg*	−0,0030*
	(0,0029)		(0,0018)
efetbova	−0,0035*	*efetbova*	0,0031**
	(0,0004)		(0,0014)
cultperm	0,0021*	*cultperm*	−0,0001
	(0,0009)		(0,0006)
cultemp	0,0009*	*cultemp*	0,0019
	(0,0005)		(0,0012)
pib	0,0035	*pib*	−0,0025
	(0,0043)		(0,0040)
$pib_{i,t-1}$	0,0057	$pib_{i,t-1}$	0,0013
	(0,0048)		(0,0047)
$pib_{i,t-2}$	−0,0083**	$pib_{i,t-2}$	0,0027
	(0,0041)		(0,0043)
fam	−0,0008	*fam*	0,0173*
	(0,0006)		(0,0060)
pnas	0,0037*	*pnas*	−0,0165*
	(0,0004)		(0,0060)
distcap	0,0003	*distcap*	−0,0123
	(0,0006)		(0,0101)
dens	0,0032	*dens*	−0,0106**
	(0,0034)		(0,0056)
const	0,0463*	*const*	1,6845*
	(0,0086)		(0,1062)
N	4323	N	4323
R^2	0,9993	$R^2 - within$	0,8753
$Prob > F$	0,0000	$R^2 - between$	0,9991
		$R^2 - overall$	0,9985
		$Prob > F$	0,0000

Fonte: Elaboração dos autores com aplicação do programa Stata 13.0.
Nota: (*) significante a 1%; (**) significante a 5%; (***) significante a 10%. Os modelos estimados com variáveis *dummies* de tempo, omitidas na tabela, foram todas significantes. Os erros-padrão são robustos a heterocedasticidade.

Informações aos autores

Objetivo e Escopo

A ECONOMIA APLICADA é uma publicação trimestral do Departamento de Economia da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto da Universidade de São Paulo, com uma linha editorial voltada exclusivamente para artigos científicos em economia aplicada. Tem por foco a publicação de trabalhos de análise econômica aplicada a problemas específicos, tanto de interesse do setor público como privado, e que contenham, particularmente, estudos quantitativos, cujos resultados possam aproximar a teoria da realidade. A interação entre trabalho empírico e teoria, análise e política econômica é, portanto, um importante diferencial da revista. A revista ECONOMIA APLICADA coloca-se como um espaço aberto para toda a comunidade acadêmica, nacional e internacional.

Política Editorial

Os artigos submetidos são avaliados inicialmente pelos Editores quanto a sua adequação à linha editorial da Revista. Uma vez aceita a submissão, o artigo é encaminhado para avaliação por pareceristas designados pelos Editores, no sistema double-blind.

Apresentação de Artigos

Os artigos submetidos para avaliação devem obedecer às seguintes normas:

1. Apresentar ineditismos no país e no exterior

2. Na primeira página devem constar o título do artigo, nome dos autores com endereço para contato e afiliação institucional, resumo com até 100 palavras em português e inglês, palavras chave, em português e inglês e classificação JEL.

3. Na versão para "avaliação", basta um arquivo no formato pdf com todas as equações, tabelas e figuras no corpo do texto, e referências no final.

4. Caso o artigo venha a ser aceito para publicação, a equipe da revista contatará os editores para as atividades de editoração. Nessa ocasião serão requeridos os seguintes arquivos:

    - Arquivo fonte no formato LaTeX.
    - Arquivo de referências bibliográficas no padrão BibTeX.
    - Arquivo com as figuras em formato TIFF ou EPS.
    - Planilha eletrônica com todas as tabelas.

Responsabilidade e Direitos Autorais

Os autores que submeterem ou tiverem o artigo aceito para publicação na Revista ECONOMIA APLICADA declaram:

- Ter participado da concepção do artigo para tornarem públicas suas responsabilidades pelos seus conteúdos, que não omitiram quaisquer ligações ou acordos de financiamento entre autores e companhias que possam ter interesse na publicação deste artigo.

- Que o manuscrito é inédito e que o artigo, em parte ou na íntegra, ou qualquer outro artigo com conteúdo substancialmente similar, de sua autoria, não foi enviado à outra revista e não o será enquanto sua publicação estiver sendo considerada pela revista ECONOMIA APLICADA, que seja no formato impresso ou no eletrônico, exceto o descrito em anexo.

- Que a revista ECONOMIA APLICADA passa a ter os direitos autorais para a veiculação dos artigos, tanto em formato impresso como eletrônico a eles referentes, os quais se tornarão propriedade exclusiva da ECONOMIA APLICADA. É permitida a reprodução total ou parcial dos artigos desta revista, desde que seja explicitamente citada a fonte completa.

ISSN 1980-5330

The Brazilian Journal of Applied Economics is a quarterly publication of the Departments of Economics of the FEA-RP of the University of São Paulo. The published papers are sole responsibility of the author(s). As the author(s) send a manuscript for submission to the Journal they tacitly agree that, if accepted for publication, the copyright of the material will be transferred to the ECONOMIA APLICADA (BRAZILIAN JOURNAL OF APPLIED ECONOMICS). The Journal may then publish the material in paper and electronic formats that will be exclusive property of the ECONOMIA APLICADA (BRAZILIAN JOURNAL OF APPLIED ECONOMICS). The publication of the whole papers or parts of it is permitted as long as the source is explicitly mentioned. The Brazilian Journal of Applied Economics is published with the financial support of the CNPq - Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico. This journal is indexed by Journal of Economic Literature, electronic on line and CD-ROM, and Revistas USP.

Secretary, Sales and Delivery: Marlene Dietrich Cover: Christof Gunkel
Linguistic revision (Portuguese and English): Iulo Feliciano Afonso (Solution Translations Eireli — Epp)
Diagramming: Caio Henrique Montoro de Lucca

Mailing Address

Revista Economia Aplicada, Departamento de Economia, FEA-RP/USP
Avenida dos Bandeirantes, 3900, Ribeirão Preto, SP.
CEP 14040-905
Telefone: (0xx16) 3315-0407
Email:revecap@usp.br
Website: http://www.usp.br/revecap

BRAZILIAN JOURNAL OF APPLIED ECONOMICS

Vol. 22 – n. 4 October – December 2018

Editor

Eliezer Martins Diniz

Associate Editors

Angelo Costa Gurgel
Eliezer Martins Diniz
Lízia de Figueirêdo
Sergio Naruhiko Sakurai
Edson Zambon Monte
Fernando Antonio de Barros Júnior
Reynaldo Fernandes

Editorial Board

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