



ECONOMIA APLICADA

BRAZILIAN JOURNAL OF APPLIED ECONOMICS

Vol. 21 – nº 2

Abril – Junho 2017

ARTIGOS

Avaliação de eficiência das escolas públicas de Ensino Médio em Goiás: Uma análise de dois estágios

Guilherme Resende Oliveira, Alex Felipe Rodrigues Lima, Sérgio Borges Fonseca Júnior, Thiago Mendes Rosa

Transferências Condicionais de Renda e Nutrição: efeitos do Bolsa Família nas áreas rurais e urbanas do Brasil

Valdemar Rodrigues de Pinho Neto, Cecília Machado Berriel

Determinantes da mobilidade interfirmas e inter-regional de trabalhadores no Brasil formal

Philippe Scherrer Mendes, Eduardo Gonçalves, Ricardo Freguglia

Tabagismo e penalização salarial no mercado de trabalho brasileiro

Aléssio Tony Cavalcanti de Almeida, Ignácio Tavares de Araújo Júnior

Gastos em Educação: mais recursos sem gestão?

Carlos Renato de Melo Castro, Geraldo da Silva e Souza, Maria Eduarda Tannuri-Pianto

Medindo Incerteza Macroeconômica para o Brasil

Lucas Lúcio Godeiro, Luiz Renato Régis de Oliveira Lima

Capital cultural dos professores e seu impacto sobre o aprendizado das crianças

Marcos Vinício Wink Junior, Felipe Garcia Ribeiro, Stefano Florissi

ECONOMIA FEA-RP/USP



ECONOMIA APLICADA

Vol. 21 – nº 2 Abril – Junho 2017

PAPERS

Efficiency evaluation of high schools in Goiás: a two stage analysis

Guilherme Resende Oliveira, Alex Felipe Rodrigues Lima, Sérgio
Borges Fonseca Júnior, Thiago Mendes Rosa

**Conditional Cash Transfers and Nutrition: An Evaluation of the
Bolsa Familia Program in rural and urban areas of Brazil**

Valdemar Rodrigues de Pinho Neto, Cecília Machado Berriel

**Determinants of inter-firm and inter-regional employment mobility in
the formal sector in Brazil**

Philippe Scherrer Mendes, Eduardo Gonçalves, Ricardo Freguglia

Smoking and wage penalty in the Brazilian labor market

Aléssio Tony Cavalcanti de Almeida, Ignácio Tavares de Araújo Júnior

Education spending: more resources without management?

Carlos Renato de Melo Castro, Geraldo da Silva e Souza, Maria
Eduarda Tannuri-Pianto

Measuring Macroeconomic Uncertainty to Brasil

Lucas Lúcio Godeiro, Luiz Renato Régis de Oliveira Lima

Marcos Vinicio Wink Junior, Felipe Garcia Ribeiro, Stefano Florissi

ISSN 1413-8050



APOIO:



Ministério
da Educação

Ministério da
Ciência e Tecnologia



ECONOMIA APLICADA

Vol. 21 – nº 2

Abril – Junho 2017

Editor

Eliezer Martins Diniz

Editores Associados

Angelo Costa Gurgel

Renato Nunes de Lima Seixas

Sergio Naruhiko Sakurai

Eliezer Martins Diniz

Reynaldo Fernandes

Conselho Editorial

Affonso Celso Pastore

USP

Cássio F. Camargo Rolim

UFPR

Clélio Campolina Diniz

CEDEPLAR

Eleutério F. S. Prado

USP

Francisco Anuatti Neto

USP/RP

Geraldo Sant'ana de Camargo Barros

ESALQ/USP

José Marcelino da Costa

NAEA/PA

Marcelo Portugal

UFRGS

Márcio Gomes Pinto Garcia

PUC/ RJ

Paulo César Coutinho

UnB

Pierre Perron

Boston University

Ricardo R. Araújo Lima

UnB

Roberto Smith

UFCE

Rogério Studart

UFRJ

Sérgio Werlang

FGV/RJ

Victor Bulmer-Thomas

University of London

Antônio Barros de Castro

UFRJ

Cláudio Monteiro Considera

UFF

Denisard C. de Oliveira Alves

USP

Fernando de Holanda Barbosa

FGV-UFF

Geoffrey J. D. Hewings

University of Illinois

Gustavo Maia Gomes

IPEA

José A. Scheinkman

Princeton University

Maria José Willumsen

Florida International University

Mário Luiz Possas

UFRJ

Paulo Nogueira Batista Júnior

FGV/SP

Pedro Cesar Dutra Fonseca

UFRGS

Robert E. Evenson

Yale University

Rodolfo Hoffmann

ESALQ/USP

Russell E. Smith

Washburn University

Tomás Málaga

FGV/SP

Wilson Suzigan

Unicamp



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

Secretaria e Divulgação: Marlene Dietrich

Capa: Christof Gunkel

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

Diagramação: Matheus Alves Albino e Arthur Della Vecchia

Endereço

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

Avenida do Bandeirantes, 3900, Ribeirão Preto, SP.

CEP 14040-905

Telefone: (0xx16) 3315-0407

E-mail: revecap@usp.br

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

Assinaturas

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

*inclui custos de postagem

FICHA CATALOGRÁFICA

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

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

Trimestral

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

ISSN 1413-8050

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

CDD 22.ed – 330.

ECONOMIA APLICADA

Vol. 21 – nº 2

Abril – Junho 2017

ARTIGOS

- 163 **Avaliação de eficiência das escolas públicas de Ensino Médio em Goiás: Uma análise de dois estágios**
Guilherme Resende Oliveira , Alex Felipe Rodrigues Lima , Sérgio Borges Fonseca Júnior , Thiago Mendes Rosa
- 185 **Transferências Condicionais de Renda e Nutrição: efeitos do Bolsa Família nas áreas rurais e urbanas do Brasil**
Valdemar Rodrigues de Pinho Neto , Cecília Machado Berriel
- 223 **Determinantes da mobilidade interfirmas e inter-regional de trabalhadores no Brasil formal**
Philippe Scherrer Mendes , Eduardo Gonçalves , Ricardo Freguglia
- 249 **Tabagismo e penalização salarial no mercado de trabalho brasileiro**
Aléssio Tony Cavalcanti de Almeida , Ignácio Tavares de Araújo Júnior
- 285 **Gastos em Educação: mais recursos sem gestão?**
Carlos Renato de Melo Castro , Geraldo da Silva e Souza , Maria Eduarda Tannuri-Pianto
- 311 **Medindo Incerteza Macroeconômica para o Brasil**
Lucas Lúcio Godeiro , Luiz Renato Régis de Oliveira Lima
- 339 **Capital cultural dos professores e seu impacto sobre o aprendizado das crianças**
Marcos Vinício Wink Junior , Felipe Garcia Ribeiro , Stefano Florissi

AVALIAÇÃO DE EFICIÊNCIA DAS ESCOLAS PÚBLICAS DE ENSINO MÉDIO EM GOIÁS: UMA ANÁLISE DE DOIS ESTÁGIOS

GUILHERME RESENDE OLIVEIRA *

ALEX FELIPE RODRIGUES LIMA †

SÉRGIO BORGES FONSECA JÚNIOR ‡

THIAGO MENDES ROSA §

Resumo

O estudo verifica o nível de eficiência das escolas estaduais públicas goianas, por meio do desempenho na prova do Exame Nacional do Ensino Médio (ENEM) e o custo médio por aluno. Em um segundo momento, determina-se os condicionantes das eficiências. Para a avaliação de eficiência, utilizou-se o método não paramétrico de Análise Envoltória de Dados (DEA) e para o segundo estágio, a regressão beta inflacionada, que acomoda o intervalo dos resultados obtidos na primeira etapa. As evidências empíricas mostram que as escolas militares e mais especializadas tendem a ter desempenho superior às demais, enquanto as escolas com ensino em tempo integral, e com maior média de hora aula, tendem a ser mais ineficientes.

Palavras-chave: Eficiência; Escolas Estaduais; DEA; Regressão Beta Inflacionada.

Abstract

The study verifies the level of efficiency of state public schools in Goiás, through the performance of national high school exam (ENEM) and the average cost per student. In a second stage, the conditions of efficiency are determined. For the evaluation of efficiency the Data Envelopment Analysis (DEA), a nonparametric method, is used and at second stage, the inflated beta regression is used, which accommodates the interval of results from the first step. The empirical evidence shows that military and more specialized schools tend to outperform others, while the schools with a full-time teaching and higher average class time, tend to be inefficient.

Keywords: Efficiency; State Schools; DEA; Beta Regression.

JEL classification: C52, I21.

DOI: <http://dx.doi.org/10.11606/1413-8050/ea118947>

* Doutor em Economia pela UnB. Gerente de Inteligência Territorial da Agência Goiana de Assistência Técnica, Extensão Rural e Pesquisa Agropecuária (Emater). E-mail: resendego@yahoo.com.br

† Mestre em Estatística pela Universidade de Brasília (UnB). Pesquisador do Instituto Mauro Borges de Estatísticas e Estudos Socioeconômicos (IMB). E-mail: afelipe_7@hotmail.com

‡ Mestre em Economia pela Universidade Federal de Uberlândia (UFU). Pesquisador em economia do IMB. E-mail: sergio-borges@msn.com

§ Mestre em Desenvolvimento Econômico pela Universidade Federal do Paraná (UFPR). Pesquisador da Companhia de Planejamento do Distrito Federal (Codeplan). E-mail: thiagomendes-rosa@outlook.com

1 Introdução

A afirmação de que a educação é a propulsora do desenvolvimento econômico é quase consenso nas últimas décadas. Embora haja profundas discussões sobre os vários determinantes do desenvolvimento econômico, acredita-se que a educação seja uma das peças chave nessa discussão. Nessa direção, Benegas et al. (2012) afirmam que o crescimento e desenvolvimento de longo prazo de uma nação passam inevitavelmente pela oferta abrangente e de qualidade da educação. Para Barros et al. (2011), a diferença de capital humano¹ é um dos fatores mais determinantes da desigualdade regional, pois uma parte do diferencial de renda tem relação com a diferença educacional.

De modo geral, a sociedade acredita que o setor público, ao executar a sua função alocativa, está gastando de maneira pouco parcimoniosa e ineficientemente. Com a educação, a situação não é diferente, são recorrentes as críticas quanto à qualidade do seu gasto público. De acordo com o Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira (INEP), nos anos 2000, os dispêndios com educação no Brasil passaram de 3,5% do PIB para um valor superior a 5%. Contudo, o aumento de recursos não foi acompanhado por uma melhoria qualitativa significativa da educação. É justamente na relação entre os gastos públicos e o desempenho educacional em Goiás que esse artigo está inserido.

De antemão um dado chama a atenção: o Censo Demográfico de 2010 (IBGE 2011) mostra que nos municípios do estado de Goiás, há elevada amplitude na taxa de alfabetização, que se situa entre 96% e 76%, com valor médio de 90%. No que diz respeito à qualificação, Oliveira (2016) mostra que um dos principais gargalos para o desenvolvimento do setor industrial goiano é a falta de mão de obra qualificada. Ainda, segundo esse autor, dependendo da atividade econômica e da região do estado, este é o principal entrave à atração de novos investimentos. Isso contribui ainda mais para a perpetuação da desigualdade regional. Nesse sentido, para reduzir a desigualdade regional de renda, é condição necessária, mas não suficiente, amenizar as divergências educacionais. Ademais, para resolver essa questão é necessário entender a base educacional da futura mão de obra qualificada.

O governo estadual é responsável por assegurar a educação no nível fundamental, usualmente provendo a etapa final, e oferecer, com prioridade, o ensino médio. De fato, estudos como Gonçalves & França (2013) e Zoghbi et al. (2009) revelam que nem sempre escolas com maior gasto por alunos obtêm melhor desempenho, seja na Prova Brasil, no Índice de Desenvolvimento da Educação Básica (IDEB), no Sistema de Avaliação do Ensino Básico (SAEB) ou no Exame Nacional do Ensino Médio (ENEM).

Salienta-se a diferença entre os termos eficácia e eficiência, pois o primeiro termo se refere diretamente ao desempenho e o segundo, ao desempenho relativamente ao uso de recursos. Tratando-se, especificamente neste artigo, da educação no nível médio, não necessariamente uma escola com boa nota no ENEM é eficiente, pois se ela receber recursos demasiadamente é possível que seus alunos tenham um elevado desempenho, mas não proporcionalmente à quantidade de recursos despendidos. Além disso, é possível que os alu-

¹O capital humano pode ser entendido como um conjunto de capacidades, conhecimentos, competências, sejam estas cognitivas ou não, que favorecem o desempenho de atividades, de valor econômico ou não. Como a educação é um dos meios pelos quais o capital humano pode ser adquirido, ampliado e/ou desenvolvido, tem-se a relação entre capital humano e educação.

nos dessa escola possuam de antemão melhores indicadores socioeconômicos, educação dos pais, infraestrutura, entre outros fatores. Logo, é possível que a escola mais eficiente seja aquela que possua uma nota média com o uso de poucos recursos. Ou seja, a dimensão da eficiência a ser trabalhada neste artigo tem relação com a alocação ótima de recursos, portanto, faz uma conexão entre a magnitude de recursos utilizados e o desempenho na prova do ENEM.

Nesse sentido, eficiência é o uso racional dos meios dos quais se dispõe para alcançar um objetivo previamente determinado. Trata-se da capacidade de alcançar os objetivos e as metas programadas com o mínimo de recursos disponíveis e tempo, conseguindo, dessa forma, a sua otimização.

Há importantes distinções na forma de avaliar a eficiência. Os chamados métodos paramétricos supõem uma relação funcional pré-definida entre os recursos e o que foi produzido. Normalmente, usam médias para determinar o que poderia ter sido produzido. Por outro lado, os métodos não paramétricos não fazem apelo à função de produção e consideram que o máximo que poderia ter sido produzido é dado por meio da observação das unidades mais produtivas. Nesse artigo, considerou-se a técnica não paramétrica de Análise Envoltória de Dados (DEA). É importante salientar que a análise de eficiência cresceu no período recente, segundo Liu et al. (2013), mais de 5.000 artigos foram publicados nessa vertente. Além disso, a literatura nacional apresenta uma série de estudos sobre a análise de eficiência que utilizam essa mesma técnica.

São vários os estudos sobre a eficiência na educação (Faria et al. 2008, Zoghbi et al. 2009, Raposo et al. 2011, Benegas et al. 2012, Gonçalves & França 2013, Carvalho & Sousa 2014, Alves et al. 2014, Junior & Novi 2014, Salgado Junior & Novi 2015, Junior et al. 2015). Rosano-Peña et al. (2012) investigaram a eficiência dos gastos educacionais nos municípios goianos entre 2005 e 2009 por meio da análise envoltória de dados (DEA) com o uso do método de fronteira invertida, além da análise espacial. Eles afirmam que o nível de ineficiência global foi maior que 60%, indicando que apenas 20 municípios são eficientes. Três causas explicam esse resultado: ineficiência de escala, impacto do Entorno do DF (uma das microrregiões mais pobres do estado) e ineficiência de gestão.

Este trabalho apresenta algumas inovações, no que diz respeito aos estudos de eficiência, que são analisar as informações no maior nível de desagregação disponível e utilizar as informações de custo escolar, ambas inéditas na literatura. Os estudos que analisam a eficiência educacional, geralmente, estão desagregados em nível municipal, em razão da insuficiência de informações para análise mais granulares, como por aluno, turma ou escola. Logo, esta pesquisa contribui com a literatura ao avaliar a eficiência tendo como unidade de investigação as escolas públicas de Goiás que ofertam o ensino médio.

Justifica-se uma análise em nível microeconômico – no sentido de abordar as escolas como unidades individuais – na eficiência educacional, pois se sabe a priori que, embora existam diretrizes gerais para a educação, as ações individuais implementadas em determinadas escolas são responsáveis por desempenhos satisfatórios. Nesse sentido, uma escola eficiente pode servir de referência para outra que não é, de modo que boas práticas possam ser replicadas, especialmente nos casos com visível ineficiência. Carvalho & Sousa (2014) mostram que mesmo descontando os fatores ambientais e aleatórios (não controlados pelos gestores públicos), ainda persiste a necessidade de melhorias ligadas à gestão de cada uma das escolas. Uma vez determinada a

eficiência das escolas, será possível verificar quais são as variáveis socioeconômicas e institucionais (escola em tempo integral e escola militar exemplificam essa categoria) que explicam a eficiência por meio de uma regressão beta inflacionada, a qual é capaz de acomodar o intervalo de eficiência estimado por meio da DEA e verificar quais variáveis podem gerar máxima eficiência.

Nesse sentido, o segundo estágio investiga quais são os fatores que influenciam as diferenças nos escores de eficiência, devido aos contextos diferentes em que as escolas atuam. Por exemplo, duas escolas podem ter a mesma gestão de recursos, gastando exatamente a mesma quantia por aluno, todavia se uma delas estiver inserida em um contexto de realidade social mais privilegiada que a outra, a escola em melhor contexto social possivelmente apresentará melhores resultados, mesmo que o esforço gerencial de ambas as administrações seja o mesmo.

2 Dados e estratégia empírica

Os dados utilizados neste estudo foram obtidos a partir da compatibilização de duas bases de dados distintas. De um lado, uma das bases refere-se às características estruturais e institucionais das escolas públicas em Goiás que ofertam ensino médio. Esses dados foram obtidos junto à Secretaria de Estado de Educação, Cultura e Esporte do Estado de Goiás (SEDUCE-GO)².

De outro lado, foram utilizados microdados referentes ao ENEM, obtidos junto ao INEP. Ambas as informações se referem ao ano de 2014, por serem os dados mais atualizados disponibilizados pela SEDUCE-GO. Foram selecionadas apenas escolas públicas de Goiás cujos alunos participaram do ENEM no ano de 2014, o que totalizou 356 escolas, localizadas no perímetro urbano e rural em 183 diferentes municípios³. Andrade (2011) ressalta que a grande dificuldade de um ranking baseado no produto é a escolha do indicador apropriado. E em relação ao Ensino Médio, existe somente um ranking das escolas, que é construído a partir dos resultados dos alunos do ENEM. Assim, existe certo consenso no uso dos resultados nos testes de proficiência para ranquear as escolas e, portanto, o problema da escolha do produto a ser analisado é mitigado.

Para analisar a eficiência dessas escolas, utilizou-se a metodologia de Análise Envoltória de Dados (DEA), que permite encontrar unidades de referência para a amostra verificada. Além disso, por meio do DEA, é possível avaliar múltiplos produtos como decorrência de vários insumos e sem a necessidade de estabelecer hipóteses a priori sobre a forma funcional, diferentemente das regressões econométricas (Boueri et al. 2015). O primeiro estágio é o mesmo utilizado por Junior & Novi (2014), que propõem uma metodologia para identificar os fatores que podem influenciar o desempenho de alunos.

Todavia, ao se utilizar esse método, é imprescindível ter cuidado com observações extremas e casos de outliers. Pois, se esses forem desconsiderados, corre-se o risco de elevar a fronteira de eficiência, tornando as demais observações aparentemente menos eficientes. Nesse sentido, foi realizada uma aná-

²Mediante acordo de sigilo quanto ao nome das escolas.

³O Estado de Goiás possui 246 municípios, portanto nem todos tiveram escola pública com aluno participante do ENEM no ano de 2014.

lise das estatísticas descritivas para remover possíveis *outliers*⁴ Cribari-Neto & Pereira (2013).

O primeiro estudo sobre eficiência é de Farrell (1957), que desenvolveu um índice de eficiência técnica para a agricultura norte-americana. Seu método aprofundou o conceito de eficiência e permitiu encontrar uma unidade de referência (benchmarking). Nesse sentido, a ineficiência é entendida como a distância da produção de uma determinada unidade observacional, ou Decision Making Unit (DMU), em relação à unidade aceita como referência. Charnes et al. (1979) iniciaram e popularizam a técnica DEA, avaliando a eficiência de empresas assumindo retornos constantes de escala.

Outro trabalho importante foi o de Banker et al. (1984), o qual adotou retornos variáveis de escala. Portanto, na literatura, existem dois métodos clássicos para a Análise Envoltória de Dados, o retorno com escala constante (CCR) e o retorno com escala variável (VRS). Neste trabalho, foi escolhido o método VRS, pois se assume que um acréscimo no input poderá promover um acréscimo no output, não necessariamente proporcional, ou até mesmo um decréscimo (Ferrari & Cribari-Neto 2004). Vale ressaltar que não existe consenso na literatura se é melhor VRS ou CCR na área de Educação, portanto, ambos os métodos foram utilizados apesar de apenas um ter sido apresentado, devido à semelhança de resultados.

A análise foi feita com orientação baseada nos insumos, pois o objetivo do gestor escolar é administrar a escola, controlando os dispêndios, baseado no valor repassado para a Secretaria de Educação. Esta é chamada de eficiência técnica, que é a razão entre a quantidade de insumo utilizada para gerar determinado nível de produto, no caso, desempenho das avaliações e a quantidade mínima factível de insumos necessários (gasto por aluno) para produzir esse mesmo nível de produto.

É importante salientar que a análise de eficiência neste trabalho foi feita em dois estágios. Sendo que o primeiro estágio consiste na aplicação do modelo supracitado, DEA, enquanto o segundo consiste na verificação de quais são as variáveis independentes determinantes da eficiência das escolas, ou seja, são modelos de regressão cuja eficiência obtida no primeiro estágio é a variável dependente.

A Tabela 1 apresenta, na sua parte superior, quais são os produtos (*outputs*) utilizados na DEA, sendo o insumo (*input*) a relação gasto médio por aluno ao mês. Todas as escolas da amostra tiveram taxa de participação de pelo menos 50% no ENEM, de modo que a média da nota do ENEM é representativa do desempenho escolar. O gasto é formado pela agregação dos gastos com merenda e com pessoal – que contempla todos os tipos de ocupação em uma escola, como diretores, professores, auxiliares, administrativos, dentre outros. É importante salientar que não foram consideradas despesas com água, luz, telefone, pois estas foram inferiores em média a 2% do total de despesa de uma escola e não foram declaradas por todas as escolas. Além disso, os custos dos imóveis também foram desconsiderados, pois algumas unidades funcionam em prédio próprio e outras são alugadas, de modo que sua mensuração e, conseqüentemente, consideração no estudo foram impossibilitadas. Em situação análoga, por não serem representativos, não se considerou os repasses do

⁴A partir da análise, apenas uma escola, com gasto mensal por aluno inferior a R\$ 50,00 foi retirada da amostra.

Fundo Nacional do Desenvolvimento da Educação, a exemplo do Programa Dinheiro Direto na Escola.

Para estimar as equações do segundo estágio, utilizou-se a regressão beta inflacionado. Segundo Cribari-Neto & Pereira (2013) e Rosano-Peña et al. (2012), a adaptação dos modelos DEA para esse tipo de regressão é o mais adequado, pois o intervalo de eficiência estimado pelo DEA encontra-se entre 0 e 1. O modelo de regressão beta foi proposto por Ferrari & Cribari-Neto (2004) e baseia-se na suposição que a variável dependente possui distribuição beta, ou seja, a variável dependente está no intervalo (0,1). Nesse caso, dizemos que y tem distribuição Beta com média μ e precisão ϕ (denotado por $y \sim \text{Beta}(\mu, \phi)$). Eles definiram uma parametrização diferente da usual para a obtenção de uma estrutura de regressão para a média da variável resposta, incluindo um parâmetro de precisão, que pode ser escrita da seguinte maneira:

$$f(y; \mu, \phi) = \frac{\Gamma(\phi)}{\Gamma(\mu\phi)\Gamma(\phi(1-\mu))} y^{\mu\phi-1} (1-y)^{(1-\mu)\phi-1}, \quad 0 < y < 1, \quad (1)$$

em que $0 < \mu < 1$, $\phi > 1$ e $\Gamma(\cdot)$ é uma função *gamma*. Nesse caso, o parâmetro de precisão é constante. Simas et al. (2010) estenderam esse modelo considerando uma estrutura de regressão para o parâmetro de precisão. Com isso, temos que o modelo de regressão beta com dispersão variável é definido sob a suposição que a média de y_t e o parâmetro de precisão satisfazem as seguintes relações:

$$g(\mu_t) = \sum_{i=1}^m x_{ti} \beta_i = \eta_t, \quad (2)$$

$$b(\phi_t) = \sum_{i=1}^q s_{ti} \lambda_i = \kappa_t, \quad (3)$$

em que $\beta = (\beta_1, \dots, \beta_k)^T$ e $\lambda = (\lambda_1, \dots, \lambda_k)^T$ são vetores de parâmetros de regressão desconhecidos, η_t e κ_t são preditores lineares e x_{t1}, \dots, x_{tk} e s_{t1}, \dots, s_{tk} são observações de covariáveis conhecidas.

Esse modelo faz parte da classe de modelos inflacionados em que a distribuição de probabilidade é uma mistura entre uma variável distribuída de forma contínua no intervalo (0,1) e uma distribuição degenerada concentrada em um dos limites desse intervalo (zero ou um), denotado por c . Se $c=0$ temos o modelo de regressão beta inflacionado no ponto zero. Se $c=1$ temos o modelo de regressão beta no ponto um.

Se y tem distribuição beta inflacionado, então sua função de densidade de probabilidade é dada por:

$$bi_c(y; \alpha, \mu, \phi) = \begin{cases} \alpha, & y = c, \\ (1-\alpha)f(y; \mu, \phi), & y \in (0, 1), \end{cases} \quad (4)$$

em que $0 < \alpha < 1$ é o parâmetro de mistura da distribuição dado por $\alpha = Pr(y = c)$, $0 < \mu < 1$, $\phi > 0$ e $f(y; \mu, \phi)$ é a função de densidade $\beta(\mu, \phi)$.

Logo, o modelo de regressão beta inflacionado com dispersão variável é definido, supondo que a média condicional de y_t , a massa de probabilidade em c e o parâmetro de precisão satisfaz as seguintes relações:

Tabela 1: Variáveis utilizadas na análise de eficiência

Variáveis utilizadas no primeiro estágio	
Input	Gasto médio por Aluno
Outputs	Média da escola em Ciências da Natureza e suas Tecnologias no ENEM
	Média da escola em Ciências Humanas e suas Tecnologias no ENEM
	Média da escola em Matemática e suas Tecnologias no ENEM
	Média da escola em Linguagens, Códigos e suas Tecnologias no ENEM
	Média da escola em Redação no ENEM
Variáveis utilizadas no segundo estágio (modelos de regressão)	
Urbano ou rural	Refere-se à localização da escola no perímetro urbano ou rural
Indicador de Nível Socioeconômico (INSE)	É uma variável categórica disponibilizada pelo INEP que denota o nível socioeconômico das escolas a partir da aplicação de questionários aplicados juntos aos alunos (foi incluída dummies para as categorias, sendo como referência a categoria de nível baixo)
Tempo integral	<i>Dummy</i> que capta se a escola oferta ensino em tempo integral
Escola Militar	<i>Dummy</i> que capta se a escola é gerida pela polícia militar
Percentual de docentes com nível superior	É a participação relativa do número de docentes com ensino superior no total de docentes de uma escola

Fonte: SEDUCE-GO e INEP. Elaboração dos autores.

O uso do índice é sugerido por Alves et al. (2014) como variável explicativa ou de controle em estudos educacionais, ou ainda no planejamento de estudos comparativos para a definição dos grupos de escolas. Além disso, a ausência de um indicador como este induz a comparação entre escolas com alunados muito diferentes, como se vê nos rankings de escolas.

Tabela 1: Variáveis utilizadas na análise de eficiência (continuação)

Categorias para complexidade de gestão da escola	É uma variável construída pelo INEP que agrega características como o porte da escola, número de turnos de funcionamento, complexidade das etapas ofertadas pela escola e número de etapas/modalidades oferecidas (foram incluídas dummies, sendo a categoria de referência o Grupo 2)
Índice de regularidade do corpo docente	É uma variável construída pelo INEP que capta a assiduidade e regularidade da presença do professor na escola nos últimos 5 anos
Alunos por turma	Número médio de alunos por turma em uma determinada escola
Média de horas por aula diária	Número médio de horas por aula em uma determinada escola por dia
Laboratório de informática	<i>Dummy</i> que capta se a escola possui laboratório de informática
Laboratório de ciências	<i>Dummy</i> que capta se a escola possui laboratório de ciências
Biblioteca	<i>Dummy</i> que capta se a escola possui biblioteca

Fonte: SEDUCE-GO e INEP. Elaboração dos autores.

O uso do índice é sugerido por Alves et al. (2014) como variável explicativa ou de controle em estudos educacionais, ou ainda no planejamento de estudos comparativos para a definição dos grupos de escolas. Além disso, a ausência de um indicador como este induz a comparação entre escolas com alunados muito diferentes, como se vê nos rankings de escolas.

$$h(\alpha_t) = \sum_{i=1}^M z_{ti} \gamma_i = \zeta_t, \quad (5)$$

$$g(\mu_t) = \sum_{i=1}^m x_{ti} \beta_i = \eta_t, \quad (6)$$

$$b(\phi_t) = \sum_{i=1}^q s_{ti} \lambda_i = \kappa_t, \quad (7)$$

em que $\gamma = (\gamma_1, \dots, \gamma_M)^T$, $\beta = (\beta_1, \dots, \beta_m)^T$ e $\lambda = (\lambda_1, \dots, \lambda_q)^T$ são vetores de parâmetros de regressão desconhecidos, $x_{t1}, \dots, x_{tm}, z_{t1}, \dots, z_{tM}$, e s_{t1}, \dots, s_{tq} são observações de covariáveis conhecidas. Nesse modelo de regressão, é possível utilizar diferentes tipos de funções de ligação, tais como *logit*, *probit*, *log-log* complementar, e *log-log* para μ e α e logarítmica ou raiz quadrada para ϕ . Nesse caso, μ_t é a média de y_t condicional em $y_t \in (0, 1)$.

As estimativas dos parâmetros nos dois modelos apresentados são obtidas por métodos numéricos de maximização da função de log-verossimilhança, usando algoritmo de otimização não linear (Algoritmo de Newton ou algoritmo quasi-Newton).

Os critérios de seleção adotados são baseados na função de Log-verossimilhança avaliada em seu ponto de máximo, acrescido de uma penalidade (referente ao número de parâmetros do modelo). Dessa forma, a adição ou remoção de covariáveis será baseada no critério de Akaike Generalizado (GAIC), em conjunto, com o procedimento *stepwise*. Esse método pode ser decomposto em três técnicas: *forward selection*, *backward elimination* e *stepwise regression*.

A primeira técnica consiste na adição sequencial de variáveis candidatas ao modelo. A segunda técnica se dá por meio de um modelo completo, contendo todas as variáveis explicativas candidatas, procedendo-se na eliminação (ou não) de parte dessas variáveis de maneira sequencial. A terceira técnica consiste em uma combinação das duas técnicas anteriores, assim, a cada adição de variáveis no modelo é realizado um procedimento para verificar se não há variáveis redundantes, mitigando assim a possibilidade da multicolinearidade entre os regressores. Dessa forma, o método *Stepwise* é considerado o melhor método para a seleção de variáveis explicativas (Facchin 2005).

3 Resultados

3.1 Análise Envoltória de Dados (DEA)

A análise de eficiência revelou que as escolas públicas de Goiás possuem uma eficiência média de 0,36, valor insatisfatório, já que o indicador de eficiência varia entre 0 e 1. Além disso, apenas 2,3% das escolas analisadas possuem máxima eficiência. Em termos municipais, Taquaral de Goiás é a localidade mais eficiente, uma vez que a escola presente no município apresentou eficiência máxima. Em seguida, os únicos municípios que apresentam eficiência superior a 0,70 foram Paraúna, Cidade Ocidental e Águas Lindas de Goiás. No outro extremo, como municípios menos eficientes, tem-se São Miguel do Passa Quatro, Pilar de Goiás e Guaraitá, todos com valores inferiores a 0,12. Esses resultados sugerem que o Estado de Goiás, em geral, não consegue alocar recursos educacionais de maneira eficiente, sendo considerável a diferença entre

as unidades de eficiências medianas e de maiores eficiências. A Figura 1 apresenta a distribuição da eficiência estimada para as escolas de Goiás. Visualiza-se uma grande concentração de escolas com valores muito baixos de eficiência (cerca de 0,30) e um pequeno grupo de escolas que se destoam das demais, com eficiências superiores a 0,80. Isso mostra que existe um pequeno grupo de unidades que são altamente eficientes, contrastando com a grande maioria que se concentra em baixos níveis de eficiência.

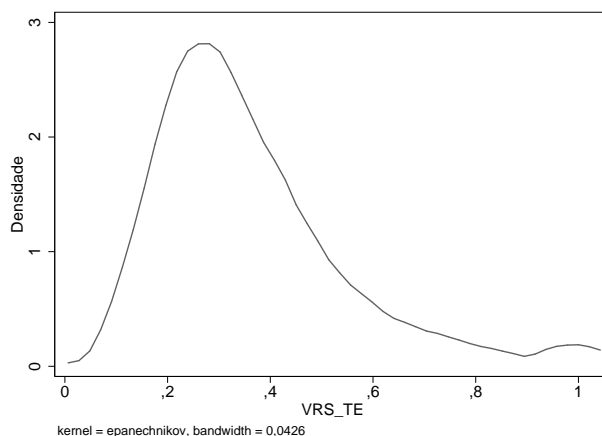


Figura 1: Densidade estimada da eficiência (VRS-TE) das escolas públicas de ensino médio de Goiás, 2014.

A Figura 2 apresenta a distribuição espacial da eficiência no Estado de Goiás. Percebe-se uma ausência de padrão espacial. Corroborando ainda esse aspecto, uma análise mais geral das 50 escolas mais e menos eficientes. Visualiza-se que, dentro do ranking das 50 escolas menos eficientes, há ausência de um padrão de dependência espacial entre os municípios, uma vez que apenas os municípios de Goiânia e Aragarças apresentaram mais de uma escola nesse ranking, com seis e duas escolas no total, respectivamente. Todavia, no outro extremo, há uma situação inversa, percebe-se que dentre as 50 escolas mais eficientes, 38 estão localizadas em apenas 11 dos 183 municípios analisados. Com destaque para Luziânia, Goiânia, Águas Lindas de Goiás e Anápolis, com respectivamente, oito, sete, cinco e quatro escolas dentre as 50 mais eficientes.

Uma vez que a DEA atribui toda a diferença existente entre a unidade eficiente e a unidade sob análise à ineficiência, investigar quais são os fatores que influenciam essas diferenças torna-se fundamental, dados os contextos diferentes em que as escolas atuam. Duas escolas podem apresentar a mesma gestão de recursos, gastando exatamente a mesma quantia por aluno, todavia uma delas pode estar inserida em um contexto de realidade social mais privilegiada que a outra. Nesse sentido, a escola em melhor contexto social possivelmente apresentará melhores resultados, mesmo que o esforço gerencial de ambas as administrações seja o mesmo. Com isso, faz-se necessário ponderar os resultados obtidos no DEA, já que nem toda diferença existente nos resultados obtidos por duas escolas pode ser atribuída à ineficiência (Junior et al. 2015, Boueri et al. 2015).

A Tabela 2 apresenta algumas estatísticas descritivas que destacam a diferença entre as escolas do primeiro e do último decil de acordo com a eficiência

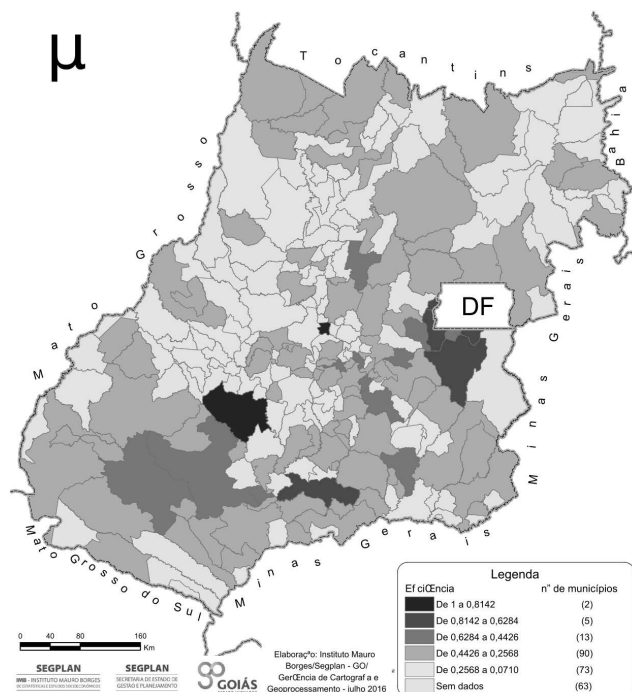


Figura 2: Mapa da eficiência das escolas públicas de ensino médio de Goiás, 2014.

estimada, de modo a se lançar luz sobre a grande diferença observada na distribuição de eficiência no Estado.

A despeito dos grupos serem semelhantes na quantidade de escolas, a diferença entre a eficiência média é elevada, com uma razão de 5,6 vezes entre eles. É interessante notar que o grupo mais eficiente apresenta uma nota 20% superior em redação e cerca de 5% maior nas demais áreas do conhecimento, com um custo médio por aluno 76% mais baixo. Esse resultado preliminar destaca a enorme diferença entre os recursos aplicados pelo Governo de Goiás na educação e os resultados obtidos em termos de qualidade.

Com relação à estrutura física das escolas, percebe-se que as unidades mais eficientes apresentam maior presença de laboratórios de ciências (54% contra 33%), menor presença de biblioteca (89% contra 94%) e presença levemente superior de laboratórios de informática (89% contra 86%). Sendo assim, diferenças de estrutura física não parecem, em um primeiro momento, explicar importantes diferenças nos gastos. Um resultado interessante diz respeito às variáveis de fluxo escolar, nas quais as escolas mais eficientes apresentam piores resultados, com taxas de aprovação inferiores e de abandono superiores. Apesar dos resultados inferiores nesses indicadores, os resultados obtidos em termos de qualidade (notas do ENEM) são superiores, conforme destacado anteriormente.

A diferença de eficiência existente entre escolas com estruturas administrativas claramente distintas é outro ponto de destaque, uma vez que o grupo de escolas mais eficientes é composto por cerca de um quarto de escolas militares. Tais unidades militares⁵ apresentaram eficiência média de 0,71, valor bem su-

⁵Neste estudo não foi considerada a contribuição comunitária voluntária que é realizada em

Tabela 2: Dados descritivos das escolas mais eficientes e menos eficientes

Variável	1º Decil	10º Decil
Nº de Escolas	36,0	35,0
Eficiência média (%)	14,0	79,0
Média Nota Ciências Naturais	463,0	479,0
Média Nota Ciências Humanas	515,0	536,0
Média Nota Matemática	436,0	460,0
Média Nota Redação	385,0	454,0
Média Nota Linguagem	478,0	503,0
Gasto por aluno por mês (R\$)	908,0	214,0
Laboratório de Ciências (%)	33,0	54,0
Biblioteca (%)	94,0	89,0
Urbano (%)	100,0	100,0
Laboratório de Informática(%)	86,0	89,0
Taxa de aprovação (%)	91,7	84,0
Taxa de reprovação (%)	5,3	11,5
Taxa de abandono (%)	3,0	4,5
Taxa de participação ENEM (%)	70,3	69,1
Docentes com Ensino Superior (%)	94,0	88,0
Colégio Militar (%)	0,0	25,7
Tempo Integral (%)	36,1	2,9
INSE	46,8	50,4
Alunos por turma	19,0	35,0
Média de horas aula	6,0	4,9

Fonte: SEDUCE-GO e INEP. Elaboração dos autores.

perior à média geral. Além disso, das oito escolas de máxima eficiência, quatro são militares. Ou seja, as escolas militares, além de muito eficazes⁶, são altamente eficientes, pois, para produzirem resultados satisfatórios, alocam de maneira mais eficiente seus fatores produtivos. Entretanto, faz-se necessário destacar que as escolas militares podem acarretar em vieses nos resultados obtidos, uma vez que nessas instituições existem processos seletivos para a entrada de alunos, o que muito provavelmente influenciam os resultados obtidos por elas em termos de nota. Os resultados dos indicadores socioeconômicos reforçam a possível diferença de composição entre os grupos, uma vez que as escolas mais eficientes trabalham com um público de realidade social mais favorecida (com um indicador de 50,4 contra 46,8).

No que diz respeito à localização rural ou urbana, um importante resultado é observado, em que consiste na ausência de escola rural dentre as de menor eficiência. Geralmente, atribui-se baixa eficácia às escolas rurais⁷, ou seja, que estas não possuem resultados satisfatórios em termos de desempenho em exames de proficiência educacional. Todavia, ao analisarmos esse desempenho condicionado aos seus recursos, vemos que é factível escolas rurais não terem os piores de níveis eficiência.

Finalmente, as variáveis mais associadas aos custos destacam melhores resultados para as escolas mais eficientes: elas apresentam apenas 3% de escolas

12 cotas mensais as quais são destinadas a prover despesas gerais, uma vez que esta não era oficialmente reconhecida como um custo pela SEDUCE-GO, portanto, não foi considerado na análise de eficiência.

⁶O desempenho (eficácia) das escolas militares foi superior ao das demais em todas as grandes áreas do ENEM, conforme Tabela A.1.

⁷Verificou-se que a eficácia das escolas rurais foi inferior a das urbanas em todas as grandes áreas do ENEM, conforme Tabela A.2.

com a oferta de ensino integral (36% para as menos eficientes), 35 alunos por turma (19 para as menos eficientes), um número inferior de horas aula (4,9 contra 6) e menor número de professores com ensino superior (88% contra 94%). Como o custo associado à manutenção de ensino integral é maior, existem ganhos de escala ao se alocar mais alunos por turma e professores com titulação mais baixa e que lecionam menos horas significam menores custos de mão de obra, tais resultados corroboram as estimativas de eficiência verificadas para o último decil. Após essa análise inicial da eficiência, o segundo estágio da análise conduz uma regressão beta inflacionado, de modo a se analisar mais especificamente quais são os fatores que podem explicar as diferentes eficiências observadas entre as escolas.

3.2 Modelos de Regressão

O segundo estágio busca identificar os determinantes da eficiência, isto é, quais variáveis ambientais, que fogem ao controle dos gestores públicos no curto prazo⁸, influenciam nos escores de eficiência. Nesse sentido, foram consideradas as variáveis apresentadas na Tabela 1, de modo que o escore de eficiência foi utilizado como variável dependente e as demais como independentes em diversas regressões testadas.

Como justificado na seção anterior, dentre os modelos estimados, o beta inflacionado se apresentou como o mais robusto em comparação às estimações de mínimos quadrados e tobit. Além de a variável dependente ser truncada (situar-se entre 0 e 1), os critérios de informação (BIC e AIC) e a análise residual, sugeriram o uso do modelo beta como o mais adequado (Hall 2000, Heller et al. 2006).

Nesse âmbito, salienta-se que a supracitada Figura 1, mostrou que a distribuição da densidade estimada dos *scores* de eficiência não possui distribuição normal, sendo levemente assimétrica à direita. Isso, em algum grau violaria os pressupostos de normalidade na distribuição da variável resposta do modelo *tobit* e dos mínimos quadrados ordinários. Além disso, ao se utilizar o modelo beta inflacionado é possível, por meio do modelo de máxima eficiência (massa de probabilidade igual a 1), estabelecer quais variáveis são responsáveis por gerar máxima eficiência. Assim, é possível identificar características diretamente associadas a um melhor desempenho, que, portanto, podem servir como *benchmarking*, ou seja, como boas práticas para as demais escolas (Hoff 2007, Kieschnick & McCullough 2003).

Assim, visualiza-se na Tabela 3, no primeiro modelo, μ , que as variáveis relacionadas ao nível socioeconômico das escolas, denotadas pelas variáveis INSE, tendem a aumentar a eficiência média das escolas, com retornos crescentes à medida que se eleva o nível socioeconômico captado pelas diferentes variáveis (níveis) de INSE. Resultados similares são encontrados em vários estudos que versam sobre o desempenho, como Chechia & Andrade (2005), Fernandes & Gremaud (2009), Couri (2010), Raposo et al. (2011), entre outros.

A Tabela 3 mostra que as escolas com ensino em tempo integral, e com maior média de hora aula, tendem a ser mais ineficientes. Esse resultado sugere que a superutilização da estrutura físico-pedagógica para prover educa-

⁸As variáveis referentes à infraestrutura escolar, a exemplo da biblioteca ou laboratórios, podem ser controladas pelos gestores escolares no médio/longo prazo. Entretanto, os gestores não possuem a capacidade de adquirir esses fatores imediatamente, considerando, portanto, como dados.

ção em tempo integral, que se traduz na necessidade do número de docentes, ampliação da infraestrutura escolar, como salas de aula, quadras, laboratórios, não tem sido capaz de gerar incrementos substanciais na proficiência dos estudantes no ENEM *vis-à-vis* o aumento dos custos das escolas para implementarem tais ações.

Além disso, três variáveis que, à primeira vista, deveriam contribuir para uma maior eficiência das escolas são as relativas à complexidade das escolas, ao número de docentes com ensino superior e a sua regularidade. Todavia, seus coeficientes negativos revelam uma tendência oposta. Sendo assim, a mera disponibilização de docentes com nível educacional elevado em ambientes com boa complexidade, em termos de infraestrutura, sem projetos pedagógicos adequados, não tem sido capaz de promover resultados satisfatórios do ponto de vista da eficiência.

Ainda nessa discussão, o coeficiente negativo da variável da regularidade do docente, torna-se compreensível em um cenário em que os projetos educativos e pedagógicos não são bem traçados e implementados, fazendo com que a assiduidade do docente em sala de aula, por vezes, não gere uma elevação substancial da proficiência dos estudantes capaz de compensar o aumento dos custos gerados pelos mesmos.

O modelo de máxima eficiência, α , fornece importante resultado, pois apresenta as características imprescindíveis que as escolas devem perseguir para obterem máxima eficiência. Por meio desse modelo, foi possível obter uma espécie de *benchmarking* das escolas de máxima eficiência.

Visualiza-se assim que a variável relacionada ao maior nível socioeconômico da escola é a que produz maiores incrementos na direção da máxima eficiência. É importante lembrar que essa variável contempla dimensões relacionadas ao nível socioeconômico da família, por meio de bens, renda, escolaridade dos pais, entre outras.

Assim, embora essa variável não seja de controle por parte das escolas, ela revela uma lacuna em que o poder público pode atuar, tentando criar políticas educacionais capazes de minimizar a perda de eficiência das escolas com baixo nível socioeconômico.

Para gerar eficiência máxima a variável complexidade da escola se mostrou indispensável. É importante compreender que essa variável contempla diversos indicadores como o número de matrículas, turnos em que a escola opera, quantas modalidades de ensino são ofertadas, dentre outras. Os níveis dois e três dentro de uma escala máxima, que vai até seis, denotam que as escolas de complexidade mais baixa e intermediária são as que devem ser perseguidas pelas escolas. Dessa forma, esse resultado sugere que as escolas devem se concentrar em um determinado segmento de ensino, não terem muitos alunos e não operarem em diversos turnos, para obterem maior eficiência. Portanto, os ganhos de escala com maior infraestrutura são mitigados pela perda de especialização na oferta escolar. Possivelmente, a mescla de alunos de diferentes faixas etárias e etapas de ensino, afetam o desempenho na prova do ENEM.

Ainda em relação ao modelo de máxima eficiência, α , é característica das escolas de máxima eficiência turmas numerosas, resultado similar aos encontrados em estudos relacionados à eficácia (Camargo 2012, Leon & Menezes-Filho 2002, Fraiman 1997). Isso sugere que, em termos de eficiência, as turmas numerosas podem representar uma importante diminuição de custo das escolas sem afetar demasiadamente a eficácia da proficiência dos estudantes no ENEM.

Tabela 3: Estimativas dos parâmetros do modelo beta inflacionado

Modelo para média (μ)			
Variáveis	Estimativa	Erro-padrão	<i>p</i> – valor
Intercepto	-0,959	0,226	0,000
INSE alto	1,226	0,673	0,069
INSE médio alto	0,342	0,055	0,000
INSE médio	0,306	0,040	0,000
INSE médio baixo	0,242	0,064	0,000
Tempo Integral	-0,487	0,073	0,000
Escola Militar	0,490	0,195	0,012
Docente com ensino superior	-0,005	0,001	0,000
Complexidade de gestão da escola 3	-0,297	0,083	0,000
Regularidade do docente	-0,209	0,048	0,000
Alunos por turma	0,059	0,003	0,000
Média hora aula	-0,088	0,019	0,000
Modelo de precisão (ϕ)			
Variáveis	Estimativa	Erro-padrão	<i>p</i> – valor
Intercepto	20,944	0,848	0,000
INSE alto	-18,912	0,891	0,000
INSE médio alto	-17,593	0,197	0,000
INSE médio	-17,479	0,123	0,000
INSE médio baixo	-17,299	0,221	0,000
Tempo Integral	1,208	0,376	0,001
Escola Militar	-0,588	0,426	0,168
Complexidade de gestão da escola 2	-2,598	0,987	0,009
Complexidade de gestão da escola 3	-0,825	0,344	0,017
Complexidade de gestão da escola 4	-0,406	0,245	0,098
Alunos por turma	-0,075	0,006	0,000
Média hora aula	0,394	0,180	0,029
Laboratório de ciências	0,409	0,157	0,010
Modelo de máxima eficiência (α , massa de probabilidade igual a 1)			
Variáveis	Estimativa	Erro-padrão	<i>p</i> – valor
Intercepto	-12,990	3,629	0,000
INSE alto	5,185	1,269	0,000
Complexidade de gestão da escola 2	4,269	1,670	0,011
Complexidade de gestão da escola 3	3,307	1,505	0,029
Alunos por turma	0,246	0,098	0,013
Critérios de Seleção dos modelos			
AIC: -618,148		BIC: -501,900	

Fonte: INEP e SEDUCE-GO. Elaboração dos autores.

Por fim, o modelo de precisão, ϕ , está relacionado com a qualidade do ajuste dos regressores e sugere que as estimativas mais precisas na variável dependente (eficiência obtida no primeiro estágio) são obtidas principalmente nas escolas com maior número de alunos por turma.

4 Resultados

Esse estudo constituiu um esforço inédito de avaliar a eficiência das escolas públicas de ensino médio no maior nível de desagregação disponível e com a variável custo-aluno. Os estudos anteriores, referentes à eficiência educacional (Raposo et al. 2011, Carvalho & Sousa 2014), utilizaram como insumos variáveis indiretamente relacionadas ao custo. Assim, as escolas foram tratadas como unidades individuais e a eficiência foi avaliada diretamente por meio dos recursos financeiros.

Em certa medida, algumas análises do estudo têm sua validade externa comprometida, pois os custos dos fatores, principalmente da mão de obra, podem variar de acordo com as UF's. Outra limitação da pesquisa é em relação ao viés de seleção sobre as escolas voltadas exclusivamente para o ensino médio. Uma vez que a prova não é obrigatória, os resultados de cada escola podem ser influenciados pelo nível de esforço e interesse dos seus alunos. Desse modo, os gestores daquelas escolas que possuem outras etapas de ensino, a exemplo do ensino fundamental, não focam as atividades escolares na realização da prova do ENEM. Contudo, como a comparação se deu apenas entre escolas que fazem a prova, esse viés é amenizado. Por fim, como Andrade (2011) ressalta, é possível que escolas que apresentam os melhores resultados no exame sejam aquelas que recebem os melhores alunos e não aquelas que mais podem colaborar para o desempenho deles.

De modo geral, os valores das eficiências encontrados foram baixos, a eficiência média das escolas analisadas foi de 0,36. A ausência de dependência espacial na eficiência das escolas corroborou em grande parte a justificativa deste estudo, de que o sucesso das escolas tidas como mais eficientes é reflexo de ações individuais dos gestores públicos e não de diretrizes gerais.

Os resultados relativos às variáveis de localização das escolas (urbana ou rural) e das escolas militares elucidaram a noção de eficiência que é obtida na Análise Envoltória de Dados (DEA). Percebe-se que os resultados em termos de desempenho (eficácia) em proficiência no ENEM, que tendem a ser piores nas escolas localizadas na zona rural e melhores para escolas militares, não podem ser confundidos com a noção de eficiência. Portanto, a noção de eficiência adotada neste estudo está associada à utilização de maneira ótima dos insumos restrito a uma determinada estrutura de gastos.

De modo geral, os modelos de regressão sugerem a necessidade de implementação de novos projetos educativo-pedagógicos. Foi mostrado que a presença de professores com maior educação formal e com assiduidade não tem sido capaz de promover efeitos satisfatórios no aumento da proficiência dos estudantes de Goiás no ENEM *vis-à-vis* ao seu custo. E que escolas em tempo integral e com carga horária elevada nos moldes atuais não se mostraram eficientes.

Por fim, outra contribuição deste estudo foi obtida a partir do modelo beta inflacionado, de máxima eficiência. Os modelos de regressão mostraram que as políticas públicas educacionais podem ser balizadas na direção de escolas

com ênfase exclusiva em poucos tipos de modalidade de ensino, com número de estudantes por escola não muito numerosos, isto é, escolas com ofertas mais especializadas. Destaca-se, ainda, a importância do nível socioeconômico dos alunos para a eficiência escolar, indicando que políticas públicas transversais, com foco nas famílias, têm grande potencial de melhoria na utilização dos recursos públicos educacionais.

Conclui-se que a análise de eficiência da educação em seu nível mais desagregado suscitou uma discussão pouco presente nas políticas educacionais, que é a transmissão de uma política idealizada e a sua materialização em termos de resultados. Por vezes, o gestor público, a seu bel-prazer ou no intuito de atender as reivindicações públicas, aumenta o número de docentes de uma escola, amplia a estrutura física da escola, por meio da criação de laboratórios, ampliação de modalidades educacionais, entre outros. Mas nem sempre tais ações se materializam no aumento da proficiência dos estudantes, o que pode não justificar determinadas implementações.

5 Agradecimentos

Os autores agradecem o apoio de suas respectivas instituições e da Secretaria de Estado de Educação, Cultura e Esporte do Estado de Goiás (SEDUCE-GO), pela cessão dos dados.

Referências Bibliográficas

- Alves, M. T. G., Soares, J. F. & Xavier, F. P. (2014), 'Índice socioeconômico das escolas de educação básica brasileiras', *Ensaio: Avaliação e Políticas Públicas em Educação* 22(84), 671–703.
- Andrade, E. d. C. (2011), 'Rankings em educação: tipos, problemas, informações e mudanças', *Estudos Econômicos (São Paulo)* 41(2), 323–343.
- Banker, R. D., Charnes, A. & Cooper, W. W. (1984), 'Some models for estimating technical and scale inefficiencies in data envelopment analysis', *Management science* 30(9), 1078–1092.
- Barros, A. R. et al. (2011), Desigualdades regionais no Brasil: natureza, causas, origens e soluções, Technical report.
- Benegas, M. et al. (2012), 'O uso do modelo network dea para avaliação da eficiência técnica do gasto público em ensino básico no Brasil', *Economia* 13(3a).
- Boueri, R., Rocha, F. & Rodopoulos, F. (2015), 'Avaliação da qualidade do gasto público e mensuração da eficiência', *Rogério Boueri, Fabiana Rocha, Fabiana Rodopoulos (Organizadores)-Brasília: Secretaria do Tesouro Nacional*.
- Camargo, J. (2012), 'O efeito do tamanho da turma sobre o desempenho escolar: uma avaliação do impacto da "enturmação" no ensino fundamental do Rio Grande do Sul'.
- Carvalho, L. D. B. d. & Sousa, M. d. C. S. d. (2014), 'Eficiência das escolas públicas urbanas das regiões nordeste e sudeste do Brasil: uma abordagem em três estágios', *Estudos Econômicos (São Paulo)* 44(4), 649–684.

- Charnes, A., Cooper, W. W. & Rhodes, E. (1979), 'Measuring the efficiency of decision-making units', *European journal of operational research* 3(4), 339.
- Chechia, V. A. & Andrade, A. d. S. (2005), 'O desempenho escolar dos filhos na percepção de pais de alunos com sucesso e insucesso escolar', *Estudos de Psicologia* 10(3), 431–440.
- Couri, C. (2010), 'Nível socioeconômico e cor/raça em pesquisas sobre efeito-escola', *Estudos em Avaliação Educacional, São Paulo* 21(47), 449–472.
- Cribari-Neto, F. & Pereira, T. L. (2013), 'Avaliação da eficiência de administrações municipais no estado de São Paulo: Uma nova abordagem via modelos de regressão beta', *Rev. Bras. Biom* 31(2), 270–294.
- Facchin, S. (2005), 'Técnicas de análise multivariável aplicadas ao desenvolvimento de analisadores virtuais'.
- Faria, F. P., Jannuzzi, P. d. M., Silva, S. J. d. et al. (2008), 'Eficiência dos gastos municipais em saúde e educação: uma investigação através da análise envoltória no estado do Rio de Janeiro', *Revista de administração pública* .
- Farrell, M. J. (1957), 'The measurement of productive efficiency', *Journal of the Royal Statistical Society. Series A (General)* 120(3), 253–290.
- Fernandes, R. & Gremaud, A. P. (2009), 'Qualidade da educação: avaliação, indicadores e metas', *Educação básica no Brasil: construindo o país do futuro. Rio de Janeiro: Elsevier* 1, 213–238.
- Ferrari, S. & Cribari-Neto, F. (2004), 'Beta regression for modelling rates and proportions', *Journal of Applied Statistics* 31(7), 799–815.
- Fraiman, L. P. (1997), 'A importância da participação dos pais na educação escolar dissertação (mestrado)'.
- Gonçalves, F. d. O. & França, M. T. A. (2013), 'Eficiência na provisão de educação pública municipal: uma análise em três estágios dos municípios brasileiros', *Estudos Econômicos (São Paulo)* 43(2), 271–299.
- Hall, D. B. (2000), 'Zero-inflated poisson and binomial regression with random effects: a case study', *Biometrics* 56(4), 1030–1039.
- Heller, G., Stasinopoulos, M., Rigby, B. et al. (2006), 'The zero-adjusted inverse gaussian distribution as a model for insurance claims', in 'Proceedings of the 21th International Workshop on Statistical Modelling', Vol. 226233.
- Hoff, A. (2007), 'Second stage DEA: Comparison of approaches for modelling the DEA score', *European Journal of Operational Research* 181(1), 425–435.
- IBGE (2011), *Sinopse do Censo Demográfico 2010*, Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística - IBGE, Rio de Janeiro.
URL: <http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/populacao/censo2010/sinopse.pdf>
- Júnior, A. P. S. & Novi, J. C. (2014), 'Proposta metodológica: avaliação externa e desempenho dos alunos', *Revista Brasileira de Política e Administração da Educação-Periódico científico editado pela ANPAE* 30(3).

Junior, A. P. S., Novi, J. C., Ferreira, J., de Oliveira, M. M. B. & Miranda, P. S. (2015), 'Eficiência na gestão escolar: em busca das melhores práticas em escolas municipais brasileiras do ensino fundamental', *Revista Meta: Avaliação* 7(19), 85–122.

Kieschnick, R. & McCullough, B. D. (2003), 'Regression analysis of variates observed on (0, 1): percentages, proportions and fractions', *Statistical modelling* 3(3), 193–213.

Leon, F. L. L. d. & Menezes-Filho, N. A. (2002), 'Reprovação, avanço e evasão escolar no brasil'.

Liu, J. S., Lu, L. Y., Lu, W.-M. & Lin, B. J. (2013), 'A survey of dea applications', *Omega* 41(5), 893–902.

Oliveira, G. R. (2016), 'Três ensaios sobre avaliação de políticas públicas para o estado de goiás'.

Raposo, I. P., Soares, S., Maia, A. & Menezes, T. A. (2011), 'Public school efficiency using data envelopment analysis: an empirical application for the northeast of brazil', *Anais do 39 Encontro Nacional de Economia (ANPEC)* .

Rosano-Peña, C., Albuquerque, P. H. M. & Marcio, C. J. (2012), 'A eficiência dos gastos públicos em educação: evidências georreferenciadas nos municípios goianos', *Economia Aplicada* 16(3), 421–443.

Salgado Junior, A. P. & Novi, J. C. (2015), 'Práticas de gestão e destinação dos recursos financeiros em secretarias municipais da educação e escolas públicas municipais de ensino fundamental: um estudo multicaso', *Desenvolvimento em Questão* 14(33), 330–362.

Simas, A. B., Barreto-Souza, W. & Rocha, A. V. (2010), 'Improved estimators for a general class of beta regression models', *Computational Statistics & Data Analysis* 54(2), 348–366.

Zoghbi, A. C. P., Matos, E. H. C. d., Rocha, F. F. & Arvate, P. R. (2009), 'Mensurando o desempenho e a eficiência dos gastos estaduais em educação fundamental e média', *Estudos Econômicos (São Paulo)* 39(4), 785–809.

Apêndice A

Tabela A.1: Média das notas do ENEM por área de conhecimento e tipo de escola

Tipo de escola	Ciências da Natureza e suas Tecnologias	Ciências Humanas e suas Tecnologias	Matemática e suas Tecnologias	Redação	Linguagens, Códigos e suas Tecnologias
Integral	479,67	536,02	455,74	446,38	500,21
Militar	492,90	547,31	476,02	489,73	515,48
Normal	462,51	517,23	439,27	407,86	484,03
Total	465,43	520,30	442,39	414,99	486,90

Fonte: Inep. Elaboração dos autores.

Tabela A.2: Média das notas do ENEM por área de conhecimento e localização da escola

Tipo de escola	Ciências da Natureza e suas Tecnologias	Ciências Humanas e suas Tecnologias	Matemática e suas Tecnologias	Redação	Linguagens, Códigos e suas Tecnologias
Rural	458,84	499,59	434,02	354,58	469,45
Urbana	465,54	520,65	442,53	416,02	487,20
Total	465,43	520,30	442,39	414,99	486,90

Fonte: Inep. Elaboração dos autores.

TRANSFERÊNCIAS CONDICIONAIS DE RENDA E NUTRIÇÃO: EFEITOS DO BOLSA FAMÍLIA NAS ÁREAS RURAIS E URBANAS DO BRASIL

VALDEMAR RODRIGUES DE PINHO NETO*
CECILIA MACHADO BERRIEL †

Resumo

Este trabalho investiga o efeito do Programa *Bolsa Família* (PBF) sobre o estado nutricional das crianças e adolescentes beneficiadas. Para tanto, foram utilizados os dados da Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF-2008/2009), conjuntamente com o método *Propensity Score Matching*. A caracterização nutricional foi realizada com base em recentes recomendações da Organização Mundial da Saúde. A amostra estudada inclui crianças e adolescentes menores de 19 anos de idade, permitindo-se efeitos heterogêneos do programa entre as áreas urbanas e rurais do país. Os resultados indicam que o PBF melhorou os indicadores nutricionais daqueles que pertenciam ao grupo de tratamento. Além da transferência de renda, acredita-se que as condicionalidades nas áreas da saúde e educação possam explicar parte desse resultado.

Palavras-chave: Programa Bolsa Família; Nutrição; Saúde.

Abstract

This paper investigates the effect of the *Bolsa Família* Program (PBF) on the nutritional status of children and adolescents beneficiaries. We used data from the Consumer Expenditure Survey (POF-2008/2009) and the method *Propensity Score Matching*. The nutritional classification was based on recent recommendations of the World Health Organization. The sample includes children and adolescents under 19 years old and we studied heterogeneous effects of the program in rural and urban areas. The results indicated that the PBF improved the nutritional status of those in the treatment group. The conditionalities on health and education may partially explain these results.

Keywords: Programa Bolsa Família; Nutrition; Health.

JEL classification: I15, I32, I38

DOI: <http://dx.doi.org/10.11606/1413-8050/ea139199>

* Aluno de Doutorado da Fundação Getúlio Vargas, EPGE - FGV/RJ. Praia de Botafogo, 190 - Botafogo, Rio de Janeiro - RJ, 22250-040. E-mail: valdemar.pinhoneto@gmail.com

† Professora Assistente da Fundação Getúlio Vargas, EPGE - FGV/RJ. Praia de Botafogo, 190 - Botafogo, Rio de Janeiro - RJ, 22250-040. E-mail: machadoc@gmail.com

1 Introdução

A pobreza reflete-se na exclusão de grande parcela de pessoas do acesso a condições mínimas de dignidade e cidadania. No Brasil, as intervenções governamentais que buscam reverter esse quadro se deparam com uma herança histórica de desigualdade social, econômica e de oportunidades. Na última década, o governo tem se aproximado cada vez mais da população pobre e a iniciativa que melhor retrata esse fato é o Programa Bolsa Família-PBF, criado em 2003.¹ Mais do que apenas uma transferência direta de renda, o programa busca promover o acesso aos serviços públicos de saúde, educação e proteção social.

Um dos principais argumentos favoráveis às políticas de transferência de renda diz respeito à má alimentação e à fome, bem como às consequências delas decorrentes. A má nutrição da população pode levar a diversos prejuízos sociais e econômicos, que são potencializados se combinada com serviços públicos de saúde de difícil acesso e baixa qualidade. Além de ter impactos diretos sobre a qualidade de vida e bem-estar dos indivíduos, o estado nutricional repercute também na dimensão econômica, ao afetar a capacidade produtiva individual via acumulação e qualidade do capital humano. Nesse aspecto, os programas de transferências condicionais de renda, como o Bolsa Família, apresentam-se como potenciais instrumentos de promoção da segurança alimentar e nutricional dos indivíduos pobres.

Embora as políticas de transferências condicionais de renda possam atuar positivamente sobre os indicadores nutricionais, não é tão certo que isso ocorra, uma vez que os recursos recebidos pelas famílias podem ser direcionados para qualquer fim, inclusive despesas não alimentares e consumo de alimentos menos saudáveis. Por outro lado, as condicionalidades exigidas na área da saúde e educação também podem contribuir de diversas formas para que haja mudanças no estado nutricional da população beneficiada. Dito isto, o objetivo central deste trabalho é investigar se as políticas de transferências condicionais de renda, como o PBF, são capazes de afetar significativamente o estado nutricional de seus beneficiários e, caso positivo, em qual direção.

Para cumprir com esse objetivo, avaliou-se o impacto do PBF sobre os indicadores nutricionais das crianças e adolescentes beneficiadas pelo programa, divididas em três grupos etários: menores de cinco anos, 5-10 anos de idade e 10-19 anos. Foram considerados quatro indicadores nutricionais, seguindo recentes recomendações da Organização Mundial da Saúde-OMS (OMS 2006, Onis et al. 2007) e calculados com base em três medidas antropométricas: Estatura, Peso e Idade.² Para a obtenção dos resultados foram utilizados os microdados da Pesquisa de Orçamentos Familiares-POF (2008/2009) conjuntamente com o método *Propensity Score Matching-PSM*.

Na literatura internacional, os efeitos dos programas de transferência condicional de renda sobre o estado nutricional de crianças e adolescentes vem sendo tema central de vários estudos. No México, por exemplo, Behrman & Hodinott (2005) mostram que o *Programa de Educación, Salud, y Alimentación-PROGRESA* apresentou impacto significativo na altura das crianças na faixa

¹Embora tenha sido efetivamente criado em 2003, o PBF foi consolidado a partir da unificação de outros programas já existentes, tais como: Bolsa Escola, Cartão Alimentação, Auxílio-Gás e Bolsa Alimentação.

²Os detalhes acerca da mensuração do estado nutricional encontram-se descritos na seção metodológica.

etária de 12 a 36 meses. Para a Colômbia, Attanasio et al. (2005) e Attanasio & Mesnard (2006) concluem que o programa de transferência condicional de renda *Familias en Acción-FA* mostrou efeitos positivos na altura e peso das crianças menores de 2 anos.³ Nos últimos anos, essa modalidade de intervenção governamental foi amplamente difundida entre os países da América Latina, tais como o *Programa de Asignación Familiar-PRAF* em Honduras e o *Red de Protección Social-RPS* na Nicarágua e, desde então, tem sido alvo de várias pesquisas em economia social.

Este trabalho contribui com a literatura avaliando os efeitos do Bolsa Família, o maior programa de transferência condicional de renda do mundo, sobre o estado nutricional da população beneficiada. Alguns trabalhos nacionais já investigaram sobre os efeitos do PBF nas mais diversas dimensões em que o mesmo possa atuar. No entanto, quando se considera as questões relacionadas a nutrição da população se percebe ainda uma considerável carência de pesquisas. A obtenção de novos resultados, além de enriquecer o debate a respeito dos impactos dos programas de transferência condicional de renda, pode subsidiar a adoção de políticas mais efetivas no combate a pobreza.⁴

Outra contribuição desse estudo está na obtenção de efeitos diferenciados do PBF entre áreas urbanas e rurais do Brasil, que tem sido pouco explorado em estudos desse tipo. Essa distinção é importante na medida em que as estruturas de oferta de bens e serviços, públicos e privados, são consideravelmente distintas entre essas áreas.⁵ Além disso, busca-se verificar efeitos do programa em vários *cut-offs* de nutrição inadequada, o que permitirá distinguir os efeitos do PBF na condição de subnutrição e sobrenutrição dos indivíduos. Essas distinções (rural/urbano e subnutrição/sobrenutrição) permitem avançar na identificação dos possíveis mecanismos pelos quais o PBF pode atuar.

De modo geral, os resultados indicam que o PBF melhorou o estado nutricional da população beneficiada: (i) Para as crianças menores de cinco anos, reduziu os riscos de sobrenutrição nas áreas urbanas e de subnutrição nas áreas rurais, (ii) Para as crianças de 5 a 10 anos, residentes em áreas urbanas, o programa contribuiu para a redução das ocorrências de baixa estatura e de sobrepeso e reduziu a incidência de magreza, tanto na área rural quanto urbana e (iii) Para os adolescentes (de 10 a 19 anos), os beneficiados apresentaram menos ocorrências de sobrepeso, principalmente no meio rural. Além da própria expansão na restrição orçamentária, as condicionalidades nas áreas da saúde e educação podem agir como mecanismos capazes de explicar parte desses resultados.⁶

³No caso do *Progresá* os autores atribuíram o efeito aos suplementos nutricionais distribuídos pelo programa, e não à transferência monetária em si. Já no caso colombiano, como não houve distribuição de suplemento nutricional, os autores atribuíram o resultado ao acompanhamento nutricional recebido pelas famílias, que fazia parte das condicionalidades exigidas pelo programa naquele país.

⁴A obtenção desses novos resultados, é importante também porque o PBF tem passado por várias expansões em praticamente todos os municípios brasileiros, principalmente ao longo de 2005 e 2006. Além disso, frequentemente ocorrem ajustes no programa como, por exemplo, a inclusão de jovens de 16 e 17 anos no público alvo após 2008.

⁵Se, por um lado, no meio rural as pessoas podem mais facilmente driblar a fome gerada pela insuficiência de renda com produção doméstica, nos centros urbanos é possível obter maior variedade de alimentos. Além disso, nas áreas rurais a oferta de alimentos pode não atender a todas as necessidades da demanda. Logo, as restrições específicas em cada localidade podem levar a feitos heterogêneos do programa.

⁶Embora não consigamos identificar e separar cada um dos mecanismos, acredita-se que as condicionalidades possam fomentar uma reeducação alimentar e nutricional dos beneficiados

Este trabalho está dividido em mais cinco seções, além desta. Na Seção 2 faz-se uma breve descrição do PBF. Na Seção 3 apresenta-se uma revisão da literatura recente que abordou esse tema, bem como temas correlatos. A Seção 4 traz uma descrição detalhada da base de dados e da metodologia que foram empregadas para obtenção dos resultados. As Seções 5 e 6 apresentam uma discussão dos resultados encontrados e algumas considerações finais, respectivamente. Por fim, o Apêndice apresenta os critérios de enquadramento nutricional sugeridos pela OMS (2006) e Onis et al. (2007) e as estatísticas descritivas das variáveis utilizadas no trabalho.

2 Transferência Condicionada de Renda: O Bolsa Família

Os programas de transferências condicionais de renda são estratégias de proteção social que visam a promoção do desenvolvimento econômico, social e humanitário. Nos últimos anos, tais programas têm sido o instrumento mais amplamente utilizado pelos países em desenvolvimento no combate a pobreza e o Brasil possui o maior deles, tanto em montante gasto quanto em total de beneficiados.⁷ O PBF possui dois principais eixos de atuação: (a) os *Benefícios* em forma de transferência direta de renda, visando promover o alívio imediato da pobreza e (b) as *Condicionalidades*, que reforçam o acesso aos direitos sociais básicos nas áreas de educação e saúde.⁸ Segue uma descrição mais detalhada dos benefícios e condicionalidades do PBF, referentes ao ano de 2009.⁹

2.1 Benefícios

Os benefícios do PBF são destinados aos indivíduos pobres e extremamente pobres e o valor recebido depende do perfil da família registrado no Cadastro Único.¹⁰ Existem dois tipos de benefícios: Básico e Variável. O Benefício Básico de R\$ 68 é concedido apenas às famílias extremamente pobres, independente de suas demais características. O Benefício Variável é subdividido em diversas modalidades e depende de características familiares, como: presença de crianças de 0 a 15 anos (R\$ 22) e de adolescentes entre 16 e 17 anos (R\$ 33).

pelo programa.

⁷O PBF custa aproximadamente 0,4% do PIB e integra o Plano Brasil Sem Miséria, que tem como principal foco de atuação os 16 milhões de brasileiros com renda familiar *per capita* inferior a R\$ 70 mensais.

⁸Outros programas de transferência condicional de renda seguem uma estratégia igual ou parecida com essa, isto é, premiam financeiramente as decisões socialmente ótimas. Para uma boa descrição resumida de outras experiências desse tipo na América Latina o leitor pode consultar Hoddinott e Bassett (2008).

⁹Os valores dos benefícios podem sofrer reajustes, como a base de dados utilizada nesta pesquisa, POE, corresponde ao ano de 2009, optou-se por descrever os benefícios e condicionalidades do PBF vigentes no mesmo ano. Para um bom resumo da evolução dos critérios e benefícios do PBF ver Souza *et. al.* (2013).

¹⁰Os pobres são definidos como os indivíduos com renda familiar mensal por pessoa entre R\$ 70,01 e R\$ 140 e os extremamente pobres são aqueles com renda familiar mensal por pessoa de até R\$ 70. A escolha dos beneficiados leva em conta também outras informações, como, total de crianças e adolescentes de até 17 anos e existência de gestantes e nutrízes.

2.2 Condicionalidades

As condicionalidades correspondem aos compromissos assumidos pelas famílias beneficiárias do programa, visando ampliar o acesso aos direitos sociais básicos. Na área da saúde, as famílias assumem o compromisso de acompanhar o cartão de vacinação das crianças menores de 7 anos. As mulheres na faixa de 14 a 44 anos também devem fazer o acompanhamento e, se gestantes ou nutrizes, devem realizar pré-natal e acompanhar a saúde do bebê. Na área da educação, as crianças e adolescentes entre 6 e 15 anos devem estar devidamente matriculados e com frequência escolar mensal mínima de 85% e para os estudantes de 16 e 17 anos essa exigência é de 75%.¹¹

3 Revisão de Literatura

Na literatura sobre avaliação do PBF frequentemente se considera seus efeitos sobre a pobreza monetária e desigualdade de renda. Como bem documentado em Soares (2012), a maioria desses estudos apontam que o programa contribuiu para a redução do percentual de pessoas pobres e da desigualdade de renda. Alguns autores estudaram os efeitos do programa em outras dimensões, como: educação (Glewwe & Kassouf 2012, Silveira Neto 2010), saúde (AIBF-I 2007, AIBF-II 2012), trabalho infantil (Ferro & Kassouf 2005, Araújo et al. 2010), criminalidade (Chioda et al. (2016)), mortalidade infantil (Camelo et al. 2009, Rasella et al. 2013), etc. Em geral, esses estudos apontam resultados favoráveis ao programa.

No entanto, as políticas sociais podem ter vários efeitos além daqueles que se propõem originalmente, devido a transbordamentos e externalidades. Alguns autores argumentam, por exemplo, que o PBF gera desincentivos para a oferta de trabalho e incentivos à fertilidade. Estudos que investigaram esses efeitos apontam que, quando existem, eles são muito pequenos para serem considerados relevantes (Ferro et al. 2010, Cardoso et al. 2004, Rocha & Soares 2009).

Dentre as principais ações do PBF está a melhoria da renda e a promoção da saúde e da educação, que potencialmente afetam o padrão alimentar e nutricional da população beneficiada. Alguns estudos apontam que a maior parcela das transferências do PBF é direcionada aos gastos com alimentação (Almeida et al. 2014, Menezes et al. 2008). Ainda nesse aspecto, Duarte et al. (2009) utilizam dados primários de uma amostra contendo 838 famílias de 32 municípios para o ano de 2005 e investigam o impacto do PBF sobre os gastos familiares com alimentação. Os autores utilizam o método *Propensity Score Matching* para corrigir o possível viés de seleção e encontram que o valor médio dos gastos alimentares anuais das famílias beneficiárias superou em aproximadamente R\$ 246 a média dos gastos anuais das famílias não beneficiárias.

Entretanto, o aumento na aquisição de alimentos não necessariamente indica avanços do ponto de vista do bem-estar nutricional dos indivíduos. Isso ocorre porque existem outros fatores (não econômicos) que podem interferir na escolha dos alimentos como, por exemplo, as propagandas de produtos de

¹¹Embora a assistência social não seja de fato uma condicionalidade, as famílias podem buscar orientações no Centro de Referência de Assistência Social (Cras) e no Centro de Referência Especializada de Assistência Social (Creas).

baixo valor nutricional e preços relativamente acessíveis. O Instituto Brasileiro de Análises Sociais e Econômicas-IBASE realizou um estudo com dados primários de 229 municípios brasileiros, coletados em 2007, contando com um total de 5 mil entrevistados. Verificou-se que o PBF foi capaz de elevar a quantidade e a variedade dos alimentos consumidos pelas famílias beneficiadas, comparativamente àquelas que não participaram do programa. Porém, também não se sabe exatamente se esse resultado pode ser considerado benéfico, pois, embora tenha elevado o consumo de fontes proteicas, houve um aumento no consumo de alimentos de maior densidade calórica e menor valor nutritivo.¹²

Dado os efeitos no padrão alimentar, seria razoável que o PBF tivesse efeito também sobre a percepção subjetiva de insegurança alimentar e nutricional da população. Nesse aspecto, Segall-Corrêa et al. (2008), com base na PNAD de 2004, utilizam modelos com variável dependente binária e concluem que para cada R\$ 10 transferidos do PBF reduz-se em cerca de 8% a insegurança alimentar, medida pela Escala Brasileira de Insegurança Alimentar-EBIA. Camelo et al. (2009), utilizando dados da Pesquisa Nacional de Demografia e Saúde-PNDS de 2006, mostram resultados na mesma direção, segundo a pesquisa o PBF foi responsável por elevar 7,4 pontos percentuais a probabilidade de que os domicílios estejam na situação de segurança alimentar. No entanto, os resultados foram significativos apenas para os domicílios nos quais a insegurança alimentar não era tão severa.

Considerando indicadores menos subjetivos, baseados em medidas antropométricas de crianças menores de 5 anos de idade, Camelo et al. (2009) concluem ainda que o PBF eleva a probabilidade de a criança beneficiada ter peso adequado para sua idade e altura. Saldiva et al. (2010) avaliaram a situação nutricional de 189 crianças menores de 5 anos. O estudo baseou-se na aplicação de questionários domiciliares, incluindo informações específicas para as crianças neles residentes. Segundo o resultado apresentado pelos autores, não houveram diferenças estatisticamente significativas entre o estado nutricional das crianças beneficiárias e não beneficiárias e, além disso, em ambos os grupos o consumo de alimentos saudáveis foi baixo e semelhante.¹³

Oliveira et al. (2011) avaliaram, também utilizando dados primários, o estado nutricional de crianças com idade entre 6 e 84 meses. Comparando-se os grupos de beneficiados e não beneficiados pelo PBF concluiu-se que as crianças não contempladas pelo programa tiveram maiores chances de apresentar déficit estatural. Ainda com respeito ao estado nutricional, Andrade et al. (2007) concluem que o PBF não levou a nenhum efeito diferenciado sobre a nutrição de crianças beneficiadas de 6 a 60 meses de vida, relativamente aquelas que não participaram do programa.

Com base nas medidas antropométricas de crianças menores de 5 anos de idade, que foram coletados nas campanhas nacionais de vacinação ocorridas em 2005 e 2006, Paes-Sousa et al. (2011) avaliaram o impacto do PBF sobre o estado nutricional de 22.375 crianças, de 419 municípios e 23 estados.

¹²Isso tem sido um problema típico em economias em desenvolvimento, apontado por vários estudos. México e Turquia, por exemplo, têm apresentado problemas de obesidade infantil, inclusive entre os pobres.

¹³Para o diagnóstico nutricional das crianças, em ambos os artigos Saldiva et al. (2010), Camelo et al. (2009), foram utilizados os indicadores peso-para-idade, altura-para-idade, peso-para-altura e IMC-para-idade, tendo como referência as indicações da Organização Mundial da Saúde (OMS (2006)).

Coletou-se informações relacionadas à composição familiar e infraestrutura domiciliar e, com base em um modelo *Logit*, constatou-se que as crianças expostas ao PBF tiveram 26% a mais de chance de apresentarem altura e peso adequados para a idade do que aquelas crianças não expostas. A estratificação por faixa etária revelou que os efeitos do PBF sobre a nutrição foi tanto maior quanto maior a idade da criança. A pesquisa utilizou como referência as recomendações da OMS (2006) para crianças menores de 5 anos de idade e os indicadores nutricionais escolhidos para a análise foram: altura-para-idade, peso-para- altura e peso-para-idade.

Uma desvantagem da avaliação realizada em Paes-Sousa et al. (2011) é que os autores desconsideram os problemas relacionados à seleção não aleatória dos beneficiários do PBF. Além disso, não se explora devidamente a diversidade de *cut-offs* de subnutrição e sobrenutrição, nem a possibilidade do programa apresentar efeitos diferenciados entre as áreas urbanas e rurais do território nacional. Além de buscar corrigir essas falhas, o presente trabalho expande a avaliação do PBF para as crianças em idade escolar, entre 5 e 19 anos de idade, seguindo as novas recomendações da Onis et al. (2007).

Dada a heterogeneidade nos dados, nas abordagens metodológicas e dos resultados encontrados nos estudos aqui descritos, deve-se reconhecer que ainda há limitações quanto à possibilidade de inferências mais conclusivas a respeito do efeito dos programas de transferência condicional de renda (em particular, o PBF) sobre o estado nutricional dos beneficiados. Nesse aspecto, este trabalho irá, a partir da obtenção de novos resultados, contribuir com o enriquecimento do debate acerca desse tema.

Dentre as principais vantagens, sobre as pesquisas anteriormente realizadas, destaca-se: o uso de dados representativos da população brasileira, adoção de um método estatístico bastante recomendado em situações em que o grupo beneficiado não tenha sido aleatorizado, a possibilidade de impactos heterogêneos entre áreas urbanas e rurais e, por fim, considera-se diversos *cut-offs* de desnutrição. Todos esses pontos ficarão mais evidentes na próxima seção.

4 Dados e Metodologia

Nesta seção, descreve-se os dados e o procedimento estatístico utilizados na avaliação de impacto do Programa Bolsa Família. A primeira subseção tem o objetivo de descrever o tratamento pré-estimação aplicado aos dados. Na sequência, faz-se uma descrição de como será medido o estado nutricional das crianças e adolescentes. Depois apresenta-se o método de avaliação escolhido para a obtenção dos resultados.

4.1 Base de Dados

Para a execução deste trabalho foram utilizados os microdados provenientes da Pesquisa de Orçamentos Familiares-POF (2008/2009), que representa uma amostra da população brasileira contendo informações sociais, econômicas e demográficas dos indivíduos e domicílios. A POF (2008/2009) permite identificar os rendimentos advindos de transferências federais, como o Bolsa Família, e disponibiliza informações das medidas antropométricas de todos os moradores dos domicílios. Além disso, a pesquisa possui outras informações

importantes, tais como: alimentação escolar, amamentação infantil, composição orçamentária doméstica e percepção subjetiva das condições de vida da população.¹⁴

Para a elaboração da POF (2008/2009) o IBGE contou com a contribuição de técnicos do Ministério da Saúde e também com especialistas em nutrição, de reconhecida experiência e competência, mobilizados por aquele Ministério. Assim, essa base de dados é ideal para fins de avaliações nutricionais baseadas em medidas antropométricas, seguindo recomendações do *WHO Multicentre Growth Reference Study Group*, da Organização Mundial da Saúde - OMS. As informações disponibilizadas na POF permitem uma investigação robusta a respeito do estado nutricional de grupos populacionais em todo o território nacional.

Todas as informações trabalhadas neste estudo levam em conta apenas os domicílios que apresentaram somente uma unidade de consumo e uma família, que representam quase 95% da amostra total da POF (2008/2009). Esse filtro permite uniformizar a nomenclatura de unidade de consumo, família e domicílio, e tem o objetivo de reduzir as chances de sub ou sobrestimação dos impactos do PBF naqueles domicílios que, por exemplo, possuem mais de uma família.

Por motivos metodológicos, a amostra foi dividida em três subamostras, de acordo com os seguintes grupos etários: crianças menores de cinco anos de idade, crianças entre 5 e 10 anos e adolescentes na faixa etária de 10 a 19 anos.¹⁵ O primeiro grupo (0-5 anos) é representado por crianças que ainda não iniciaram suas atividades escolares e, portanto, pode-se considerar que o estado nutricional das mesmas seria de responsabilidade exclusiva das respectivas famílias. O segundo grupo (5-10 anos) é representado por crianças que possivelmente já iniciaram suas atividades escolares, mas distinguem-se do último grupo (10-19 anos) pelo fato de estes estarem em uma fase diferenciada de crescimento, típica da adolescência.

Com base na informação de renda domiciliar *per capita* foi possível separar cada uma das três subamostras em dois grupos (Beneficiados e Não Beneficiados pelo PBF), considerando no primeiro grupo aquelas crianças/ adolescentes que residiam em domicílios nos quais alguma parcela da renda familiar era proveniente das transferências federais. Para deixar a comparação entre esses dois grupos mais fidedigna foram selecionados, *a priori*, somente domicílios com renda domiciliar *per capita* inferior a R\$ 200.¹⁶

Além da renda e das medidas antropométricas foram utilizadas também outras variáveis, representando as características geográficas, de infraestrutura domiciliar e da pessoa de referência do domicílio, todas elas necessárias para a aplicação do procedimento estatístico escolhido, que será explicado a seguir. Após a consolidação dos dados para aplicação da metodologia restou

¹⁴Essas informações podem ser relevantes para ajudar na identificação de possíveis canais pelos quais o PBF possa atuar na melhoria dos indicadores nutricionais.

¹⁵Essa divisão encontra-se em concordância com a metodologia desenvolvida em OMS (2006) e Onis et al. (2007), explicada na próxima seção, a partir da qual será avaliado o estado nutrição dos indivíduos.

¹⁶O critério de elegibilidade oficial do PBF é baseada em uma renda domiciliar *per capita* de R\$ 140. Neste trabalho, foi utilizado um valor um pouco superior, R\$ 200, com o objetivo de expandir a parcela de Não Beneficiados em cada subamostra. Como o PBF apresenta um grande número de pessoas ineligíveis (segundo o critério oficial) que, na prática, recebem as transferências, essa escolha não deve gerar problemas em termos de viés. Para mais informações sobre a focalização/vazamento do PBF, ver Souza et al. (2013).

um total de 2.867 observações para o grupo de crianças menores de 5 anos de idade, 4.235 observações no grupo de crianças no intervalo de 5 a 10 anos e 6.899 observações no grupo de 10 a 19 anos.¹⁷ No Apêndice apresenta-se as estatísticas descritivas de todas as variáveis utilizadas nas estimações. Por fim, vale destacar que foram utilizados os fatores de expansão da amostra, com o intuito de obter resultados representativos para todo o país.

4.2 Mensuração do Estado Nutricional

O estado nutricional pode ser entendido como resultado do equilíbrio entre o consumo de nutrientes e o gasto energético para suprir as necessidades nutricionais do organismo. O mesmo pode ter dois tipos básicos de manifestação orgânica: Eutrofia e Distúrbio Nutricional. A Eutrofia é caracterizada pela adequação nutricional, quando há equilíbrio entre o consumo e as necessidades nutricionais. Já o Distúrbio Nutricional é caracterizado por uma situação em que há problemas relacionados ao consumo inadequado de alimentos, tanto por escassez quanto por excesso, podendo levar a subnutrição ou sobrenutrição. O uso de indicadores antropométricos para avaliação nutricional é bastante recomendado, dada as suas vantagens: baixo custo, simplicidade de realização, facilidade de aplicação e padronização, amplitude dos aspectos analisados, ausência de erros de medida, além de não ser é invasivo. A avaliação antropométrica consiste, basicamente, na medição das variações físicas da composição corporal e é aplicável em todas as fases da vida.

Em abril de 2006 a OMS lançou um conjunto de curvas de crescimento adequado para crianças menores de 5 anos de idade, com o objetivo de estabelecer um novo padrão de referência internacional para se avaliar o estado nutricional de crianças em idade pré-escolar. Para tanto, foram selecionadas cerca de 8.500 lactentes e crianças saudáveis, combinando um estudo longitudinal (entre nascimento e 24 meses) e estudo transversal (de crianças entre 18 e 71 meses), abrangendo os diferentes continentes (África, Américas, Ásia e Europa).¹⁸ Segundo OMS (2006), a nova referência é um instrumento adequado e tecnicamente robusto, que representa a melhor e mais atual descrição do crescimento infantil normal sob condições ambientais ótimas e pode ser usado para avaliar crianças de qualquer país, independente de etnia, condição socioeconômica e tipo de alimentação.

Em setembro de 2007 a metodologia para avaliação nutricional desenvolvida em OMS (2006) foi estendida, com o objetivo de obter as curvas de crescimento adequado também para o público de crianças a partir dos 5 anos e adolescentes em idade escolar (até 19 anos), de acordo com Onis et al. (2007).¹⁹ Para tanto, reuniram-se especialistas da OMS para avaliar a viabilidade do desenvolvimento de uma referência de crescimento para esse novo público,

¹⁷No primeiro grupo o percentual de domicílios contemplados com o PBF foi de aproximadamente 53%, no segundo grupo estário esse percentual foi de 56% e no terceiro obtêve-se uma fração de 61%.

¹⁸Os critérios de inclusão nas bases de referência foram: a existência de condições socioeconômicas favoráveis, baixa mobilidade da população para permitir acompanhamento, disposição das mães em seguir as recomendações de aleitamento materno, existência de suporte técnico e presença de instituições colaborativas qualificadas, ausência de restrições ambientais, econômicas ou de saúde, limitadoras do crescimento, mães não fumantes, gravidez não gemelar, nascimento a termo e ausência de morbidade significativa.

¹⁹Além do lançamento das curvas para menores de 5 anos outro motivo para a extrapolação da base de dados foi a recente epidemia de obesidade entre crianças e adolescentes no mundo.

decidindo-se que a referência de crescimento deveria ser construída utilizando-se dados históricos já existentes e, portanto, discutiram a respeito dos critérios de seleção dos bancos de dados para crianças e adolescentes em condições ideais ao crescimento.²⁰

A metodologia da OMS consiste, basicamente, em construir um z-score, com base nos padrões ideais de crescimento infantil e na amostra particular de crianças/adolescentes que se deseja avaliar. O z-score, representa o desvio do indicador antropométrico individual em relação ao valor ideal (representado pelo valor mediano na população de referência), padronizado pelo desvio padrão na população de referência. Para o cômputo de z-score foram consideradas as seguintes medidas: peso-para-idade, altura-para-idade, peso-para-altura e Índice de Massa Corporal-para-idade.²¹

Com base nas medidas antropométricas das crianças/adolescentes presentes na POF e nos critérios definidos pela OMS (2006) e Onis et al. (2007) foi possível identificar o estado nutricional dos indivíduos, de acordo com o respectivo z-score. Feito isso, foram construídas as variáveis de interesse desse estudo, Y_i , a partir dos desvios (para cima e para baixo) de uma situação ideal. Mais especificamente, a variável Y_i será avaliada sob duas perspectivas:

1. $Y_i=1$ se z-score **abaixo** do ideal e $Y_i=0$ caso contrário: Possibilita avaliar o impacto do PBF sobre a mudança da condição de **Subnutrição** para um padrão mais adequado;
2. $Y_i=1$ se z-score **acima** do ideal e $Y_i=0$ caso contrário: Possibilita avaliar o impacto do PBF sobre a mudança da condição de **Sobrenutrição** para um padrão mais adequado

Na construção da variável indicadora, Y_i , serão considerados diferentes *cut-offs* de desnutrição, de acordo com os critérios sugeridos pela OMS e detalhados no Apêndice.²²

4.3 Estratégia Empírica: *Propensity Score Matching*

Com bastante frequência, os programas sociais não realizam a seleção do grupo de tratados aleatoriamente. Nesse caso, a estimação do efeito médio do tratamento sobre os tratados pode apresentar viés.²³ No entanto, o viés

²⁰A OMS iniciou um processo de identificação dos bancos de dados existentes em diversos países obtendo grande heterogeneidade nos dados. Optou-se por reconstruir a referência de crescimento que era recomendada anteriormente, a do National Center for Health Statistics (NCHS) de 1977, para as crianças dos 5 aos 19 anos. Foi utilizada a amostra da OMS (2006), visando sua visar a transição aos 5 anos de idade. Foram aplicados os métodos estatísticos mais atuais para o desenvolvimento das novas referências.

²¹Por exemplo, um z-score nulo para a medida peso-para-idade indica que o indivíduo em questão apresenta peso adequado para a sua idade. Os desvios para cima (baixo) indicam um peso acima (abaixo) do adequado. A interpretação para as demais medidas é análoga ao exemplo dado e os *cut-offs* utilizados como critérios oficiais de julgamento encontram-se detalhados no Apêndice.

²²Isso permitirá inferir a respeito dos diferentes canais pelos quais o PBF poderia afetar o estado nutricional das crianças, tais como: efeito renda, melhores padrões de consumo, reeducação alimentar, etc.

²³Esse viés pode se fazer presente por diversos motivos, tais como, pelo fato de que os indivíduos mais 'motivados' ou informados podem se autosselecionar para participarem do programa, ou ainda pelo fato de o programa condicionar a participação à renda e contemplando, possivelmente, aqueles indivíduos que, *a priori*, já estariam em pior situação nutricional.

pode ser reduzido na medida em que se compara apenas grupos de Tratamento e Controle que sejam os mais parecidos possível, no que diz respeito às características observáveis. Porém, quando se tem um grande número dessas características, o pareamento entre os dois grupos se torna inviável. O método utilizado neste trabalho propõe-se justamente a tornar o pareamento factível, a partir da obtenção de um índice (chamado de *Propensity Score*), criado com base em características observáveis.

Para descrever formalmente o método, considere que a variável Y_i representa o *outcome* de interesse, que no caso desse estudo será uma variável indicadora do estado nutricional, como já foi descrito na subseção anterior. Além disso, considere também uma variável indicadora da participação no Programa Bolsa Família, PBF_i , que assume valor 1 para os beneficiados e 0 para o caso contrário.²⁴

Caso se queira medir o efeito médio do PBF sobre o grupo tratado, idealmente, precisaríamos observar o valor da variável de interesse para um indivíduo na situação de tratado, Y_i^T , e não tratado, Y_i^{NT} . Nesse caso, o efeito médio do tratamento sobre os tratados (ATT) poderia ser obtido simplesmente por $E(Y_i^T - Y_i^{NT} | PBF_i = 1)$. No entanto, em dados de *cross section*, como os da POF (2008/2009), não há dados para uma comparação direta com a situação anterior à inserção no programa e, além disso, cada indivíduo apresenta apenas um *status* (Tratado ou Não tratado). Assim, não é possível observar simultaneamente Y_i^T e Y_i^{NT} .²⁵

Como o Programa Bolsa Família não aleatorizou a escolha de seus participantes, a estimação do efeito médio de tratamento sobre os tratados da forma convencional pode conter viés. Com o intuito de contornar esse problema, Rosenbaum & Rubin (1983) propuseram um método, *Propensity Score Matching-PSM*, capaz de comparar unidades tratadas com outras, chamados de grupo de controle, que apresentam características observáveis semelhantes, embora não tenha recebido o tratamento. Os grupos de tratamento e controle se diferenciam em relação às variáveis observáveis apenas pelo fato de receberem (ou não) o tratamento, de modo que o grupo de controle é um bom *contrafactual* para o grupo de tratamento.

Tecnicamente, deve-se fazer o pareamento entre grupos de tratamento e controle com base na probabilidade (*Propensity Score*) condicional de receber o tratamento, dadas algumas características de pré-tratamento observáveis. Formalmente:

$$p(X) \equiv Pr(PBF_i = 1 | X) = \Phi(f(X)) \quad (1)$$

Em que $\Phi(\cdot)$ é uma função de distribuição acumulada²⁶ e $f(X)$ é uma função de variáveis observadas, que afetam a possibilidade de participação no PBF. Assim, para obter $p(X)$ podemos estimar um modelo econométrico com a variável dependente PBF_i indicando a participação do indivíduo no programa.

²⁴Como foi dito, o grupo beneficiado compreende crianças e adolescentes que residiam em domicílios em que alguma parcela da renda familiar era proveniente de transferências. Além disso, vale ressaltar que foram pré-selecionados para a amostra somente domicílios com renda domiciliar *per capita* inferior a R\$ 200.

²⁵Note que, a variável de interesse, Y_i , observada pode ser escrita como $Y_i = PBF_i \cdot Y_i^T + (1 - PBF_i) \cdot Y_i^{NT}$.

²⁶No caso deste trabalho, a estimação do *Propensity Score* foi feita utilizando-se a distribuição logística.

De posse de $p(X)$, o Efeito Médio de Tratamento sobre os Tratados (ATT) pode ser obtido como:

$$\begin{aligned} ATT &\equiv E(Y_i^T - Y_i^{NT} | PBF_i = 1) = E[E(Y_i^T - Y_i^{NT} | PBF_i = 1, p(X_i))] \\ &= E[E(Y_i^T | PBF_i = 1, p(X_i)) - E(Y_i^{NT} | PBF_i = 0, p(X_i)) | PBF_i = 1] \end{aligned} \quad (2)$$

Em que a primeira esperança é obtida sobre a distribuição $(p(X_i) | PBF_i = 1)$.

Com relação às variáveis explicativas, em X , deve-se utilizar aquelas que apresentem elevado poder de previsão da probabilidade de pertencer ao grupo de tratamento. Neste trabalho, as variáveis explicativas utilizadas representam características do domicílio e de seu respectivo chefe. As características associadas ao domicílio são: *dummies* regionais, presença de esgotamento sanitário, de coleta de lixo, de água encanada, de energia elétrica, de banheiros, razão cômodos/morador, índice de infraestrutura domiciliar e índice de infraestrutura da vizinhança.²⁷ Já as características da pessoa de referência do domicílio são: raça, gênero, anos de estudo, idade (em nível e em forma quadrática), condição de ocupação (formal-informal) e horas trabalhadas.

Após a previsão de $p(X)$, o próximo passo seria a construção dos grupos de tratamento e controle, comparando-se aquelas unidades com igual probabilidade (condicional) de receber o tratamento. Mas, na prática, estimar o *Propensity Score* não é suficiente, uma vez que a chance de obter duas unidades com exatamente o mesmo valor para $p(X)$ seria nula, dado que $p(X)$ é uma variável contínua que pode assumir qualquer valor no intervalo $[0,1]$. Há várias alternativas para contornar esse problema, e neste trabalho serão utilizadas duas delas: Raio e Kernel. Vale destacar ainda que, para realização do *matching* entre tratados e controles foram consideradas somente observações na região de suporte comum do *Propensity Score* e foi verificada também a condição de balanceamento.

Seguindo o método de pareamento Raio cada unidade tratada é comparada apenas com as unidades de controle cujo *propensity score* pertença a uma vizinhança (um raio), pré-definida, do *propensity score* da unidade tratada. Por outro lado, no método Kernel todos os tratados são comparados com uma média ponderada de todos os controles, com pesos inversamente proporcionais à distância entre os *propensity score* dos tratados e controles.²⁸ A utilização, em conjunto, dos dois métodos de pareamento tem a finalidade de garantir a robustez dos resultados obtidos. Após a realização do pareamento, é possível obter o efeito médio de tratamento sobre os tratados (ATT), comparando-se os grupos de tratamento e controle. Os *standard erros* do ATT foram obtidos usando *bootstrapping* com 1000 repetições. Apesar dessa escolha, vale notar que uso de *bootstrap* no PSM não é algo consensual na literatura (ver por exemplo, Abadie & Imbens (2008)).

²⁷ Os índices foram criados com base no método de Componentes Principais, ideal quando se deseja a redução de um conjunto, relativamente grande, de variáveis inter-relacionadas em uma única variável. Resolvendo, dessa forma, possíveis problemas de multicolinearidade e falta de parcimônia no modelo. Para o cálculo do índice de infraestrutura domiciliar foram utilizadas as variáveis: Material da parede, Material da cobertura e Material do Piso. Para o índice de infraestrutura da vizinhança foram utilizadas: Pavimentação da Rua, Proximidade a Lixão, Proximidade a Esgoto e Proximidade a Área de Risco.

²⁸ Para o primeiro método de pareamento o valor do raio escolhido foi de $r = 0.05$. Esse mesmo valor foi utilizado como o parâmetro *bandwidth* da função Kernel.

5 Resultados

Esta seção mostra os resultados obtidos para a estimativa do efeito médio de tratamento sobre os tratados, ATT, do programa Bolsa Família. Como justificado anteriormente, o efeito do programa foi obtido para três grupos etários separadamente, além do que, permitiu-se a possibilidade de efeitos heterogêneos entre as áreas rurais e urbanas do país. Os métodos de pareamento empregados, Raio e Kernel, levaram a resultados bastante parecidos, tanto em termos de magnitude quanto de significância estatística do ATT²⁹. A Tabela 1 mostra a estimação do propensity score, na qual podemos verificar o grau de ajuste do modelo, bem como o tamanho dos coeficientes das variáveis incluídas e identificar as variáveis mais importantes para prever a participação no programa.³⁰

Tabela 1: Propensity Score Matching

Grupos de Idade	0 a 5 Anos		5 a 10 Anos		10 a 19 anos	
	Urbano	Rural	Urbano	Rural	Urbano	Rural
Var. Explicativas						
REGIAO-1	-0,896	-0,868	-1,112	-1,069	-0,922	-0,777
REGIAO-3	-0,437	-0,304	-1,032	-0,295	0,046	-0,653
REGIAO-4	-1,011	-0,950	-0,319	-1,321	-0,409	-1,010
REGIAO-5	-0,950	-1,808	-1,896	-1,332	-0,812	-0,949
AGUA	-0,202	-0,076	-0,270	0,587	0,459	0,158
BANHEIROS	-0,390	-0,194	-0,490	1,013	-0,466	0,342
ESGOTO	-0,497	-0,381	-0,018	-1,277	-0,619	-0,323
ENERGIA	1,017	0,304	0,233	-0,818	0,603	-0,341
Nº MORADORES	0,235	0,101	0,062	0,050	0,034	0,104
Nº COMODOS	-0,131	0,052	-0,236	-0,055	-0,096	-0,054
IDADE	0,149	0,182	0,119	0,126	0,140	0,081
IDADE ²	-0,002	-0,002	-0,002	-0,002	-0,002	-0,001
ANOS ESTUDO	0,004	-0,077	-0,048	-0,099	-0,067	-0,099
ANOS ESTUDO ²	0,000	0,001	0,000	0,001	0,001	0,001
MASCULINO	0,326	-0,212	1,020	0,417	0,194	0,226
BRANCO	-0,111	0,407	-0,129	-0,016	-0,015	-0,231
FORMAL	-1,017	-0,589	-0,975	-0,209	-0,833	-0,386
HORAS TRAB,	0,014	-0,015	0,027	-0,014	0,005	-0,021
Constante	-2,636	-1,453	0,071	0,374	-0,320	1,256
Prob > chi2	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Pseudo R ²	0,137	0,129	0,142	0,166	0,105	0,098
Suporte Comum	[0,14;0,99]	[0,07;0,96]	[0,07;0,99]	[0,12;0,97]	[0,04;0,97]	[0,15;0,97]

Vale lembrar que a variável de interesse é representada por uma *dummy* que indica a situação nutricional do indivíduo, considerando-se vários *cut-offs* de subnutrição e sobrenutrição. Assim sendo, o ATT apresentado nas tabelas a seguir representa a diferença, em pontos percentuais, na fração de indivíduos na respectiva situação nutricional, entre tratados e não tratados pelo PBF. Nos comentários não serão priorizados a magnitude/relevância dos efeitos, mas isso pode ser deduzido facilmente a partir do ATT e das Tabelas A.1, A.2 e A.3

²⁹No Apêndice também apresentamos resultados utilizando outras duas formas de pareamento: *Nearest-Neighbor* e *Stratification*.

³⁰No Gráfico A.1 do Apêndice é possível ver a distribuição do propensity score para os grupos tratados e não tratados, considerando as áreas geográficas (urbanas/rurais), bem como os grupos de idade escolhidos na análise.

do Apêndice, que contêm as médias das variáveis de interesse do estudo.³¹ A Tabela 2 apresenta o ATT para as crianças menores de 5 anos de idade.

Tabela 2: Efeito do Programa Bolsa Família para Crianças de 0 a 5 Anos

Descrição da Variável (outcome)	ATT-Urbano		ATT-Rural	
	Raio	Kernel	Raio	Kernel
Estatutura-para-Idade				
Muito Baixa Estatura Para a Idade	-0,009	-0,007	0,004	0,004
Baixa 'ou' Muito Baixa Estatura para a Idade	-0,004	-0,001	0,005	0,004
Peso-para-Idade				
Muito Baixo Peso Para Idade	-0,006*	-0,006*	0,001	0,001
Baixo Peso 'ou' Muito Baixo Peso para Idade	-0,011*	-0,012*	0,021	0,023
Peso Elevado Para Idade	-0,036*	-0,035*	0,017	0,016
Peso-para-Estatutura				
Magreza Acentuada	0,010	0,011	-0,011*	-0,012*
Magreza Acentuada 'ou' Magreza	0,018	0,017	-0,000	0,000
Obesidade	-0,022	-0,020	0,018	0,016
Obesidade 'ou' Sobrepeso	-0,019	-0,018	0,016	0,011
Obesidade 'ou' Sobrepeso 'ou' Risco de Sobrepeso	-0,045	-0,046	-0,047	-0,046
IMC-para-Idade				
Magreza Acentuada	0,016	0,016	-0,005*	-0,004
Magreza Acentuada 'ou' Magreza	0,023	0,025	0,015*	0,014*
Obesidade	-0,017*	-0,017*	0,013	0,010
Obesidade 'ou' Sobrepeso	-0,025*	-0,023	-0,004	-0,007
Obesidade 'ou' Sobrepeso 'ou' Risco de Sobrepeso	-0,033*	-0,035*	-0,017	-0,019

Notas: para o cálculo do efeito médio de tratamento sobre os tratados, ATT, utilizou-se duas formas de pareamento do *Propensity Score*: Raio e Kernel. Para o primeiro deles, o valor do raio escolhido foi de $r = 0,05$, o mesmo valor foi utilizado como parâmetro *bandwidth* da função Kernel. As variáveis de interesse correspondem a uma indicadora do (mau) estado nutricional, de acordo com os critérios definidos pela OMS (2006). Uma descrição detalhada desses critérios encontra-se no Apêndice. Para fins de comparação da magnitude dos efeitos estimados, no Apêndice apresenta-se também as médias dessas variáveis. Os coeficientes marcados com * indicam significância a 5% e os *standard erros* do ATT foram obtidos usando *bootstrapping* com 1000 repetições. Para a estimação do *Propensity Score* utilizou-se um total de 2867 observações.

Pode-se verificar que o PBF não apresentou efeito significativo sobre a estatura das crianças, independente da área geográfica analisada. Porém, na área urbana, o PBF reduziu a chance dos indivíduos tratados, relativamente aos do grupo de controle, apresentarem peso inadequado para a respectiva idade. Por outro lado, na área rural, os indivíduos tratados pelo PBF apresentaram menos casos de magreza acentuada. Considerando o Índice de Massa Corporal-IMC, verifica-se que o PBF foi benéfico em ambas as áreas, dado que os indivíduos tratados na área rural apresentaram menos ocorrências de casos de magreza, enquanto que na área urbana o mesmo grupo apresentou menos casos de crianças obesas, relativamente ao grupo de controle.

Para o segundo grupo etário (5-10 anos), observa-se resultados um pouco distintos dos que foram obtidos para o grupo etário anterior (ver Tabela 3). O PBF não mostrou efeito significativo sobre o peso das crianças, porém, entre os indivíduos tratados na área urbana, observou-se menor ocorrência de baixa

³¹ As estatísticas descritivas para todas as variáveis utilizadas (*outcome* e explicativas do *Propensity Score*) estão disponíveis no Apêndice deste trabalho, na Tabela A.4.

estatura para a idade. Com relação ao IMC, o PBF foi benéfico no sentido de reduzir os casos de magreza e de obesidade quando se compara grupos de tratados e controles na área urbana. Ainda, na área rural, as crianças tratadas pelo programa apresentaram menos casos de magreza.

Tabela 3: Efeito do Programa Bolsa Família para Crianças de 5 a 10 Anos

Descrição da Variável (outcome)	ATT-Urbano		ATT-Rural	
	Raio	Kernel	Raio	Kernel
Estatura-para-Idade				
Muito Baixa Estatura Para a Idade	-0,011*	-0,009*	0,010	0,006
Baixa 'ou' Muito Baixa Estatura para a Idade	-0,022*	-0,016*	0,006	0,009
Peso-para-Idade				
Muito Baixo Peso Para Idade	-0,002	-0,001	-0,001	0,003
Baixo Peso 'ou' Muito Baixo Peso para Idade	-0,000	0,003	0,003	0,033
Peso Elevado Para Idade	0,002	-0,000	-0,000	0,004
IMC-para-Idade				
Magreza Acentuada	-0,012*	-0,011*	0,003	0,003
Magreza Acentuada 'ou' Magreza	0,019	0,019	-0,022*	-0,003*
Obesidade	-0,009	-0,021*	-0,000	0,026
Obesidade 'ou' Sobrepeso	-0,042*	-0,042*	0,019	0,014
Obesidade 'ou' Sobrepeso 'ou' Risco de Sobrepeso	-0,052*	-0,054*	0,001	0,001

Notas: para o cômputo do efeito médio de tratamento sobre os tratados, ATT, utilizou-se duas formas de pareamento do *Propensity Score*: Raio e Kernel. Para o primeiro deles, o valor do raio escolhido foi de $r = 0,05$, o mesmo valor foi utilizado como parâmetro *bandwidth* da função Kernel. As variáveis de interesse correspondem a uma indicadora do (mau) estado nutricional, de acordo com os critérios definidos pela Onis et al. (2007). Uma descrição detalhada desses critérios encontra-se no Apêndice. Para fins de comparação da magnitude dos efeitos estimados, no Apêndice apresenta-se também as médias dessas variáveis. Os coeficientes marcados com * indicam significância a 5% e os *standard errors* do ATT foram obtidos usando *bootstrapping* com 1000 repetições. Para a estimação do *Propensity Score* utilizou-se um total de 4235 observações.

Entre o grupo de adolescentes (10-19 anos) os resultados foram substancialmente distintos (ver Tabela 4). Com base no IMC observou-se que no grupo de tratamento houve menos ocorrências de obesidade, sendo esse resultado mais evidente na área rural. O único resultado desfavorável ao PBF verificou-se entre os adolescentes da área urbana, onde o grupo de tratados apresentou maior incidência de baixa estatura para a idade.³²

De fundamental importância para compreender os efeitos do PBF seria entender os mecanismos responsáveis pela melhoria dos indicadores nutricionais das crianças e adolescentes. Um potencial mecanismo advém da própria expansão da restrição orçamentária provocada pela transferência direta de renda, que permite um melhor padrão de alimentação (em quantidade e qualidade).³³ Outro mecanismo possível de atuação do PBF estaria relacionado às condicionalidades nas áreas de saúde, educação e assistência social, que podem promover uma reeducação alimentar da população beneficiada.

Sabe-se que nas áreas rurais do país as limitações da restrição orçamentária são mais evidentes do que nas áreas urbanas. Desse modo, espera-se que

³² Porém, a significância estatística depende do método de pareamento (Raio ou Kernel) adotado.

³³ No entanto, na prática, as transferências podem ser destinadas para qualquer fim, inclusive despesas não alimentares, ou mesmo para compra de alimentos menos saudáveis.

Tabela 4: Efeito do Programa Bolsa Família para Jovens de 10 a 19 Anos

Descrição da Variável (outcome)	ATT-Urbano		ATT-Rural	
	Raio	Kernel	Raio	Kernel
Estatura-para-Idade				
Muito Baixa Estatura Para a Idade	0,005	0,005*	-0,001	-0,003
Baixa 'ou' Muito Baixa Estatura para a Idade	0,026*	0,027	-0,003	-0,003
IMC-para-Idade				
Magreza Acentuada	0,002	0,002	0,006	0,006
Magreza Acentuada 'ou' Magreza	-0,002	-0,002	0,015	0,015
Obesidade	-0,000	-0,000	-0,003*	-0,004*
Obesidade 'ou' Sobrepeso	-0,007	-0,007	-0,015*	-0,018*
Obesidade 'ou' Sobrepeso 'ou' Risco de Sobrepeso	-0,032*	-0,033*	-0,020*	-0,026*

Notas: para o cômputo do efeito médio de tratamento sobre os tratados, ATT, utilizou-se duas formas de pareamento do *Propensity Score*: Raio e Kernel. Para o primeiro deles, o valor do raio escolhido foi de $r = 0,05$, o mesmo valor foi utilizado como parâmetro *bandwidth* da função Kernel. As variáveis de interesse correspondem a uma indicadora do (mau) estado nutricional, de acordo com os critérios definidos pela Onis et al. (2007). Uma descrição detalhada desses critérios encontra-se no Apêndice. Para fins de comparação da magnitude dos efeitos estimados, no Apêndice apresenta-se também as médias dessas variáveis. Os coeficientes marcados com * indicam significância a 5% e os *standard erros* do ATT foram obtidos usando *bootstrapping* com 1000 repetições. Para a estimação do *Propensity Score* utilizou-se um total de 6899 observações.

a transferência direta do PBF tenha um impacto, relativamente, maior nas áreas rurais, na medida em que é capaz de elevar o nível de consumo das famílias que apresentam capacidade financeira mais limitada. Por outro lado, na área rural a indisponibilidade de variedade de alimentos no mercado também pode impedir uma alimentação balanceada, mitigando os efeitos potenciais da transferência de renda sobre o estado nutricional dos indivíduos.

Para as crianças menores de 5 anos de idade, um dos determinantes básicos da condição nutricional é, sem dúvida, o aleitamento materno, bem como os demais cuidados da mãe para com a criança. Espera-se que nos domicílios contemplados pelo PBF as mães sejam mais informadas e tenham maior comprometimento com o acompanhamento da saúde da criança, devido às condicionalidades nas áreas da saúde e assistência social. Um resumo de algumas avaliações na área da saúde infantil encontram-se disponíveis nas divulgações das duas rodadas de Avaliação de Impacto do Bolsa Família (AIBF-I 2007, AIBF-II 2012), promovidas pelo MDS. Dentre os principais resultados destaca-se: a) crianças beneficiadas tendem, em média, a cumprir o cartão de vacina e aleitamento materno de forma mais adequada; b) as mães beneficiárias fizeram, em média, mais consultas pré-natal; c) maior quantidade de crianças nascidas no período correto nas famílias beneficiadas.

Para as crianças e adolescentes maiores de 5 anos de idade, uma alternativa extra de alimentação ocorre na merenda da escola. Nesta, por sua vez, frequentemente se abordam temas relacionados à importância de se ter uma alimentação saudável. Assim, a condicionalidade do PBF na área da educação pode contribuir para um bom desempenho nutricional, na medida em que exige-se que as crianças e adolescentes em idade escolar estejam devidamente matriculados e possuam uma frequência mínima para continuarem recebendo as transferências. Nesse aspecto, os estudos sobre o tema apontam que, de modo geral, as condicionalidades na área da educação são atendidas.

Outro fator importante para o desempenho nutricional é a composição

da cesta de consumo alimentar, pois para uma alimentação adequada é importante uma variedade suficiente de alimentos que sejam fontes protéicas, de nutrientes e, em certa medida, de calorias.³⁴ Utilizando dados da POF (2008/2009), Almeida et al. (2014) investigaram o impacto do PBF sobre a diversificação da cesta de consumo alimentar dos domicílios, medida pelo Índice de Herfindahl-Hirschman-HHI. Utilizando o mesmo método estatístico deste trabalho, *Propensity Score Matching*, os autores verificaram resultados favoráveis ao PBF, uma vez que a diversificação da cesta de consumo alimentar nos domicílios tratados foi superior, quando comparado com os domicílios do grupo de controle.

Para finalizar, vale destacar que foram realizados alguns exames de robustez dos resultados apresentados neste trabalho, tais como: (i) diferentes métodos de pareamento (além do Raio e Kernel), (ii) diferentes cortes de renda (além do corte de 200 R\$) ao pré-selecionar a amostra, (iii) diferentes valores do raio/*bandwidth* (além do valor de 0.05), (iv) inclusão/exclusão de variáveis na estimação do *Propensity Score*, (v) diferentes especificações do *Propensity Score* (*Logit* e *Probit*), (vi) verificação da condição de balanceamento e (vii) diferentes quantidades de repetições na realização do *bootstrapping*. A análise de robustez pode ser encontrada no Apêndice do artigo e, de modo geral, verifica-se resultados pouco sensíveis às variações descritas em i-vii.

6 Considerações Finais

A pobreza brasileira é um problema histórico e tem sido alvo de muitas políticas públicas nos últimos anos. Atualmente, a principal intervenção governamental visando a redução da pobreza no Brasil é o Programa Bolsa Família-PBF. O mesmo enquadra-se em uma classe mais geral de programas, denominados de Programas de Transferências Condicionais de Renda. A atuação dessa modalidade de programa se dá mediante uma transferência direta de renda, para o alívio imediato da pobreza e, como contrapartida, exige-se que a população beneficiada cumpra com algumas condicionalidades.³⁵

Este trabalho avaliou o impacto do PBF sobre o estado nutricional de crianças e adolescentes. Para tanto, utilizou-se o método *Propensity Score Matching* para computar o efeito médio do tratamento sobre os tratados nas áreas rurais e urbanas do Brasil. Em geral, os resultados mostraram que o programa melhorou o estado nutricional dos beneficiados. O PBF reduziu os riscos de sobrenutrição nas áreas urbanas e de subnutrição nas áreas rurais, para as crianças menores de cinco anos. Para as crianças na faixa de 5 a 10 anos, residentes em áreas urbanas, o programa contribuiu para a redução das ocorrências de baixa estatura e de sobrepeso. Além disso, entre os tratados pelo programa também houve menor incidência de subnutrição em ambas as áreas geográficas. Para os adolescentes (de 10 a 19 anos), o grupo tratado apresentou menos ocorrências de sobrepeso, sendo esse resultado mais evidente para a área rural.

Quanto aos canais de atuação do PBF acredita-se que, além da própria expansão da restrição orçamentária via transferência direta de renda, as con-

³⁴Vale destacar que, a composição da cesta alimentar dos domicílios pode ser afetada tanto pela transferência de renda em si quanto pelas condicionalidades.

³⁵As condicionalidades agem como um mecanismo capaz de afetar o comportamento das famílias, ao premiar as decisões socialmente ótimas nas áreas da saúde, educação e assistência social, por exemplo.

diconalidades possam explicar grande parte dos efeitos do programa sobre o estado nutricional das crianças e adolescentes. As condicionalidades, nas áreas da saúde, educação e assistência social, podem levar a uma reeducação alimentar. Além disso, os programas de transferência condicionada de renda podem contribuir mais efetivamente para o bem-estar nutricional se forem combinados com outros tipos de intervenções, tais como: ações de promoção de alimentação saudável, alimentação escolar, políticas de suplementação, regulamentação das propagandas de alimentos, ações diretas sobre o sistema produtivo, etc.

Por fim, vale destacar ainda que os dados dessa pesquisa são periodicamente elaborados pelo IBGE e o método estatístico adotado é amplamente utilizado em avaliações de impacto de programas sociais nos quais o grupo de tratamento não tenha sido aleatorizado (como o PBF). Assim, este trabalho tem um elevado potencial de replicabilidade e pode ser facilmente atualizado a partir da disponibilidade de novos dados.

7 Agradecimentos

Agradecemos os valiosos comentários dos pareceristas anônimos e do editor.

Referências Bibliográficas

Abadie, A. & Imbens, G. W. (2008), 'On the failure of the bootstrap for matching estimators', *Econometrica* 76(6), 1537–1557.

AIBF-I (2007), Avaliação de impacto do programa bolsa família- 1ª rodada (aibf ii. sumário executivo.), Technical report, Secretaria de Avaliação e Gestão da Informação, Ministério do Desenvolvimento Social e Combate a Fome.

AIBF-II (2012), Avaliação de impacto do programa bolsa família - 2ª rodada (aibf ii. sumário executivo.), Technical report, Secretaria de Avaliação e Gestão da Informação, Ministério do Desenvolvimento Social e Combate à Fome.

Almeida, A. T. C. d., De Mesquita, S. P. & da Silva, M. V. B. (2014), Impactos do programa bolsa família sobre a demanda por diversificação alimentar no Brasil, in 'Anais do XLI Encontro Nacional de Economia [Proceedings of the 41th Brazilian Economics Meeting]', number 230, ANPEC-Associação Nacional dos Centros de Pósgraduação em Economia [Brazilian Association of Graduate Programs in Economics].

Andrade, M. V., Chein, F., Ribas, R. P. et al. (2007), Políticas de transferência de renda e condição nutricional de crianças: uma avaliação do bolsa família, Technical report, Cedeplar, Universidade Federal de Minas Gerais.

Araújo, G. S., Ribeiro, R., Neder, H. D. et al. (2010), 'Impactos do programa bolsa família sobre o trabalho de crianças e adolescentes residentes na área urbana em 2006', *Economia* 11(4).

Attanasio, O., Gómez, L. C., Heredia, P. & Vera-Hernandez, M. (2005), 'The short-term impact of a conditional cash subsidy on child health and nutrition in Colombia', *Report summary: familias*, v. 3, 3.

Attanasio, O. & Mesnard, A. (2006), 'The impact of a conditional cash transfer programme on consumption in colombia', *Fiscal studies* 27(4), 421–442.

Behrman, J. R. & Hoddinott, J. (2005), 'Programme evaluation with unobserved heterogeneity and selective implementation: The mexican progresa impact on child nutrition', *Oxford bulletin of economics and statistics* 67(4), 547–569.

Camelo, R. d. S., Tavares, P. A., Saiani, C. C. S. et al. (2009), 'Alimentação, nutrição e saúde em programas de transferência de renda: evidências para o programa bolsa família', *Revista Economia* .

Cardoso, E., Souza, A. P. et al. (2004), 'The impact of cash transfers on child labor and school attendance in brazil'.

Chioda, L., De Mello, J. M. & Soares, R. R. (2016), 'Spillovers from conditional cash transfer programs: Bolsa família and crime in urban brazil', *Economics of Education Review* 54, 306–320.

Duarte, G., Sampaio, B., Sampaio, Y. et al. (2009), 'Bolsa familia: impact of transfers on the food expenditures of rural households.', *Revista de Economia e Sociologia Rural* 47(4), 903–918.

Ferro, A. R. & Kassouf, A. L. (2005), 'Avaliação do impacto dos programas de bolsa escola sobre o trabalho infantil no brasil', *Pesquisa e Planejamento Econômico* 35(3), 417–444.

Ferro, A. R., Lúcia Kassouf, A. & Levison, D. (2010), The impact of conditional cash transfer programs on household work decisions in brazil, in 'Child Labor and the Transition between School and Work', Emerald Group Publishing Limited, pp. 193–218.

Glewwe, P. & Kassouf, A. L. (2012), 'The impact of the bolsa escola/familia conditional cash transfer program on enrollment, dropout rates and grade promotion in brazil', *Journal of development Economics* 97(2), 505–517.

Menezes, F., Gadelha, E., Santarelli, M., Billo, R., Costa, D. M., Curado, J. C., Burlandy, L., Magalhães, R., da Costa, R. S., de Magalhães, I. B. et al. (2008), 'Repercussões do programa bolsa família na segurança alimentar e nutricional das famílias beneficiadas', *Rio de Janeiro: IBASE* .

Oliveira, F. d. C. C., Cotta, R. M. M., Ribeiro, A. Q., Sant'Ana, L. F. d. R., Priore, S. E. & Franceschini, S. d. C. C. (2011), 'Estado nutricional e fatores determinantes do déficit estatural em crianças cadastradas no programa bolsa família', *Epidemiologia e Serviços de Saúde* 20(1), 7–18.

OMS (2006), *WHO child growth standards: length/height for age, weight-for-age, weight-for-length, weight-for-height and body mass index-for-age, methods and development.*, World Health Organization.

Onis, M. d., Onyango, A. W., Borghi, E., Siyam, A., Nishida, C. & Siekmann, J. (2007), 'Development of a who growth reference for school-aged children and adolescents', *Bulletin of the World health Organization* 85(9), 660–667.

- Paes-Sousa, R., Santos, L. M. P. & Miazaki, E. S. (2011), 'Effects of a conditional cash transfer programme on child nutrition in brazil', *Bulletin of the World Health Organization* **89**(7), 496–503.
- Rasella, D., Aquino, R., Santos, C. A., Paes-Sousa, R. & Barreto, M. L. (2013), 'Effect of a conditional cash transfer programme on childhood mortality: a nationwide analysis of brazilian municipalities', *The lancet* **382**(9886), 57–64.
- Rocha, R. & Soares, R. (2009), 'Programas condicionais de transferência de renda e fecundidade: evidências do bolsa família', *Rio de Janeiro: PUC*.
- Rosenbaum, P. R. & Rubin, D. B. (1983), 'The central role of the propensity score in observational studies for causal effects', *Biometrika* pp. 41–55.
- Saldiva, S. R. D. M., Silva, L. F. F., Saldiva, P. H. N. et al. (2010), 'Avaliação antropométrica e consumo alimentar em crianças menores de cinco anos residentes em um município da região do semiárido nordestino com cobertura parcial do programa bolsa família', *Revista de Nutrição* **23**(2), 221–229.
- Segall-Corrêa, A. M., Marin-Leon, L., Helito, H., Pérez-Escamilla, R., Santos, L. M. P., Paes-Sousa, R. et al. (2008), 'Transferência de renda e segurança alimentar no brasil: análise dos dados nacionais', *Revista de Nutrição*.
- Silveira Neto, R. d. M. (2010), 'Impacto do programa bolsa família sobre a frequência à escola: Estimativas a partir de informações da pesquisa nacional por amostra de domicílio (pnad)', *Governo Federal* p. 53.
- Soares, S. S. D. (2012), *Bolsa família, its design, its impacts and possibilities for the future*, Technical report, Working Paper, International Policy Centre for Inclusive Growth.
- Souza, A. P. F. d., Duarte, J., Neves, J. d. A. S., Oliveira, P. P. d. & Gadelha, S. R. d. B. (2013), 'Uma investigação sobre a focalização do programa bolsa família e seus determinantes imediatos'.

Apêndice A

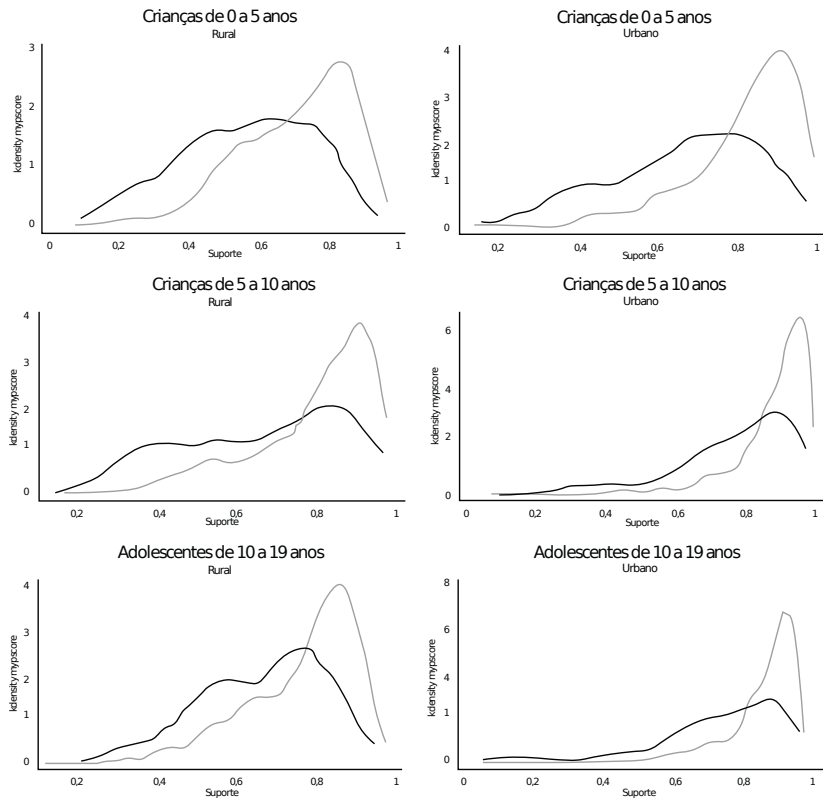


Figura A.1: Qualidade do Matching: Distribuição do Propensity Score pós Pareamento

Tabela A.1: Estatística Descritiva das Variáveis Indicadoras de Desnutrição - 0 a 5 anos

Variável (<i>outcome</i>)	Descrição da Variável	Total	Urbano	Rural
Estatutura-para-Idade				
MBEPI	Igual a 1 se Muito Baixa Estatura Para a Idade	0,0422 (0,2011)	0,0433 (0,2036)	0,0407 (0,1976)
BEPI	Igual a 1 se Baixa Estatura Para a Idade "ou" Muito Baixa Estatura Para a Idade	0,1336 (0,3403)	0,1294 (0,3357)	0,1394 (0,3465)
Peso-para-Idade				
MBPPI	Igual a 1 se Muito Baixo Peso Para Idade	0,0049 (0,0697)	0,0036 (0,0600)	0,0066 (0,0812)
BPPI	Igual a 1 se Baixo Peso Para Idade "ou" Muito Baixo Peso Para Idade	0,0380 (0,1913)	0,0355 (0,1851)	0,0415 (0,1995)
PEPI	Igual a 1 se Peso Elevado Para Idade	0,0457 (0,2089)	0,0535 (0,2252)	0,0349 (0,1835)
Peso-para-Estatura				
MA	Igual a 1 se Magreza Acentuada	0,0251 (0,1565)	0,0271 (0,1624)	0,0224 (0,1481)
M	Igual a 1 se Magreza Acentuada "ou" Magreza	0,0649 (0,2464)	0,0674 (0,2508)	0,0614 (0,2402)
O	Igual a 1 se Obeso	0,0464 (0,2104)	0,0523 (0,2228)	0,0382 (0,1917)
S	Igual a 1 se Obeso "ou" Sobrepeso	0,1172 (0,3217)	0,1312 (0,3377)	0,0979 (0,2973)
RS	Igual a 1 se Obeso "ou" Sobrepeso "ou" Risco de Sobrepeso	0,2808 (0,4495)	0,2900 (0,4539)	0,2680 (0,4431)
IMC-para-Idade				
MA-IMC	Igual a 1 se Magreza Acentuada	0,0286 (0,1667)	0,0325 (0,1774)	0,0232 (0,1507)
M-IMC	Igual a 1 se Magreza Acentuada "ou" Magreza	0,0670 (0,2500)	0,0680 (0,2518)	0,0656 (0,2476)
O-IMC	Igual a 1 se Obesidade	0,0478 (0,2133)	0,0523 (0,2228)	0,0415 (0,1995)
S-IMC	Igual a 1 se Obesidade "ou" Sobrepeso	0,1245 (0,3302)	0,1348 (0,3416)	0,1104 (0,3135)
RS-IMC	Igual a 1 se Obesidade "ou" Sobrepeso "ou" Risco de Sobrepeso	0,2919 (0,4547)	0,2978 (0,4574)	0,2838 (0,4510)
Total de Observações		2867	1662	1205

Nota: a tabela apresenta a média (nesse caso, a fração de sucessos) e os *standard errors* entre parênteses.

Fonte: Elaboração Própria

Tabela A.2: Estatística Descritiva das Variáveis Indicadoras de Desnutrição - 5 a 10 anos

Variável (outcome)	Descrição da Variável	Total	Urbano	Rural
Estatutura-para-Idade				
MBEPI	Igual a 1 se Muito Baixa Estatura Para a Idade	0,0184 (0,1345)	0,0168 (0,1286)	0,0207 (0,1425)
BEPI	Igual a 1 se Baixa Estatura Para a Idade "ou" Muito Baixa Estatura Para a Idade	0,0975 (0,2967)	0,0912 (0,2880)	0,1066 (0,3087)
Peso-para-Idade				
MBPPI	Igual a 1 se Muito Baixo Peso Para Idade	0,0050 (0,0703)	0,0044 (0,0662)	0,0058 (0,0757)
BPPI	Igual a 1 se Baixo Peso Para Idade "ou" Muito Baixo Peso Para Idade	0,0564 (0,2308)	0,0516 (0,2213)	0,0634 (0,2437)
PEPI	Igual a 1 se Peso Elevado Para Idade	0,0387 (0,1930)	0,0456 (0,2087)	0,0288 (0,1673)
IMC-para-Idade				
MA-IMC	Igual a 1 se Magreza Acentuada	0,0123 (0,1101)	0,0136 (0,1159)	0,0104 (0,1013)
M-IMC	Igual a 1 se Magreza Acentuada "ou" Magreza	0,0472 (0,2121)	0,0516 (0,2213)	0,0409 (0,1981)
OG-IMC	Igual a 1 se Obesidade Grave	0,0191 (0,1370)	0,0240 (0,1531)	0,0121 (0,1093)
O-IMC	Igual a 1 se Obesidade Grave "ou" Obesidade	0,0763 (0,2655)	0,0904 (0,2869)	0,0559 (0,2297)
S-IMC	Igual a 1 se Obesidade "ou" Sobrepeso	0,2182 (0,4131)	0,2505 (0,4334)	0,1717 (0,3772)
Total de Observações		4235	2499	1736

Nota: a tabela apresenta a média (nesse caso, a fração de sucessos) e os *standard errors* entre parênteses.

Fonte: Elaboração Própria.

Tabela A.3: Estatística Descritiva das Variáveis Indicadoras de Desnutrição - 10 a 19 anos

Variável (outcome)	Descrição da Variável	Total	Urbano	Rural
Estatutura-para-Idade				
MBEPI	Igual a 1 se Muito Baixa Estatura Para a Idade	0,0207 (0,1425)	0,0184 (0,1344)	0,0240 (0,1531)
BEPI	Igual a 1 se Baixa Estatura Para a Idade "ou" Muito Baixa Estatura Para a Idade	0,1109 (0,3140)	0,0957 (0,2942)	0,1322 (0,3387)
IMC-para-Idade				
MA-IMC	Igual a 1 se Magreza Acentuada	0,0433 (0,0881)	0,0457 (0,0874)	0,0400 (0,0891)
M-IMC	Igual a 1 se Magreza Acentuada "ou" Magreza	0,0078 (0,2036)	0,0077 (0,2089)	0,0080 (0,1960)
OG-IMC	Igual a 1 se Obesidade Grave	0,0025 (0,0496)	0,0027 (0,0522)	0,0021 (0,0456)
O-IMC	Igual a 1 se Obesidade Grave "ou" Obesidade	0,0315 (0,1746)	0,0373 (0,1895)	0,0233 (0,1509)
S-IMC	Igual a 1 se Obesidade "ou" Sobrepeso	0,1544 (0,3613)	0,1715 (0,3770)	0,1304 (0,3368)
Total de Observações		6899	4024	2875

Fonte: Elaboração Própria.

Nota: a tabela apresenta a média (nesse caso, a fração de sucessos) e os *standard errors* entre parênteses.

Tabela A.4: Estatística Descritiva das Variáveis Usadas para Estimar o *Propensity Score*

SUBAMOSTRA	0 a 5 anos				5 a 10 anos				10 a 19 anos			
ÁREA GEOGRÁFICA	Urbano		Rural		Urbano		Rural		Urbano		Rural	
BOLSA FAMÍLIA	com BF	sem BF	com BF	sem BF	com BF	sem BF	com BF	sem BF	com BF	sem BF	com BF	sem BF
VARIÁVEIS REGIONAIS												
CENTRO-OESTE	0,0623 (0,2418)	0,1193 (0,3244)	0,0566 (0,2312)	0,1375 (0,3451)	0,0567 (0,2313)	0,1349 (0,3419)	0,0725 (0,2593)	0,1685 (0,3750)	0,0627 (0,2425)	0,1338 (0,3406)	0,0598 (0,2372)	0,1218 (0,3273)
NORDESTE	0,6081 (0,4884)	0,4544 (0,4984)	0,5513 (0,4976)	0,4238 (0,4951)	0,6112 (0,4876)	0,3946 (0,4892)	0,5571 (0,4969)	0,3626 (0,4816)	0,6128 (0,4872)	0,4259 (0,4947)	0,5956 (0,4909)	0,4930 (0,5005)
NORTE	0,1813 (0,3855)	0,1561 (0,3633)	0,3098 (0,4627)	0,2528 (0,4354)	0,1863 (0,3894)	0,1669 (0,3732)	0,2727 (0,4455)	0,2894 (0,4543)	0,1695 (0,3752)	0,1828 (0,3867)	0,2435 (0,4293)	0,1677 (0,3739)
SUDESTE	0,1227 (0,3283)	0,1860 (0,3894)	0,0545 (0,2271)	0,1264 (0,3329)	0,1102 (0,3132)	0,2175 (0,4129)	0,0731 (0,2605)	0,0952 (0,2941)	0,1156 (0,3198)	0,1757 (0,3808)	0,0636 (0,2441)	0,1317 (0,3385)
SUL	0,0256 (0,1581)	0,0842 (0,2779)	0,0278 (0,1644)	0,0595 (0,2370)	0,0357 (0,1855)	0,0860 (0,2806)	0,0246 (0,1550)	0,0842 (0,2783)	0,0394 (0,1946)	0,0817 (0,2741)	0,0375 (0,1900)	0,0858 (0,2804)
VARIÁVEIS DE CARACTERÍSTICAS DO DOMICÍLIO												
MORADOR-COMODO	1,3026 (0,8432)	1,1341 (0,6411)	1,4797 (0,9842)	1,1964 (0,8136)	1,2547 (0,7662)	1,1606 (0,6097)	1,4644 (0,9982)	1,3273 (0,9552)	1,2231 (0,7835)	1,0846 (0,5098)	1,3432 (0,8775)	1,1892 (0,6929)
INFRA-DOMIC	3,5306 (0,91680)	3,3562 (0,87750)	4,3473 (0,16402)	4,0445 (0,14282)	3,5485 (0,10404)	3,2263 (0,75100)	4,2427 (0,15138)	3,9503 (0,14322)	3,3469 (0,99640)	3,2207 (0,84340)	4,1285 (0,14719)	3,8756 (0,12295)
INFRA-VIZINHANÇA	0,2417 (0,3561)	0,2272 (0,3386)	0,1793 (0,1495)	0,1755 (0,1328)	0,2347 (0,3427)	0,2046 (0,3155)	0,1825 (0,1414)	0,1745 (0,1201)	0,2264 (0,3418)	0,2216 (0,3344)	0,1796 (0,1452)	0,1758 (0,1423)
AGUA	0,7445 (0,4363)	0,8193 (0,3851)	0,1955 (0,3968)	0,2342 (0,4243)	0,7618 (0,4261)	0,8027 (0,3983)	0,2064 (0,4049)	0,2015 (0,4018)	0,7734 (0,4187)	0,8223 (0,3825)	0,2367 (0,4252)	0,2156 (0,4116)
BANHEIROS	0,9176 (0,2751)	0,9614 (0,1928)	0,7030 (0,4572)	0,7993 (0,4013)	0,9349 (0,2467)	0,9629 (0,1892)	0,7109 (0,4535)	0,8425 (0,3649)	0,9478 (0,2225)	0,9704 (0,1696)	0,7304 (0,4438)	0,8303 (0,3757)
ESGOTO	0,4332 (0,4957)	0,5456 (0,4984)	0,1143 (0,3184)	0,2305 (0,4219)	0,4355 (0,4959)	0,6088 (0,4884)	0,1381 (0,3451)	0,1832 (0,3875)	0,4473 (0,4973)	0,5526 (0,4975)	0,1310 (0,3375)	0,2116 (0,4088)
ENERGIA	0,9890 (0,1043)	0,9895 (0,1021)	0,7821 (0,4131)	0,7844 (0,4120)	0,9895 (0,1019)	0,9966 (0,0580)	0,7936 (0,4049)	0,8205 (0,3845)	0,9911 (0,0938)	0,9928 (0,0843)	0,8239 (0,3810)	0,8423 (0,3648)
VARIÁVEIS DA PESSOA DE REFERÊNCIA												
IDADE	35,3681 (10,0160)	34,3526 (12,4449)	36,7981 (10,7457)	34,9331 (13,1902)	37,3987 (9,42710)	37,6560 (11,7562)	38,8448 (9,82740)	40,3919 (12,9820)	41,7987 (9,57760)	42,0991 (11,4862)	43,7949 (9,61620)	46,6228 (13,8487)
ANOS-ESTUDO	5,4579 (8,6351)	6,5281 (7,7752)	3,8942 (8,3238)	4,6134 (8,0325)	5,2854 (9,3627)	6,6442 (10,154)	3,3787 (6,1240)	4,2161 (7,9660)	4,9412 (9,5550)	5,7661 (7,0560)	3,2692 (8,7597)	3,1816 (4,9913)
MASCULINO	0,7427 (0,4374)	0,7070 (0,4555)	0,8868 (0,3171)	0,8364 (0,3706)	0,7130 (0,4525)	0,8838 (0,4839)	0,8278 (0,3206)	0,8278 (0,3782)	0,6417 (0,4796)	0,5802 (0,4938)	0,8408 (0,3660)	0,8024 (0,3986)
BRANCO	0,2033 (0,4026)	0,2298 (0,4211)	0,1870 (0,3901)	0,2751 (0,4474)	0,1920 (0,3940)	0,2580 (0,4379)	0,1846 (0,3881)	0,2381 (0,4267)	0,2036 (0,4028)	0,2646 (0,4413)	0,2043 (0,4033)	0,2395 (0,4272)
FORMAL	0,4597 (0,4986)	0,6684 (0,4712)	0,2393 (0,4269)	0,5167 (0,5007)	0,4297 (0,4952)	0,5936 (0,4916)	0,2563 (0,4368)	0,5128 (0,5008)	0,4039 (0,4908)	0,5730 (0,4949)	0,2304 (0,4212)	0,4750 (0,4999)
HORAS-TRABALHADAS	37,9341 (11,0133)	40,0895 (9,77730)	34,6293 (12,0369)	36,1264 (11,9323)	37,1485 (11,5632)	38,3474 (10,8709)	34,9446 (11,7409)	36,3407 (11,6892)	36,0404 (11,8423)	37,9918 (10,6638)	33,4389 (12,2799)	35,2435 (11,8229)
Total de Observações	1092	570	936	269	1906	593	1463	273	3045	979	2374	501

Nota: a tabela apresenta a média e os *standard errors* entre parênteses.

Fonte: Elaboração Própria.

Tabela A.5: Diferença de Médias das Variáveis Usadas no *Propensity Score*- antes e depois do pareamento

SUBAMOSTRA	0 a 5 anos				5 a 10 anos				10 a 19 anos			
ÁREA GEOGRÁFICA	Urbano		Rural		Urbano		Rural		Urbano		Rural	
STATUS do PAREAMENTO	Antes	Depois	Antes	Depois	Antes	Depois	Antes	Depois	Antes	Depois	Antes	Depois
VARIÁVEIS REGIONAIS												
CENTRO-OESTE	-0,057*	-0,018	-0,081*	-0,021	-0,078*	-0,058*	-0,096*	-0,053	-0,071*	-0,040	-0,062*	-0,028
NORDESTE	0,154*	0,134*	0,128*	0,125*	0,217*	0,043	0,195*	0,191*	0,187*	0,112	0,103*	0,087*
NORTE	0,025	0,014	0,057*	0,027	0,019	0,004	-0,017	-0,007	-0,013	-0,001	0,076*	0,007
SUDESTE	-0,063*	-0,032	-0,072*	-0,023	-0,107*	-0,105*	-0,022	-0,008	-0,060*	-0,011	-0,068*	-0,024
SUL	-0,059*	-0,020	-0,032*	-0,024	-0,050*	-0,036	-0,060*	-0,053*	-0,042*	-0,014	-0,048	-0,048
VARIÁVEIS DE CARACTERÍSTICAS DO DOMICÍLIO												
MORADOR-COMODO	0,169*	0,024	0,283*	0,094	0,094	0,037	0,137*	0,071	0,139*	0,111*	0,154*	0,145*
INFRA-DOMIC	0,174*	0,003	0,303*	0,036	0,322*	0,093	0,292*	0,066	0,126	0,021	0,253*	0,059
INFRA-VIZINHANÇA	0,015	0,004	0,004	0,002	0,030	0,016	0,008	0,000	0,005	0,002	0,004	0,002
AGUA	-0,075*	-0,057*	-0,039	-0,018	-0,041*	-0,040	0,005	0,001	-0,049*	-0,024	0,021	0,010
BANHEIROS	-0,044	-0,038	-0,096*	-0,050	-0,028	-0,020	-0,132*	-0,113*	-0,023	-0,013	-0,100*	-0,046
ESGOTO	-0,112*	-0,046	-0,116*	-0,087	-0,173*	-0,119*	-0,045*	-0,017	-0,105*	-0,080	-0,081*	-0,055
ENERGIA	-0,001	0,000	-0,002	-0,001	-0,007	-0,005	-0,027	-0,005	-0,002	0,000	-0,018	-0,016
VARIÁVEIS DA PESSOA DE REFERÊNCIA												
IDADE	1,016*	0,005	1,865*	0,351	-0,257	-0,107	-1,547*	-0,573	-0,300	-0,238	-2,828*	-0,263
ANOS-ESTUDO	-1,070*	-0,986*	-0,719*	-0,649*	-1,359*	-1,213*	-0,837*	-0,662*	-0,825*	-0,352	0,088*	0,017
MASCULINO	0,036*	0,031	0,050*	0,038	0,086*	0,031	0,056	0,015	0,062*	0,036	0,038	0,035
BRANCO	-0,027	0,000	-0,088*	-0,041	-0,066	-0,010	-0,054	-0,045	-0,061*	-0,018	-0,035	-0,008
FORMAL	-0,209*	-0,054	-0,277*	-0,158*	-0,164*	-0,144*	-0,257*	-0,147	-0,169*	-0,121*	-0,245*	-0,020
HORAS-TRABALHADAS	-2,155*	-1,908*	-1,497*	-0,649	-1,199*	-0,212	-1,396*	-0,747	-1,951*	-0,116	-1,805*	-0,500

Nota: * significa que rejeita-se a hipótese de igualdade de média entre os dois grupos a 5%.

Fonte: Elaboração Própria.

Tabela A.6: Efeito do Programa Bolsa Família. *Robustez: Diferentes Métodos de Pareamento*

Crianças de 0 a 5 Anos					
Variável (outcome)	Descrição da Variável	Urbano		Rural	
		NN	Strat	NN	Strat
Estatutura-para-Idade					
MBEPI	Igual a 1 se Muito Baixa Estatura Para a Idade	-0,001	-0,002	0,011	0,004
BEPI	Igual a 1 se Baixa 'ou' Muito Baixa Estatura para a Idade	-0,011	0,007	0,032	-0,013
Peso-para-Idade					
MBPPI	Igual a 1 se Muito Baixo Peso Para Idade	-0,004*	-0,007*	-0,001	0,002
BPPI	Igual a 1 se Baixo Peso 'ou' Muito Baixo Peso para Idade	-0,002*	-0,008*	0,027	0,020
PEPI	Igual a 1 se Peso Elevado Para Idade	-0,051*	-0,041*	0,026	0,015
Peso-para-Estatura					
MA	Igual a 1 se Magreza Acentuada	0,013	0,016	0,019	0,016
M	Igual a 1 se Magreza Acentuada 'ou' Magreza	0,023	0,021	0,027	0,018
O	Igual a 1 se Obesidade	-0,048	-0,026	0,022	0,019
S	Igual a 1 se Obesidade 'ou' Sobrepeso	-0,068	-0,041	0,044	0,020
RS	Igual a 1 se Obesidade 'ou' Sobrepeso 'ou' Risco de Sobrepeso	-0,091	-0,060	0,019	-0,057
IMC-para-Idade					
MA-IMC	Igual a 1 se Magreza Acentuada	0,018	0,021	-0,018*	0,012
M-IMC	Igual a 1 se Magreza Acentuada 'ou' Magreza	0,035	0,033	-0,004	0,000
O-IMC	Igual a 1 se Obesidade	-0,059*	-0,022*	0,022	0,014
S-IMC	Igual a 1 se Obesidade 'ou' Sobrepeso	-0,098*	-0,043*	0,026	-0,006
RS-IMC	Igual a 1 se Obesidade 'ou' Sobrepeso 'ou' Risco de Sobrepeso	-0,084*	-0,05*	0,054	-0,032
Crianças de 5 a 10 Anos					
Estatutura-para-Idade					
		NN	Strat	NN	Strat
MBEPI	Igual a 1 se Muito Baixa Estatura Para a Idade	-0,005*	-0,006*	0,010	0,003
BEPI	Igual a 1 se Baixa 'ou' Muito Baixa Estatura para a Idade	-0,010*	-0,013*	0,042	0,025
Peso-para-Idade					
MBPPI	Igual a 1 se Muito Baixo Peso Para Idade	-0,002	-0,002	0,003	0,002
BPPI	Igual a 1 se Baixo Peso 'ou' Muito Baixo Peso para Idade	0,011	0,007	0,058	0,042
PEPI	Igual a 1 se Peso Elevado Para Idade	0,002	0,000	0,009	0,007

Notas: para o cálculo do efeito médio de tratamento sobre os tratados, ATT, utilizou-se duas formas de pareamento: Nearest-Neighbor e Stratification. As variáveis de interesse correspondem a uma indicadora do (mau) estado nutricional, de acordo com os critérios definidos pela OMS. Para a comparação da magnitude dos efeitos estimados, no Apêndice apresenta-se também as médias dessas variáveis. Os coeficientes marcados com * indicam significância a 5% e os *standard errors* do ATT foram obtidos usando *bootstrapping* com 1000 repetições.

Figura A.2: Classificação do Estado Nutricional de Crianças de 0 a 5 anos

Valores Críticos	Índices Antropométricos para menores de 5 anos				
	Peso-para-idade	Peso-para-estatura	IMC-para-idade	Estatura-para-idade	
< Percentil 0,1 ≥ Percentil 0,1 e < Percentil 3	< Escore-z -3 Escore-z -2	Muito baixo peso para a idade	Magreza acentuada	Magreza acentuada	Muito baixa estatura para a idade
≥ Percentil 0,1 e < Percentil 3	Escore-z -3 e < Escore-z -2	Baixo peso para a idade	Magreza	Magreza	Baixa estatura para a idade
≥ Percentil 3 e < Percentil 15	Escore-z -2 e < Escore-z -1	Peso adequado para a idade	Eutrofia	Eutrofia	Estatura adequada para a idade
≥ Percentil 15 e < Percentil 85	Escore-z -1 e ≤ Escore-z +1	Peso adequado para a idade	Risco de sobrepeso	Risco de sobrepeso	Estatura adequada para a idade
> Percentil 85 e < Percentil 97	Escore-z +1 e ≤ Escore-z +2	Peso adequado para a idade	Risco de sobrepeso	Risco de sobrepeso	Estatura adequada para a idade
> Percentil 97 e < Percentil 99,99	Escore-z +2 e ≤ Escore-z +3	Peso elevado para idade	Sobrepeso	Sobrepeso	Estatura adequada para a idade
> Percentil 99,9	> Escore-z +3	Peso elevado para idade	Obesidade	Obesidade	Estatura adequada para a idade

Figura A.3: Classificação do Estado Nutricional de Crianças de 5 a 10 anos

Valores Críticos		Índices Antropométricos para crianças de 5 a 10 anos		
		Peso-para-idade	IMC-para-idade	Estatura-para-idade
< Percentil 0,1	< Escore-z -3	Muito baixo peso para a idade	Magreza acentuada	Muito baixa estatura para a idade
≥ Percentil 0,1 e < Percentil 3	≥ Escore-z -3 e < Escore-z -2	Baixo peso para a idade	Magreza	Baixa estatura para a idade
≥ Percentil 3 e < Percentil 15	≥ Escore-z -2 e < Escore-z -1	Peso adequado para a idade	Eutrofia	Estatura adequada para a idade
> Percentil 15 e < Percentil 85	≥ Escore-z -1 e ≤ Escore-z +1	Peso adequado para a idade	Eutrofia	
≥ Percentil 85 e ≤ Percentil 97	> Escore-z +1 e ≤ Escore-z +2	Peso adequado para a idade	Sobrepeso	Estatura adequada para a idade
> Percentil 97 e ≤ Percentil 99,99	> Escore-z +2 e ≤ Escore-z +3	Peso elevado para idade	Obesidade	Estatura adequada para a idade
> Percentil 99,9	> Escore-z +3	Peso elevado para idade	Obesidade grave	Estatura adequada para a idade

Figura A.4: Classificação do Estado Nutricional de Adolescentes de 10 a 19 anos

Valores Críticos		Índices Antropométricos	
		IMC-para-idade	Estatura-para-idade
< Percentil 0,1	< Escore-z -3	Magreza acentuada	Muito baixa estatura para a idade
≥ Percentil 0,1 e < Percentil 3	≥ Escore-z -3 e < Escore-z -2	Magreza	Baixa estatura para a idade
≥ Percentil 3 e < Percentil 15	≥ Escore-z -2 e < Escore-z -1	Eutrofia	Estatura adequada para a idade
≥ Percentil 15 e ≤ Percentil 85	≥ Escore-z -1 e ≤ Escore-z +1	Eutrofia	Estatura adequada para idade
> Percentil 85 e ≤ Percentil 97	> Escore-z +1 e ≤ Escore-z +2	Sobrepeso	Estatura adequada para a idade
> Percentil 97 e ≤ Percentil 99,99	> Escore-z +2 e ≤ Escore-z +3	Obesidade	Estatura adequada para a idade
> Percentil 99,9	> Escore-z +3	Obesidade grave	Estatura adequada para a idade

Tabela A.6: Efeito do Programa Bolsa Família. *Robustez: Diferentes Métodos de Pareamento* (continuação)

Crianças de 0 a 5 Anos					
Variável (outcome)	Descrição da Variável	Urbano		Rural	
IMC-para-Idade					
MA-IMC	Igual a 1 se Magreza Acentuada	-0,014*	-0,013*	0,004	0,004
M-IMC	Igual a 1 se Magreza Acentuada 'ou' Magreza	0,006	0,016	-0,012*	-0,024*
O-IMC	Igual a 1 se Obesidade	-0,019	-0,020	-0,001	0,001
S-IMC	Igual a 1 se Obesidade 'ou' Sobrepeso	-0,026*	-0,042*	0,028	0,018
RS-IMC	Igual a 1 se Obesidade 'ou' Sobrepeso 'ou' Risco de Sobrepeso	-0,035*	-0,050*	0,047	0,020
Adolescentes de 10 a 19 Anos					
Estatutura-para-Idade		NN	Strat	NN	Strat
MBEPI	Igual a 1 se Muito Baixa Estatura Para a Idade	0,011	0,003	-0,008	-0,001
BEPI	Igual a 1 se Baixa 'ou' Muito Baixa Estatura para a Idade	0,041	0,022	-0,042	-0,007
IMC-para-Idade					
MA-IMC	Igual a 1 se Magreza Acentuada	0,004	0,001	0,009	0,006
M-IMC	Igual a 1 se Magreza Acentuada 'ou' Magreza	-0,015	-0,006	0,028	0,016
O-IMC	Igual a 1 se Obesidade	-0,001	0,000	-0,004*	-0,001*
S-IMC	Igual a 1 se Obesidade 'ou' Sobrepeso	-0,005*	-0,001*	-0,024*	-0,021*
RS-IMC	Igual a 1 se Obesidade 'ou' Sobrepeso 'ou' Risco de Sobrepeso	-0,056*	-0,021*	-0,099*	-0,029*

Notas: para o cálculo do efeito médio de tratamento sobre os tratados, ATT, utilizou-se duas formas de pareamento: Nearest-Neighbor e Stratification. As variáveis de interesse correspondem a uma indicadora do (mau) estado nutricional, de acordo com os critérios definidos pela OMS. Para a comparação da magnitude dos efeitos estimados, no Apêndice apresenta-se também as médias dessas variáveis. Os coeficientes marcados com * indicam significância a 5% e os *standard erros* do ATT foram obtidos usando *bootstrapping* com 1000 repetições.

Tabela A.7: Efeito do Programa Bolsa Família. *Robustez: Corte de Renda Alternativo: R\$ 250*

Crianças de 0 a 5 Anos					
Variável (outcome)	Descrição da Variável	Urbano		Rural	
		Raio	Kernel	Raio	Kernel
Estatutura-para-Idade					
MBEPI	Igual a 1 se Muito Baixa Estatura Para a Idade	-0,007	-0,005	0,003	0,004
BEPI	Igual a 1 se Baixa 'ou' Muito Baixa Estatura para a Idade	-0,003	-0,001	0,003	0,002
Peso-para-Idade					
MBPPI	Igual a 1 se Muito Baixo Peso Para Idade	-0,005*	-0,006*	0,001	0,002
BPPI	Igual a 1 se Baixo Peso 'ou' Muito Baixo Peso para Idade	-0,014*	-0,015*	0,020	0,019
PEPI	Igual a 1 se Peso Elevado Para Idade	-0,044*	-0,049*	0,021	0,011
Peso-para-Estatutura					
MA	Igual a 1 se Magreza Acentuada	0,011	0,012	-0,009	-0,010*
M	Igual a 1 se Magreza Acentuada 'ou' Magreza	0,019	0,020	-0,001	0,000
O	Igual a 1 se Obesidade	-0,021	-0,021	0,017	0,015
S	Igual a 1 se Obesidade 'ou' Sobrepeso	-0,015	-0,011	0,017	0,013
RS	Igual a 1 se Obesidade 'ou' Sobrepeso 'ou' Risco de Sobrepeso	-0,031	-0,037	-0,041	-0,049
IMC-para-Idade					
MA-IMC	Igual a 1 se Magreza Acentuada	0,015	0,018	-0,008*	-0,007
M-IMC	Igual a 1 se Magreza Acentuada 'ou' Magreza	-0,025	-0,022	-0,014	-0,013
O-IMC	Igual a 1 se Obesidade	-0,015*	-0,016*	0,018	0,011
S-IMC	Igual a 1 se Obesidade 'ou' Sobrepeso	-0,028*	-0,020	-0,002	-0,006
RS-IMC	Igual a 1 se Obesidade 'ou' Sobrepeso 'ou' Risco de Sobrepeso	-0,034*	-0,029*	-0,014	-0,022
Crianças de 5 a 10 Anos					
Estatutura-para-Idade		Raio	Kernel	Raio	Kernel
MBEPI	Igual a 1 se Muito Baixa Estatura Para a Idade	-0,009*	-0,008*	0,011	0,005
BEPI	Igual a 1 se Baixa 'ou' Muito Baixa Estatura para a Idade	-0,021*	-0,013*	0,004	0,005
Peso-para-Idade					
MBPPI	Igual a 1 se Muito Baixo Peso Para Idade	-0,001	-0,001	-0,002	0,003
BPPI	Igual a 1 se Baixo Peso 'ou' Muito Baixo Peso para Idade	-0,001	0,005	0,002	0,037
PEPI	Igual a 1 se Peso Elevado Para Idade	0,003	0,000	-0,001	0,002

Notas: para o cômputo do efeito médio de tratamento sobre os tratados, ATT, utilizou-se duas formas de pareamento do *Propensity Score*: Raio e Kernel. Para o primeiro deles, o valor do raio escolhido foi de $r = 0,05$, o mesmo valor foi utilizado como parâmetro *bandwidth* da função Kernel. As variáveis de interesse correspondem a uma indicadora do (mau) estado nutricional, de acordo com os critérios definidos pela OMS. Uma descrição detalhada desses critérios encontra-se no Apêndice. Para fins de comparação da magnitude dos efeitos estimados, no Apêndice apresenta-se também as médias dessas variáveis. Os coeficientes marcados com * indicam significância a 5% e os *standard errors* do ATT foram obtidos usando *bootstrapping* com 1000 repetições.

Tabela A.7: Efeito do Programa Bolsa Família. *Robustez: Corte de Renda Alternativo: R\$ 250* (continuação)

Crianças de 5 a 10 Anos					
Variável (outcome)	Descrição da Variável	Urbano		Rural	
IMC-para-Idade					
MA-IMC	Igual a 1 se Magreza Acentuada	-0,010*	-0,012*	0,003	0,004
M-IMC	Igual a 1 se Magreza Acentuada 'ou' Magreza	0,017	0,018	-0,023*	-0,002*
O-IMC	Igual a 1 se Obesidade	-0,010	-0,020*	-0,001	0,021
S-IMC	Igual a 1 se Obesidade 'ou' Sobrepeso	-0,046*	-0,043*	0,021	0,018
RS-IMC	Igual a 1 se Obesidade 'ou' Sobrepeso 'ou' Risco de Sobrepeso	-0,041*	-0,041*	0,000	-0,000
Adolescentes de 10 a 19 Anos					
Estatura-para-Idade		Raio	Kernel	Raio	Kernel
MBEPI	Igual a 1 se Muito Baixa Estatura Para a Idade	0,003	0,004*	-0,002	-0,002
BEPI	Igual a 1 se Baixa 'ou' Muito Baixa Estatura para a Idade	0,023*	0,026	-0,004	-0,005
IMC-para-Idade					
MA-IMC	Igual a 1 se Magreza Acentuada	0,002	0,003	0,007	0,004
M-IMC	Igual a 1 se Magreza Acentuada 'ou' Magreza	-0,001	-0,002	0,018	0,016
O-IMC	Igual a 1 se Obesidade	-0,000	0,000	-0,002*	-0,005*
S-IMC	Igual a 1 se Obesidade 'ou' Sobrepeso	-0,008	-0,007	-0,014*	-0,019*
RS-IMC	Igual a 1 se Obesidade 'ou' Sobrepeso 'ou' Risco de Sobrepeso	-0,036*	-0,034*	-0,023*	-0,027*

Notas: para o cômputo do efeito médio de tratamento sobre os tratados, ATT, utilizou-se duas formas de pareamento do *Propensity Score*: Raio e Kernel. Para o primeiro deles, o valor do raio escolhido foi de $r = 0,05$, o mesmo valor foi utilizado como parâmetro *bandwidth* da função Kernel. As variáveis de interesse correspondem a uma indicadora do (mau) estado nutricional, de acordo com os critérios definidos pela OMS. Uma descrição detalhada desses critérios encontra-se no Apêndice. Para fins de comparação da magnitude dos efeitos estimados, no Apêndice apresenta-se também as médias dessas variáveis. Os coeficientes marcados com * indicam significância a 5% e os *standard erros* do ATT foram obtidos usando *bootstrapping* com 1000 repetições.

Tabela A.8: Efeito do Programa Bolsa Família. *Robustez: Valor Diferente para o raio/bandwidth (=0,025)*

Crianças de 0 a 5 Anos					
Variável (outcome)	Descrição da Variável	Urbano		Rural	
		Raio	Kernel	Raio	Kernel
Estatutura-para-Idade					
MBEPI	Igual a 1 se Muito Baixa Estatura Para a Idade	-0,003	-0,001	0,002	0,006
BEPI	Igual a 1 se Baixa 'ou' Muito Baixa Estatura para a Idade	-0,002	-0,001	0,002	0,001
Peso-para-Idade					
MBPPI	Igual a 1 se Muito Baixo Peso Para Idade	-0,004*	-0,005*	0,000	0,001
BPPI	Igual a 1 se Baixo Peso 'ou' Muito Baixo Peso para Idade	-0,019*	-0,011*	0,028	0,018
PEPI	Igual a 1 se Peso Elevado Para Idade	-0,041*	-0,051*	0,017	0,012
Peso-para-Estatutura					
MA	Igual a 1 se Magreza Acentuada	0,010	0,015	-0,005	-0,017*
M	Igual a 1 se Magreza Acentuada 'ou' Magreza	0,014	0,010	-0,004	-0,000
O	Igual a 1 se Obesidade	-0,014	-0,015	0,012	0,014
S	Igual a 1 se Obesidade 'ou' Sobrepeso	-0,013	-0,009	0,011	0,012
RS	Igual a 1 se Obesidade 'ou' Sobrepeso 'ou' Risco de Sobrepeso	-0,024	-0,032	-0,036	-0,041
IMC-para-Idade					
MA-IMC	Igual a 1 se Magreza Acentuada	0,014	0,016	-0,006*	-0,005
M-IMC	Igual a 1 se Magreza Acentuada 'ou' Magreza	-0,021	-0,020	-0,019	-0,015
O-IMC	Igual a 1 se Obesidade	-0,013*	-0,011*	0,014	0,009
S-IMC	Igual a 1 se Obesidade 'ou' Sobrepeso	-0,031*	-0,022	-0,001	-0,008
RS-IMC	Igual a 1 se Obesidade 'ou' Sobrepeso 'ou' Risco de Sobrepeso	-0,030*	-0,028*	-0,010	-0,021
Crianças de 5 a 10 Anos					
Estatutura-para-Idade					
		Raio	Kernel	Raio	Kernel
MBEPI	Igual a 1 se Muito Baixa Estatura Para a Idade	-0,008*	-0,005*	0,010	0,003
BEPI	Igual a 1 se Baixa 'ou' Muito Baixa Estatura para a Idade	-0,020*	-0,012*	0,003	0,006
Peso-para-Idade					
MBPPI	Igual a 1 se Muito Baixo Peso Para Idade	-0,001	-0,002	-0,001	0,002
BPPI	Igual a 1 se Baixo Peso 'ou' Muito Baixo Peso para Idade	-0,001	0,008	0,003	0,041
PEPI	Igual a 1 se Peso Elevado Para Idade	0,002	0,001	-0,001	0,000

Notas: para o cômputo do efeito médio de tratamento sobre os tratados, ATT, utilizou-se duas formas de pareamento do *Propensity Score*: Raio e Kernel. Para o primeiro deles, o valor do raio escolhido foi de $r = 0,025$, o mesmo valor foi utilizado como parâmetro *bandwidth* da função Kernel. As variáveis de interesse correspondem a uma indicadora do (mau) estado nutricional, de acordo com os critérios definidos pela OMS. Uma descrição detalhada desses critérios encontra-se no Apêndice. Para fins de comparação da magnitude dos efeitos estimados, no Apêndice apresenta-se também as médias dessas variáveis. Os coeficientes marcados com * indicam significância a 5% e os *standard errors* do ATT foram obtidos usando *bootstrapping* com 1000 repetições.

Tabela A.8: Efeito do Programa Bolsa Família. *Robustez: Valor Diferente para o raio/bandwidth (=0,025) (continuação)*

Crianças de 5 a 10 Anos					
Variável (outcome)	Descrição da Variável	Urbano		Rural	
IMC-para-Idade					
MA-IMC	Igual a 1 se Magreza Acentuada	-0,011*	-0,016*	0,001	0,002
M-IMC	Igual a 1 se Magreza Acentuada 'ou' Magreza	0,015	0,017	-0,021*	-0,003*
O-IMC	Igual a 1 se Obesidade	-0,011	-0,023*	-0,000	0,019
S-IMC	Igual a 1 se Obesidade 'ou' Sobrepeso	-0,047*	-0,040*	0,022	0,021
RS-IMC	Igual a 1 se Obesidade 'ou' Sobrepeso 'ou' Risco de Sobrepeso	-0,040*	-0,037*	-0,000	-0,000
Adolescentes de 10 a 19 Anos					
Estatura-para-Idade		Raio	Kernel	Raio	Kernel
MBEPI	Igual a 1 se Muito Baixa Estatura Para a Idade	0,002	0,004*	-0,001	-0,002
BEPI	Igual a 1 se Baixa 'ou' Muito Baixa Estatura para a Idade	0,021*	0,028	-0,005	-0,003
IMC-para-Idade					
MA-IMC	Igual a 1 se Magreza Acentuada	0,000	0,001	0,005	0,001
M-IMC	Igual a 1 se Magreza Acentuada 'ou' Magreza	-0,000	-0,001	0,011	0,013
O-IMC	Igual a 1 se Obesidade	-0,000	-0,000	-0,005*	-0,009*
S-IMC	Igual a 1 se Obesidade 'ou' Sobrepeso	-0,004	-0,008	-0,019*	-0,022*
RS-IMC	Igual a 1 se Obesidade 'ou' Sobrepeso 'ou' Risco de Sobrepeso	-0,037*	-0,038*	-0,021*	-0,029*

Notas: para o cálculo do efeito médio de tratamento sobre os tratados, ATT, utilizou-se duas formas de pareamento do *Propensity Score*: Raio e Kernel. Para o primeiro deles, o valor do raio escolhido foi de $r = 0,025$, o mesmo valor foi utilizado como parâmetro *bandwidth* da função Kernel. As variáveis de interesse correspondem a uma indicadora do (mau) estado nutricional, de acordo com os critérios definidos pela OMS. Uma descrição detalhada desses critérios encontra-se no Apêndice. Para fins de comparação da magnitude dos efeitos estimados, no Apêndice apresenta-se também as médias dessas variáveis. Os coeficientes marcados com * indicam significância a 5% e os *standard errors* do ATT foram obtidos usando *bootstrapping* com 1000 repetições.

Tabela A.9: Efeito do Programa Bolsa Família. *Robustez: Propensity Score Estimado utilizando Probit*

Crianças de 0 a 5 Anos					
Variável (outcome)	Descrição da Variável	Urbano		Rural	
		Raio	Kernel	Raio	Kernel
Estatutura-para-Idade					
MBEPI	Igual a 1 se Muito Baixa Estatura Para a Idade	-0,001	-0,000	0,001	0,003
BEPI	Igual a 1 se Baixa 'ou' Muito Baixa Estatura para a Idade	-0,001	-0,000	0,001	0,003
Peso-para-Idade					
MBPPI	Igual a 1 se Muito Baixo Peso Para Idade	-0,009*	-0,008*	0,001	0,003
BPPI	Igual a 1 se Baixo Peso 'ou' Muito Baixo Peso para Idade	-0,014*	-0,015*	0,023	0,021
PEPI	Igual a 1 se Peso Elevado Para Idade	-0,039*	-0,045*	0,015	0,010
Peso-para-Estatutura					
MA	Igual a 1 se Magreza Acentuada	0,008	0,013	-0,003	-0,011*
M	Igual a 1 se Magreza Acentuada 'ou' Magreza	0,012	0,011	-0,002	-0,003
O	Igual a 1 se Obesidade	-0,009	-0,010	0,011	0,016
S	Igual a 1 se Obesidade 'ou' Sobrepeso	-0,012	-0,008	0,010	0,017
RS	Igual a 1 se Obesidade 'ou' Sobrepeso 'ou' Risco de Sobrepeso	-0,019	-0,028	-0,031	-0,035
IMC-para-Idade					
MA-IMC	Igual a 1 se Magreza Acentuada	0,012	0,011	-0,004*	-0,002
M-IMC	Igual a 1 se Magreza Acentuada 'ou' Magreza	-0,017	-0,019	-0,021	-0,020
O-IMC	Igual a 1 se Obesidade	-0,009*	-0,007*	0,011	0,005
S-IMC	Igual a 1 se Obesidade 'ou' Sobrepeso	-0,029*	-0,021	-0,000	-0,004
RS-IMC	Igual a 1 se Obesidade 'ou' Sobrepeso 'ou' Risco de Sobrepeso	-0,027*	-0,025*	-0,009	-0,016
Crianças de 5 a 10 Anos					
		Raio	Kernel	Raio	Kernel
Estatutura-para-Idade					
MBEPI	Igual a 1 se Muito Baixa Estatura Para a Idade	-0,006*	-0,004*	0,015	0,001
BEPI	Igual a 1 se Baixa 'ou' Muito Baixa Estatura para a Idade	-0,023*	-0,016*	0,002	0,005
Peso-para-Idade					
MBPPI	Igual a 1 se Muito Baixo Peso Para Idade	-0,000	-0,003	-0,000	0,002
BPPI	Igual a 1 se Baixo Peso 'ou' Muito Baixo Peso para Idade	-0,002	0,009	0,002	0,042
PEPI	Igual a 1 se Peso Elevado Para Idade	0,000	0,000	-0,000	0,000

Notas: para o cálculo do efeito médio de tratamento sobre os tratados, ATT, utilizou-se duas formas de pareamento do *Propensity Score*: Raio e Kernel. Para o primeiro deles, o valor do raio escolhido foi de $r = 0,025$, o mesmo valor foi utilizado como parâmetro *bandwidth* da função Kernel. As variáveis de interesse correspondem a uma indicadora do (mau) estado nutricional, de acordo com os critérios definidos pela OMS. Uma descrição detalhada desses critérios encontra-se no Apêndice. Para fins de comparação da magnitude dos efeitos estimados, no Apêndice apresenta-se também as médias dessas variáveis. Os coeficientes marcados com * indicam significância a 5% e os *standard errors* do ATT foram obtidos usando *bootstrapping* com 1000 repetições.

Tabela A.9: Efeito do Programa Bolsa Família. *Robustez: Propensity Score Estimado utilizando Probit* (continuação)

Crianças de 5 a 10 Anos					
Variável (outcome)	Descrição da Variável	Urbano		Rural	
IMC-para-Idade					
MA-IMC	Igual a 1 se Magreza Acentuada	-0,008*	-0,012*	0,000	0,003
M-IMC	Igual a 1 se Magreza Acentuada 'ou' Magreza	0,011	0,015	-0,023*	-0,001*
O-IMC	Igual a 1 se Obesidade	-0,014	-0,024*	-0,003	0,015
S-IMC	Igual a 1 se Obesidade 'ou' Sobrepeso	-0,044*	-0,039*	0,021	0,018
RS-IMC	Igual a 1 se Obesidade 'ou' Sobrepeso 'ou' Risco de Sobrepeso	-0,035*	-0,038*	-0,001	-0,002
Adolescentes de 10 a 19 Anos					
Estatura-para-Idade		Raio	Kernel	Raio	Kernel
MBEPI	Igual a 1 se Muito Baixa Estatura Para a Idade	0,001	0,006*	-0,002	-0,000
BEPI	Igual a 1 se Baixa 'ou' Muito Baixa Estatura para a Idade	0,022*	0,027	-0,004	-0,004
IMC-para-Idade					
MA-IMC	Igual a 1 se Magreza Acentuada	0,002	0,004	0,003	0,000
M-IMC	Igual a 1 se Magreza Acentuada 'ou' Magreza	-0,001	-0,001	0,009	0,011
O-IMC	Igual a 1 se Obesidade	-0,002	-0,001	-0,003*	-0,006*
S-IMC	Igual a 1 se Obesidade 'ou' Sobrepeso	-0,002	-0,006	-0,020*	-0,019*
RS-IMC	Igual a 1 se Obesidade 'ou' Sobrepeso 'ou' Risco de Sobrepeso	-0,033*	-0,035*	-0,020*	-0,022*

Notas: para o cálculo do efeito médio de tratamento sobre os tratados, ATT, utilizou-se duas formas de pareamento do *Propensity Score*: Raio e Kernel. Para o primeiro deles, o valor do raio escolhido foi de $r = 0,025$, o mesmo valor foi utilizado como parâmetro *bandwidth* da função Kernel. As variáveis de interesse correspondem a uma indicadora do (mau) estado nutricional, de acordo com os critérios definidos pela OMS. Uma descrição detalhada desses critérios encontra-se no Apêndice. Para fins de comparação da magnitude dos efeitos estimados, no Apêndice apresenta-se também as médias dessas variáveis. Os coeficientes marcados com * indicam significância a 5% e os *standard errors* do ATT foram obtidos usando *bootstrapping* com 1000 repetições.

DETERMINANTES DA MOBILIDADE INTERFIRMAS E INTER-REGIONAL DE TRABALHADORES NO BRASIL FORMAL

PHILIPPE SCHERRER MENDES *

EDUARDO GONÇALVES †

RICARDO FREGUGLIA ‡

Resumo

O objetivo deste artigo é analisar os determinantes da mobilidade laboral, diferenciando possíveis opções de mudança de emprego entre firmas de uma mesma cidade e entre firmas de diferentes localidades. Usando microdados da *RAIS-Migra*, propõe-se verificar os determinantes dessa mobilidade laboral no Brasil, controlando por características dos trabalhadores e fazendo uma distinção setorial por intensidades tecnológicas. A partir de modelos de regressão logística multinomial com interceptos aleatórios (GLLAMM), os principais resultados obtidos evidenciam que a mobilidade é positivamente relacionada com o salário para as mudanças interfirmas e entre municípios (localizados em um mesmo Estado). Por outro lado, todos esses resultados podem diferir significativamente em relação à extensão territorial da mobilidade.

Palavras-chave: Mobilidade Interfirmas; Mobilidade Inter-regional; Logit Multinomial; GLLAMM; Brasil.

Abstract

This paper analyzes the main factors that motivate the inter-firm and inter-regional mobility of workers in the Brazilian formal labor market. Using micro-data from Labor Ministry of Brazil between 1995 and 2002 (*RAIS-Migra*), we verify the determinants of formal labor mobility in Brazil by sectors to different levels of technological intensity. Based on Generalized Linear Latent and Mixed Model (GLLAMM), we find that the mobility is positively related to the wage level and personal characteristics, such as high educational level and male gender. On the other hand, the seniority level of worker is negatively related to the mobility level. Furthermore, all these results may be different according to the spatial extension considered.

Keywords: Inter-firm Mobility; Inter-regional Mobility; Multinomial Logit; GLLAMM; Brazil.

JEL classification: R10, O15, J61

DOI: <http://dx.doi.org/10.11606/1413-8050/ea144101>

* CEDEPLAR/UFMG. E-mail: philipescherrer@gmail.com

† UFJF. E-mail: eduardo.goncalves@ufjf.edu.br

‡ UFJF. E-mail: ricardo.freguglia@ufjf.edu.br

1 Introdução

As transformações na estrutura produtiva brasileira, decorrente de uma maior exposição à concorrência externa, gera a necessidade da incorporação de novas tecnologias aos processos produtivos. Essas novas tecnologias, poupadoras de mão de obra, principalmente a menos qualificada, geram uma reorganização da atividade industrial brasileira. Provavelmente em função dessa nova dinâmica, promovida pela maior abertura econômica, o interesse por compreender os movimentos ocorridos no mercado de trabalho nacional se elevou substancialmente (mobilidade laboral e ocupacional e movimentos migratórios). Os movimentos laborais são relevantes, especialmente aqueles relativos a trabalhadores qualificados, porque podem contribuir na disseminação de conhecimento entre firmas e regiões (Audretsch & Keilbach 2005).

A literatura brasileira mostra que a mobilidade inter-regional de trabalhadores é determinada por vários fatores socioeconômicos, como: importância dos fatores não pecuniários, relacionados às características regionais, frente aos aspectos econômicos, como expectativa de vida, condições de moradia, salubridade, condições de trabalho, amenidades climáticas, infraestrutura, dentre outros (Mata et al. 2007, Queiroz & Golgher 2008); diferenciais salariais, comparando os ganhos no destino e na origem (Mata et al. 2007, Ferreira & Matos 2008, Justo & da Mota Silveira-Neto 2009). Além destes, é importante destacar a seletividade dos migrantes brasileiros, que de acordo com da Rosa dos Santos-Júnior et al. (2005) são diferenciados dos não migrantes em termos de habilidades produtivas (em média mais aptos, motivados, empreendedores ou ambiciosos).

Estudos sobre os determinantes da mudança de emprego em função do processo migratório são mais comuns que estudos que exploram movimentos internos do mercado de trabalho. Entretanto, os fatores econômicos que determinam a mobilidade do trabalhador, internamente ou entre regiões, são praticamente os mesmos, normalmente associados a níveis de salários, expectativas no novo emprego, entre outras variáveis socioeconômicas.

Nesse contexto, o objetivo desse artigo é analisar os fatores que condicionam a mobilidade interfirma e inter-regional de trabalhadores. Buscam-se evidências e justificativas para a existência da mobilidade interfirma e inter-regional de trabalhadores empregados na indústria de transformação em todo o Brasil. A motivação para a pesquisa está centrada na necessidade de compreender o processo de mobilidade laboral, em uma perspectiva integrada que envolva a análise de mudanças internas à cidade e mudanças entre diferentes localidades¹, dada sua capacidade de transferir conhecimento.

De uma forma geral, a literatura nacional sobre o tema traz a análise da mobilidade laboral dentro de uma perspectiva binária, considerando apenas as opções “mudou” (ou “migrou”) e “não mudou” (ou “não migrou”), sem considerar suas diferentes possibilidades ao mesmo tempo (Ferreira & Matos 2008, Mata et al. 2007). Outros trabalhos abordam a perspectiva de mobilidade ocupacional (de Oliveira & Machado 2000, Machado & de Oliveira 2013), que não é objeto de investigação deste trabalho. Nesse sentido, a principal contribuição deste artigo está em trazer uma análise conjunta dessas possibilidades, e apresentar como seus determinantes se diferenciam entre si. Entende-se

¹Na Seção metodológica será melhor apresentada a estratégia empírica que envolveu a construção da variável dependente com o objetivo de identificar as diferentes possibilidades de mobilidade laboral e analisar seus condicionantes.

que, pela forma como a variável dependente foi criada, tem-se uma proxy para extensão territorial nos diferentes tipos de movimento que o trabalhador pode fazer, o que permite analisar os determinantes sobre essa ótica territorial². Para a análise multinomial, a variável dependente foi criada de forma a identificar possíveis respostas que os trabalhadores podem dar diante de diferentes opções de mudança de emprego. A variável assumiu os valores de 0 a 4, sendo 0 quando o trabalhador permanece na mesma empresa de um ano para o outro; 1 para o caso de o trabalhador mudar de empresa, permanecendo na mesma cidade; 2 para o caso de o trabalhador mudar de emprego e de cidade, permanecendo na região metropolitana, caso ele já estivesse empregado dentro de uma região metropolitana; 3 para o caso de mobilidade entre municípios, mas interna ao estado, excluindo a mobilidade dentro de regiões metropolitanas; 4 para a mobilidade observada entre estados.

O método utilizado no trabalho envolve uma análise multinomial com interceptos aleatórios dos determinantes econômicos da mobilidade do trabalhador, justificado pela possibilidade de existência de variáveis não observadas que entrariam aditivamente no preditor linear. O recorte temporal da pesquisa abrange o período de 1995 a 2002, e se justifica por ter sido este um período em que a economia brasileira passou por importantes alterações, decorrentes da estabilização da moeda e ainda, em grande medida, da abertura comercial do início dos anos 1990 (Negri et al. 2006).

Além dessa parte introdutória, o trabalho é organizado em outras quatro seções. A próxima Seção revisa os principais fatores pelos quais a mobilidade ocorre, além de enfatizar a importância dessa mobilidade na difusão de conhecimento tecnológico. A terceira apresenta a base de dados e o método utilizado no estudo. A Seção 4 revela os resultados da modelagem econométrica e a última Seção apresenta as principais conclusões desse trabalho.

2 Mobilidade interfirma e inter-regional e possibilidade de difusão tecnológica

A mobilidade espacial da mão de obra é entendida pela abordagem neoclássica como um movimento populacional que visa responder a desequilíbrios na distribuição espacial fatores de produção: terra, trabalho, capital e recursos naturais (Wood 1982). A localização geográfica de fatores de produção pode determinar a desigualdade de rendimentos, influenciando a direção e a magnitude dos fluxos migratórios. Os trabalhadores se movem a partir de locais onde o capital é escasso e o trabalho é abundante (baixa remuneração do trabalho), para áreas onde o capital é abundante e trabalho é escasso. Pela redistribuição do capital humano, a migração é considerada um estímulo ao desenvolvimento por operar no sentido de corrigir desequilíbrios de remuneração de fatores. Esses movimentos atuam no sentido de promoverem a gradual convergência dos níveis de crescimento econômico e bem-estar social. Para a verificação de tais efeitos, os trabalhadores são tidos como agentes raci-

²Uma alternativa comumente utilizada na análise de extensão territorial da mobilidade seria utilizar variáveis de distância entre as localidades (cidades, neste caso). Para isto existem indicadores de distância (em linha reta ou km rodoviário) ou tempo de deslocamento (medido com a melhor opção que minimiza o tempo de locomoção entre as localidades). Entretanto, nenhuma dessas opções permitiria a análise a que este artigo se propõe. No caso da opção por elas, o resultado teórico esperado na análise seria de diminuição da probabilidade de se mover, com o aumento da distância a ser percorrida.

onais que procuram melhores remunerações. Assim, movimentos migratórios são vistos como resultados de ações individuais de cada trabalhador.

Entretanto, os fatores geográficos ainda são significativamente negligenciados em estudos referentes à mobilidade laboral. A existência de diferencial de rendimentos entre regiões é tema relativamente bem revisado para o Brasil (Galinari et al. 2003, 2006, Fontes et al. 2010, Freitas 2012). Porém, a associação deste com a atratividade que certas regiões possuem em relação às demais ainda é pouco analisado. De acordo com Sahota (1968), esse diferencial de rendimentos tenderia a ser uma das principais causas da decisão individual de migrar.

DaVanzo (1981) discute a abordagem microeconômica da decisão individual de migrar, restringindo-se a estudos empíricos que utilizam microdados sobre indivíduos e famílias, com foco nos determinantes da migração, em detrimento da análise de suas consequências. Tal foco é bastante atrelado aos propósitos dessa corrente teórica, uma vez que ela costuma trabalhar com a premissa básica de que a tomada de decisão de migrar é baseada na expectativa de melhoria, como qualidade de vida, remuneração e outras, baseada numa escolha racional.

A literatura relacionada à mobilidade laboral destaca que a elevação dos níveis educacionais tende a ampliar as aspirações profissionais do indivíduo de modo a elevar sua propensão de mobilidade. Nesse sentido, alguns estudos empíricos apresentam indícios de que os trabalhadores mais qualificados possuem uma maior predisposição a buscar novas oportunidades de trabalho (Stambol 2003b, Pekkala 2003, Kulu & Billari 2004). Um ponto aparentemente contraditório é que indivíduos com níveis de escolaridade muito baixos também tendem a ser mais instáveis no mercado de trabalho. Nesse caso, não mais por uma questão de novas aspirações e melhores oportunidades relacionadas à carreira, mas por uma questão alocativa, que tende a elevar a eficiência no mercado de trabalho e proporcionar a construção de uma melhor carreira (Topel & Ward 1992, Holzer & LaLonde 1999).

Outro ponto relevante dessa literatura é a relação entre idade e experiência (tempo de emprego) com a mobilidade laboral. Mais jovens e menos experientes tendem a ser mais instáveis no emprego e o aumento da idade e da experiência vão diminuindo essa maior propensão a se mover (Topel & Ward 1992, Pacelli et al. 1998, Holzer & LaLonde 1999). Segundo Farber (1999), tanto a alta incidência de relações de trabalho de longo prazo, quanto um significativo nível de mudança de emprego seriam importantes características de um desenvolvido (moderno) mercado de trabalho. De acordo com esse autor, três importantes componentes da mudança de emprego merecem destaque: a) que os relacionamentos empregatícios de longo prazo seriam menos comuns; b) que novos postos de emprego tendem a ser menos estáveis; e c) que a probabilidade de mudança de emprego diminui com o aumento da experiência. A explicação para a existência de relações de emprego de longo prazo é vinculada com a questão do capital humano intrínseco ao trabalhador, que justifica o interesse da empresa na sua manutenção.

A mobilidade de trabalhadores qualificados entre empresas e/ou regiões pode ser compreendida, segundo Audretsch & Keilbach (2005), como uma manifestação da transmissão de conhecimento e de transbordamento tecnológico via contato pessoal. O objetivo desses autores é tirar o foco da firma, que comumente é tida como unidade de análise de inovação e mudança tecnológica, buscando esclarecer a importância que a unidade “trabalhador” tem

nessa determinação.

Nesse sentido, transbordamentos de conhecimento seriam possíveis pela transmissão via pessoas dotadas de alto nível de capital humano, com difusão via contato face a face entre trabalhadores (conhecimento tácito). O trabalho qualificado deve ser considerado um dos principais mecanismos pelos quais o transbordamento de conhecimento pode ser realizado, à medida que existe a possibilidade de eles se moverem entre firmas e regiões. A contratação de trabalhadores qualificados deve, então, ser vista como um mecanismo de apropriação do know-how tácito destes. Entretanto, a proximidade geográfica importaria na sua transmissão, pois, por se tratar de um conhecimento tácito, os movimentos intrarregionais se mostram muito mais prováveis que os movimentos entre regiões (Arrow 1962, Feldman 1999, Almeida & Kogut 1999).

Cooper (2001) associa a imperfeição na definição do direito de propriedade sobre os conhecimentos que os trabalhadores qualificados possuem como favorecedor à difusão do conhecimento para empresas rivais. Isso ocorre porque tais trabalhadores podem migrar para empresas rivais, que estariam dispostas a competir pela sua força de trabalho via melhores condições de trabalho e de melhorias salariais.

Ainda dentro dessa possibilidade, Rosenkopf & Almeida (2003) ressaltam que além da questão da proximidade geográfica, como favorecedora à difusão tecnológica, como consequência de uma maior mobilidade de trabalhadores, a proximidade tecnológica também desempenharia um importante papel na difusão de conhecimento, e que, por essa proximidade, maiores distâncias geográficas poderiam ser percorridas pelos trabalhadores qualificados.

Competências tecnológicas e acúmulos de conhecimento seriam fatores determinantes na atração de trabalhadores fundamentais no processo de produção de conhecimento para inovar. E é a interação existente entre trabalhadores e firmas que possibilita avanços tecnológicos. Para a existência de canais que possibilitem a transferência de conhecimento entre firmas, faz-se necessária a existência de uma capacidade de absorção e replicação da tecnologia, sendo que firmas e trabalhadores se completam nesse processo.

2.1 Mercado de trabalho e mobilidade do trabalhador no Brasil

Brito & de Souza (2005) observam que o processo de urbanização brasileiro se deu juntamente com o processo da formação de suas grandes metrópoles, principalmente a partir dos anos 50, com o grande crescimento de tais cidades impulsionado pelo forte fenômeno migratório observado em todo o país entre os anos de 1950 e 1980. Nesse processo, houve uma maciça redistribuição da população favorável às cidades, com destaque para as metrópoles, que contribuíram significativamente para definir um novo perfil para a sociedade brasileira. A maior parte do crescimento urbano entre 1960 e 1980 deveu-se ao intenso fluxo migratório vindo da zona rural, observando-se um gigantesco deslocamento populacional num curto espaço de tempo, que qualifica a dimensão do processo de transformações vivido neste país. Tal concentração populacional tendeu a aumentar os desequilíbrios regionais e sociais já existentes. A crise econômica e social vivenciada pela economia brasileira, nas duas últimas décadas do século XX, gerou uma grande redução da capacidade de absorção de população no mercado de trabalho das regiões metropolitanas

do país, o que atuou como um freio para o processo de hipermetropolização, que se anunciava neste país (Brito & de Souza 2005).

Brito (2006) destaca outro ponto de extrema relevância no processo de redistribuição populacional observado no país: o fluxo migratório entre estados e regiões. Para o caso específico de São Paulo, além da existência de um grande volume de emigrantes, é interessante notar o volume de trabalhadores vindos de outros estados. Isto ocorre devido à inércia da trajetória migratória, sendo até hoje bastante significativa. Assim, a Região Metropolitana de São Paulo, que por muitos anos foi o grande destino dos migrantes do país, ainda recebe significativo volume populacional. Diante da atual incapacidade de absorção da mão de obra, oriunda das mais diversas localidades, significativa parcela da população de tais regiões metropolitanas tem se deslocado em outras direções.

Aguayo-Tellez et al. (2006), em alguns pontos, concordam com Brito (2006) em relação a uma nova dinâmica da mobilidade interestadual de trabalhadores. Vale lembrar que o objetivo desses dois trabalhos é distinto. Para Aguayo-Tellez et al. (2006), a migração, que ao longo do século passado se mostrou favorável aos centros de crescimento urbano (Sudeste e Brasília), não tem se abrandado. Ao contrário, as estimativas das taxas de migração interestadual cresceram de 20% da população em 1980 para 40% da população no final dos anos 1990. Essa onda de migração coincide com as reformas orientadas para o mercado, uma mudança na estratégia de desenvolvimento para as políticas regionais que promovam forças econômicas locais e integração do Brasil. Os dados mostram que um terço dos trabalhadores que mudaram de emprego, no Brasil formal, migrou para além das fronteiras do estado, na década de 1990. Contrariamente a resultados de estudos anteriores feitos para o Brasil, para períodos mais distantes, esses autores mostram que os recentes fluxos de migração dos trabalhadores do setor formal são direcionados para destinos incomuns. Estados do Centro-Oeste, Norte e Nordeste recebem grandes fluxos de imigrantes do setor formal. Isto contrasta com a afirmação de que o fluxo típico de migrantes no Brasil vai do Norte (baixa renda) em direção ao Sul (renda mais alta).

Ainda segundo Aguayo-Tellez et al. (2006) com a liberalização do comércio na década de 1990 e a expansão de investimentos em infraestrutura e programas de promoção de exportação no Norte, Nordeste e Centro-Oeste, a produção se dispersou e as desigualdades regionais de renda caíram. A reconfiguração vivenciada pelo mercado de trabalho brasileiro nos anos 90 foi uma decorrência da abertura comercial e da estabilização monetária, uma vez que a economia brasileira se viu diante da necessidade de aumentar seus níveis de produtividade para concorrer com o mercado externo.

Mata et al. (2007) analisaram as características das cidades brasileiras que eram mais atrativas aos migrantes qualificados, verificando que o dinamismo do mercado de trabalho (analisado sobretudo sob a perspectiva salarial) além de amenidades climáticas, baixos níveis de desigualdade social e violência foram observados como fatores de atração. Justo & da Mota Silveira-Neto (2009) analisaram os fatores determinantes da opção por migrar, controlando por regiões de destino, entre 1980 e 2000. Os autores observaram que homens, brancos, mais jovens e mais escolarizados possuíam maior probabilidade de migrar. Além disso, eles observaram que havia uma relação positiva de expulsão de indivíduos que viviam em regiões “deprimidas” ou subdesenvolvidas.

de Brito Ramalho & dos Santos Queiroz (2011), que analisam o processo de

migração interestadual de retorno e sua autosseleção, encontraram uma seletividade negativa dos migrantes de retorno em relação aos demais migrantes. Apesar dessa seletividade negativa, observaram que a remigração produzia ganhos salariais para os trabalhadores mais instruídos, e associaram esse fato à possibilidade de ganho de capital humano na região de destino inicial.

Nesse sentido, da Silva Freguglia et al. (2002) destacam que essa reestruturação industrial gerou sensíveis alterações no mercado de trabalho, levando as empresas a utilizarem novas tecnologias, demandantes de maior qualificação da mão de obra e poupadora de trabalho não qualificado. Esses autores apontam que nesse período houve uma expressiva mobilidade de mão de obra (aumento da rotatividade) com criação de novos postos de trabalho, demandantes de qualificação, e demissões de trabalhadores com baixa produtividade. Os trabalhadores menos qualificados, que anteriormente eram empregados pela indústria de transformação, tenderam a se deslocar para o setor de serviços e, em sua grande maioria, foram “expulsos” para a informalidade.

Para de Oliveira & Machado (2000) o modelo baseado no protecionismo da indústria nacional, uma vez substituído pelo aumento da concorrência de mercado, viu-se obrigado a focar em eficiência produtiva. Nessa direção, as autoras chamam a atenção para a ocorrência de uma mobilidade ascendente mais expressiva para indivíduos com níveis educacionais mais elevados.

As transformações na estrutura produtiva, decorrente dessa maior exposição à concorrência externa, gera na economia nacional a necessidade da incorporação de novas tecnologias aos processos produtivos. Essas novas tecnologias, poupadoras de mão de obra, principalmente a menos qualificada, geram uma reorganização da atividade industrial brasileira. Negri et al. (2006) apresentam dados de que o emprego formal da indústria caiu aproximadamente 13% entre 1995 e 1999, com retomada do crescimento no início dos anos 2000. Em relação ao período entre 1996 e 2004, a indústria cresceu aproximadamente 8%, impulsionada, principalmente, pela desvalorização cambial ocorrida em 1999. Ainda de acordo com esses autores, nesse novo cenário, além da importância da qualificação profissional, a necessidade de incorporação de aprendizados à prática produtiva exerceu influência positiva sobre a estabilidade do emprego (diminuição da rotatividade da mão de obra).

Giovanetti & Menezes-Filho (2006) destacam que a reformulação do mercado de trabalho nacional entre os anos de 1996 e 2002 foi impulsionada por choques tecnológicos que as firmas “sofreram” nesse período e que foi orientada a deslocar para cima a demanda por qualificação profissional. Os autores fazem uma breve distinção entre uma abordagem que atribui tais mudanças ao maior contato de países em desenvolvimento com países já industrializados, e outra que atribui tais modificações aos choques tecnológicos que as economias foram submetidas. Trabalhando nessa segunda vertente, os autores concluem que o aumento na demanda por qualificação na indústria nacional respondeu a choques tecnológicos que o país teria sofrido nesse período.

Pelas características da estrutura produtiva da indústria de transformação brasileira, nesse período, marcada por intensas modificações na composição do mercado de trabalho e pela redefinição de fluxos migratórios tradicionalmente observados no Brasil, a proposta deste trabalho é contribuir para o entendimento dos determinantes da mobilidade, de acordo com sua extensão territorial. Nesse sentido, a construção da variável dependente, que apresenta quatro possibilidades de movimento ao trabalhador, além da possibilidade de não se mover, visa identificar os condicionantes de cada alternativa de mobili-

dade de uma forma integrada, como se cada trabalhador se deparasse com as possibilidades e fizesse sua escolha baseado na utilidade de cada uma das alternativas. Entende-se que as características da indústria nacional, no período analisado, justificam construção de cada uma das possibilidades da variável dependente, o que foi possível ser estimado utilizando-se uma análise multinomial com interceptos aleatórios (GLLAMM). Um elemento que será adicionado a essa análise está associado à capacidade de os indivíduos levarem consigo o conhecimento absorvido nos trabalhos anteriores, o que permite inferir sobre uma possível transmissão de conhecimento por parte dos trabalhadores que se movem entre empresas.

3 Aspectos metodológicos

3.1 Base de dados e descrição da intensidade tecnológica

A base de dados utilizada foi extraída da *RAIS-Migra* (Ministério do Trabalho), que é um registro administrativo, anual, criado com o objetivo de suprir as necessidades de controle, de estatísticas e de informações às entidades governamentais da área social, de fundamental importância para o acompanhamento e a caracterização do mercado de trabalho formal³. Negri et al. (2001) defendem amplamente o uso dessa base em pesquisas aplicadas, destacando a confiabilidade dos dados levantados pelo Ministério do Trabalho, presentes na RAIS, principalmente para os dados da indústria de transformação.

Sua construção foi feita selecionando-se, aleatoriamente, 10% dos trabalhadores empregados na indústria de transformação⁴, que possuíam registro na RAIS para todos os oito anos de estudo, de 1995 a 2002. As informações obtidas na base foram: salários (salário de dezembro), experiência (medida em meses no mesmo emprego), idade, sexo, nível educacional, tamanho da empresa (medido pelo número de funcionários), município de estabelecimento da empresa, classificação da CNAE a dois dígitos, PIS e CNPJ, que serviram para acompanhar os indivíduos e as firmas para quais eles trabalhavam.

A construção dessa variável dependente é parte fundamental da análise empírica proposta. Uma vez que a base da RAIS nos possibilita acompanhar o trabalhador, através do PIS, e também acompanhar a empresa na qual ele trabalha, por meio do CNPJ, foi possível seguir o vínculo do trabalhador e construir a variável “job-change”, que assume os seguintes valores: 0 quando o trabalhador permanece na mesma empresa de um ano para o outro; 1 para o caso de o trabalhador mudar de empresa, permanecendo na mesma cidade; 2 para o caso de o trabalhador mudar de emprego e de cidade, permanecendo na região metropolitana, caso ele já estivesse empregado dentro de uma região metropolitana; 3 para o caso de mobilidade entre municípios, mas interna ao estado, excluindo a mobilidade dentro de regiões metropolitanas; 4 para a mobilidade observada entre estados. Essas quatro possibilidades de mobilidade laboral visam compreender como seus determinantes se diferenciam, buscando trazer luz sob a possibilidade de transferência de conhecimento entre grandes distâncias via mobilidade de trabalhadores mais qualificados.

³Informação de acordo com: http://www.mte.gov.br/estudiosospesquisadores/pdet/conteudo/rais_default.asp.

⁴A escolha do recorte amostral (10% da população total) se justifica, pois, entende-se que com esse tamanho amostral ($n = 1.452.568$ observações) e a aleatoriedade da seleção, os dados são representativos da população e os resultados são confiáveis.

A construção da possibilidade “1” se justifica por ela representar o maior volume de mobilidade laboral da indústria de transformação. Ou seja, a probabilidade de um movimento de trabalhadores entre empresas, mas dentro de uma mesma cidade é bastante superior aos movimentos que envolvam mudanças de cidade. A existência da possibilidade “2” se justifica pois algo em torno de 53% da base de dados é formada por trabalhadores empregados nas Regiões Metropolitanas do País, o que é uma característica da concentração espacial da indústria de transformação brasileira. Para a escolha dessa opção (mobilidade “2”) a justificativa é que era preciso diferenciar a mobilidade entre cidades daquelas representadas na “opção 2”, que também são entre cidades, mas que envolvem menores incertezas, custos e riscos e que tenderiam a apresentar uma maior probabilidade de mudança que a “opção 3” (entre cidades, mas dentro de um mesmo estado). A construção da 4ª opção de mobilidade (entre estados) se justifica sob a perspectiva de verificar a possibilidade de transferência de conhecimento tecnológico entre empresas situadas em localidades mais distantes. Apesar da baixa manifestação dessa possibilidade, justificada pela forma com a base de dados foi construída, como será demonstrado adiante, entendeu-se que era importante avaliar os determinantes da mobilidade laboral entre municípios localizados em diferentes estados.

Os valores entre 1 e 4, da variável “job-change”, foram determinados no destino e não na origem. Exemplificando, um trabalhador que em 1995 trabalhava no interior do Estado de São Paulo, e que em 1996 se transfere a outra empresa situada no Estado de Minas Gerais recebe o valor “4” no ano de 1996. Nesse sentido, para o ano de 1995, não existe outro valor para a variável “job-change” diferente de “0”, como pode ser observado na Tabela 1.

É importante ressaltar que, na amostra utilizada, evidencia-se um viés de seleção, pois somente trabalhadores que se mantiveram empregados na indústria de transformação ao longo dos oito anos da análise foram foco da seleção. Entretanto, esse viés atende aos interesses desse trabalho, uma vez que, a capacidade do trabalhador de se manter no emprego nesse período de tempo, ou se transferir para outro, ainda dentro da indústria de transformação, tende a o diferenciar dos demais. Sendo este o diferencial, que o mantém na indústria, principalmente os trabalhadores mais qualificados (educados), o indício da sua capacidade de acúmulo de conhecimento e, possível, transferência de conhecimento, quando for o caso de mudança de emprego. Se esses indivíduos permaneceram na indústria de transformação nesses oito anos da análise, provavelmente possuem alguma habilidade que os diferenciam dos demais. Essa característica os torna relevantes para entender o padrão de sua mobilidade e, dessa forma, entender o mecanismo pelo qual o conhecimento tecnológico incorporado em trabalhadores diferenciados pode difundir-se entre firmas e regiões.

A base de dados, com uma amostra aleatória de 10% dos trabalhadores empregados na indústria de transformação, conta com 1.452.568 registros de emprego e 83.844 registros de mudança (“job-change”), distribuídos como pode ser observado na Tabela 1.

Como já dito anteriormente, pode notar-se que, para o ano de 1995, não existe a observação da variável que indica a mudança de vínculo empregatício, uma vez que existem quebras de vínculo nesse ano, mas os novos registros só são observados no ano seguinte. Importante destacar, ainda, que essa medida de mudança de emprego tem grande probabilidade de ser subestimada, uma vez que a RAIS contém dados anuais sobre os trabalhadores, mas não contém

Tabela 1: Distribuição dos registros de emprego e “job-change” por ano

Ano	0	1	2	3	4	Registros de emprego
1995	181.571	0	0	0	0	181.571
1996	170.835	8.286	1.637	683	130	181.571
1997	169.031	10.101	1.664	649	126	181.571
1998	167.611	12.035	1.210	579	136	181.571
1999	167.777	10.960	2.097	590	147	181.571
2000	169.702	9.934	1.256	512	167	181.571
2001	170.288	9.564	1.060	485	174	181.571
2002	171.909	8.085	948	488	141	181.571

Fonte: Elaboração própria com base em dados da RAIS-MIGRA

nenhuma informação a respeito do seu comportamento ao longo do ano. Ou seja, é possível existir a mudança de emprego ao longo do ano que não pode ser captada pela RAIS nem pela forma como a variável “job-change” foi construída. Contudo, apesar dessa possibilidade de subestimação da mobilidade, a observação da mobilidade tal qual possibilitada pela RAIS-MIGRA já atende aos propósitos da pesquisa.

Para a construção dos indicadores de intensidade tecnológica, foi usado o trabalho de Furtado & de Quadros Carvalho (2005). Nesse trabalho, os autores constroem indicadores de intensidade tecnológica para a economia brasileira, respeitando as particularidades do processo de mudança técnica de países em desenvolvimento. A construção de tais indicadores é feita com base no investimento médio feito em P&D em cada uma das divisões da CNAE, a dois dígitos (Tabela 2).

A taxonomia proposta por Furtado & de Quadros Carvalho (2005) e usada neste trabalho oferece vantagens de ter sido construída segundo critérios internacionais da literatura e é adaptada para as particularidades da indústria de um país dependente tecnologicamente. Entretanto, assumindo suas limitações, entende-se que a classificação proposta por esses autores atende aos propósitos deste trabalho.

3.2 Metodologia

Para a análise empírica dos determinantes da mobilidade intra e inter-regional da mão de obra utiliza-se um modelo logit multinomial, de variável latente para respostas mistas. A terminologia de variáveis latentes e de modelos mistos indica a possibilidade de existência de variáveis não observadas que entram aditivamente no preditor linear. Para esse tipo de estimação os modelos lineares generalizados mistos com variáveis latentes (estimativas GLLAMM) podem ser utilizados para respostas categóricas ordenadas e não ordenadas. O uso dessa modelagem segue Rabe-Hesketh et al. (2004) e Rabe-Hesketh & Skrondal (2008).

Sendo J a representação das possíveis categorias de uma variável resposta politômica (escolha entre possíveis alternativas, por exemplo), define-se o modelo logit multinomial, adaptado ao GLLAMM, especificando-se o “preditor linear” V_i^j , ($J=0, 1, 2, 3, 4$, de acordo com o exercício econométrico proposto neste trabalho), de forma que a probabilidade de a pessoa i escolher a categoria de resposta f seja expressa por:

Tabela 2: Classificação dos setores industriais brasileiros por intensidade tecnológica

Intensidade	Divisão - CNAE	Denominação
Baixa intensidade	15	FABRICAÇÃO DE PRODUTOS ALIMENTÍCIOS E BEBIDAS
	16	FABRICAÇÃO DE PRODUTOS DO FUMO
	17	FABRICAÇÃO DE PRODUTOS TÊXTEIS
	18	CONFEÇÃO DE ARTIGOS DO VESTUÁRIO E ACESSÓRIOS
	19	FABRICAÇÃO DE ARTEFATOS DE COURO E CALÇADOS
	20	FABRICAÇÃO DE PRODUTOS DE MADEIRA
	21	FABRICAÇÃO DE CELULOSE, PAPEL E PRODUTOS DE PAPEL
	22	EDIÇÃO, IMPRESSÃO E REPRODUÇÃO DE GRAVAÇÕES
	26	FABRICAÇÃO DE PRODUTOS DE MINERAIS NÃO-METÁLICOS
	27	METALURGIA BÁSICA
Média intensidade	28	FABRICAÇÃO DE PRODUTOS DE METAL - EXCETO MÁQUINAS E EQUIPAMENTOS
	36	FABRICAÇÃO DE MÓVEIS E INDÚSTRIAS DIVERSAS
	23	FABRICAÇÃO DE COQUE, REFINO DE PETRÓLEO E PRODUÇÃO DE ÁLCOOL
	24	FABRICAÇÃO DE PRODUTOS QUÍMICOS
	25	FABRICAÇÃO DE ARTIGOS DE BORRACHA E PLÁSTICO
	29	FABRICAÇÃO DE MÁQUINAS E EQUIPAMENTOS
	30	FABRICAÇÃO DE MÁQUINAS PARA ESCRITÓRIO E EQUIPAMENTOS DE INFORMÁTICA
Alta intensidade	33	FABRICAÇÃO DE EQUIPAMENTOS DE INSTRUMENTAÇÃO MÉDICO-HOSPITALARES, INSTRUMENTOS DE PRECISÃO E ÓPTICOS, EQUIPAMENTOS PARA AUTOMAÇÃO INDUSTRIAL, CRONÔMETROS E RELÓGIOS
	34	FABRICAÇÃO E MONTAGEM DE VEÍCULOS AUTOMOTORES, REBOQUES E CARROCERIAS
Alta intensidade	31	FABRICAÇÃO DE MÁQUINAS, APARELHOS E MATERIAIS ELÉTRICOS
	32	FABRICAÇÃO DE MATERIAL ELETRÔNICO E DE APARELHOS E EQUIPAMENTOS DE COMUNICAÇÕES
	35	FABRICAÇÃO DE OUTROS EQUIPAMENTOS DE TRANSPORTE

Fonte: Elaboração própria com base em Furtado & de Quadros Carvalho (2005)

$$prob(f_i) = \frac{\exp(V_i^f)}{\left[\sum_{j=0}^4 \exp(V_i^j) \right]} \quad (1)$$

Assumindo que, associado a cada alternativa que o indivíduo se depara, existe uma “utilidade” não observada (variável latente) e que a alternativa com a maior utilidade é a opção do indivíduo. A utilidade de i no período t , dado que este escolhe a alternativa J é dada por:

$$U_{it,j} = \beta_i' X_{ijt} + \varepsilon_{ijt} \quad (2)$$

sendo X_{ijt} o vetor de fatores observáveis específicos das alternativas e um termo de erro independente e identicamente distribuído (iid) independente de β_i . O vetor de coeficientes β_i' pode ser definido como a soma de um efeito médio e do desvio do indivíduo em relação à média ($\beta_i' = b + v_i$). Com (v_i) sendo um componente aleatório, assumido como parte do termo de erro.

O pressuposto de que o termo de erro não está correlacionado às variáveis explicativas é imprescindível para a identificação ($v_{it,j}$, é aleatório com média zero). A distribuição do componente $v_{it,j}$ entre os indivíduos e as J alternativas produz uma estrutura de correlação entre o conjunto e subconjuntos de alternativas envolvendo a mobilidade. Ao assumir isso, a correlação existente entre as opções de mobilidade torna a pressuposição de independência das alternativas irrelevantes (ia) desnecessária.

A opção pela modelagem utilizando Modelos Lineares Generalizados Mistos com Variáveis Latentes (GLLMM) se justifica pelo controle da heterogeneidade não observada e pela possibilidade de se prescindir da hipótese de independência de alternativas irrelevantes (IIA). O uso de uma modelagem Logit Multinomial com controle para efeitos fixos poderia ser uma alternativa, se para a mesma não fosse necessário garantir a hipótese IIA. Nesse ponto, dado que a construção das possibilidades de mobilidade laboral foi feita de forma a compreender as características do mercado de trabalho brasileiro, no que se refere à indústria de transformação e a transferência de conhecimento via trabalhadores que se movem, entendeu-se necessário analisar todas as 4 possibilidades de mobilidade, sem sujeitar a elas um teste estatístico que poderia invalidar a análise. Como a modelagem GLLMM prescinde desta hipótese, entendeu-se que sua escolha foi adequada às questões que o trabalho se propõe a responder.

A ideia é que o intercepto aleatório captura e combina os efeitos das características omitidas do 2º nível (setor). A especificação do modelo empírico está estruturada em dois níveis (indivíduo e setor). Uma característica desses modelos em dois níveis é que existe um componente de erro para cada um deles.

A opção será pelo modelo logit multinomial, com interceptos aleatórios, cuja equação é dada por:

$$\log \left(\frac{\pi_{ijr}}{\pi_{ij1}} \right) = \theta_r + x_{ir}' \beta_r + u_{ir}; r = 1, \dots, R \quad (3)$$

em que $\pi_{ijr} = P(Y_{ij} = r)$ são as probabilidades de resposta, ρ_r os termos constantes e a influência das covariadas são obtidas através dos componentes

de $\beta_r = (\beta_{1r}, \dots, \beta_{pr})$. Os θ_r e β_r são considerados efeitos fixos. Para os interceptos aleatórios u_{ir} , assume-se uma distribuição multivariada normal com média zero e matriz de covariância não estruturada. De tal modo que, para $u_i = (u_{i1}, \dots, u_{iR})'$ tem-se $u_i \sim N(0, \Sigma)$.

Reescrevendo, tem-se que a probabilidade de escolher J condicional às características observadas X_{it} , que variam entre os indivíduos e no tempo, e aos efeitos individuais α_i , constantes no tempo, possui a forma a seguir, sendo k a categoria de referência:

$$P(J|X_{it}, \alpha_i) = \frac{\exp(X_{it}\beta_j + \alpha_{ij})}{\left[\sum_{k=0}^j \exp(X_{it}\beta_k + \alpha_{ik}) \right]} \quad (4)$$

Como as probabilidades de escolha são condicionais a α_i , é necessário integrar a distribuição da heterogeneidade não observada.

A função de verossimilhança para o modelo é:

$$L = \prod_{i=1}^N \int_{-\infty}^{\infty} \prod_{t=1}^T \prod_{j=0}^4 \left(\frac{\exp(X_{it}\beta_j + \alpha_j)}{\sum_{k=0}^j \exp(X_{it}\beta_k + \alpha_k)} \right)^{d_{ijt}} f(\alpha) d\alpha \quad (5)$$

com $d_{ijt} = 1$, se o indivíduo i escolher a alternativa J no período t , e 0 no caso contrário. O vetor de coeficientes e o termo representando a heterogeneidade não observada são tomados como zero para a categoria base, a fim de garantir a identificação do modelo. Adicionalmente, assume-se que a heterogeneidade não observada α deve ser independente das variáveis explicativas X_{it} .

A Tabela 3 apresenta as variáveis utilizadas na estimação dos determinantes da mobilidade, com os valores médios de cada variável e os máximos e mínimos observados nos dados selecionados.

A variável de expectativa salarial da mobilidade foi construída de acordo com Mendes et al. (2012), usando diferença entre a média de salário da ocupação do indivíduo (três dígitos), em t , e o salário do indivíduo observado também em t .

Segundo Sjaastad (1962) a inclusão da variável de expectativa salarial se justifica pelo fato de decisões de mobilidade de emprego (espacial ou não) estarem vinculadas a comparações de valores presentes de ganhos de renda com os custos de mobilidade, em que o trabalhador opta pela opção de maior ganho líquido.

4 Análise dos resultados

Essa Seção está organizada de modo a apresentar os resultados para as quatro possíveis mobilidades dos trabalhadores (categoria 1 – mudança de emprego dentro de uma mesma cidade; categoria 2 – mudança de emprego entre cidades, permanecendo dentro de uma região metropolitana, caso o trabalhador já estivesse nela; categoria 3 – mudança de emprego e de cidade, dentro dos limites estaduais; e categoria 4 – mobilidade interestadual). A permanência no mesmo emprego de um ano para o outro foi definida como a categoria de referência, ou seja, assumiu o valor “0” no modelo multinomial. Tomando por base DaVanzo (1981), todo trabalhador se defronta com as possibilidades de escolha podendo de forma racional e ótima tomar sua decisão.

Tabela 3: Variáveis empregadas na análise econométrica

Abreviação	Descrição	Unidade de medida	Média	Mínimo	Máximo
Variável dependente					
Job-change	Mudança de vínculo de emprego	Variável categórica que assume 5 possibilidades: 0, 1, 2, 3, 4	Proporção	Valor observado	
			94,23%	0	
			4,75%	1	
			0,68%	2	
			0,27%	3	
			0,07%	4	
Variáveis explicativas					
Variáveis contínuas					
Delta salarial	Diferença salarial entre o que o trabalhador recebe em t e a média salarial da ocupação do trabalhador em t	$\ln R\$$	0,00035	-4,7049	3,4020
Experiência anterior	Experiência (em $t - 1$), medidas em termos de meses trabalhados no mesmo emprego	Meses	91,75941	1	590
Experiência anterior ao quadrado	Experiência (em $t - 1$) ao quadrado, medida em termos de meses trabalhados no mesmo emprego	Meses	13.282,85	1	348.100
Idade	Anos de vida do trabalhador	Anos	35,9956	18	80
Idade ao quadrado	Anos de vida do trabalhador ao quadrado	Anos	1.375,57	324	6.400
Variáveis categóricas					
Dummies educacionais					
Início dos estudos	Trabalhador sem nível de instrução completo (incluído os analfabetos)	Binária	0,3500	0	1
fund_comp	Trabalhador com ensino fundamental completo	Binária	0,3701	0	1
seg_comp	Trabalhador com segundo grau completo	Binária	0,2142	0	1
sup_comp	Trabalhador com ensino superior completo	Binária	0,0657	0	1
Dummy de sexo					
Feminino	Trabalhador do sexo feminino	Binária	0,2085	0	1

Fonte: Elaboração própria com base em dados da RAIS-MIGRA.

Tabela 3: Variáveis empregadas na análise econométrica (continuação)

Abreviação	Descrição	Unidade de medida	Média	Mínimo	Máximo
Dummies regionais					
Regiões	Dummy para as macrorregiões brasileiras	Binária	–	0	1
Dummies para tamanho da firma					
Pequena empresa	Dummy para empresa com até 99 empregados	Binária	0,2767	0	1
Média empresa	Dummy para empresa com 100 a 499 empregados	Binária	0,3408	0	1
Grande empresa	Dummy para empresa com mais de 500 empregados	Binária	0,3825	0	1
Dummies para intensidade tecnológica setorial					
Baixa-intensidade	Dummy para empresas de baixa intensidade tecnológica	Binária	0,6319	0	1
Média-intensidade	Dummy para empresas de média intensidade tecnológica	Binária	0,3195	0	1
Alta-intensidade	Dummy para empresas de alta intensidade tecnológica	Binária	0,0486	0	1
Dummy de interação					
Superior completo e alta intensidade	Dummy de interação entre ensino superior completo e alta intensidade tecnológica	Binária	0,0049	0	1
Dummies de ano					
Ano	Dummy para o ano em análise	Binária	–	0	1

Fonte: Elaboração própria com base em dados da RAIS-MIGRA.

A Tabela 4 apresenta os resultados das estimações usando o modelo logit multinomial, como uma primeira estimação da análise empírica.

Em sua maioria os resultados dessa primeira estimação (Tabela 4) se encontram de acordo com teoria e com trabalhos empíricos sobre mobilidade laboral. Resultados como o aumento gradual da probabilidade de mudar de emprego com a elevação do nível educacional, a importância do incentivo salarial para a mobilidade, a idade como um fator que favorece a mobilidade, a experiência (mesmo emprego) diminuindo a probabilidade da mobilidade, dentre outros, encontram amparo em trabalhos sobre o tema.

Entretanto, sobre os resultados apresentados na Tabela 4, é importante destacar que a hipótese de independência de alternativas irrelevantes (IIA) não foi testada e, portanto, não pôde ser garantida⁵. Além dos possíveis problemas decorrentes da não validade da hipótese (IIA), a metodologia adotada na estimação Logit Multinomial não leva em consideração a possível existência de heterogeneidade não observada, o que também poderia causar inconsistência nos estimadores⁶.

Visando a correção desses problemas, a estratégia metodológica adotada considerou então uma estimação com modelos lineares generalizados mistos com variáveis latentes, que permite controlar a heterogeneidade não observada e prescindir da hipótese IIA. Os resultados dessa estimação são apresentados na Tabela 5.

Feita a correção metodológica, a análise dos resultados será de acordo com a Tabela 5.

O aumento gradual da probabilidade de mudar de emprego com a elevação do nível educacional é o mais importante resultado que subsidia, indiretamente, a ideia de que indivíduos qualificados podem levar conhecimento tecnológico para outras cidades e regiões, permitindo a ocorrência de transbordamento de conhecimento inter-regional. Em cada categoria de mobilidade, observa-se que quanto maior o nível de escolaridade do trabalhador, em relação à dummy de referência (ensino fundamental incompleto), maiores são as chances de haver mobilidade. Para os indivíduos com escolaridade superior completa, as probabilidades são, respectivamente em cada categoria de 1 a 4, 38%, 180%, 269% e 604% maiores em relação aos indivíduos menos escolarizados. Conclui-se que, em geral, as diferenças de chance relativa são maiores à medida que aumenta a extensão territorial da mobilidade, corroborando os resultados da literatura (Stambol 2003a, Pekkala 2003, Kulu & Billari 2004).

Outro interessante resultado, que também estaria de acordo com a teoria, e observado em outros trabalhos empíricos (Pekkala 2003, Kulu & Billari 2004, Mukkala 2005), é a mobilidade feminina sendo inferior à masculina em todos os movimentos, a exceção de movimentos internos à cidade, em que não há diferença com significância estatística entre homens e mulheres.

A mobilidade observada dentro do estado, fora dos limites das regiões metropolitanas (categoria 3), para indivíduos que possuem o ensino fundamental completo, que não é estatisticamente diferente da mesma mobilidade

⁵Para uma amostra menor (1% do universo em análise) o teste IIA foi rejeitado, indicando a existência de alternativas irrelevantes e tornando os resultados da estimação logit multinomial inconsistentes.

⁶Como optou-se pelo uso do GLLAMM na análise empírica final, neste primeiro exercício, ilustrativo da especificação do modelo, foi feita a estimação logit multinomial (simples), uma vez que o uso do instrumental de efeitos fixos (ou aleatórios) no logit multinomial envolveria um esforço metodológico que seria desnecessário com o uso do GLLAMM.

Tabela 4: Resultados da regressão logit multinomial. Brasil – 1996-2002

Variáveis	1		2		3		4	
	Coef.	Risco relativo	Coef.	Risco relativo	Coef.	Risco relativo	Coef.	Risco relativo
Constante	-3,0381***		-5,3066***		-4,4499***		-8,8697***	
Delta salarial	0,0305***	1,0300	-0,0009	0,9990	0,3205***	1,3780	-0,4073***	0,6650
Experiência anterior	-0,0079***	0,9920	-0,0119***	0,9880	-0,0149***	0,9850	-0,0145***	0,9860
Experiência anterior ao quadrado	0,0000***	1,0000	0,0000***	1,0000	0,0000***	1,0000	0,0000***	1,0000
Idade	0,0381***	1,0390	0,0738***	1,0760	0,0027	1,0030	0,1277***	1,1360
Idade ao quadrado	-0,0007***	0,9990	-0,0013***	0,9990	-0,0005**	0,9990	-0,0020***	0,9980
Dummy sexo feminino	-0,0052	0,9950	-0,3670***	0,6930	-0,5457***	0,5790	-1,2559***	0,2850
Dummy educação								
Início dos estudos					omitida			
Ensino fundamental completo	0,1214***	1,1290	0,4275***	1,5340	-0,0781*	0,9250	0,3455***	1,4130
Segundo grau completo	0,2091***	1,2330	0,7817***	2,1850	0,3146***	1,3690	0,8478***	2,3350
Superior completo	0,2779***	1,3200	1,0418***	2,8340	0,8211***	2,2730	1,8253***	6,2050
Dummy de tamanho								
Pequena empresa					omitida			
Média empresa	0,2020***	1,2240	0,0255	1,0260	0,1041***	1,1090	-0,0997	0,9050
Grande empresa	0,1262***	1,1340	-0,3053***	0,7370	-0,3841***	0,6810	-0,5864***	0,5560
Dummy de região								
N	0,0497*	1,0510	-2,6127***	0,0730	-0,0028	0,9970	1,5313***	4,6240
NE	-0,1473***	0,8630	-0,0169	0,9830	0,1815***	1,1990	1,5348***	4,6410
CO	0,3383***	1,4020	-1,3769***	0,2520	0,5750***	1,7770	2,4886***	12,0450
SE					omitida			
S	0,1037***	1,1090	-0,2849***	0,7520	0,5219***	1,6850	0,6016***	1,8250
Dummy de intensidade tecnológica								
Baixa intensidade					omitida			
Média intensidade	-0,0993***	0,9050	0,1853***	1,2040	-0,6446***	0,5250	-0,8617***	0,4220
Alta intensidade	0,1091***	1,1150	-0,1259**	0,8820	-0,8634***	0,4220	-1,0294***	0,3570
Dummy de interação								
Superior Completo X Alta Intensidade	-0,0087	0,9910	0,1063	1,1120	0,9369***	2,5520	0,4587	1,5820
Dummy de ano								
1996					omitida			
1997	0,2557***	1,2910	0,0857**	1,0890	0,0765	1,0790	0,0474	1,0490
1998	0,4820***	1,6190	-0,1762***	0,8390	0,0770	1,0800	0,1828	1,2010
1999	0,4283***	1,5350	0,4286***	1,5350	0,1956***	1,2160	0,3112***	1,3650
2000	0,3520***	1,4220	-0,0518	0,9490	0,1306**	1,1390	0,4802***	1,6160
2001	0,3340***	1,3970	-0,1988***	0,8190	0,1363**	1,1460	0,5443***	1,7240
2002	0,1773***	1,1940	-0,2973***	0,7430	0,1855*	1,2040	0,3393***	1,4040

Nota: ***, ** e * representam coeficientes estatisticamente significativos a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Fonte: Elaboração própria com base em dados da RAIS-MIGRA.

Tabela 5: Resultados da regressão GLLAMM (logit multinomial com heterogeneidade não observada) Brasil – 1996-2002

Variáveis	1		2		3		4	
	Coef.	Risco relativo	Coef.	Risco relativo	Coef.	Risco relativo	Coef.	Risco relativo
Constante	-3,2426***		-5,1445***		-4,2299***		-7,3199***	
Delta salarial	0,0683***	1,0710	0,0514***	1,0530	0,0800***	1,0830	-0,5079***	0,6020
Experiência anterior	-0,0038***	0,9960	-0,0080***	0,9920	-0,0098***	0,9900	-0,0089***	0,9910
Experiência anterior ao quadrado	0,0001***	1,0000	0,0001***	1,0000	0,0001***	1,0000	0,0001***	1,0000
Idade	0,0259***	1,0260	0,0478***	1,0490	0,0055	1,0060	0,0799***	1,0830
Idade ao quadrado	-0,0006***	0,9990	-0,0010***	0,9990	-0,0005**	0,9990	-0,0012***	0,9980
Dummy sexo feminino	-0,0116	0,9880	-0,3738***	0,6880	-0,5112	0,5990	-0,2979***	0,7420
Dummy educação								
Início dos estudos				omitida				
Ensino fundamental completo	0,1379***	1,1470	0,4192***	1,5210	0,0399	1,0410	0,2999***	1,3490
Segundo grau completo	0,2397***	1,2710	0,7686***	2,1570	0,5381***	1,7130	0,9603***	2,6120
Superior completo	0,3246***	1,3840	1,0280***	2,7950	1,3054***	3,6890	1,9517***	7,0410
Dummy de tamanho								
Pequena empresa				omitida				
Média empresa	0,1646***	1,1790	-0,0210	0,9790	0,0169	1,0170	-0,0954***	0,9080
Grande empresa	0,0462***	1,0470	-0,3466***	0,7070	0,2763***	0,7590	-0,1010***	0,9030
Dummy de região								
N	0,0727**	1,0750	-2,6190***	0,0730	-0,4448***	0,6410	0,7044***	2,0230
NE	-0,1677***	0,8460	-0,0343	0,9660	-0,1133***	0,8930	1,5897***	4,9020
CO	0,3619***	1,4360	-1,3248***	0,2650	0,0967	1,1020	1,6864***	5,4000
SE				omitida				
S	0,1195***	1,1270	-0,2885***	0,7490	0,1418***	1,1520	0,5009***	1,6500
Dummy de intensidade tecnológica								
Baixa intensidade				omitida				
Média intensidade	-0,1017***	0,9030	0,1921***	1,2120	-0,2675***	0,7650	-0,2197***	0,8030
Alta intensidade	0,1070***	1,1120	-0,1824***	0,8330	-0,5031***	0,6040	-0,8537***	0,4260
Dummy de interação								
Superior Completo X Alta Intensidade	0,0112	1,0110	0,1226	1,1300	0,7645***	2,1480	0,4650***	1,5920
Dummy de ano								
1996								
1997								
1998								
1999					não			
2000								
2001								
2002								

Nota: ***, ** e * representam coeficientes estatisticamente significativos a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Fonte: Elaboração própria com base em dados da RAIS-MIGRA.

para indivíduos sem nenhum grau de instrução, é justificada como uma alternativa encontrada pelos menos instruídos a buscarem melhores situações de emprego em outras localidades do estado, sem a necessidade de assumirem maiores riscos com movimentos muito distantes. Em certa medida, Brito & de Souza (2005) e Brito (2006) apresentam justificativa para a existência desse movimento migratório de baixo nível educacional observado dentro dos estados.

Com relação à importância do incentivo salarial para a mobilidade, não existe um comportamento monotônico na relação entre salário e extensão territorial a ser percorrida. Para movimentos internos à cidade (categoria 1), internos às Regiões Metropolitanas (categoria 2) e para movimentos internos ao Estado (categoria 3), o incentivo salarial amplia a probabilidade de mudança de emprego. O aumento salarial eleva as chances de haver mobilidade intramunicipal em 7,1%, interno à RM em 5,3% e intraestadual em 8,3%. Porém, resultado diferente é encontrado no caso de mobilidade interestadual (categoria 4). Nesse caso, a probabilidade de mobilidade não parece ser afetada pelo diferencial salarial positivo, ao contrário, tais diferenciais diminuem as chances de haver mobilidade em 39,8%. Esse resultado não era inicialmente esperado, pois havia uma expectativa teórica de que a extensão territorial a ser percorrida era diretamente afetada pelo incentivo salarial ao movimento. Possível justificativa para isso, talvez, esteja na observação dos dados de mobilidade interestadual, que nos apresentam que 32,33% desses movimentos são de saída do estado de São Paulo (uma espécie de expulsão já chamada à atenção anteriormente – (Brito 2006))⁷. A análise dos dados nos permite observar que há um saldo negativo de mobilidade interestadual em São Paulo, um estado reconhecido por positivos diferenciais salariais em relação a outros estados do País.

A experiência em um mesmo emprego tende a diminuir a probabilidade da mobilidade do trabalhador, efeito que tende a ser alterado quando se observa a variável ao quadrado, que mostra a elevação da probabilidade de se mover nos extremos, quando os indivíduos possuem alta e baixa experiência. Esse resultado também é bastante aderente aos trabalhos empíricos que avaliam os determinantes da mobilidade. Vale a pena destacar que, apesar de significativos, a magnitude dos coeficientes de experiência ao quadrado não é expressiva, o que demonstra que seu efeito não é tão relevante na determinação da mobilidade.

A idade tende a ser um fator que eleva a mobilidade do indivíduo. A probabilidade de mobilidade laboral, independente da sua extensão territorial, aumenta com o aumento da idade, com indicação de diminuição nos extremos de idade (mais velhos e mais novos – idade ao quadrado). Além disso, com exceção do movimento interno ao estado e externo às cidades (mobilidade 3), que não são significativos estatisticamente, o aumento da idade eleva ainda mais a probabilidade de mobilidade com relação à extensão territorial a ser percorrida. Ou seja, para uma mobilidade interna a cidade, o aumento da idade eleva em 2,6% as chances de mudança de emprego e em 8,3% as chances de mudanças de emprego que envolvam mobilidade interestadual.

Pela variável de intensidade tecnológica, observa-se a diminuição da pro-

⁷ 26,32% dos movimentos interestaduais chegam a São Paulo (isso já havia sido identificado anteriormente, como uma espécie de movimento característico de uma inércia migratória – (Brito 2006)).

babilidade de mobilidade à medida que aumenta a intensidade tecnológica setorial da firma de destino, com exceção de movimentos internos à cidade (categoria 1). Esse resultado indica que as chances de mobilidade aumentam apenas se a firma de destino, pertencente ao setor de alta intensidade tecnológica, estiver na mesma cidade da firma de origem. Em algum grau, o resultado parece estar refletindo o fato de as firmas, pertencentes a setores classificados como de baixa intensidade tecnológica, serem, em média, mais dispersas e em maior quantidade pelo território nacional do que as de setores considerados de alta intensidade tecnológica, cuja localização tende a estar mais próxima a regiões metropolitanas e capitais mais desenvolvidas do País.

Para investigar a possibilidade de transferência de conhecimento tecnológico entre pessoas com curso superior completo que se destinam a setores considerados de alta intensidade tecnológica, criou-se uma variável de interação. Os resultados sugerem a possibilidade de haver transbordamentos tecnológicos entre diferentes localidades, pois indivíduos com ensino superior completo, que se destinam a indústrias de alto grau de intensidade tecnológica, possuem maior probabilidade de mobilidade, se comparados aos demais indivíduos. Isso ocorre nos casos de movimentos internos ao Estado (categoria 3) e entre Estados (categoria 4), entendidos, neste trabalho, como movimentos que sinalizam maior distância percorrida. Para os movimentos de menor extensão territorial (categorias 1 e 2 – internos à cidade e às regiões metropolitanas) os resultados não são estatisticamente diferentes para esse grupo de trabalhadores.

A variável de tamanho da firma mostra que firmas grandes são mais atraentes que firmas pequenas no interior da mesma cidade (categoria 1). Nos demais casos, o sinal negativo e significativo da dummy de grande empresa revela que a probabilidade de mudança para firmas grandes é menor, se comparada às pequenas firmas, para movimentos entre cidades ou estados.

A interpretação dos resultados das dummies regionais vai ser feito de acordo com cada uma das categorias, tentando compreender seu significado. A começar pela menor probabilidade de movimentos entre estados, cuja região de destino é o Sudeste, com N, NE, CO e S estatisticamente significativos e positivos em relação ao Sudeste. Isso, como já apresentado anteriormente, pode refletir o tamanho da indústria de transformação na Região SE, especificamente em SP, e o fato de esse Estado ter sofrido no período significativa perda de trabalhadores (saldo negativo entre chegada e saída). Para movimentos internos à cidade (categoria 1), apenas os municípios do Nordeste apresentaram uma dinâmica inferior aos municípios do Sudeste, com a mobilidade laboral superior em N, CO e S, em comparação com o Sudeste. No que diz respeito a movimentos internos às Regiões Metropolitanas (categoria 2), o Sudeste é a região que possui a maior propensão a esse tipo de mobilidade. Isso pode ser atribuído ao maior dinamismo industrial das RMs de São Paulo, Rio de Janeiro e Belo Horizonte, que concentram boa parte dos trabalhadores foco da análise. Ainda para essa categoria, a região Nordeste não apresenta resultado estatisticamente diferente da Sudeste, o que pode ser explicado pelo dinamismo do mercado de trabalho em suas RMs, que concentram boa parte dos trabalhadores da indústria nessa Região. Os resultados para movimentos internos ao Estado, que ultrapassam os limites das RM, podem refletir a concentração produtiva nos estados do Norte e Nordeste, em suas RMs, com pouca conexão entre interior e RM ou mesmo entre municípios do interior. A região Sul, de outra forma, possui maior propensão a movimentos do tipo 3, o que sugere

uma maior conectividade da indústria entre diferentes regiões do Estado.

Dos resultados observados, é possível inferir que as principais constatações dessa análise empírica, para o Brasil, apresentam a existência de uma diferenciação dos determinantes da mobilidade laboral, quando a análise é feita considerando diferentes extensões territoriais. A determinação salarial, os níveis educacionais, a experiência, a senioridade, o gênero, dentre outras variáveis explicativas, influenciam a escolha dos indivíduos de mudar de emprego, e o trabalho apresenta como essa influência se manifesta para diferentes tipos de mobilidade, considerando desde movimentos próximos (dentro de uma mesma cidade) até movimentos mais distantes (entre estados).

5 Conclusões

O objetivo central deste artigo foi analisar os determinantes da mobilidade interfirmas e inter-regional dos trabalhadores da indústria de transformação brasileira. Os principais resultados obtidos evidenciam que a mobilidade é positivamente relacionada com o salário para as mudanças interfirmas e entre municípios (localizados em um mesmo Estado). Essa mobilidade também é determinada pelo gênero masculino e pelo nível de escolaridade do trabalhador. Assim, o aumento do nível educacional tende a aumentar a probabilidade de mudança, com significativa relação positiva entre o grau de escolaridade e a extensão da “distância” percorrida pelo trabalhador. A propensão à mobilidade feminina é menor para todos os movimentos espaciais.

A probabilidade da mobilidade laboral aumenta com a elevação da idade, mas apresenta uma diminuição nos dois extremos etários. Para a experiência, medida em tempo de vínculo no atual emprego, observou-se uma diminuição da probabilidade de mudança para todos os tipos de movimentos territoriais. Experiência ao quadrado aumenta essa probabilidade, o que reflete uma diferenciação entre níveis intermediários de experiência e seus dois extremos.

Empresas grandes só são mais atrativas aos trabalhadores que empresas pequenas quando o movimento é interno à cidade. Grande empresa não atrai mais que pequena empresa quando os movimentos envolvem mudança de cidade ou estado.

O aumento da intensidade tecnológica da firma de destino reduz a probabilidade de mudança de emprego. Apesar dos baixos números de mão de obra empregada em indústrias com alta intensidade de inovação e com alto nível de instrução, os resultados econométricos sugerem a existência de um regime favorável à mobilidade de trabalhadores qualificados, com a possibilidade de intercâmbio de conhecimentos (transbordamentos). Conforme sugere a teoria acerca dos determinantes do progresso tecnológico, ao menos no que diz respeito à mobilidade de mão de obra, encontramos evidências para o Brasil de que tais transbordamentos podem ocorrer. Esses resultados são enriquecidos pela inclusão da variável de interação (ensino superior completo e indústrias com alto grau de intensidade tecnológica), que apresenta um regime favorável à mobilidade de indivíduos com alto grau de instrução, sendo absorvidos na indústria de alta intensidade tecnológica.

As evidências empíricas para o Brasil, tendo em mente a teoria dos determinantes do progresso tecnológico relacionada à mobilidade de mão de obra, sugerem a existência de transbordamentos tecnológicos. São esses indivíduos

qualificados que, ao se moverem entre longas distâncias territoriais, podem contribuir na difusão do conhecimento tecnológico para outras localidades.

Referências Bibliográficas

- Aguayo-Tellez, E., Muendler, M.-A. & Poole, J. P. (2006), 'The impact of globalization on internal formal-sector migration in Brazil', *UNU-WIDER Project Conference*.
- Almeida, P. & Kogut, B. (1999), 'Localization of knowledge and the mobility of engineers in regional networks', *Management Science* **45**, 905–917.
- Arrow, K. (1962), Economic welfare and the allocation of resources for invention, in R. R. Nelson, ed., 'The Rate and Direction of Inventive Activity', Princeton University Press, Princeton, pp. 609–626.
- Audretsch, D. B. & Keilbach, M. (2005), The mobility of economic agents as conduits of knowledge spillovers, in D. Fornahl, C. Zellner & D. B. Audretsch, eds, 'The Role of Labour Mobility and Informal Networks for Knowledge Transfer', New York.
- Brito, F. (2006), 'O deslocamento da população brasileira para as metrópoles', *Estudos Avançados* **20**(57), 221–236.
- Brito, F. & de Souza, J. (2005), 'Expansão urbana nas grandes metrópoles', *São Paulo em Perspectiva* **19**(4), 48–63.
- Cooper, D. P. (2001), 'Innovation and reciprocal externalities', *Journal of Economic Behavior and Organization* **45**, 403–425.
- da Rosa dos Santos-Júnior, E., Menezes-Filho, N. A. & Ferreira, P. C. (2005), 'Migração, seleção e diferenças regionais de renda no Brasil', *Pesquisa e Planejamento Econômico* **35**(3), 299–331.
- da Silva Freguglia, R., Teles, J. & Rodrigues, B. D. (2002), A mobilidade no mercado de trabalho brasileiro: uma visão qualitativa, in '10º Seminário de Economia Mineira – Diamantina', CEDEPLAR/UFMG, Diamantina.
- DaVanzo, J. (1981), Microeconomics approaches to studying migration decisions, in G. F. D. Jong & R. W. Gardner, eds, 'Migration decision making: multidisciplinary approaches to micro-level studies in developed and developing countries', Pergamon Press, New York.
- de Brito Ramalho, H. M. & dos Santos Queiroz, V. (2011), 'Migração interestadual de retorno e autoseleção', *Pesquisa e planejamento econômico* **41**(3).
- de Oliveira, A. M. H. C. & Machado, A. F. (2000), 'Mobilidade ocupacional e rendimentos no Brasil metropolitano', *Pesquisa e Planejamento Econômico* **30**(1).
- Farber, H. S. (1999), Mobility and stability: the dynamics of job change in labor markets, in O. Ashenfelter & D. Card, eds, 'Handbook of Labor Economics', Vol. 3, Elsevier Science, New York.
- Feldman, M. P. (1999), 'The new economics of innovation, spillovers and agglomeration', *Economics of Innovation and New Technology* **8**(5-25).
- Ferreira, R. N. & Matos, R. (2008), Dinamismo do mercado de trabalho formal e mobilidade espacial de trabalhadores, in 'Anais do XVI Encontro Nacional de Estudos Populacionais', Caxambu.

- Fontes, G. G., Simões, R. F. & de Oliveira, A. M. H. C. (2010), 'Urban attributes and wage disparities in Brazil', *Regional Studies* 44(5), 595–607.
- Freitas, E. E. (2012), Economias externas, atributos urbanos e produtividade, Master's thesis, Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte.
- Furtado, A. T. & de Quadros Carvalho, R. (2005), 'Padrões de intensidade tecnológica da indústria brasileira', *São Paulo em Perspectiva* 19(1), 70–84.
- Galinari, R., Crocco, M. A., Lemos, M. B. & Basques, M. F. D. (2003), O efeito das economias de aglomeração sobre os salários industriais: uma aplicação ao caso brasileiro, in 'Anais do XXXI Encontro Nacional de Economia', ANPEC, Porto Seguro.
- Galinari, R., Lemos, M. B. & do Amaral, P. V. M. (2006), Retornos crescentes urbanos: a influência do espaço na diferenciação da taxa salarial no Brasil, in J. A. D. Negri, F. D. Negri & D. Coelho, eds, 'Tecnologia, Exportação e Emprego', IPEA, Brasília, chapter 8, pp. 203–248.
- Giovannetti, B. C. & Menezes-Filho, N. A. (2006), Tecnologia e a demanda por qualificação na indústria brasileira, in J. A. D. Negri, F. D. Negri & D. Coelho, eds, 'Tecnologia, Exportação e Emprego', IPEA, Brasília.
- Holzer, H. & LaLonde, R. (1999), 'Job change and job stability among less-skilled young workers', *Institute for Research on Poverty Discussion Paper No. 1191-99*.
- Justo, W. R. & da Mota Silveira-Neto, R. (2009), 'Quem são e para onde vão os migrantes no Brasil?', *Revista da ABET* 8(1), 125–144.
- Kulu, H. & Billari, F. (2004), 'Multilevel analysis of internal migration in a transitional country', *Regional Studies* 38, 679–696.
- Machado, L. & de Oliveira, A. M. H. C. (2013), 'Mobilidade ocupacional e incompatibilidade educacional no Brasil', *Pesquisa e Planejamento Econômico* 43(2).
- Mata, D. D., de A. Oliveira, C. W., Pin, C. & Resende, G. (2007), 'Quais características das cidades determinam a atração de migrantes qualificados?', *Revista Econômica do Nordeste* 38(3).
- Mendes, P. S., Gonçalves, E. & da Silva Freguglia, R. (2012), 'Mobilidade inter-firmas de trabalhadores no Brasil formal', *Pesquisa e Planejamento Econômico* 42(2).
- Mukkala, K. (2005), Knowledge spillovers, in 'Congress of the European Regional Science Association', Vol. 45, Amsterdam, Holanda.
- Negri, F. D., Negri, J. A. D., Coelho, D. & Turchi, L. (2006), Tecnologia, exportação e emprego, in J. A. D. Negri, F. D. Negri & D. Coelho, eds, 'Tecnologia, Exportação e Emprego', IPEA, Brasília.
- Negri, J. A. D., de Castro, P. F., de Souza, N. R. & Arbache, J. S. (2001), 'Mercado formal de trabalho', *Texto para Discussão nº 840*.

- Pacelli, L., Rapiti, F. & Revelli, R. (1998), 'Employment and mobility of workers in industries with different intensity of innovation', *Economics of Innovation and new Technology* **5**, 273–300.
- Pekkala, S. (2003), 'Migration flows in finland', *International Regional Science Review* **26**, 466–482.
- Queiroz, B. L. & Golgher, A. B. (2008), 'Human capitals differentials across municipalities and states in brazil', *Population Review* **47**(2).
- Rabe-Hesketh, S. & Skrondal, A. (2008), *Multilevel and Longitudinal Modeling Using Stata*, 2 edn, Stata Press, College Station, TX.
- Rabe-Hesketh, S., Skrondal, A. & Pickles, A. (2004), 'Gllamm manual', *Berkeley Division of Biostatistics Working Paper Series, Working Paper 160* pp. 1–140.
- Rosenkopf, L. & Almeida, P. (2003), 'Overcoming local search through alliances and mobility', *Management Science* **49**(6), 751–766.
- Sahota, G. S. (1968), 'An economic analysis of internal migration in brazil', *Journal of Political Economy* **76**(2), 218–245.
- Sjaastad, L. A. (1962), 'The costs and returns of human migration', *Journal of Political Economy* **70**(5), 80–93.
- Stambol, L. S. (2003a), 'Regional labour market mobility by education and income', *Economic Survey* (2).
- Stambol, L. S. (2003b), Urban and regional labour mobility performance in norway, in 'Paper presented at the 43 Congress of the European Science Association', Jyväskylä, Finland.
- Topel, R. H. & Ward, M. P. (1992), 'Job mobility and the careers of young men', *Quarterly Journal of Economics* **107**, 441–479.
- Wood, C. H. (1982), 'Equilibrium and historical-structural perspectives on migration', *International Migration Review* **16**(2), 298–319. Special Issue: Theory and methods in migration and ethnic research.

TABAGISMO E PENALIZAÇÃO SALARIAL NO MERCADO DE TRABALHO BRASILEIRO

ALÉSSIO TONY CAVALCANTI DE ALMEIDA*
IGNÁCIO TAVARES DE ARAÚJO JÚNIOR†

Resumo

Esse artigo investiga a heterogeneidade da repercussão de hábitos pessoais não saudáveis, expressa pelo uso do cigarro, sobre a produtividade do trabalho no Brasil. Baseado na Pesquisa Especial de Tabagismo integrante da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios 2008, os principais modelos empíricos são desenvolvidos por meio de regressão quantílica com variáveis instrumentais. Os resultados encontrados explicitam que fumantes, independentemente dos modelos condicionados para a média ou por quantil com e sem variáveis instrumentais, apresentam menor rendimento do trabalho. Assim, a penalização salarial para fumantes com controle para endogeneidade varia de 15,2% a 36,5% ao longo da distribuição condicional dos rendimentos individuais.

Palavras-chave: Tabagismo; Mercado de Trabalho; Produtividade.

Abstract

This research investigates the heterogeneity of the repercussion of unhealthy personal behaviors, expressed by cigarette smoking, on labor productivity in Brazil. Based on the Special Smoking Survey included in the National Survey by Household Sample 2008, the central empirical models are developed by instrumental variable quantile regression. The findings evidence that smokers, regardless of conditioned models for average or quantile with and without instrumental variables, have lower labor income in Brazil. Thus, the smoking wage penalty with endogeneity control ranges from 15,2% to 36,5% over the conditional distribution of individual income.

Keywords: Smoking; Labor Market; Productivity.

JEL classification: I12, J24

DOI: <http://dx.doi.org/10.11606/1413-8050/ea146024>

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

† Programa de Pós-Graduação em Economia – PPGE/UFPB. E-mail: ignacio.tavares@gmail.com

1 Introdução

As pesquisas dirigidas ao capital humano realçam a importância dos componentes educação e saúde para os retornos econômicos (Schultz 1961, Mincer 1974, Bartel & Taubman 1979, Deolalikar 1988). Conforme Grossman (1972), a saúde difere das outras formas de capital humano, pois o seu estoque determina a quantidade total de tempo e a intensidade que o agente se dedica às atividades produtivas e ao lazer, relacionando-se diretamente com os rendimentos individuais e com a sensação de bem-estar. Fatores não controláveis pelo indivíduo, como herança genética, e controláveis, como hábitos saudáveis, definem o seu estoque de saúde. Logo, a adoção de comportamentos prejudiciais à saúde podem exercer um impacto negativo sobre a produtividade.

O consumo de determinadas substâncias nocivas à saúde, como aquelas reunidas no cigarro, tem ganhado destaque nesse tipo de análise, motivado por suas consequências na redução da produtividade marginal do trabalho (Leigh & Berger 1989, Levine et al. 1997, Viscusi & Hersch 2001, Munasinghe & Sicherman 2006, Anger & Kvasnicka 2010, Bockerman et al. 2014). Para o caso específico do cigarro, os achados empíricos da literatura internacional suportam a hipótese da existência de um custo monetário indireto do tabagismo nos ganhos individuais como, por exemplo, em Levine et al. (1997), que estimam perdas salariais variando entre 4% e 8% para trabalhadores dos Estados Unidos. Bockerman et al. (2014) ressaltam ainda que o descasamento das maturidades envolvendo os custos (pecuniários e não pecuniários, a maior parte com maior prazo de maturação) e os benefícios (sensação de prazer imediata com dependência do estoque passado) implicam em uma visão míope dos indivíduos quanto à utilização do tabaco, dadas as perdas salariais no longo prazo.

No Brasil, os dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) 2008 expõem que aproximadamente 21% de indivíduos entre 25 e 60 anos de idade são atuais usuários do cigarro, sendo a maior parcela do sexo masculino (52,1%). Dentro do grupo dos não usuários, 18% são ex-fumantes, demonstrando que mais de 1/3 da população brasileira em idade produtiva consumiu ou consome cigarro. Considerando esse quantitativo de usuários e os aspectos relacionados às recentes mudanças demográficas vivenciadas pelo Brasil¹, que resultam em uma pressão crescente por seguridade social e demanda por serviços de saúde no Sistema Único de Saúde (SUS), torna-se relevante investigar as consequências do tabagismo sobre indicadores do mercado de trabalho brasileiro, sobretudo através do prisma microeconômico do retorno individual. Apesar de ser um tema já estudado em outros países, os efeitos do consumo de cigarro sobre a produtividade do trabalho é desconhecido no Brasil.

Para atenuar essa lacuna na literatura nacional, o presente estudo examina como hábitos prejudiciais à saúde, capturado pelo tabagismo, associam-se com os resultados no mercado de trabalho por parte de agentes em fase produtiva. Mais precisamente, investiga-se como o uso de cigarro repercute em termos de ganhos salariais no mercado de trabalho brasileiro. Na finalidade de responder a esse objetivo, estimadores quantílicos com controle para en-

¹Segundo os dados do Censo Demográfico do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), a mudança na composição da estrutura etária do país, com o envelhecimento da população brasileira, vem se intensificando nas últimas décadas (Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística 2013).

dogeneidade e viés de seleção são empregados para examinar as estimativas ao longo de diferentes pontos da distribuição condicional do salário-hora de trabalhadores brasileiros.

A relevância de investigar essa temática nesse prisma, deve-se ao fato de que a diferença da penalização salarial entre indivíduos fumantes e não fumantes pode variar em função da distribuição condicional do salário-hora, no qual poderia existir uma sinalização que o custo do tabagismo fosse menor quanto maior fosse a produtividade marginal do indivíduo, ou vice-versa².

Além desta introdução, a pesquisa é composta por mais cinco partes. A Seção 2 faz uma breve revisão da literatura sobre os custos monetários indiretos do tabagismo no mercado de trabalho. As Seções 3 e 4 detalham o modelo empírico e a base de dados da pesquisa. Ao final, as Seções 5 e 6 apresentam os principais resultados e as considerações finais.

2 Revisão da literatura sobre tabagismo e retornos no mercado de trabalho

Tradicionalmente, como enfatizam Willis (1986) e Psacharopoulos & Patrinos (2004), as análises sobre os determinantes do retorno salarial do indivíduo se concentram no componente educação do capital humano, sendo a função de ganhos de Mincer (1974) a formulação que baliza grande parte das pesquisas econômicas na área. Estudos como Bartel & Taubman (1979), Deolalikar (1988), Hersch & Viscusi (1990), Levine et al. (1997), Thomas & Strauss (1997), Strauss & Thomas (1998), Zarkin et al. (1998), Viscusi & Hersch (2001), Auld (2005), Munasinghe & Sicherman (2006), Anger & Kvasnicka (2010), Bockerman et al. (2014), entre outros, acrescentam o componente saúde (\mathbf{K}_i^H) na expressão de rendimentos minceriana (Equação 1), sob a hipótese de que o estoque e comportamentos atrelados a saúde exercem efeitos na produtividade do trabalho:

$$W_i = w(\mathbf{K}_i^H, \mathbf{K}_i, \mathbf{X}_i) + \xi_i, \quad (1)$$

em que: W_i refere-se ao logaritmo do salário; \mathbf{K}_i^H é o vetor de medidas do componente saúde do capital humano; \mathbf{K}_i é o vetor de medidas não relativas à saúde do capital humano (como escolaridade e experiência); \mathbf{X}_i é o vetor de outras covariadas (idade, raça, gênero etc.); ξ_i é um termo de erro estocástico.

Tratando o estoque de saúde como um bem normal, Grossman (1972) assume que a saúde entra diretamente na função de preferência dos agentes (u), pois problemas de saúde geram uma redução no tempo disponível para o usufruto de atividades econômicas (como o trabalho) e não econômicas (como o lazer). A função de utilidade intertemporal de um agente típico é expressa pelo consumo de bens de saúde (G^H) e outros bens em geral (G), tal como evidenciado na Equação 2

$$u = u(\phi_0 G_0^H, \dots, \phi_n G_n^H, G_0, \dots, G_n), \quad (2)$$

em que: G_0^H = estoque herdado de saúde; G_t^H = estoque de saúde no t -ésimo período de tempo, ϕ_t = fluxo de serviço de saúde por unidade de estoque,

²As principais referências que dão suporte a este artigo são Levine et al. (1997), Auld (2005), Munasinghe & Sicherman (2006), Grafova & Stafford (2009), Fernandez & Nordman (2009), Anger & Kvasnicka (2010) e Bockerman et al. (2014).

$\phi_t G_t^H$ representa o consumo total dos serviços de saúde; G_t = consumo total de outros bens e serviços no t -ésimo período de tempo; o indexador n é uma variável endógena que reflete a duração da vida do indivíduo, que chega ao fim quando $G_t^H = G_{min}^H$.

Nessa direção, as escolhas dos indivíduos por um estilo de vida mais saudável afetam a produção do estoque de saúde, no qual o consumo do cigarro representa uma redução no nível de investimento líquido desse estoque, $G_{t+1}^H - G_t^H$ (Grossman 1972). Como resposta da redução do investimento no capital saúde e de outras indicações comportamentais reveladas pelo consumo do produto, Levine et al. (1997), Schwarze & Heineck (2003), Van Ours (2004), Auld (2005), Munasinghe & Sicherman (2006), Lokshin & Beegle (2006), Grafova & Stafford (2009), Anger & Kvasnicka (2010) e Bockerman et al. (2014), mostram empiricamente que o tabagismo provoca uma penalização na taxa de retorno individual no mercado de trabalho. A Tabela 1 sumariza os resultados dos citados trabalhos.

Agrupando os estudos por país ou região, tem-se inicialmente que Leigh & Berger (1989) são um dos primeiros a averiguar a relação entre tabagismo e salário, encontrando uma associação sem significância estatística. Neste estudo, os dados do *Quality of Employment Survey* (QES) de 1973 para trabalhadores dos Estados Unidos (EUA) são usados em conjunto com modelo clássico de regressão, no qual além do impacto do uso do cigarro, avalia-se também o papel do excesso de peso sobre os salários – que também não apresenta significância. Já em Levine et al. (1997), os fumantes, a partir dos dados do *National Longitudinal Survey of Youth* (NLSY) de 1984 e 1991 para os EUA, têm uma diminuição nos salários entre 4% e 8%, dependendo da especificação do modelo, quando comparado aos não fumantes. Os autores adotam diferentes estratégias, dentre elas, a utilização do modelo de efeito fixo do componente familiar na regressão de diferenças salariais entre os irmãos, que visa controlar características não observáveis da família. Além deles, Munasinghe & Sicherman (2006) e Grafova & Stafford (2009) desenvolvem aplicações para trabalhadores norte-americanos, dando suporte aos efeitos negativos do cigarro sobre a taxa de salário.

Grafova & Stafford (2009) examinam os diferentes grupos de fumantes em termos de ganhos salariais, concentrando-se nos usuários persistentes que consomem o cigarro por um longo período de tempo. Com base nos dados do *Panel Study of Income Dynamics* (PSID) nos anos de 1986, 1999 e 2001, os mesmos aferem diferenças salariais significativas entre fumantes e não fumantes. Por MQO agrupado, os fumantes recebem, em média, 7,4% a menos que os não fumantes. Considerando o histórico dos indivíduos, os consumidores persistentes quando confrontados com diferentes bases de especificação (indivíduos que nunca fumaram e ex-fumantes) apresentam variações salariais estatisticamente significativas variando de -8% a -12%, dependendo do período.

O trabalho de Auld (2005) tem por escopo aferir de forma conjunta o papel do consumo de bebidas alcoólicas e do cigarro sobre os salários de indivíduos canadenses a partir do *General Social Survey* (GSS) para os anos de 1985 e 1991. As suas principais descobertas dizem respeito à subestimação da penalização salarial do tabagismo, na abordagem sem controle para endogeneidade, em cerca de 1/3. Comparativamente, os efeitos do cigarro se mostram bem maiores do que o de consumo de bebidas alcoólicas sobre os salários, que em

Tabela 1: Resultados sobre penalização salarial do tabagismo na literatura especializada

Estudo	Local	Amostra	Método	T	N	Coef. (%)
Leigh & Berger (1989)	EUA	Ambos 18 ou mais	MQO	1973	1.142	-3,5 ^a
Levine et al. (1997)	EUA	Ambos	MQO	1984	2.817	-4,2
				1991	3.228	-6,9
			Diferenças entre irmãos	1984	151	-8,0
			1991	228	-8,1	
			Pooling		379	-7,9
Schwarze & Heineck (2003)	ALE	Homens	MQ2E	1998	2.570	-2,5
		25-55 anos	Painel	1998-2001	8.595	-0,7 ^a
Van Ours (2004)	HOL	Homens	MQO	2001	503	-10,7
		26-55 anos	MQ2E	2001	503	-16,6
Auld (2005)	CAN	Homens	MV	1985 e 1991	3.891	-8,3
		25-59 anos	FIMSL-VI	1985 e 1991	3.891	-24,0
Munasinghe & Sicherman (2006)	EUA	Ambos	Dinâmico(1)	1979-1994	9.396	-0,5
			Dinâmico(2)	1979-1994	9.396	-0,2
			Dinâmico(3)	1979-1994	9.396	-0,2

Fonte: Elaboração própria.

Legenda (Local): EUA = Estados Unidos; ALE = Alemanha; HOL = Holanda; CAN = Canadá; ALB = Albânia; RU = Reino Unido; FIN = Finlândia.
 Legenda (Método): MQO = Mínimos Quadrados Ordinários; MQ2E = Mínimos Quadrados em dois estágios; MV = Máxima Verossimilhança; FIMSL = Máxima verossimilhança simulada para informações completas (em inglês, *full information maximum simulated likelihood*); Gêmeos = modelo de diferenças entre gêmeos; DZ = gêmeos dizigóticos; MZ = gêmeos monozigóticos. Em Munasinghe & Sicherman (2006), Dinâmico(1), Dinâmico(2) e Dinâmico(3) representam a regressão sem controle, com controles limitados e controles completos.

^a = Não significativo estatisticamente; * Variável explicativa é o número de pacotes de cigarro consumidos.

Tabela 1: Resultados sobre penalização salarial do tabagismo na literatura especializada (continuação)

Estudo	Local	Amostra	Método	T	N	Coef. (%)
Lokshin & Beegle (2006)	ALB	Homens	MQO	2005	1.588	-4,8
		25-60 anos	MQ2E	2005	1.588	-25,6
Braakmann (2008)	RU	Homens	MQO	1991-2005	32.356	-3,1
			Painel-EF	1991-2005	32.356	-0,9 ^a
			Painel-VI	1991-2005	17.216	0,2 ^a
Grafova & Stafford (2009)	EUA	Homens	MQO	1986	3.056	-3,4
				1999	3.062	-9,2
				2001	2.898	-10,9
			MQO-pooled	1986-2001	9.016	-7,4
			MQO-EF	1986-2001	9.016	0,9
Anger & Kvasnicka (2010)	ALE	Homens	MQO	2002	1.968	-4,5
		27-55 anos	MQ2E	2002	1.968	-9,9
Bockerman et al. (2014)*	FIN	Ambos	MQO	1990-2004	3.914	-2,16
			Gêmeos	1990-2004	1.957	-1,41
			Gêmeos-DZ	1990-2004	1.350	-1,30
			Gêmeos-MZ	1990-2004	607	-1,85

Fonte: Elaboração própria.

Legenda (Local): EUA = Estados Unidos; ALE = Alemanha; HOL = Holanda; CAN = Canadá; ALB = Albânia; RU = Reino Unido; FIN = Finlândia.
 Legenda (Método): MQO = Mínimos Quadrados Ordinários; MQ2E = Mínimos Quadrados em dois estágios; MV = Máxima Verossimilhança;
 FIMSL = Máxima verossimilhança simulada para informações completas (em inglês, *full information maximum simulated likelihood*); Gêmeos =
 modelo de diferenças entre gêmeos; DZ = gêmeos dizigóticos; MZ = gêmeos monozigóticos. Em Munasinghe & Sicherman (2006), Dinâmico(1),
 Dinâmico(2) e Dinâmico(3) representam a regressão sem controle, com controles limitados e controles completos.

^a = Não significativo estatisticamente; * Variável explicativa é o número de pacotes de cigarro consumidos.

alguns casos os parâmetros referentes ao álcool não são diferentes de zero na perspectiva estatística.

Em relação aos trabalhos com dados europeus, Schwarze & Heineck (2003), através do *Socio-Economic Panel* (SOEP) para Alemanha, obtêm na abordagem com dados de corte que os fumantes do sexo masculino têm uma redução na taxa de salário de aproximadamente 2,5%, enquanto que no modelo com efeito fixo, controlando a heterogeneidade individual não observada, o impacto do cigarro sobre os salários não é significativo estatisticamente. Já Anger & Kvasnicka (2010), com a mesma base de dados, acham efeitos negativos do consumo do tabaco sobre os ganhos dos indivíduos, sendo os custos indiretos do cigarro na abordagem com variáveis instrumentais (VI) representado por uma redução em 0,099 do log do salário-hora.

Fazendo a varredura de estudos para outros países europeus, apenas o trabalho de Braakmann (2008), para dados do *British Household Panel Survey* (BHPS) de 1991 a 2005, não suporta a hipótese que relaciona a penalização salarial de fumar e menor produtividade dos fumantes nos modelos de efeito fixo e VI. Muito embora, identifica uma penalização de 3% com dados de corte. As demais pesquisas, como Van Ours (2004) para Holanda, Lokshin & Beegle (2006) para Albânia e Bockerman et al. (2014) para Finlândia, corroboram os achados da grande maioria da literatura sobre a diminuição nos rendimentos provocada pelo tabagismo.

Dentre as localidades reportadas na Tabela 1, a que possui o menor nível de renda *per capita* é a Albânia, onde Lokshin & Beegle (2006) fazendo uso do *Living Standards Monitoring Survey* (LSMS) de 2005, constatam uma penalização salarial do tabagismo superior a 20% no modelo com VI. Usando as pesquisas *Older Finnish Twin Cohort Study* (OFTCS) do Departamento de Saúde Pública da Universidade de Helsinque na Finlândia e *Finnish Longitudinal Employer-Employee Data* (FLEED) para gêmeos do sexo masculino nascidos entre 1945 e 1957, Bockerman et al. (2014) concluem que fumantes possuem menor rendimento de longo prazo, controlando por fatores ambientais, efeitos dos pares e carga genética (ao usar dados sobre gêmeos idênticos, monozigóticos).

Quanto aos motivos discutidos na literatura que podem explicar a penalização salarial dos fumantes no mercado de trabalho, enumeram-se os seguintes:

- Interferência do consumo do cigarro em tarefas de execução manual;
- Elevação dos custos relativos do empregador, devido, por exemplo, ao maior absenteísmo e custos do seguro-saúde;
- Discriminação no ambiente de trabalho causada por questões de atratividade física visual (possíveis danos na pele) ou olfativa (decorrente do cheiro de fumaça);
- Predisposição dos fumantes por emprego que disponibilizam seguro-saúde em detrimento de uma maior remuneração;
- Alta taxa de desconto intertemporal, indicando maior propensão ao consumo presente em relação ao consumo futuro e, assim, baixos investimentos no capital humano. (Levine et al. 1997, Grafova & Stafford 2009).

A literatura empírica sobre essa temática chama atenção, em especial, para a influência do último ponto acima na estimativa da penalização salarial, haja vista o valor não observado dessa taxa de desconto que pode influir simultaneamente na decisão de fumar e na taxa de salário. Nesse quadro, se uma pessoa com preferências imediatistas tem mais predisposição a fumar, o parâmetro do custo indireto do tabagismo seria tendencioso, porque as consequências negativas sobre os salários de tais preferências pelo consumo presente, dado o menor investimento no capital humano, seriam atribuídas ao ato de fumar. Assim, o indicador do status de fumante (H_i) é tratado como um regressor endógeno, $Cov(H_i, \epsilon_i) \neq 0$, o que demanda um tratamento para o problema de endogeneidade. Logo, a grande maioria dos estudos aplicados na área tenta contornar a questão dos fatores não observados, como fica demonstrado pelo crescente rigor metodológico das pesquisas mencionadas.

Muito embora as estimativas das penalizações salariais do tabagismo possam chegar em alguns casos até a 25,6% na Tabela 1, ainda não existem aferições dos efeitos do uso do cigarro sobre os resultados do mercado de trabalho brasileiro³. De uma forma global, a exploração do assunto está concentrada nos países da América do Norte e da Europa sem a incorporação da heterogeneidade da penalização salarial do uso do cigarro para trabalhadores, por exemplo, com baixos e altos níveis de produtividade do trabalho. Assim, considerando que a posição na distribuição dos rendimentos carrega certas peculiaridades do tipo de função desempenhada pelo trabalhador – por exemplo, ocupações com altas remunerações são mais propensas a requerer mais conhecimento técnico do que condicionamento físico –, o tabagismo pode ter diferentes repercussões ao longo da função quantílica condicional dos salários.

3 Estratégia empírica

A estratégia empírica baseia-se nos trabalhos de Levine et al. (1997), Schwarze & Heineck (2003), Van Ours (2004), Auld (2005), Lokshin & Beegle (2006), Anger & Kvasnicka (2010) e Bockerman et al. (2014). A abordagem mais recorrente na área é a de variáveis instrumentais (VI), que mensura o efeito do consumo do cigarro para um agente representativo sobre o valor condicional médio dos ganhos salariais, tratando essa variável explicativa como um regressor endógeno.

A avaliação do papel das condições de saúde e, em particular, dos hábitos não saudáveis sobre o retorno salarial possui problemas inerentes de mensuração do efeito causal em bases de dados, particularmente, sem caráter longitudinal (Levine et al. 1997, Bockerman et al. 2014). A dificuldade se deve a atributos não observáveis dos indivíduos que afetam concomitante a decisão de fumar e o salário-hora. Assim, as estimativas obtidas pelos métodos que supõem exogeneidade, como MQO e regressão quantílica (RQ), são tendenciosas.

Neste trabalho, estimadores quantílicos com regressores endógenos são utilizados para estimar a relação entre o uso do cigarro e ganhos salariais para os n -ésimos quantis (τ) da distribuição condicional do salário-hora, em que

³Grande parte da literatura nacional, balizada pela a Equação 1, está voltada para o papel das condições nutricionais/antropométricas nesse processo, como é o caso de Thomas & Strauss (1997) e Kassouf (1997), ou faz uso de classificações do estado geral de saúde, como Alves & Andrade (2003).

$\tau \in (0, 1)$. A função de regressão quantílica condicional com variáveis instrumentais (RQVI), baseada em Chernozhukov & Hansen (2004, 2005, 2013) e Chernozhukov et al. (2007), é a abordagem escolhida para o cômputo das estimativas de interesse em contraponto à função condicional média com variáveis instrumentais, usada em análises de regressão linear como no método de mínimos quadrados em dois estágios (MQ2E). Além de verificar a heterogeneidade dos coeficientes ao longo da distribuição condicional, a regressão quantílica é mais robusta à presença de observações atípicas e de erros com distribuição não gaussiana do que os estimadores de mínimos quadrados (Koenker 2005). É válido salientar que na seção de resultados desta pesquisa, as estimativas inicialmente são calculadas pelos métodos MQO, MQ2E e RQ convencional (sem controle para VI), para em seguida apresentar os coeficientes obtidos por RQVI.

Os estimadores quantílicos, como destacado por Koenker & Bassett (1978), identificam o efeito das covariadas não apenas para a tendência central, mas também ao longo da distribuição condicional da variável de resultado. Com base na RQ convencional, a Equação 1 de rendimentos do indivíduo pode ser representada pela seguinte representação linear

$$W_i = \delta(\tau)H_i + \mathbf{X1}_i\beta(\tau) + \epsilon_{1i}(\tau), \text{ com } Q_\tau(W_i|H_i, \mathbf{X1}_i) = \delta(\tau)H_i + \mathbf{X1}_i\beta(\tau), \quad (3)$$

em que: W_i é o logaritmo do salário-hora do i -ésimo indivíduo; H_i é uma variável binária referente à condição de fumante do trabalhador; $\mathbf{X1}$ é um vetor formado por variáveis de controle, o que inclui idade, faixa de escolaridade, raça, fatores locacionais, outros atributos pessoais e o intercepto do modelo.

O τ -ésimo quantil condicional do logaritmo do salário-hora em relação às variáveis explicativas é denotado por $Q_\tau(W_i|H_i, \mathbf{X1}_i)$. Isto posto, a Equação 4 refere-se ao problema de minimização para a estimação dos parâmetros para um determinado quantil com $\theta = f(\delta, \beta)$:

$$\min_{\theta \in R^k} \left[\sum_{i:W_i \geq Q_\tau(\cdot)} \tau |W_i - \delta_\tau H_i - \mathbf{X1}_i \beta_\tau| + \sum_{i:W_i < Q_\tau(\cdot)} (1 - \tau) |W_i - \delta_\tau H_i - \mathbf{X1}_i \beta_\tau| \right]. \quad (4)$$

Nesse caso em estudo, ao averiguar o papel do regressor endógeno (H_i), o coeficiente $\delta(\tau)$ obtido a partir da regressão quantílica convencional se torna tendencioso, necessitando adotar alguma abordagem, como variáveis instrumentais, que permita tratar esse viés. Contudo, como apresentado em Chernozhukov & Hansen (2005), as técnicas padrões de variáveis instrumentais (como MQ2E) não são consistentes com o efeito de tratamento quantílico variando ao longo dos diferentes quantis da distribuição da variável dependente. Assim, no modelo RQVI, inicialmente, a relação entre o regressor binário endógeno $H_i \in \{0, 1\}$, que representa o status de fumante do trabalhador, e o salário-hora (W_i) pode ser representada pela Equação 5

$$W_i = \delta(\epsilon_{1i}^*)H_i + \mathbf{X1}_i\beta(\epsilon_{1i}^*), \text{ com } \epsilon_{1i}^*|H_i, \mathbf{X1}_i \sim \text{uniforme}(0, 1), \quad (5)$$

em que: ϵ_{1i}^* é uma variável aleatória não observada, representando alguma habilidade inata ou nível de preferência dos indivíduos, responsável pela heterogeneidade dos resultados para os indivíduos com idênticas características observáveis ($\mathbf{X1}$) e do tratamento (D); $\tau \rightarrow \delta(\tau)H_i + \mathbf{X1}\beta(\tau)$ é a função quantil

condicional de W_i . Por construção, $\delta(\tau)H_i + \mathbf{X1}\beta(\tau)$ é o τ -ésimo quantil do W_i condicionado as variáveis explicativas.

Como H_i é correlacionado com ϵ_{1i}^* , a Equação 5 é reescrita para responder o problema de endogeneidade, em que V_i é uma variável não observada estatisticamente dependente do termo de erro ϵ_{1i} e possui outros fatores omitidos que afetam a decisão de fumar,

$$W_i = \delta(\epsilon_{1i})H_i + \mathbf{X1}_i\beta(\epsilon_{1i}), \text{ com } \epsilon_{1i}|H_i, \mathbf{X1}_i, \mathbf{Z1}_i \sim \text{uniforme}(0, 1) \quad (6)$$

$$H_i = f(\mathbf{X1}_i, \mathbf{Z1}_i, V_i) \quad (7)$$

$$\tau \rightarrow \delta(\tau)H_i + \mathbf{X1}_i\beta(\tau), \quad (8)$$

em que essa decisão é determinada pela Equação 7. O vetor V_i é composto por variáveis não observadas correlacionadas com ϵ_{1i} , e $\mathbf{Z1}_i$ é um vetor de variáveis instrumentais independentes a ϵ_{1i} mas correlacionado com a decisão de fumar (H_i). As Equações 6 e 8, que balizam as condições da abordagem RQVI, implicam:

$$\Pr(W_i \leq \delta(\tau)H_i + \mathbf{X1}_i\beta(\tau)|\mathbf{X1}_i, \mathbf{Z1}_i) = \tau. \quad (9)$$

A Equação 9, segundo Chernozhukov & Hansen (2004), estabelece a conexão entre os parâmetros da RQVI para o conjunto de equações de momentos condicionais necessárias para a estimação e inferência. Para resolver a citada expressão é preciso achar a solução para regressão quantílica de $W_i - [\delta(\tau)H_i + \mathbf{X1}_i\beta(\tau)]$ em $(\mathbf{X1}, \mathbf{Z1})$, que equivale a:

$$Q(W_i \leq \delta(\tau)H_i + \mathbf{X1}_i\beta(\tau)|\mathbf{X1}_i, \mathbf{Z1}_i) = \mathbf{X1}_i\beta(\tau) + \mathbf{Z1}_i\gamma(\tau). \quad (10)$$

Dado o verdadeiro valor de $\delta(\tau)$, estima-se os demais parâmetros, $\beta(\tau)$ e $\gamma(\tau)$ por meio do seguinte problema de minimização:

$$\min_{\theta \in R^k} \sum_i \rho_\tau [W_i - \delta(\tau)H_i - \mathbf{X1}_i\beta(\tau) - \mathbf{Z1}_i\gamma(\tau)], \quad (11)$$

em que: ρ_τ é uma função definida como $\rho_\tau(\psi) = \tau\psi$ se $\psi \geq 0$ ou $\rho_\tau = (\tau-1)\psi$ se $\psi < 0$, com $\psi = [W_i - \delta(\tau)H_i - \mathbf{X1}_i\beta(\tau) - \mathbf{Z1}_i\gamma(\tau)]$. Como não se conhece o valor de $\delta(\tau)$, o problema exposto na Equação 11 é solucionado pela aproximação do valor de $\gamma(\tau)$ em torno de zero.

Segundo Van Ours (2004), as variáveis instrumentais frequentemente utilizadas para resolver o problema de endogeneidade da variável explanatória fumante são formadas, em geral, por fatores atrelados à religião, ao preço do produto, a auto avaliação e/ou ao comportamento da família. Dessa maneira, a validade de uma estimativa por VI depende do pressuposto de que os instrumentos não estão correlacionados com outras características latentes dos agentes que podem influir nos seus ganhos, não sendo portanto um exercício trivial encontrar bons instrumentos. Contudo, Auld (2005) ressalta que o preço do cigarro exerce influência na decisão de consumo do produto mas não se relaciona com a taxa de salário, sendo uma variável exógena consolidada nessa área. Além do mais, para Cutler & Glaeser (2005) e Anger & Kvasnicka

(2010), existem evidências na literatura sobre o papel da percepção dos indivíduos quanto ao malefício do cigarro e as características do ambiente familiar sobre o tabagismo no hábito de fumar, onde inexistente ou é pouco provável um canal direto dessas covariadas sobre os rendimentos atuais do indivíduo.

Com base nas variáveis instrumentais adotadas por Van Ours (2004), Auld (2005) e Anger & Kvasnicka (2010), o vetor $\mathbf{Z1}_i$ é composto pelo preço do cigarro, indicador binário para o indivíduo que reside com ao menos um ex-fumante, quantidade de pessoas fumantes na família (exclui o próprio indivíduo), indicadores sobre crença/percepção dos agentes quanto aos riscos do uso de cigarro para si e para terceiros e regras sobre o uso do cigarro no domicílio. Essas percepções, regras, preços do produto e características de outros moradores do domicílio são potenciais instrumentos por se relacionarem com a decisão de se fumar e serem condicionalmente não correlacionadas com os salários⁴. É válido acrescentar que as variáveis corresidentes, conforme Anger & Kvasnicka (2010), são usadas com a finalidade de medir possíveis influências sobre o comportamento do fumante corrente, tanto em termos das chances de sua decisão de fumar ter sido definida pela existência de outros familiares fumantes ou de pessoas na família com histórico bem-sucedido de cessação do tabagismo.

Ressalta-se que a estimação da Equação 6, seguindo os procedimentos de Buchinsky (1998, 2001) para modelos com regressores quantílicos, é realizada em dois estágios a fim de corrigir o problema de seleção amostral discutido em Heckman (1979), pois o termo de viés de autoseleção na força de trabalho tem uma forma desconhecida na RQ. Destarte, admite-se que o salário observado (S) pode ser escrito como

$$S_i = d_i \times W_i, \text{ com } d_i = I(W_i > W_i^R), \quad (12)$$

em que $I(\cdot)$ é uma função indicadora usual e W_i só é observado se exceder o salário de reserva (W_i^R), de modo que $d_i = 1$, caso o salário seja observável, e $d = 0$, caso contrário. Na presença do mecanismo de seleção, o quantil condicional do salário observado é expresso pela Equação 13

$$Q_\tau(S_i|H_i, \mathbf{X1}_i, \mathbf{Z1}_i) = \delta(\tau)H_i + \mathbf{X1}_i\beta(\tau) + \mathbf{Z1}_i\gamma(\tau) + h_\tau(g_0), \quad (13)$$

em que $h_\tau(g_0) = Q_\tau(\epsilon_{1i}|H_i, \mathbf{X1}_i, \mathbf{Z1}_i, d_i = 1)$ e $g_0 = g(\mathbf{J}_i, \kappa_0)$. Adianta-se que o vetor de variáveis explicativas, \mathbf{J} , é formado por covariadas sobre a decisão de oferta do trabalho (com $\mathbf{X1} \subset \mathbf{J}$), incluindo o rendimento familiar oriundo do não trabalho (aluguel, juros, transferências, doações etc.), estrutura familiar e dificuldades físicas para realização de trabalhos pesados⁵. Segundo Buchinsky (1998), a equação de participação na força de trabalho deve ser estimada por um modelo semiparamétrico. Por isso foi escolhido o modelo de resposta binária de estimadores de máxima verossimilhança semi não paramétricos⁶ (SNP) de Gallant & Nychka (1987).

Em seguida, a exemplo de Buchinsky (1998), a aproximação da razão inversa de Mills com dois termos é adicionada na equação dos salários obser-

⁴A fim de aferir a força dos instrumentos e a restrição de sobreidentificação, a Tabela A.2 reporta testes estatísticos para o ajustamento dos instrumentos e exogeneidade do regressor.

⁵A Tabela A.5 no Apêndice descreve as variáveis utilizadas para a equação de seleção.

⁶O comando semi-nonparametric (SNP) desenvolvido por De Luca (2008) é usado para a estimação desses coeficientes, supondo uma expansão polinomial univariada de terceira ordem de Hermite para fazer a aproximação da densidade desconhecida dos erros da regressão latente.

vados dos indivíduos⁷. Nesse ponto, o termo $h_{\tau}(g) = \rho'_{\tau} P_{3j}(g)$ controla a seleção amostral e $P_{3j}(g)$ é um polinômio de terceira ordem em g , cujo $h_j(g) = \lambda(\hat{\mu} + \hat{\sigma}g)^{j-1}$, com $j = 1, 2$ e $\lambda(\cdot) = \phi(\cdot)/\Phi(\cdot)$, que é a razão inversa de Mills. $\phi(\cdot)$ e $\Phi(\cdot)$ são respectivamente a função de densidade de probabilidade (fdp) e a função de distribuição acumulada (fda), bem como $\hat{\mu}$ e $\hat{\sigma}$ são parâmetros de localização e escala.

4 Base de dados e descrição das variáveis

A Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) 2008 é a fonte de informações usada por dispor da Pesquisa Especial de Tabagismo (PETab) e de um suplemento sobre acesso e utilização dos serviços, condições de saúde e fatores de risco e proteção à saúde. Segundo o Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (2009), a PETab, desenvolvida em parceria com o Instituto Nacional de Câncer (INCA) e a Agência Nacional de Vigilância Sanitária (ANVISA) vinculados ao Ministério da Saúde, tem o objetivo de levantar dados sobre uso dos produtos derivados do tabaco, das tentativas de abandono do hábito, da percepção das pessoas sobre esses riscos, dos aspectos relacionados à compra de cigarros etc. O questionário da PETab é aplicado a 1/3 da amostra de domicílios da PNAD para 39.425 indivíduos com 15 anos ou mais de idade.

Este estudo utiliza especificamente a Parte 28 do questionário da PNAD 2008 denominado de PETab, aplicado para uma subamostra de indivíduos da citada pesquisa, pela disponibilização de um conjunto mais amplo de variáveis referentes ao vício do cigarro que podem melhor instrumentalizar o modelo empírico. A PETab permite uma melhor análise sobre o uso do tabaco, inclusive considerando o conhecimento dos indivíduos sobre os riscos de saúde provocados pelo uso da nicotina e preços implícitos do produto. O número final de observações é de 6.979 pessoas (quando se realiza o controle amostral para ex-fumantes), o que corresponde em termos populacionais a 24,56 milhões de trabalhadores nas características descritas e a 58% do total da amostra da PETab para esse grupo etário do sexo masculino.

Com os microdados da PNAD 2008, que possui representatividade amostral para todo o território brasileiro, informações específicas são obtidas sobre os usuários do cigarro, atributos pessoais, aspectos locais e indicadores do mercado de trabalho, bem como é possível particionar a amostra em três grupos de trabalhadores: fumantes correntes, ex-fumantes e indivíduos sem experiência com o cigarro. Para Anger & Kvasnicka (2010), essa partição é importante para não contaminar o grupo de não fumantes com usuários que em algum momento da vida já fizeram uso do tabaco, pelos seguintes pontos: ex-fumantes podem ter um maior salário do que os recém consumidores do cigarro, admitindo que a produtividade é mais correlacionada com as características individuais do que com o uso recente do cigarro; como o tabagismo é viciante, o sucesso em parar de fumar requer alguns atributos que inclusive são relevantes para a produtividade do trabalho, como disciplina e força de vontade.

A exemplo dos outros trabalhos na área (Viscusi & Hersch 2001, Van Ours 2004, Auld 2005, Grafova & Stafford 2009, Anger & Kvasnicka 2010), a amos-

⁷No caso dos modelos de referência para a função condicional média, o cálculo da razão inversa de Mills tradicional (λ) usa o modelo probit para estimar a equação de participação.

tra é restringida para trabalhadores do sexo masculino com nacionalidade brasileira e faixa etária entre 25 e 60 anos de idade. Essas restrições têm o propósito de comparar as evidências para o Brasil com os de outros estudos (ver Tabela 1), assim como presume-se que aos 25 anos de idade a formação educacional já esteja praticamente maturada ou em fase final e com 60 anos ainda o indivíduo esteja em idade produtiva⁸. Além disso, aposentados e trabalhadores empregados no serviço público foram desconsiderados do desenho amostral. Para o caso dos servidores públicos, a produtividade do trabalho não implica, em regra, alterações na taxa de salário, bem como a existência do fator estabilidade no emprego dificulta o cotejo deste grupo de trabalhadores com os empregados no setor privado.

A Tabela 2 sumariza as estatísticas descritivas das variáveis usadas para os modelos de penalização para dois tipos de amostras, que se diferenciam pelo controle de ex-fumantes. As seguintes variáveis explicativas são utilizadas: status de fumante, faixa de escolaridade (menos que ensino fundamental, fundamental completo, médio completo e superior completo), raça⁹ (cor branca), idade (em nível e ao quadrado), interação entre anos de estudo e idade do indivíduo, indicador binário se o trabalhador é sindicalizado, estabilidade no emprego atual (*tenure*), grupos ocupacionais do trabalho principal e fatores locais (zona de localização, região metropolitana e macrorregiões de residência). A Tabela A.5 no Apêndice mostra a definição das variáveis utilizadas no estudo, inclusive as variáveis instrumentais e as variáveis usadas na equação de seleção.

Pela Tabela 2, a amostra extraída da PETab, para o modelo de penalização, dispõe de dois desenhos amostrais que se diferenciam pelo controle de ex-fumantes. Na Amostra (1), 21,3% dos indivíduos são ex-usuários do cigarro, enquanto que na Amostra (2) essas observações são excluídas. A comparação dessas duas amostras não revela grandes diferenças. Ambas são caracterizadas por pessoas residentes, em sua maior parte, na região Sudeste¹⁰, em áreas urbanas, com ensino fundamental incompleto, casadas e com idade em torno de 39 anos.

5 Resultados

Conforme Anger & Kvasnicka (2010), a verificação da hipótese de penalização salarial do tabagismo requer cuidados específicos com o grupo de não fumantes, porque os custos salariais efetivos de fumar podem ser influenciados pela existência de ex-usuários do cigarro neste grupo. Assim, para iniciar as discussões, a Tabela 3 mostra as características da amostra por grupos de fumantes e não fumantes de dois tipos, diferenciando-se pelo uso passado do cigarro. Dentre as diferenças de médias e proporções entre os grupos, apenas quatro não são estatisticamente diferentes de zero à pelo menos 5% de significância:

⁸Dada uma expectativa de vida de 69 anos para os homens, conforme dados do Banco Mundial para 2008 disponíveis em databank.worldbank.org/data, bem como o direito a aposentadoria masculina a partir apenas dos 65 anos de idade, de acordo com o art. 48 da lei nº 8.213/1991 (Redação dada pela Lei nº 9.032/1995).

⁹Na amostra deste trabalho (com controle amostral para ex-fumantes), verifica-se que 49% dos indivíduos se autodeclaram brancos e 42% se dizem pardos, de modo que os demais grupos étnicos correspondem a um percentual inferior a 10%.

¹⁰Como a amostra é dirigida apenas para trabalhadores vinculados ao setor privado, tem-se por decorrência que a maior parcela de indivíduos encontram-se na região Sudeste.

Tabela 2: Estatísticas descritivas das variáveis utilizadas nos modelos de regressão

Variáveis	Amostra (1)		Amostra (2)	
	Média	DP	Média	DP
Salário-hora (em log)	2,896	0,896	2,908	0,894
Sindicalizado	0,215	0,411	0,213	0,410
Grupos ocupacionais				
Dirigentes	0,070	0,254	0,070	0,255
Ciências e Artes	0,050	0,217	0,051	0,220
Técnicos	0,074	0,262	0,075	0,263
Serviços administrativos	0,051	0,220	0,055	0,228
Serviços*	0,113	0,317	0,115	0,319
Vendedores	0,073	0,260	0,072	0,258
Agrícola	0,168	0,374	0,162	0,368
Produção e manutenção	0,401	0,490	0,401	0,490
Estabilidade (tenure)	8,546	9,038	8,123	8,665
Faixa de escolaridade				
Menos que ensino fundamental (<EF)	0,474	0,499	0,453	0,498
Ensino fundamental completo (EF)	0,163	0,369	0,162	0,368
Ensino médio completo (EM)	0,275	0,446	0,294	0,456
Ensino superior completo* (ES)	0,088	0,284	0,092	0,289
Raça (cor branca)	0,486	0,500	0,490	0,500
Idade	39,747	9,640	38,589	9,368
Fumante	0,249	0,432	0,316	0,465
Ex-fumante	0,213	0,410	0,000	0,000
Chefe do domicílio	0,736	0,441	0,721	0,449
Tipo de família				
Casado sem filho	0,139	0,346	0,136	0,343
Casado com filho	0,688	0,463	0,682	0,466
Tamanho da família	3,588	1,494	3,580	1,494
Dificuldades físicas	0,156	0,363	0,137	0,344
Rendimento familiar do não trabalho				
Pensão (log)	0,555	1,835	0,565	1,860
Aluguel (log)	0,229	1,244	0,222	1,217
Outros (log)	1,029	2,528	0,992	2,483
Proibido fumar no domicílio	0,137	0,344	0,147	0,354
Crença/percepção				
Gera doenças aos outros	0,920	0,272	0,913	0,281
Gera doenças para si	0,966	0,182	0,962	0,191
Fumantes na família	0,123	0,404	0,149	0,442
Ex-fumantes na família	0,074	0,261	0,020	0,140
Preço do cigarro	2,648	0,476	2,646	0,473
Urbana	0,836	0,370	0,840	0,367
Região metropolitana	0,400	0,490	0,398	0,489
Macrorregião				
Norte	0,079	0,270	0,076	0,265
Nordeste	0,242	0,428	0,244	0,429
Sudeste*	0,450	0,498	0,453	0,498
Sul	0,157	0,364	0,157	0,363
Centro-Oeste	0,072	0,259	0,071	0,257
Controle: Ex-fumantes			X	
Observações (N)	8.808		6.979	
Observações expandidas** (P)	31.221.094		24.561.120	

Elaboração própria a partir dos microdados da PNAD/PETab 2008.

*Categoria omitida.

**As amostras possuem fatores de expansão distintos, dada às peculiaridades da PETab que é uma subamostra da PNAD com reponderação do peso amostral dos participantes.

renda do não trabalho e trabalhador casado (sem filhos) entre fumantes (A) e não fumantes do tipo 1 (B); horas de trabalho e morador chefe do domicílio entre fumantes (A) e ex-fumantes ou não fumantes do tipo 2 (C). Na Tabela 3 as diferenças de médias e de proporções são sempre examinadas em torno do grupo de fumantes.

Tabela 3: Características da amostra por grupos de fumantes e não-fumantes no Brasil, PETab 2008

Variáveis	Fumante	Não Fumante		Diferença	
		Tipo 1	Tipo 2	Coef.	Coef.
	(A)	(B)	(C)	(A)-(B)	(A)-(C)
Média					
Salário-hora	24,39	33,14	27,57	-8,74 ^c	-3,18 ^c
Horas de trabalho	44,45	44,55	45,13	-0,10 ^c	-0,67
Estabilidade (em anos)	8,15	7,26	9,18	0,89 ^c	-1,03 ^c
Anos de estudo	5,77	8,19	6,57	-2,41 ^c	-0,79 ^c
Idade	41,44	37,38	44,16	4,06 ^c	-2,71 ^c
Renda familiar do não trabalho	29,48	26,28	40,61	3,20 ^a	-11,13 ^c
Idade de 1º uso do cigarro	16,37		15,89		0,48 ^c
Número de cigarros ao dia	17,74				
Proporção (%)					
Ocupação	88,89	91,12	91,05	-2,23 ^c	-2,16 ^c
Chefe do domicílio	72,67	66,75	77,30	5,92 ^c	-4,63
Cor Branca	42,23	51,10	46,43	-8,87 ^c	-4,20 ^c
Ausência no trabalho*	9,32	5,09	9,62	4,23 ^c	-0,30 ^c
Dificuldades físicas	21,28	12,75	23,28	8,53 ^c	-2,00 ^c
Casado e sem filhos	14,51	12,61	15,09	1,90 ^a	-0,58 ^c
Casado e com filhos	63,92	68,72	69,35	-4,80 ^c	-5,43 ^c
Faixa de escolaridade					
<EF	63,54	38,10	55,46	25,44 ^c	8,08 ^c
EF	15,04	16,87	16,31	-1,83 ^c	-1,27 ^b
EM	16,73	33,72	20,35	-16,99 ^c	-3,62 ^c
ES	4,70	11,31	7,88	-6,61 ^c	-3,18 ^c

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da PNAD/PETab 2008. Amostra restringida para homens nascidos no Brasil com faixa etária entre 25 e 60 anos, com exclusão de indivíduos que recebem aposentadoria e trabalhadores ocupados no serviço público.

Legenda: ^ap<0,10; ^bp<0,05; ^cp<0,01.

Não fumante Tipo 1: indivíduo que nunca teve experiência com o uso do cigarro.

Não fumante Tipo 2: indivíduo ex-fumante.

*Essa variável indica se nas duas últimas semanas, a pessoa não fez suas atividades habituais por motivo de saúde.

Pela Tabela 3, fumantes e não fumantes dispõem de certas características socioeconômicas distintas, principalmente nas variáveis anos de estudo¹¹ (e na sua distribuição por fase de ensino) e ganhos no mercado de trabalho. Essas diferenças são mais acentuadas quando se coteja a média desses indicadores entre fumantes e não fumantes sem experiência com o cigarro. Enquanto que variáveis como horas de trabalho, estabilidade no emprego (*tenure*), renda do não trabalho (exceto para os ex-fumantes), taxa de ocupação e outros atributos familiares relativamente não exibem diferenças tão marcantes como as

¹¹Existe uma linha de trabalhos que investigam as diferentes formas de causalidade envolvendo educação e saúde, visto que o hábito de fumar pode revelar altas taxas de descontos intertemporais, que por sua vez pode resultar em baixos investimentos na qualificação. Maiores detalhes sobre esse tipo de discussão, por exemplo, em Conti et al. (2010) e Cutler & Lleras-Muney (2010)

duas supracitadas variáveis (educação e salário). Observando o salário-hora, na média, os fumantes recebem menos que os dois tipos de não fumantes, com diferenças estatisticamente significativas a pelo menos 1%. Sem condicionar a outros controles, o diferencial salarial entre fumantes e não usuários do cigarro do tipo 1 é de R\$ 8,74 por hora de trabalho em favor dos não fumantes.

Em conformidade com as características da amostra, a média de idade que os fumantes e ex-fumantes consumiram o cigarro pela primeira vez é de cerca de 16 anos, bem como o número médio de cigarros consumidos diariamente pelos atuais fumantes é de quase um maço de cigarro. Logo, uma iniciação prematura ao fumo combinada com uma elevada quantidade consumida dele ao dia podem ter um impacto expressivo no estoque de saúde dos fumantes, que com apenas 25 anos de idade, com base nesses prognósticos para a média, já teriam consumidos pelo menos 53,97 mil cigarros. Assim, a Tabela 3 reporta que fumantes e ex-fumantes possuem uma maior taxa de ausência no trabalho por motivos de saúde, quase o dobro da registrada para os não fumantes que nunca consumiram o cigarro. Esse fato pode traduzir em uma maior tendência de absenteísmo do local do trabalho para esse grupo de pessoas, refletindo em um menor retorno salarial (Levine et al. 1997).

A existência de dificuldade física para levantar objetos, praticar esportes ou realizar trabalhos pesados é outro ponto de disparidade, dada uma taxa de 8,5 pontos percentuais (p.p.) maior para os fumantes no comparativo com os não fumantes tipo 1, tendo os ex-fumantes a maior proporção de indivíduos com essa dificuldade (2% a mais que os fumantes). Considerando uma possível contaminação no grupo de não fumantes, que contém indivíduos com experiência pretérita de uso do cigarro – que, em média, aproximam-se mais dos fumantes em características observadas na Tabela 3 –, os modelos econométricos fazem filtro amostral para ex-fumantes¹².

Na finalidade de adicionar a heterogeneidade da penalização salarial provocada pelo uso do cigarro sem perder de vista os problemas de endogeneidade, na Subseção 5.2 são apresentados os resultados da pesquisa por meio do método RQVI. Contudo, a Subseção 5.1, como ponto de partida, expõe as estimativas calculadas para a função condicional média dos salários.

5.1 Resultados por MQO e MQ2E

Os coeficientes do modelo de regressão para a penalização salarial do tabagismo estão exibidos na Tabela 4. Essas estimativas servem como referência para os resultados obtidos através dos modelos com estimadores quantílicos. Do modelo (1) ao (4) são expostos os coeficientes por MQO sem e com controle na amostra para ex-fumantes. As duas últimas colunas da tabela exibem as estimativas por MQ2E, diferenciando-se apenas no controle amostral para ex-fumantes.

Em termos de ajustamento dos modelos, as variáveis explicativas comumente utilizadas pela literatura da área, escolaridade, idade (que capta o efeito da experiência) e outros atributos individuais e locais, mostram-se com os sinais esperados e com significância estatística. Trabalhadores com menos escolaridade e situados nas regiões Norte e Nordeste apresentam uma menor remuneração, enquanto que indivíduos de cor branca, sindicalizados,

¹²Esse filtro não induz a mudanças drásticas nos achados de penalização, como pode ser visualizado na Tabela 4, mas é utilizado para dar um maior rigor na análise.

Tabela 4: Resultados da regressão para a penalização salarial do fumante corrente no Brasil, PETab 2008. Variável dependente: logaritmo do salário-hora

Covariadas	MQO			MQ2E		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Fumante	-0,3450 ^c (0,0272)	-0,1258 ^c (0,0240)	-0,1053 ^c (0,0212)	-0,0885 ^c (0,0195)	-0,2160 ^c (0,0463)	-0,2479 ^c (0,0526)
Faixa de escolaridade						
<EF		-0,6193 ^c (0,0759)	-0,3778 ^c (0,0843)	-0,3751 ^c (0,0728)	-0,3658 ^c (0,0730)	-0,3648 ^c (0,0844)
EF		-0,6248 ^c (0,0582)	-0,3818 ^c (0,0682)	-0,3730 ^c (0,0593)	-0,3704 ^c (0,0596)	-0,3772 ^c (0,0686)
EM		-0,5223 ^c (0,0494)	-0,3300 ^c (0,0584)	-0,3180 ^c (0,0515)	-0,3203 ^c (0,0520)	-0,3334 ^c (0,0591)
Raça		0,2249 ^c (0,0213)	0,1020 ^c (0,0201)	0,1043 ^c (0,0179)	0,1014 ^c (0,0179)	0,0971 ^c (0,0201)
Idade		0,0409 ^c (0,0102)	0,0308 ^c (0,0096)	0,0281 ^c (0,0084)	0,0286 ^c (0,0084)	0,0306 ^c (0,0095)
idade ² /100		-0,0515 ^c (0,0124)	-0,0401 ^c (0,0116)	-0,0375 ^c (0,0100)	-0,0376 ^c (0,0100)	-0,0382 ^c (0,0116)
Interação: Educação e Idade		0,0020 ^c (0,0001)	0,0011 ^c (0,0001)	0,0011 ^c (0,0001)	0,0011 ^c (0,0001)	0,0011 ^c (0,0001)
Sindicalizado			0,1248 ^c (0,0238)	0,1198 ^c (0,0208)	0,1130 ^c (0,0208)	0,1156 ^c (0,0238)
Estabilidade (tenure)			0,0095 ^c (0,0014)	0,0099 ^c (0,0012)	0,0098 ^c (0,0012)	0,0094 ^c (0,0014)
Grupos ocupacionais						
Dirigentes			0,7921 ^c (0,0544)	0,7853 ^c (0,0470)	0,7813 ^c (0,0477)	0,7881 ^c (0,0553)
Ciências e Artes			0,7320 ^c (0,0809)	0,7311 ^c (0,0691)	0,7221 ^c (0,0699)	0,7221 ^c (0,0819)
Técnicos			0,5782 ^c (0,0440)	0,5788 ^c (0,0412)	0,5774 ^c (0,0413)	0,5789 ^c (0,0442)
Serviços administrativos			0,1672 ^c (0,0408)	0,1916 ^c (0,0366)	0,1869 ^c (0,0369)	0,1618 ^c (0,0411)
Vendedores			0,1679 ^c (0,0379)	0,1381 ^c (0,0377)	0,1313 ^c (0,0380)	0,1603 ^c (0,0384)
Agrícola			-0,2135 ^c (0,0396)	-0,2116 ^c (0,0356)	-0,2061 ^c (0,0358)	-0,2058 ^c (0,0398)
Produção e manutenção			0,1582 ^c (0,0243)	0,1797 ^c (0,0216)	0,1817 ^c (0,0217)	0,1616 ^c (0,0246)
Fatores locacionais						
Urbana			0,0985 ^b (0,0389)	0,1160 ^c (0,0340)	0,1175 ^c (0,0339)	0,1008 ^c (0,0387)
Região metropolitana			-0,0236 (0,0187)	-0,0244 (0,0169)	-0,0242 (0,0169)	-0,0228 (0,0187)
Norte			-0,1569 ^c (0,0323)	-0,1272 ^c (0,0281)	-0,1277 ^c (0,0281)	-0,1550 ^c (0,0325)
Nordeste			-0,4062 ^c (0,0254)	-0,3921 ^c (0,0225)	-0,3943 ^c (0,0225)	-0,4096 ^c (0,0254)
Sul			-0,0053 (0,0273)	0,0104 (0,0243)	0,0114 (0,0243)	-0,0035 (0,0272)
Centro-Oeste			-0,0085 (0,0288)	0,0274 (0,0273)	0,0241 (0,0274)	-0,0118 (0,0291)
λ			-0,4258 ^c (0,0822)	-0,4383 ^c (0,0748)	-0,4251 ^c (0,0749)	-0,4041 ^c (0,0822)
Constante	3,0164 ^c (0,0153)	2,0441 ^c (0,1957)	2,1590 ^c (0,1840)	2,1750 ^c (0,1648)	2,1867 ^c (0,1653)	2,1830 ^c (0,1847)
Controle: ex-fumantes	X	X	X			X
Instrumentos					X	X
N	6.979	6.979	6.979	8.808	8.808	6.979
P (em milhões)	24,56	24,56	24,56	31,22	31,22	24,56
R ² ajustado	0,03	0,37	0,49	0,47	0,47	0,49

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da PNAD/PETab 2008. Erros-padrão robustos entre parênteses, corrigidos por correlação intragrupo e independência intergrupos.

Instrumentos: proibido fumar no domicílio, crença/percepção sobre as consequências do cigarro (gera doenças aos outros e para si), fumantes na família, existência de ex-fumantes na família e preço do cigarro.

Nota: O λ nesses modelos representa a razão inversa de Mills tradicional proposta por Heckman (1979).

Legenda: ^ap<0,10; ^bp<0,05; ^cp<0,01.

com maior tempo de serviço na mesma empresa, residentes em áreas urbanas e que ocupam, em especial, cargos de dirigentes e atuam como profissionais nas áreas das ciências e das artes possuem maiores taxas de salários. Além do mais, o grau de determinação do modelo, R^2 ajustado, é de pelo menos 47%, bem como a razão inversa de Mills tradicional (λ) tem significância estatística nas especificações em que ela é incluída, sinalizando a importância da correção do viés de seleção¹³. O $\lambda < 0$ expressa que os fatores latentes na equação de ganhos minceriana, que se relacionam com uma maior probabilidade de participação na força de trabalho, diminuem a taxa de retornos salariais.

O parâmetro associado aos indivíduos fumantes nos modelos sem VI é negativo e significativo estatisticamente para todas as especificações. Ademais, no modelo (1), que não controla os atributos pessoais, ocupacionais e locais dos indivíduos, o coeficiente do fumante é de -0,345, que é atenuado em termos absolutos ao ponderar os demais conjuntos de variáveis explicativas, situando-se em -0,105 no modelo (3). Muito embora, o acréscimo das características individuais, ocupacionais e locais reduzem os efeitos do tabagismo no logaritmo do salário-hora, os custos do tabagismo sobre os rendimentos individuais podem ser tendenciosos caso variáveis não observadas se correlacionem com os salários e com a decisão de fumar.

Após o controle de endogeneidade, nota-se que o fumante ganha em média 19,4% a menos que um não fumante¹⁴, uma taxa de desconto bem acima das estimativas desenvolvidas por MQO (respectivamente, 10% e 8,5% nos modelos 3 e 4), indicando a existência em valores absolutos de uma possível subestimação no citado efeito pela regressão clássica, inclusive do erro-padrão das estimativas. Tais achados seguem a tendência da literatura internacional, como ilustrado na Tabela 1. Em Auld (2005), por exemplo, após o controle para endogeneidade, o uso do cigarro provoca um impacto de -24% no salário de trabalhadores canadenses com baixa sensibilidade a escolha dos instrumentos. Na presente pesquisa, as diferentes especificações de VI, apresentadas na Tabela A.3 no Apêndice, mostram que o intervalo para a penalização para o caso nacional situa-se entre -0,30 e -0,22.

A amostra contaminada pelos ex-fumantes reduz também os efeitos da penalização salarial. Ao excluir da base amostral os ex-fumantes, ocorre uma ampliação da penalização salarial em 1,52 p.p. entre os modelos (3) e (4) e de 2,53 p.p. entre os modelos (6) e (5). Como os ex-fumantes recebem, em média, uma remuneração inferior do que aqueles que nunca fumaram, a base de comparação tende a subestimar os custos salariais do hábito de fumar. Desta maneira, a permanência dos ex-fumantes e o não controle para endogeneidade geram uma tendência para baixo no valor absoluto do coeficiente da penalização, distorcendo os custos monetários implícitos do uso do cigarro¹⁵.

¹³As estimativas usadas para calcular a razão inversa de Mills, por meio da equação de participação na força de trabalho, encontram-se na Tabela A.1 no Apêndice deste trabalho.

¹⁴Baseado em Halvorsen & Palmquist (1980), o valor da semielasticidade para o coeficiente do fumante (por exemplo, -0,216), que é um regressor binário, é calculado daqui em diante por: $(e^{-0,216} - 1) \times 100 = 19,4\%$.

¹⁵A Tabela A.4 no Apêndice reporta outra especificação do modelo de penalização salarial, incorporando covariadas sobre os ramos da atividade e ocupação informal para os modelos 3 e 6 da Tabela 4. Com base nesses resultados, o coeficiente para os fumantes permanecem negativos e com uma variação de -0,105 no modelo 3 para -0,094 no modelo 3' e de -0,248 no modelo 6 para -0,23 no modelo 6', o que de certa maneira mostra a robustez dos resultados frente a diferentes especificações.

Quanto ao MQ2E, como pode ser verificado na Tabela A.2, os resultados condicionados ao vetor de instrumentos exibem um ajuste aceitável na determinação da decisão de fumar do indivíduo, de acordo com Stock et al. (2002), Stock & Yogo (2005). No tratamento do problema de endogeneidade, três testes são comumente usados para mensurar o ajustamento da modelagem com VI: (i) teste de endogeneidade; (ii) condições de restrições de sobre-identificação dos instrumentos; e, (iii) resistência dos instrumentos. A Tabela A.2 no Apêndice reporta as estatísticas dos supracitados testes.

Inicialmente, embasado na amostra em estudo, a decisão de fumar é endógena? Caso ela seja exógena, o resultado por MQO seria mais eficiente do que a abordagem de VI (Wooldridge 2010). Pelo teste de endogeneidade, a hipótese de exogeneidade para a variável H_i não pode ser aceita, em ambos os testes (Durbin e Wu-Hausman). Com isso, os resultados dos modelos (1) ao (4), supondo a sua exogeneidade, são tendenciosos. Outro teste importante é o de análise de sobreidentificação das restrições, para situações em que a quantidade de instrumentos supera o número de covariadas endógenas. Esse teste admite a validade de um instrumento para em seguida observar a validade dos demais (ou seja, se os instrumentos não estão correlacionados com o termo de erro na segunda etapa). Sendo assim, a hipótese de sobreidentificação é rejeitada pelos valores estatísticos dos testes de restrição.

Para uma variável ser um instrumento válido, ela deve ser suficientemente correlacionada com o regressor endógeno mas não correlacionada com o termo de erro. Na Tabela A.2 estão disponíveis estatísticas sobre o poder explicativo dos instrumentos. Pelo ajustamento do primeiro estágio através do teste F, todos os instrumentos apresentam, de forma conjunta, significância estatística (visto o p-valor = 0), bem como o valor de $F > 11$ indica que os instrumentos são suficientemente confiáveis a pelo menos um viés relativo de 10% (Stock et al. 2002). Conforme os valores críticos calculados a partir do teste de identificação de Stock & Yogo (2005), as estatísticas de Cragg-Donald e Kleibergen-Paap estão bem acima dos pontos críticos, implicando que os instrumentos não podem ser taxados como fracos. Ademais, os valores para o R^2 constantes na Tabela A.2 apresentam valores maiores que 20%, ratificando o grau de ajuste dos instrumentos utilizados para identificação dos fumantes.

5.2 Resultados por Regressão quantílica e RQVI

Os efeitos do cigarro sobre o salário por MQO e MQ2E revelam apenas a tendência central da relação entre essas duas variáveis, não captando possíveis heterogeneidades do efeito ao longo da distribuição condicional dos salários. Os coeficientes da penalização salarial do fumante corrente através de estimadores quantílicos com controle da amostra para ex-fumantes estão reportados nas Tabelas 5 e 6, com utilização da abordagem RQVI na última tabela¹⁶. Os valores de τ estão dispostos para os quantis: 0,10; 0,25; 0,50; 0,75 e 0,90.

As variáveis de controles usuais se mostram com os sinais esperados e com significância estatística, tal como os achados para a função condicional média. Os estimadores quantílicos sem e com controle para endogeneidade da decisão de fumar sustentam a existência de um custo salarial para o uso do cigarro, independentemente da localização dos indivíduos em relação à distribuição do salário-hora. Em outras palavras, mesmo segmentando a função

¹⁶As estimativas usadas para realizar a aproximação da razão inversa de Mills de segunda ordem, seguindo a proposta de Buchinsky (1998), estão dispostas na Tabela A.1 no Apêndice.

Tabela 5: Resultados para a penalização salarial do fumante corrente por RQ no Brasil, PETab 2008. Variável dependente: logaritmo do salário-hora

Covariadas	Q(0,10)	Q(0,25)	Q(0,50)	Q(0,75)	Q(0,90)
Fumante	-0,1296 ^c (0,0263)	-0,1013 ^c (0,0189)	-0,0743 ^c (0,0166)	-0,0678 ^c (0,0176)	-0,1006 ^c (0,0238)
Faixa de escolaridade					
<EF	-0,2462 ^c (0,0849)	-0,3709 ^c (0,0716)	-0,5000 ^c (0,0729)	-0,5746 ^c (0,0702)	-0,3895 ^c (0,0949)
EF	-0,2551 ^c (0,0567)	-0,3765 ^c (0,0609)	-0,4980 ^c (0,0641)	-0,5972 ^c (0,0590)	-0,4081 ^c (0,0777)
EM	-0,2365 ^c (0,0411)	-0,3103 ^c (0,0544)	-0,4137 ^c (0,0599)	-0,4802 ^c (0,0541)	-0,2984 ^c (0,0683)
Raça	0,0335 (0,0246)	0,0414 ^b (0,0163)	0,0617 ^c (0,0160)	0,0678 ^c (0,0176)	0,1505 ^c (0,0296)
Idade	0,0197 ^a (0,0103)	0,0244 ^c (0,0084)	0,0266 ^c (0,0075)	0,0221 ^b (0,0086)	0,0283 ^b (0,0123)
Idade ² /100	-0,0385 ^c (0,0122)	-0,0361 ^c (0,0106)	-0,0353 ^c (0,0092)	-0,0285 ^c (0,0108)	-0,0352 ^b (0,0158)
Interação: Educação e Idade	0,0012 ^c (0,0002)	0,0009 ^c (0,0001)	0,0010 ^c (0,0001)	0,0011 ^c (0,0001)	0,0014 ^c (0,0002)
Sindicalizado	0,1345 ^c (0,0256)	0,1355 ^c (0,0196)	0,1301 ^c (0,0165)	0,1353 ^c (0,0231)	0,1473 ^c (0,0343)
Estabilidade (<i>tenure</i>)	0,0086 ^c (0,0015)	0,0066 ^c (0,0012)	0,0081 ^c (0,0011)	0,0115 ^c (0,0013)	0,0161 ^c (0,0018)
Grupos ocupacionais					
Dirigentes	0,3199 ^c (0,0744)	0,6331 ^c (0,0560)	0,7927 ^c (0,0407)	0,9953 ^c (0,0527)	1,1982 ^c (0,0758)
Ciências e Artes	0,4939 ^c (0,0741)	0,6645 ^c (0,0616)	0,7456 ^c (0,0544)	0,8331 ^c (0,0735)	1,0858 ^c (0,1139)
Técnicos	0,3021 ^c (0,0389)	0,4379 ^c (0,0416)	0,5636 ^c (0,0462)	0,6625 ^c (0,0444)	0,8549 ^c (0,0814)
Serviços administrativos	0,0675 ^a (0,0410)	0,1658 ^c (0,0388)	0,2056 ^c (0,0311)	0,1798 ^c (0,0388)	0,1642 ^c (0,0395)
Vendedores	0,0325 (0,0428)	0,0586 ^b (0,0241)	0,0840 ^c (0,0316)	0,2164 ^c (0,0607)	0,3329 ^c (0,0660)
Agrícola	-0,5108 ^c (0,0645)	-0,2848 ^c (0,0377)	-0,1832 ^c (0,0312)	-0,0550 ^a (0,0331)	0,0073 (0,0523)
Produção e manutenção	0,0349 (0,0358)	0,1225 ^c (0,0234)	0,1521 ^c (0,0203)	0,1699 ^c (0,0204)	0,1685 ^c (0,0349)
Fatores locacionais					
Urbana	0,1765 ^c (0,0461)	0,1092 ^c (0,0221)	0,0796 ^c (0,0255)	0,1102 ^c (0,0307)	0,1120 ^b (0,0455)
Região metropolitana	-0,0064 (0,0229)	-0,0033 (0,0157)	-0,0184 (0,0154)	-0,0443 ^c (0,0165)	-0,0577 ^b (0,0247)
Norte	-0,2059 ^c (0,0411)	-0,2158 ^c (0,0260)	-0,1697 ^c (0,0263)	-0,1281 ^c (0,0267)	-0,0873 ^a (0,0517)
Nordeste	-0,4869 ^c (0,0345)	-0,4162 ^c (0,0210)	-0,3473 ^c (0,0191)	-0,3286 ^c (0,0226)	-0,3084 ^c (0,0275)
Sul	0,0107 (0,0256)	0,0190 (0,0242)	0,0185 (0,0236)	0,0245 (0,0259)	0,0124 (0,0345)
Centro-Oeste	-0,0332 (0,0383)	-0,0605 ^b (0,0241)	0,0154 (0,0256)	0,0258 (0,0252)	-0,0004 (0,0514)
h_1	-0,0829 (0,1371)	-0,0772 ^b (0,0385)	-0,0995 (0,0689)	-0,0653 ^b (0,0284)	-0,0445 (0,0415)
h_2	-0,4396 ^b (0,2001)	-0,3783 ^c (0,0885)	-0,2678 ^b (0,1089)	-0,3030 ^c (0,0483)	-0,1137 (0,0836)
Constante	1,8803 ^c (0,2038)	2,1128 ^c (0,1663)	2,3600 ^c (0,1565)	2,6979 ^c (0,1721)	2,5489 ^c (0,2405)
Controle amostral: ex-fumantes	X	X	X	X	X
Instrumentos					
N	6.979	6.979	6.979	6.979	6.979
P (em milhões)	24,56	24,56	24,56	24,56	24,56
Pseudo-R ²	0,2634	0,2475	0,3033	0,3588	0,3718

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da PNAD/PETab 2008. Erros-padrão robustos entre parênteses, corrigidos por correlação intragrupo e independência intergrupos.

Nota: h_1 e h_2 representam os dois termos de correção do viés de seleção para estimadores quantílicos.

Legenda: ^ap<0,10; ^bp<0,05; ^cp<0,01

Tabela 6: Resultados para a penalização salarial do fumante corrente por RQVI no Brasil, PETab 2008. Variável dependente: logaritmo do salário-hora

Covariadas	Q(0,10)	Q(0,25)	Q(0,50)	Q(0,75)	Q(0,90)
Fumante	-0,1644 ^c (0,0597)	-0,2310 ^c (0,0371)	-0,2019 ^c (0,0358)	-0,1766 ^c (0,0391)	-0,4547 ^c (0,0664)
Faixa de escolaridade					
<EF	-0,2866 ^c (0,0924)	-0,3376 ^c (0,0746)	-0,4669 ^c (0,0688)	-0,5014 ^c (0,0716)	-0,3641 ^c (0,1098)
EF	-0,2865 ^c (0,0699)	-0,3412 ^c (0,0645)	-0,4482 ^c (0,0584)	-0,5155 ^c (0,0618)	-0,4163 ^c (0,0975)
EM	-0,2383 ^c (0,0582)	-0,2867 ^c (0,0588)	-0,3847 ^c (0,0518)	-0,4364 ^c (0,0543)	-0,3476 ^c (0,0840)
Raça	0,0358 (0,0252)	0,0375 ^b (0,0173)	0,0785 ^c (0,0173)	0,0640 ^c (0,0195)	0,1525 ^c (0,0301)
Idade	0,0232 ^a (0,0120)	0,0208 ^b (0,0090)	0,0281 ^c (0,0074)	0,0262 ^c (0,0093)	0,0358 ^c (0,0126)
Idade ² /100	-0,0403 ^c (0,0149)	-0,0298 ^c (0,0113)	-0,0352 ^c (0,0092)	-0,0333 ^c (0,0114)	-0,0412 ^c (0,0155)
Interação: Educação e Idade	0,0010 ^c (0,0002)	0,0008 ^c (0,0001)	0,0008 ^c (0,0001)	0,0010 ^c (0,0001)	0,0012 ^c (0,0002)
Sindicalizado	0,1163 ^c (0,0300)	0,1294 ^c (0,0207)	0,1132 ^c (0,0190)	0,1292 ^c (0,0252)	0,1107 ^c (0,0357)
Estabilidade (<i>tenure</i>)	0,0085 ^c (0,0018)	0,0064 ^c (0,0013)	0,0081 ^c (0,0012)	0,0108 ^c (0,0014)	0,0114 ^c (0,0022)
Grupos ocupacionais					
Dirigentes	0,3274 ^c (0,0625)	0,6452 ^c (0,0557)	0,7639 ^c (0,0410)	0,9185 ^c (0,0548)	1,1071 ^c (0,0963)
Ciências e Artes	0,4925 ^c (0,0746)	0,6669 ^c (0,0664)	0,7427 ^c (0,0614)	0,8197 ^c (0,0775)	0,9251 ^c (0,1101)
Técnicos	0,3268 ^c (0,0482)	0,4372 ^c (0,0381)	0,5396 ^c (0,0446)	0,6334 ^c (0,0469)	0,7719 ^c (0,0738)
Serviços administrativos	0,0995 ^b (0,0459)	0,1554 ^c (0,0440)	0,2160 ^c (0,0357)	0,1853 ^c (0,0428)	0,1010 ^a (0,0597)
Vendedores	0,0375 (0,0458)	0,0372 (0,0298)	0,0740 ^b (0,0347)	0,2053 ^c (0,0511)	0,3633 ^c (0,0719)
Agrícola	-0,4976 ^c (0,0725)	-0,2867 ^c (0,0429)	-0,1611 ^c (0,0343)	-0,0631 ^a (0,0356)	0,0474 (0,0513)
Produção e manutenção	0,0541 (0,0343)	0,1191 ^c (0,0225)	0,1582 ^c (0,0214)	0,1809 ^c (0,0244)	0,1766 ^c (0,0399)
Fatores locacionais					
Urbana	0,1519 ^c (0,0521)	0,0786 ^b (0,0319)	0,0934 ^c (0,0288)	0,1097 ^c (0,0290)	0,1204 ^c (0,0391)
Região metropolitana	-0,0163 (0,0250)	-0,0079 (0,0170)	-0,0333 ^b (0,0159)	-0,0497 ^c (0,0187)	-0,0308 (0,0303)
Norte	-0,2432 ^c (0,0404)	-0,2173 ^c (0,0297)	-0,1490 ^c (0,0271)	-0,1464 ^c (0,0319)	-0,0795 ^a (0,0452)
Nordeste	-0,5032 ^c (0,0385)	-0,4046 ^c (0,0222)	-0,3493 ^c (0,0202)	-0,3211 ^c (0,0244)	-0,2837 ^c (0,0353)
Sul	0,0391 (0,0348)	0,0432 ^a (0,0242)	0,0740 ^c (0,0248)	0,0832 ^c (0,0271)	0,1228 ^c (0,0459)
Centro-Oeste	-0,0653 ^a (0,0371)	-0,0407 (0,0271)	0,0224 (0,0280)	0,0390 (0,0302)	0,0505 (0,0509)
h_1	-0,0091 (0,0426)	-0,0665 ^a (0,0356)	-0,0540 (0,0528)	-0,0473 (0,0910)	-0,0618 (0,1728)
h_2	-0,5403 ^c (0,0645)	-0,4032 ^c (0,0614)	-0,3081 ^c (0,0889)	-0,3448 ^b (0,1543)	-0,2669 (0,3062)
Constante	1,4591 ^c (0,2634)	1,7762 ^c (0,1967)	1,8458 ^c (0,1717)	1,9957 ^c (0,2074)	1,4620 ^c (0,2996)
Controle amostral: ex-fumantes	X	X	X	X	X
Instrumentos	X	X	X	X	X
N	6.979	6.979	6.979	6.979	6.979
P (em milhões)	24,56	24,56	24,56	24,56	24,56

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da PNAD/PETab 2008. Erros-padrão robustos entre parênteses, corrigidos por correlação intragrupo e independência intergrupos. Instrumentos: proibido fumar no domicílio, crença/percepção sobre as consequências do cigarro (gera doenças aos outros e para si), fumantes na família, existência de ex-fumantes na família e preço do cigarro.

Nota: h_1 e h_2 representam os dois termos de correção do viés de seleção para estimadores quantílicos.

Legenda: ^ap<0,10; ^bp<0,05; ^cp<0,01.

condicional de ganhos para trabalhadores com baixo e elevado rendimento, os fumantes indistintamente da sua posição na distribuição possui uma menor taxa de salário quando se confronta com os não fumantes.

Admitindo a influência dos fatores não observados na decisão de fumar, as estimativas da RQ, mesmo considerando os vetores de variáveis explanatórias (individuais, ocupacionais e locacionais), ainda seriam tendenciosas. Na intenção de facilitar a visualização e comparação dos efeitos do tabagismo sobre os salários, a Figura 1 exibe as estimativas por RQ e RQVI, inclusive o tamanho do viés da estimativa da penalização salarial entre as duas abordagens¹⁷. Por isso, os resultados expressos na Tabela 6 mostram-se condizentes com as demandas técnicas requeridas nos trabalhos empíricos da área.

Pela Figura 1, os custos monetários indiretos do tabagismo são maiores pela abordagem com correção para endogeneidade, sugerindo que os efeitos não corrigidos para o problema da $Cov_{\tau}(H_i, \epsilon_{1i}) \neq 0$ são minorados. Resultado similar foi encontrado entre as estimativas para a função condicional média (MQO versus MQ2E). Enquanto o efeito por RQ varia de -12,2% a -9,6% entre os quantis 0,10 e 0,90, por RQVI estes valores variam de -15,2% a -36,5%.

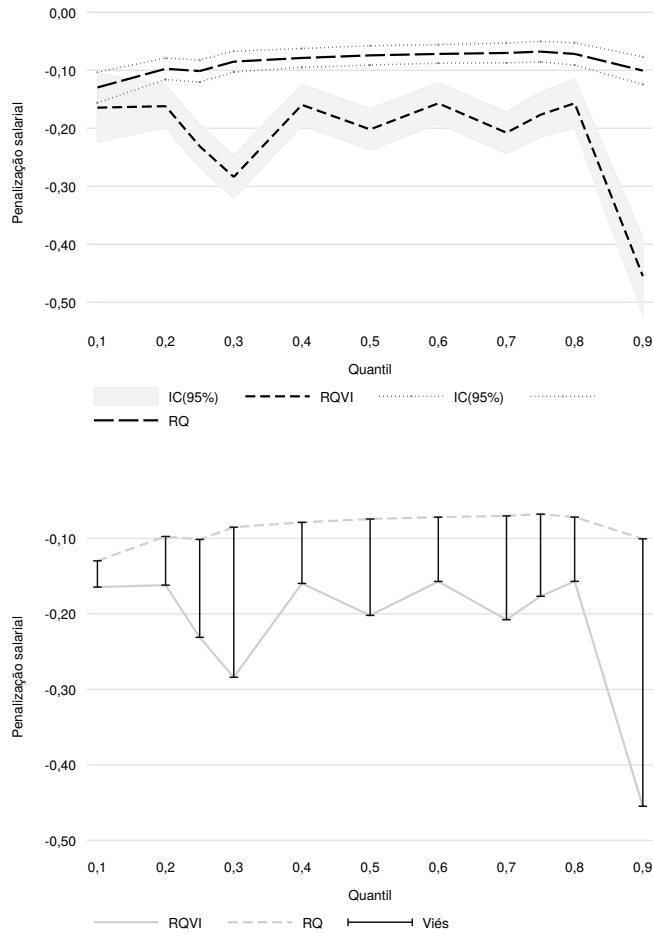
Também por meio da Figura 1, fica evidente que a maior parte das estimativas por RQ, praticamente, não apresentam interseções com as calculadas por RQVI, mesmo considerando o intervalo de confiança (IC) de 95% – a exceção fica por parte apenas do coeficiente no quantil 0,10 entre os limites de RQ e RQVI. O viés médio entre os dois métodos é superior a 15%, com destaque para a diferença registrada no quantil 0,90. Uma das possibilidades de explicação desse resultado pode estar atrelada aos maiores níveis de aptidão técnica demandados pelas atividades com maior taxa de retorno salarial no setor privado, no qual indivíduos com maior estoque de capital humano tendem a se sobressair. Então, a junção da perda relativa de capacidade física dos fumantes, como pode ser vista na Tabela 3, com a desvantagem da formação do capital humano motivado por menores investimentos sistemáticos no estoque de saúde são prováveis fatores explicativos.

Como pode ser verificado na Figura A.1 no Apêndice deste trabalho (que mostra a distribuição de usuários de cigarros por decil de renda), a maior parte dos trabalhadores fumantes encontram-se situados nos *loci* de menor salário-hora, muito embora existam frequência desses indivíduos em todo os agrupamentos. Enquanto no primeiro decil, 60% dos indivíduos são fumantes, no último decil de renda, apenas 13,1% dos trabalhadores usam cigarro. Pelas informações levantadas nesta pesquisa, verifica-se que os trabalhadores usuários de cigarros têm uma penalização salarial ao longo da distribuição condicional do rendimento individual, tendo uma distribuição de fumantes com maior concentração relativa na região de menor salário-hora.

Além do tabagismo ser um dos principais causadores de mortes dentre os fatores de risco modificáveis (World Health Organization 2009), os usuários do cigarro no Brasil, conforme sugerido pelos presentes resultados, arcam também com elevados custos monetários indiretos – visto que, independentemente da abordagem metodológica, existe uma associação negativa entre o tabagismo e o rendimento do trabalho. Com evidências semelhantes para a

¹⁷Através dos coeficientes obtidos pela RQ convencional, que supõem a exogeneidade da decisão de fumar, os usuários do cigarro recebem, na mediana, 7% a menos que os não fumantes, com significância estatística a pelo menos 1%. Para os percentis 10, 25, 75 e 90, as estimativas mantêm idêntico sinal da tendência central, mas com magnitudes maiores em termos absolutos, com exceção para o quantil 0,75.

Figura 1: Comparação dos efeitos do tabagismo por quantil da distribuição condicional dos rendimentos do trabalhador no Brasil entre RQ e RQVI, 2008



Nota: A amostra total é composta por 6.979 observações. O intervalo de confiança (IC) das estimativas considerado foi de 95%, usando erros-padrão robustos. As estimativas são reportadas para $\tau \in [0, 10; 0, 25; 0, 50; 0, 75; 0, 90]$.

Finlândia, Bockerman et al. (2014) questionam até que ponto os usuários do cigarro conseguem calcular de forma racional a relação de custo-benefício do produto como admitido em Becker & Murphy (1988).

6 Conclusões

As evidências do presente estudo suportam a existência de uma penalização salarial do tabagismo no mercado de trabalho brasileiro, que se sustentam mesmo após uma série de controles para endogeneidade, amostra, atributos observáveis individuais e posição do trabalhador na distribuição condicional dos rendimentos. Usando diferentes instrumentais econométricos, com ênfase no modelo RQVI, o usuário do tabaco no Brasil arca com um custo monetário indireto do produto, percebido pelos menores níveis da taxa de salário-hora. Complementando a literatura da área, as estimativas indicam que as penalizações salariais não se mostram constantes em diferentes partes da distribuição dos ganhos. Assim, as perdas, controlando para endogeneidade, variam de 15,2% a 36,5%, centrando em torno de 18,3% na mediana e alcançando 36,5% para os trabalhadores no extremo positivo da distribuição salarial.

A elevada penalização salarial encontrada no presente estudo mostra que as sequelas do tabagismo vão, em termos individuais, além das questões de saúde, algo já consolidado na literatura clínica (Newcomb & Carbone 1992, Hecht 2006). A menor produtividade do trabalho observada entre os fumantes repercute em um menor patamar de renda disponível, inclusive, para remédios e tratamentos de doenças decorrentes das próprias substâncias malélicas do produto ao organismo. Assim, políticas anti-tabagismo podem gerar impactos não apenas nas condições de saúde, como redução da taxa de mortalidade e aumento no tempo de sobrevivência, mas também em melhores indicadores econômicos no prisma individual e social.

Por fim, este estudo faz uma contribuição importante para a literatura nacional, pois é um dos primeiros a relacionar o tabagismo e os resultados no mercado de trabalho no Brasil, bem como incorpora a heterogeneidade dos efeitos do uso do cigarro nos salários. Embora os dados utilizados não sejam longitudinais (fato ainda recorrente nas pesquisas estatísticas nacionais), esse tipo de avaliação dos custos e das consequências do uso de substâncias nocivas à saúde deveriam ser mais enfatizadas no país, a fim de melhorar a alocação de recursos para combate aos problemas relacionados ao uso do cigarro e melhor compreender as relações envolvendo escolhas não saudáveis e resultados econômicos e não econômicos. Ademais, os achados desta pesquisa provocam novos questionamentos, como um melhor entendimento dos mecanismos causais no país entre o tabagismo e a perda de produtividade do trabalho, que poderiam ser investigados em pesquisas futuras.

Referências Bibliográficas

Alves, L. F. & Andrade, M. V. (2003), 'Impactos da saúde nos rendimentos individuais no Brasil', *Economia Aplicada* 7(2), 259–388.

Anger, S. & Kvasnicka, M. (2010), 'Does Smoking Really Harm Your Earnings so Much? Biases in Current Estimates of the Smoking Wage Penalty', *Applied Economics Letters* 17(6), 561–564.

- Auld, M. C. (2005), 'Smoking, Drinking, and Income', *The Journal of Human Resources* **40**(2), 505–518.
- Bartel, A. & Taubman, P. (1979), 'Health and Labor Market Success: The Role of Various Diseases', *The Review of Economics and Statistics* **61**(1), 1–8.
- Becker, G. S. & Murphy, K. M. (1988), 'A Theory of Rational Addiction', *Journal of Political Economy* **96**(4), 675–700.
- Bockerman, P., Hyytinen, A. & Kaprio, J. (2014), 'Smoking and long-term labour market outcomes', *Tobacco control* pp. 1–7.
URL: <http://www.ncbi.nlm.nih.gov/pubmed/24570102>
- Braakmann, N. (2008), 'The smoking wage penalty in the United Kingdom: Regression and matching evidence from the British Household Panel Survey', *University of Luneburg Working Paper Series N. 96* pp. 1–33.
- 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.
- Buchinsky, M. (2001), 'Quantile regression with sample selection: Estimating women's return to education in the U.S.', *Empirical Economics* **26**(1), 87–113.
- Chernozhukov, V. & Hansen, C. (2004), 'The Effects of 401(k) Participation on the Wealth Distribution: An Instrumental Quantile Regression Analysis', *The Review of Economics and Statistics* **86**(3), 735–751.
- Chernozhukov, V. & Hansen, C. (2005), 'Notes and comments an IV model of quantile treatment effects', *Econometrica* **73**(1), 245–261.
- Chernozhukov, V. & Hansen, C. (2013), 'Quantile Models with Endogeneity', *Annual Review of Economics* **5**(1), 57–81.
URL: <http://www.annualreviews.org/doi/abs/10.1146/annurev-economics-080511-110952>
- Chernozhukov, V., Hansen, C. & Jansson, M. (2007), 'Inference approaches for instrumental variable quantile regression', *Economics Letters* **95**(2), 272–277.
URL: <http://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/S0165176506003703>
- Conti, G., Heckman, J. & Urzua, S. (2010), 'The Education-Health Gradient', *American Economic Review* **100**(2), 234–238.
- Cutler, D. & Glaeser, E. (2005), 'What explains differences in smoking, drinking and other health-related behaviors?', *NBER Working paper series n. 11100* pp. 1–20.
- Cutler, D. M. & Lleras-Muney, A. (2010), 'Understanding differences in health behaviors by education', *Journal of Health Economics* **29**(1), 1–28.
- De Luca, G. (2008), 'The Stata Journal', *The Stata Journal* **8**(2), 190–220.
- Deolalikar, A. B. (1988), 'Nutrition and Labor Productivity in Agriculture: Estimates for Rural South India', *The Review of Economics and Statistics* **70**(3), 406–413.

- Fernandez, R. M. & Nordman, C. J. (2009), 'Are there pecuniary compensations for working conditions?', *Labour Economics* **16**(2), 194–207.
URL: <http://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/S0927537108000791>
- Gallant, A. R. & Nychka, D. W. (1987), 'Semi-Nonparametric Maximum Likelihood Estimation', *Econometrica* **55**(2), 363–390.
- Grafova, I. B. & Stafford, F. P. (2009), 'The Wage Effects of Personal Smoking History', *Industrial and Labor Relations Review* **62**(3), 381.
- Grossman, M. (1972), 'On the Concept of Health Capital and the Demand for Health', *Journal of Political Economy* **80**(2), 223–255.
- Halvorsen, R. & Palmquist, R. (1980), 'The Interpretation of Dummy Variables in Semilogarithmic Equations', *The American Economic Review* **70**(3), 474–475.
- Hecht, S. S. (2006), 'Cigarette smoking: cancer risks, carcinogens, and mechanisms', *Langenbeck's Archives of Surgery* **391**(6), 603–613.
- Heckman, J. J. (1979), 'Sample Selection Bias as a Specification Error', *Econometrica* **47**(1), 153–161.
- Hersch, J. & Viscusi, W. K. (1990), 'Cigarette Smoking, Seatbelt Use, and Differences in Wage-Risk Tradeoffs', *The Journal of Human Resources* **25**(2), 202–227.
- Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (2009), *Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios: Tabagismo*, IBGE, Rio de Janeiro.
- Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (2013), *Atlas do Censo Demográfico 2010*, IBGE, Rio de Janeiro.
- Kassouf, A. L. (1997), 'Saúde e mercado de trabalho', *Pesquisa e Planejamento Econômico* **27**(3), 587–610.
- Koenker, R. (2005), *Quantile Regression*, Cambridge University Press, Cambridge.
- Koenker, R. & Bassett, G. (1978), 'Regression Quantiles Roger', *Econometrica* **46**(1), 33–50.
- Leigh, J. P. & Berger, M. C. (1989), 'Effects of smoking and being overweight on current earnings', *American Journal of Preventive Medicine* **5**(1), 8–14.
- Levine, P. B., Gustafson, T. A. & Velenchik, A. D. (1997), 'More bad news for smokers? The effects of cigarette smoking on wages', *Industrial and Labor Relations Review* **50**(3), 493–509.
- Lokshin, M. & Beegle, K. (2006), 'Forgone earnings from smoking: evidence for a developing country', *World Bank Policy Research Working Paper n. 4018* pp. 1–27.
- Mincer, J. (1974), *Schooling, Experience, and Earnings*, Vol. I, National Bureau of Economic Research, Massachusetts.
URL: <http://www.nber.org/books/minc74-1>

Munasinghe, L. & Sicherman, N. (2006), 'Why Do Dancers Smoke? Smoking, Time Preference, and Wage Dynamics', *Eastern Economic Journal* 32(4), 595–616.

Newcomb, P. A. & Carbone, P. P. (1992), 'The health consequences of smoking, cancer', *The Medical clinics of North America* 76(2), 305–331.

Psacharopoulos, G. & Patrinos, H. A. (2004), Human capital and rates of return, in G. Johnes & J. Johnes, eds, 'International Handbook on the Economics of Education', Edward Elgar Publishing Ltd, Cheltenham, pp. 1–57.

Schultz, T. W. (1961), 'Investment in Human Capital', *The American Economic Review* 51(1), 1–17.

Schwarze, J. & Heineck, G. (2003), 'Substance use and earnings: the case of smokers in Germany', *IZA Working Paper n. 743*.

Stock, J. H., Wright, J. H. & Yogo, M. (2002), 'A Survey of Weak Instruments and Weak Identification in Generalized Method of Moments', *Journal of Business & Economic Statistics* 20(4), 518–529.

URL: <http://www.tandfonline.com/doi/abs/10.1198/073500102288618658>

Stock, J. H. & Yogo, M. (2005), Testing for Weak Instruments in Linear IV Regression, in D. W. K. Andrews & J. H. Stock, eds, 'Identification and Inference for Econometric Models: Essays in Honor of Thomas Rothenberg', Cambridge University Press, Cambridge, pp. 80–108.

Strauss, J. & Thomas, D. (1998), 'Health, Nutrition, and Economic Development', *Journal of Economic Literature* 36(2), 766–817.

Thomas, D. & Strauss, J. (1997), 'Health and wages: Evidence on men and women in urban Brazil', *Journal of Econometrics* 77, 159–185.

Van Ours, J. C. (2004), 'A pint a day raises a man's pay; but smoking blows that gain away', *Journal of Health Economics* 23(5), 863–86.

URL: <http://www.ncbi.nlm.nih.gov/pubmed/15353183>

Viscusi, W. K. & Hersch, J. (2001), 'Cigarette smokers as job risk takers', *The Review of Economics and Statistics* 83(2), 269–280.

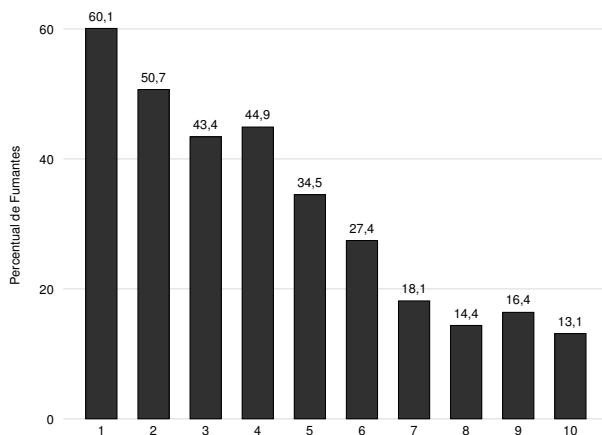
Willis, R. J. (1986), Wage determinants: a survey and reinterpretation of human capital earnings functions, in O. Ashenfelter & R. Layard, eds, 'Handbook of Labor Economics', v. 1 edn, Vol. L, North Holland, Amsterdam, chapter 10, pp. 525–602.

Wooldridge, J. W. (2010), *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, 2 edn, MIT Press, Massachusetts.

World Health Organization (2009), *Global health risks: Mortality attributable to selected major risks*, Health Statistics and Informatics Department, Geneva.

Zarkin, G. A., French, M. T., Mroz, T. & Bray, J. W. (1998), 'Alcohol use and wages: new results from the National Household Survey on Drug Abuse', *Journal of Health Economics* 17, 53–68.

Apêndice A



Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da PNAD/PETab 2008.

Figura A.1: Distribuição do percentual de fumantes por decil do salário-hora, 2008

Tabela A.1: Determinantes da participação na força de trabalho – modelos de probabilidade de escolha binária

Covariadas	Probit(1)	Probit(2)	SNP(1)	SNP(2)
Faixa de escolaridade				
<EF	-0,0489	0,0024	-0,2615	-0,0826
EF	-0,2072	-0,1566	-0,4811 ^b	-0,3404
EM	-0,0669	-0,0001	-0,1401	0,0805
Raça (Branca)	-0,0159	-0,0135	0,0105	0,0199
Idade	0,0388 ^a	0,0423 ^a	0,0352	0,0056
Idade ² /100	-0,0559 ^b	-0,0628 ^b	-0,0534	-0,0249
Interação: Educação e idade	0,0004	0,0005	0,0003	0,0007
Fatores Locacionais				
Urbana	-0,3317 ^c	-0,3084 ^c	-0,6626 ^c	-0,6761 ^c
Região metropolitana	-0,0192	-0,0944 ^a	-0,0596	-0,1707 ^a
Norte	0,0994	0,0954	0,2383	0,3631 ^b
Nordeste	-0,1746 ^c	-0,1559 ^b	-0,2833 ^b	-0,313 ^b
Sul	0,0853	0,1123	0,1803	0,1751
Centro-Oeste	0,0986	0,0713	0,2157	0,187
Características da família e do indivíduo				
Chefe do domicílio	0,5521 ^c	0,6177 ^c	1,2645 ^c	1,6525 ^c
Casado sem filhos	0,1803 ^b	0,2088 ^b	0,2345 ^a	0,2606
Casado com filhos	0,224 ^c	0,1807 ^b	0,4334 ^c	0,4418 ^c
Tamanho da família	-0,0106	-0,0024	-0,047	-0,0197
Dificuldades físicas	-0,4466 ^c	-0,5279 ^c	-0,7326 ^c	-0,9686 ^c
Renda familiar do não-trabalho				
Pensão	-0,0419 ^c	-0,037 ^c	-0,3514 ^c	-0,3766 ^c
Aluguel	-0,0015	0,0027	0,0022	0,0399
Outros	-0,0325 ^c	-0,03 ^c	-0,3317 ^c	-0,3652 ^c
Constante	0,7178 ^a	0,572	0,8571	0,6972
Coefficientes SNP: polinômio de ordem 3				
1			0,4669 ^c	0,5554 ^a
2			0,3561 ^a	0,8218 ^a
3			-0,0033	0,1094
Controle: Ex-fumante				
N	10.139	8.040	10.139	8.040
P (em milhões)	36,30	28,65	36,30	28,65
Count-R2	0,998	0,998	0,595	0,561

Elaboração própria a partir dos microdados da PNAD/PETab 2008.

Tabela A.2: Testes para endogeneidade da variável H_i no MQ2E

Teste	Modelo (5)		Modelo (6)	
	Estatística	P-valor	Estatística	P-valor
Endogeneidade ($H_0: H_i$ exógeno)				
Escore robusto (Durbin) $\chi^2_{(1)}$	18,742	0,000	18,148	0,000
Regressão robusta (Wu-Hausman) F	10,464	0,001	9,927	0,002
Restrição de sobreidentificação				
Escore $\chi^2_{(5)}$	274,940	0,000	192,732	0,000
Estatística J de Hansen: $\chi^2_{(5)}$	232,570	0,000	165,203	0,000
Resistência dos instrumentos				
Ajustamento do primeiro estágio				
R^2	0,2663		0,287	
R^2 ajustado	0,264		0,284	
R^2 parcial	0,231		0,209	
F robusto	182,894	0,000	111,081	0,000
R^2 parcial de Shea	0,2308		0,2088	
R^2 parcial ajustado de Shea	0,228		0,205	
Teste de identificação de instrumentos fracos				
Cragg-Donald (Estatística F de Wald)	439,076		305,635	
Kleibergen-Paap (Estatística F de Wald)	182,894		111,081	
Valores críticos do teste de Stock & Yogo (2005)				
Viés relativo máximo de 5% na VI	19,28		19,28	
Viés relativo máximo de 10% na VI	11,12		11,12	
Viés relativo máximo de 20% na VI	6,76		6,76	
Viés relativo máximo de 30% na VI	5,15		5,15	
Tamanho máximo de 10% na VI	29,18		29,18	
Tamanho máximo de 15% na VI	16,23		16,23	
Tamanho máximo de 20% na VI	11,72		11,72	
Tamanho máximo de 25% na VI	9,38		9,38	

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da PNAD/PETab 2008.

Tabela A.3: Análise de Robustez – diferentes especificações de instrumentos

Detalhamento	MQO	Variáveis Instrumentais (VI)				
		1	2	3	4	5
Coefficiente (Fumante)	-0,1053	-0,2211	-0,2312	-0,3001	-0,3016	-0,2479
Erro-padrão	0,0212	0,0599	0,0598	0,0851	0,0850	0,0526
R2-ajustado	0,4918	0,4885	0,4879	0,4826	0,4824	0,4869
Resistência dos instrumentos						
Ajustamento do primeiro estágio						
R2-ajustado		0,2477	0,2476	0,1609	0,1609	0,2838
R2-parcial		0,1685	0,1685	0,0726	0,0727	0,2088
Estatística-F robusta		190,21	126,81	166,42	111,32	111,08
P-valor(F)		0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
Instrumentos						
Proibido fumar no domicílio				X	X	X
Crença/percepção						
Gera doenças aos outros				X	X	X
Gera doenças para si					X	X
Fumantes na família		X	X			X
Ex-fumantes na família		X	X			X
Preço do cigarro			X			X
Atributos individuais	X	X	X	X	X	X
Fatores locais	X	X	X	X	X	X
Controle: ex-fumantes	X	X	X	X	X	X
Número de observações	6.979	6.979	6.979	6.979	6.979	6.979

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da PNAD/PETab 2008.

Tabela A.4: Resultados para a penalização salarial do fumante corrente para especificações com setor informal e ramos da atividade – MQO e MQ2E. Variável dependente: logaritmo do salário-hora

Covariadas	MQO		MQ2E	
	(3)	(3')	(6)	(6')
Fumante	-0,1053 ^c (0,0212)	-0,0944 ^c (0,0212)	-0,2479 ^c (0,0526)	-0,2304 ^c (0,0532)
Faixa de escolaridade				
<EF	-0,3778 ^c (0,0843)	-0,3396 ^c (0,0837)	-0,3648 ^c (0,0844)	-0,3294 ^c (0,0839)
EF	-0,3818 ^c (0,0682)	-0,3516 ^c (0,0679)	-0,3772 ^c (0,0686)	-0,3481 ^c (0,0683)
EM	-0,3300 ^c (0,0584)	-0,3099 ^c (0,0581)	-0,3334 ^c (0,0591)	-0,3129 ^c (0,0588)
Raça	0,1020 ^c (0,0201)	0,0984 ^c (0,0200)	0,0971 ^c (0,0201)	0,0942 ^c (0,0199)
Idade	0,0308 ^c (0,0096)	0,0296 ^c (0,0095)	0,0306 ^c (0,0095)	0,0295 ^c (0,0095)
Idade ² /100	-0,0401 ^c (0,0116)	-0,0390 ^c (0,0115)	-0,0382 ^c (0,0116)	-0,0372 ^c (0,0115)
Interação: Educação e Idade	0,0011 ^c (0,0001)	0,0011 ^c (0,0001)	0,0011 ^c (0,0001)	0,0011 ^c (0,0001)
Sindicalizado	0,1248 ^c (0,0238)	0,1011 ^c (0,0243)	0,1156 ^c (0,0238)	0,0953 ^c (0,0242)
Estabilidade (tenure)	0,0095 ^c (0,0014)	0,0092 ^c (0,0014)	0,0094 ^c (0,0014)	0,0090 ^c (0,0014)
Grupos ocupacionais				
Dirigentes	0,7921 ^c (0,0544)	0,8625 ^c (0,0565)	0,7881 ^c (0,0553)	0,8587 ^c (0,0572)
Ciências e Artes	0,7320 ^c (0,0809)	0,7533 ^c (0,0797)	0,7221 ^c (0,0819)	0,7430 ^c (0,0806)
Técnicos	0,5782 ^c (0,0440)	0,6133 ^c (0,0451)	0,5789 ^c (0,0442)	0,6135 ^c (0,0451)
Serviços administrativos	0,1672 ^c (0,0408)	0,2072 ^c (0,0412)	0,1618 ^c (0,0411)	0,2016 ^c (0,0414)
Vendedores	0,1679 ^c (0,0379)	0,2794 ^c (0,0445)	0,1603 ^c (0,0384)	0,2713 ^c (0,0445)
Agrícola	-0,2135 ^c (0,0396)	-0,0516 (0,0775)	-0,2058 ^c (0,0398)	-0,0447 (0,0789)
Produção e manutenção	0,1582 ^c (0,0243)	0,2195 ^c (0,0308)	0,1616 ^c (0,0246)	0,2195 ^c (0,0307)
Setor Informal		-0,0953 ^c (0,0264)		-0,0835 ^c (0,0264)
Ramos da atividade				
Agrícola		-0,1749 ^b (0,0759)		-0,1764 ^b (0,0773)
Indústria de transformação e outras		-0,0362 (0,0338)		-0,0419 (0,0341)
Construção civil		-0,1248 ^c (0,0351)		-0,1130 ^c (0,0349)
Comércio e reparação		-0,1593 ^c (0,0335)		-0,1587 ^c (0,0334)
Outras atividades		0,0287 (0,0367)		0,0250 (0,0367)

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da PNAD/PETab 2008.

Legenda: ^ap<0,10; ^bp<0,05; ^cp<0,01.

Tabela A.4: Resultados para a penalização salarial do fumante corrente para especificações com setor informal e ramos da atividade – MQO e MQ2E. Variável dependente: logaritmo do salário-hora (continuação)

Fatores locacionais				
Urbana	0,0985 ^b (0,0389)	0,0923 ^b (0,0388)	0,1008 ^c (0,0387)	0,0945 ^b (0,0386)
Região metropolitana	-0,0236 (0,0187)	-0,0190 (0,0187)	-0,0228 (0,0187)	-0,0187 (0,0187)
Norte	-0,1569 ^c (0,0323)	-0,1467 ^c (0,0323)	-0,1550 ^c (0,0325)	-0,1460 ^c (0,0323)
Nordeste	-0,4062 ^c (0,0254)	-0,3973 ^c (0,0253)	-0,4096 ^c (0,0254)	-0,4016 ^c (0,0253)
Sul	-0,0053 (0,0273)	-0,0058 (0,0271)	-0,0035 (0,0272)	-0,0036 (0,0271)
Centro-Oeste	-0,0085 (0,0288)	-0,0013 (0,0289)	-0,0118 (0,0291)	-0,0051 (0,0291)
λ	-0,4258 ^c (0,0822)	-0,4138 ^c (0,0816)	-0,4041 ^c (0,0822)	-0,3954 ^c (0,0815)
Constante	2,1590 ^c (0,1840)	2,1907 ^c (0,1836)	2,1830 ^c (0,1847)	2,2138 ^c (0,1844)
Observações (N)	6.979	6.979	6.979	6.979
N expandido (em milhões)	24,56	24,56	24,56	24,56
R2 ajustado	0,49	0,50	0,49	0,49

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da PNAD/PETab 2008.

Legenda: ^ap<0,10; ^bp<0,05; ^cp<0,01.

Tabela A.5: Definição das variáveis usadas na pesquisa por tipo de modelo

Variáveis	Definição das variáveis	Modelos		
		M	λ	VI
Salário-hora	Renda do trabalho principal na semana de referência por horas trabalhadas (em log)	X		
Participação na força de trabalho	1 se o indivíduo possui rendimentos positivos e não nulos, 0 caso contrário (c.c.)		X	
Sindicalizado	1 se o trabalhador é sindicalizado, 0 c.c.	X		
Dirigentes	1 se dirigentes em geral no trabalho principal, 0 .c.c	X		
Ciências e Artes	1 se profissionais das ciências e das artes, 0 c.c.	X		
Técnicos	1 se técnicos de nível médio, 0 c.c.	X		
Serviços administrativos	1 se trabalhadores de serviços administrativos, 0 c.c.	X		
Serviços*	1 se trabalhadores dos serviços, 0 .c.c	X		
Vendedores	1 se vendedores e prestadores de serviço do comércio, 0 c.c.	X		
Agrícola	1 se trabalhadores agrícolas, 0 c.c.	X		
Produção e manutenção	1 se trabalhadores da produção de bens e serviços e de reparação e manutenção, 0 c.c.	X		
Estabilidade (<i>tenure</i>)	Tempo de serviço em anos no emprego atual	X		
<EF	1 se menos que ensino fundamental completo, 0 .c.c	X	X	
EF	1 se ensino fundamental completo ou médio incompleto, 0 .c.c	X	X	
EM	1 se ensino médio completo ou superior incompleto, 0 .c.c	X	X	
ES*	1 se ensino superior completo ou mais anos de estudo, 0 .c.c	X	X	
Raça	1 se o trabalhador é da cor branca, 0 c.c.	X	X	
Idade	Idade em anos	X	X	
Fumante	1 se o trabalhador é fumante, 0 c.c.	X		
Tamanho da família	Componentes da família (excl. pensionista, empregado doméstico ou parente do empregado)		X	
Dificuldades físicas	1 se tem dificuldade para levantar objetos, praticar esportes ou realizar trabalhos pesados; 0 c.c.		X	
Aposentadoria	Renda com aposentadoria de instituto de previdência ou do governo federal, ou outro tipo (em log)		X	
Pensão	Renda familiar com pensão de instituto de previdência ou do governo federal, ou outro tipo (em log)		X	
Aluguel	Rendimento familiar com aluguel (em log)		X	
Outros	Renda familiar com juros, dividendos, programas sociais ou outros rendimentos, abono ou doação (em log)		X	
Chefe do domicílio	1 se o indivíduo é o morador de referência do domicílio, 0 c.c.		X	
Casado sem filhos	1 se a pessoa é casada mas sem filhos, 0 c.c.		X	
Casado com filhos	1 se a pessoa é casada mas com filhos, 0 c.c.		X	
Urbana	1 se o indivíduo reside em área urbana, 0 c.c.	X	X	

Fonte: Elaboração própria.

Coluna M representa as variáveis utilizadas para as equações de rendimento, com ênfase na obtenção da penalização salarial promovida pelo uso do cigarro.

Coluna λ indica as variáveis usadas para a correção do viés de seleção amostral.

Coluna VI reporta a descrição das variáveis instrumentais adotadas para os modelos MQ2E e RQVI em M.

Tabela A.5: Definição das variáveis usadas na pesquisa por tipo de modelo (continuação)

Variáveis	Definição das variáveis	Modelos		
		M	λ	VI
Região metropolitana	1 se o indivíduo reside em região metropolitana, 0 c.c.	X	X	
Norte	1 se o indivíduo reside na região Norte, 0 c.c.	X	X	
Nordeste	1 se o indivíduo reside na região Nordeste, 0 c.c.	X	X	
Sudeste	1 se o indivíduo reside na região Sudeste, 0 c.c.	X	X	
Sul	1 se o indivíduo reside na região Sul, 0 c.c.	X	X	
Centro-Oeste	1 se o indivíduo reside na região Centro-Oeste, 0 c.c.	X	X	
Proibido fumar no domicílio	1 se é proibido fumar em qualquer lugar do domicílio, 0 c.c.			X
Gera doenças aos outros	1 se o indivíduo acredita que fumar gera doença para terceiros, 0 c.c.			X
Gera doenças para si	1 se o indivíduo acredita que fumar gera doenças graves para si, 0 c.c.			X
Fumantes na família	Quantidade de pessoas fumantes que residem com o indivíduo (exclusive a próprio pessoa)			X
Ex-fumantes na família	1 se existe algum ex-fumante no domicílio (exclusive a próprio pessoa), 0 c.c.			X
Preço do cigarro	Média do preço do pacote (maço) do cigarro no estado			X

Fonte: Elaboração própria.

Coluna M representa as variáveis utilizadas para as equações de rendimento, com ênfase na obtenção da penalização salarial promovida pelo uso do cigarro.

Coluna λ indica as variáveis usadas para a correção do viés de seleção amostral.

Coluna VI reporta a descrição das variáveis instrumentais adotadas para os modelos MQ2E e RQVI em M.

GASTOS EM EDUCAÇÃO: MAIS RECURSOS SEM GESTÃO?

CARLOS RENATO DE MELO CASTRO *

GERALDO DA SILVA E SOUZA †

MARIA EDUARDA TANNURI-PIANTO ‡

Resumo

Neste trabalho, modela-se uma função custo para o ensino fundamental brasileiro. Metodologicamente, destaca-se a utilização da Forma Flexível de Fourier para transpor os vieses normalmente apresentados na utilização das formas flexíveis locais. Os resultados indicam que, tudo mais constante, mesmo gastos da ordem de 10% do PIB não seriam suficientes para alcançar a proficiência mínima para 100% dos alunos. Observou-se que municípios com mais renda, menos urbanos, com menos desigualdade de renda e com maiores taxas de analfabetismo apresentam maiores exigências de gastos e maiores níveis de ineficiência. Quanto às variáveis que estão sob a gestão educacional do município, destaca-se a importância do número de alunos por turma e da carga horária diária. Por fim, obteve-se ineficiência média de 14,7%.

Keywords: Teoria da Firma, Educação, Forma Flexível de Fourier, Eficiência.

Abstract

This paper models a cost function for the Brazilian public elementary school system. Methodologically, we use a Flexible Fourier Form to overcome the biases usually presented in the use of local flexible forms. The results indicate that, *ceteris paribus*, even spending 10% of the GDP with education would not be sufficient to meet the minimum proficiency for 100% of students. We observe that municipalities with higher income, less urban, better income distribution and higher illiteracy rates have higher spending requirements and higher levels of inefficiency. Among the variables that can be managed by the municipality administration are the number of students per class and the school hours per day. Finally, we obtained an average inefficiency rate of about 14.7%.

Keywords: Teoria da Firma, Educação, Forma Flexível de Fourier, Eficiência.

JEL classification: D22, H52, I20, C14

DOI: <http://dx.doi.org/10.11606/1413-8050/ea154258>

* Secretaria do Tesouro Nacional, MF - carlos.m.castro@tesouro.gov.br

† Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária, EMBRAPA - geraldo.souza@embrapa.br

‡ Departamento de Economia, Universidade de Brasília - maria.tannuri@gmail.com

1 Introdução

O crescimento significativo da oferta de bens públicos em educação ocorrido no passado recente e aquele que se projeta para o Brasil justificam a discussão acerca da estrutura econômica subjacente a tal oferta. Questões alocativas e de eficiência são fundamentais para que as políticas impliquem nos retornos esperados.

O gasto por aluno da educação básica no Brasil mais que dobrou em termos reais de 2005 a 2011, e as metas constantes no novo Plano Nacional de Educação vislumbram passar do nível de 6,1% do PIB em 2011 para 10% no próximo decênio.

Quando comparamos em valores absolutos, o gasto público por aluno no Brasil, apesar de ter avançado significativamente nos últimos anos, ainda está bastante aquém da média dos países da OCDE. Em 2010, a média da OCDE era de US\$ 8.382, enquanto o Brasil gastava US\$ 2.964. De fato, o alcance dos patamares de gastos por aluno da ordem de US\$ 8.000 depende naturalmente também do crescimento da renda do país.

Nesse contexto, algumas questões naturais surgem, na medida em que ampliarmos o volume de recursos aplicados. Qual é a relação existente no caso brasileiro entre o gasto e a performance dos estudantes? Quais são as variáveis que têm mais impacto na estrutura de gastos do Brasil e quais são seus efeitos sobre o resultado do processo educativo? Onde há mais ineficiência na gestão dos recursos?

Nessa linha, pretende-se colaborar com a análise de como funciona a estrutura do gasto em educação no Brasil, através da tentativa de estimar uma função custo para o setor. Com isso, podemos prospectar, por exemplo, se gastos da ordem de 10% do PIB seriam suficientes para alcançar níveis adequados de proficiência.

Em termos metodológicos, utilizamos a técnica de fronteira estocástica considerando uma forma flexível de Fourier para a função custo, onde as firmas seriam os municípios brasileiros. Incluímos preços para trabalho, capital e custeio e consideramos o percentual de alunos proficientes como produto da firma. Adicionalmente, acrescentamos covariáveis relacionadas ao ambiente familiar do aluno e ao ambiente escolar e municipal que tipicamente são consideradas nesses estudos. Dessa forma, temos como estimar quanto custa elevar a performance dos estudantes brasileiros, como comparar a influência de diversas variáveis sobre o nível de gastos e discutir questões de eficiência.

Os resultados indicam que, na estrutura atual, o alcance da proficiência dos alunos implicaria em um gasto por aluno 277% superior. Isso indicaria que, tudo mais constante, a elevação de gasto de 6% para 10% do PIB não seria suficiente para alcançar a proficiência de todos os alunos brasileiros. Ainda analisando a relação entre custo e produto, observamos que estamos em uma região de deseconomias de escala. Ao comparar variáveis, concluímos a importância das variáveis carga-horária diária e alunos por turma, como instrumentos importantes para racionalização na utilização de recursos. Constatamos que os municípios mais eficientes apresentam piores indicadores de renda e gasto por aluno inferior, de onde inferimos a necessidade de focalização na alocação de recursos para que não haja desperdício e de aprimoramento na gestão para elevação dos níveis de eficiência.

Na sequência, apresentamos a literatura relacionada e o modelo que tenta adaptar os pressupostos da teoria da firma ao contexto de provisão de bens

públicos educacionais. A estratégia empírica é abordada amplamente na seção seguinte que inclui a discussão acerca das formas flexíveis locais e globais. Aqui será apresentada a forma flexível de Fourier e a especificação final do estudo. A Seção 5 apresenta a estatística descritiva dos dados e as *proxies* utilizadas para as variáveis consideradas na função custo a ser estimada. Com isso, é possível apresentar a amplitude da base de dados com a qual se trabalhou, detalhando aqueles municípios que ficaram de fora do escopo deste estudo. Por fim, apresentam-se os resultados obtidos e são discutidas as principais perguntas da pesquisa.

2 Literatura

Este trabalho insere-se em uma linha de pesquisa da Economia da Educação que, segundo a classificação de Blaug (1992), preocupa-se em investigar aspectos econômicos dos sistemas educativos. Segundo Waltenberg (2006), o instrumental de análise de um sistema educativo seria mais microeconômico e microeconométrico. Entre os temas tratados, nessa abordagem, está a análise de eficiência na alocação de recursos via funções de produção e funções custos. Ou seja, busca-se mobilizar o ferramental da teoria da firma para que seja possível encontrar a fronteira de possibilidades de produção e assim desenhar políticas. Nessa linha, observa-se um grande número de estudos realizados a partir da publicação do trabalho pioneiro de Coleman et al. (1966) entre os quais se destaca a metanálise realizada por Hanushek (1997).

Não encontramos estudos para o contexto brasileiro que estimasse efetivamente uma função custo nos moldes próximos ao da teoria da firma. Avaliamos que a dificuldade com *proxies* para os preços seria uma das razões para tal escassez. Naturalmente, a dualidade existente entre funções de produção e funções custo nos permitem gerar inferências equivalentes. No entanto, destacamos que, com o objetivo também de discutir eficiência, a função custo nos permite tratar de uma eficiência econômica que engloba aspectos técnicos e alocativos. Em geral, nos modelos de eficiência estocástica, a função custo nos permite avaliar eficiência econômica na presença de *outputs* múltiplos. Intuitivamente nos parece mais natural considerar nossa variável resposta como uma *proxy* de um construto agregando *outputs* múltiplos do que determinante do modelo de produção. Por fim, a ausência de tais estudos nos motiva a esta tentativa.

Não obstante, dentro dessa linha de pesquisa, Machado et al. (2008) analisaram os determinantes do desempenho de alunos em escolas públicas estaduais mineiras. Menezes Filho et al. (2009) estudaram a relação entre gastos e o desempenho educacional de municípios brasileiros. Com o objetivo de medir a qualidade das escolas brasileiras, Curi & Souza (2012) modelaram a relação entre o desempenho dos alunos e características das escolas, dos alunos e outras. Considerando municípios goianos, Rosano-Peña et al. (2012) analisaram a eficiência dos gastos públicos em educação por meio de modelos de análise envoltória dos dados (DEA). Machado & Gonzaga (2007) analisaram o impacto dos fatores familiares sobre a defasagem idade-série para as crianças brasileiras. Com um painel de dados de 1998 a 2005, Soares & Sátyro (2008) concluíram que os insumos escolares têm impacto significativo sobre a taxa de distorção série-idade. de Carvalho & de Sousa (2014) aplicaram um modelo de DEA em três estágios e conclui que, mesmo desconsiderando os

fatores ambientais e aleatórios, ainda persistem problemas de gestão nas escolas urbanas das regiões Nordeste e Sudeste brasileiras. Rocha et al. (2013) concluíram, por meio de um modelo de DEA, que os recursos municipais seriam suficientes para alcançar metas do IDEB em 2021 dado o alto nível de desperdício apresentado pelo modelo.

Com isso, buscamos estudos que tentaram modelar uma função custo para sistemas educativos fora do contexto brasileiro. Com o objetivo de estudar economias de escala, Duncombe et al. (1995) estimaram uma função custo para os distritos escolares de Nova Iorque, e Tao & Yuan (2005), para as escolas públicas de Taipei em Taiwan. Considerando um painel de escolas do ensino médio de Nova Iorque, Stiefel et al. (2009) compararam os custos de diversos tipos de organizações escolares. Ajustando uma fronteira estocástica para função custo na forma translog, Gronberg et al. (2012) mostraram que as escolas *charters* geram os mesmos resultados a custos inferiores. Duncombe & Yinger (2005) estimaram o custo adicional que os distritos escolares têm com alunos em desvantagem (baixa renda, baixo rendimento, etc.). Uma análise de metarregressão com base em estudos que estimam função custo é feita por Colegrave & Giles (2008). Como estudos correlacionados destacamos: Burnell (1991) que estudou o impacto da fragmentação dos distritos escolares sobre o gastos, Afonso & St Aubyn (2006) que analisaram a eficiência na provisão de educação secundária em 25 países e Thompson (2011) que estimou funções custo para avaliar o efeito da privatização do serviço de transporte escolar.

Observa-se que aspectos metodológicos diversos surgem na discussão da tecnologia da produção educacional. Uma delas é a destacada por Figlio (1999) acerca das formas funcionais das funções de produção ou de custo utilizadas nesses estudos. Sobre estes, destacam-se os aspectos relacionados às formas funcionais do tipo Translog. Segundo Gallant (1981), há dois métodos frequentemente utilizados em aplicações que buscam aproximar funções de produção: aproximações por séries de Taylor e por séries de Fourier. O trabalho com formas funcionais flexíveis tem utilizado principalmente expansões em Taylor como mecanismo de aproximação. Destaque-se que o teorema de Taylor só se aplica localmente. A aplicabilidade local da aproximação basta para traduzir proposições da teoria da demanda em

restrições sobre os parâmetros do sistema orçamentário aproximado. Contudo, o teorema de Taylor falha na compreensão do comportamento estatístico das estimativas dos parâmetros, bem como nos testes relacionados. White (1980) apresentou a fundamentação dessas críticas. Em função desse problema é que métodos de regressão estatística, segundo Gallant (1981) e Elbadawi et al. (1983), devem essencialmente expandir a função verdadeira em uma série de Fourier geral e não em uma série de Taylor. A forma de Fourier possui uma propriedade de flexibilidade global: ela pode aproximar assintoticamente qualquer função contínua, no sentido da norma de Sobolev. Ela permite inclusive testar a forma translog, que faz parte da sua especificação. Gallant (1982) discutiu os detalhes da utilização da forma de Fourier na estimação de funções custo. E principalmente com base nesse estudo, Chalfant (1984) comparou a utilização da forma de Fourier à forma Box-Cox generalizada, dentro do contexto da agricultura americana.

Com isso, utilizamos neste trabalho a forma flexível de Fourier para estimar a função custo do ensino fundamental público ofertado pelos municípios brasileiros que serão as nossas unidades produtivas. Com base em Kumbhakar & Lovell (2003) e Coelli et al. (2005), estimamos as fronteiras estocásticas

assim como em Huang & Wang (2004) para realizarmos análises de eficiência.

3 O Modelo Base

O modelo de produção educacional utilizado neste trabalho está baseado principalmente em Duncombe et al. (1995). Nessa linha, propõe-se algumas adaptações à teoria geral da produção, considerando que trata-se de provisão de serviços públicos, no caso, educação. Em princípio, o processo de produção em uma escola, distrito escolar ou município poderia ser modelado com uma função de produção do tipo:

$$G = f(L, K, T), \quad (1)$$

em que L representaria a força de trabalho (professores e outros), K , o capital, e T , os outros insumos de custeio da firma.

Entre as referidas adaptações, destaca-se a importante discussão acerca do produto e do ambiente no caso de serviços públicos. Como medir produtos que representem quantidade de atividades de qualidade equivalentes? A entrega de uma hora-aula em um dado contexto pode ter qualidade completamente distinta se ocorrerse em outra situação. Surge assim a distinção entre serviços diretamente produzidos e aquilo que é de interesse primário do cidadão consumidor. Conforme destacado por Bradford et al. (1969), quando o cidadão vota em um orçamento de segurança pública, por exemplo, ele não está interessado em avaliar se há 10 ou 15 viaturas de polícia, a sua utilidade é afetada principalmente pelo grau de segurança na sua comunidade. De fato, simplificada, teríamos:

$$U = U(S, Z) \quad (2)$$

em que Z representa o nível de provisão de outros bens públicos e dos bens privados e

$$S = h(G, E) \quad (3)$$

é obtido pela função h que indica o grau de satisfação do cidadão consumidor com os serviços diretamente produzidos, G , no ambiente E .

Como se observa em grande número de estudos no âmbito educacional, a abordagem em linha com Bradford et al. (1969) é de se medir o produto da escola em termos do desempenho dos alunos em testes padronizados. Este seria um dos interesses primários de quem usufrui do serviço.

Como discutido anteriormente, essa linha de pesquisa tem em Hanushek (1979) e seus trabalhos posteriores uma importante referência em termos da discussão acerca da função de produção para o caso educacional. Segundo Duncombe et al. (1995), entre os fatores ambientais normalmente apontados na literatura (Hanushek (1997)), destacam-se os fatores físicos (P), o background familiar (F) e as características dos estudantes (ST). Ou seja,

$$E = g(P, F, ST). \quad (4)$$

Substituindo 1 e 4 em 3 obtemos a função de produção adaptada, que é a base para gerar a nossa função custo:

$$S = h(G, g(P, F, ST)) \quad (5)$$

Na teoria da produção, a função de produção padrão 1 pode ser resolvida de modo a gerar a função de custo implícita, onde W são os preços:

$$TC = c(G, W) \quad (6)$$

Especificamente, ao resolvermos a Equação 5 para G e substituirmos em 6, obtemos a função custo modificada:

$$TC = c(h^{-1}(S, g(P, F, ST)), W) \quad (7)$$

A Equação 7 nos dá uma forma adaptada onde agregam-se resultados educacionais, variáveis ambientais e preços em uma análise de produção pública.

3.1 As Variáveis

As variáveis utilizadas neste estudo e que comporão a função custo modelada conforme 7 estão descritas em detalhes na seção 5. De fato, além das variáveis de preços (trabalho, capital e custeio), buscamos variáveis ambientais para o caso brasileiro que retratassem o que é observado na literatura. Relativamente aos fatores físicos, incluímos a variável que informa a quantidade de alunos por turma. Quanto ao background familiar, consideramos a infraestrutura da casa do aluno, a participação dos pais na vida escolar e a escolaridade dos pais. Acrescentamos ainda as variáveis carga-horária diária dos alunos e escolaridade dos docentes, pois estão diretamente relacionadas à gestão educacional do município e têm impacto significativo sobre o custo. Por fim, acrescentamos variáveis que tentam retratar o ambiente socioeconômico do município: coeficiente de Gini, taxa de urbanização, taxa de analfabetismo e renda domiciliar per capita. Não encontramos variáveis *proxies* para a variável ST , que reflete a existência de estudantes em condições especiais (aprendizagem, necessidades especiais ou outras).

Destacamos que a unidade produtiva escolhida neste estudo é o município. A disponibilidade de dados foi um dos fatores fundamentais nessa escolha.

4 A Estratégia Empírica

4.1 Forma Flexível de Fourier

Conforme descrito por Gallant (1982), para determinar se uma indústria exhibe retornos constantes de escala, se a função de produção é homotética, ou se os insumos são separáveis, uma abordagem comum é especificar uma função custo, estimar os parâmetros usando dados tais como preços e quantidades de insumos e então testar as restrições paramétricas correspondentes a retornos constantes, a tecnologia homotética ou a separabilidade. As chamadas formas funcionais em linha com a Diewert flexibilidade (flexibilidade local) apresentam problemas nessa abordagem, entre os quais se destacam os potenciais vieses na estimação das derivadas e elasticidades.

Segundo White (1980), os coeficientes das formas flexíveis locais seriam corretamente interpretados como estimativas consistentes e não viesadas das derivadas da função verdadeira somente em casos especiais. Ou a função utilizada para aproximar seria da forma da função verdadeira, ou os termos de ordem superior não seriam correlacionados com os termos lineares e quadráticos incluídos. Ele conclui afirmando que a hipótese de regressores ortogonais

é "pouco confortável para os econométricos práticos". Como os polinômios de ordem superior em x são variáveis omitidas na interpretação da aproximação por Taylor, as estimativas resultantes não podem ser consideradas ótimas em qualquer sentido aceito como aproximação local. A menos que a forma funcional possa ser considerada como verdadeira, qualquer teste estatístico não pode ser considerado como teste da hipótese de interesse. A rejeição pode ser decorrente da rejeição da forma funcional em vez da proposição econômica que está sendo testada.

É nesse contexto que Gallant (1981) apresenta a forma flexível de Fourier (FFF). Com ela teríamos como construir testes estatísticos não viesados. Estaríamos certos de que é a proposição econômica que está sendo testada e não algum erro de especificação devido à forma funcional utilizada na aproximação da função custo verdadeira. Além disso, estaríamos em condições de estimar de forma não viesada a suas derivadas e, portanto, suas elasticidades. O desenvolvimento teórico dessas ideias, extraídas de Gallant (1982), está exposto no apêndice.

A FFF que garante a ausência de viés citada anteriormente tem como forma geral a expressão:

$$g_k(x|\theta) = u_0 + b'x + \frac{1}{2}x'Cx + \sum_{\alpha=1}^A \left\{ u_{0\alpha} + 2 \sum_{j=1}^J [u_{j\alpha} \cos(j\lambda k'_\alpha x) - v_{j\alpha} \sin(j\lambda k'_\alpha x)] \right\} \quad (8)$$

em que $u_0, u_{0\alpha}, u_{j\alpha}, v_{j\alpha}, b, C$ são os parâmetros a serem estimados, sendo b um vetor de ordem 4, no caso que desenvolvermos, e C , uma matriz de ordem 4×4 . Denominados de multi-índices, k_α são vetores de ordem 4 e λ, A e J são constantes. A construção dessa forma funcional, incluindo a lógica subjacente aos multi-índices, matrizes, vetores e constantes citados, está detalhada no apêndice.

O ponto inicial para a especificação é a definição do número de parâmetros a ser utilizado na FFF. Elbadawi et al. (1983) discutem tal ponto e indicam que os resultados assintóticos são obtidos fazendo o número de parâmetros depender do tamanho amostral. A especificação dos multi-índices e da ordem da FFF dependem das constantes A e J que aparecem na forma. Esse processo é feito de modo empírico e adaptativo e não é diferente da determinação da defasagem apropriada de um processo ARMA ou de modelos de defasagem distribuída, por exemplo (ver Gallant (1982)).

Chalfant & Gallant (1985), Eastwood & Gallant (1991), Mitchell & Onvural (1996), Huang & Wang (2004) têm sugerido que o número de parâmetros a ser estimado, em um contexto de uma função custo na FFF, seja o número de observações elevado a dois-terços.

Considerando o conjunto de dados do presente estudo que soma 4.600 observações, teríamos que ter no máximo 277 parâmetros na forma. Por outro lado, ao observarmos a FFF descrita em 9, concluímos que ela possui $1 + N + 1 + A(1 + 2J)$ parâmetros. Dado que consideramos três tipos de preços, temos $N = 3$ e, considerando os multi-índices elementares gerados pelo procedimento descrito em Gallant (1982) (e computado pela rotina apresentada por Monahan (1981)), temos as possibilidades para $|k|$, J e A listadas na Tabela 1.

Tabela 1: N° de Parâmetros

$ k $	A	J	N° de Parâmetros
3	56	1	173
3	56	2	285
4	305	1	920

Fonte: Elaboração do autor

Portanto, tais possibilidades nos levaram então a decidir pelos seguintes valores $|k| = 3$ e $J = 1$, dado que temos que ter menos de 277 parâmetros na forma funcional.

Adicionalmente, ao considerar as restrições impostas pelo teorema principal apresentado por Gallant (1982), chegamos à forma da nossa FFF:

$$g(\mathbf{l}, v) = f_1(\mathbf{l}, v) + f_2(\mathbf{l}, v) \quad (9)$$

em que

$$f_1(\mathbf{l}, v) = b_0 + b_1 l_1 + b_2 l_2 + b_3 l_3 + b_4 v + c_1 l_1^2 + c_2 l_2^2 + c_3 l_3^2 + c_4 v^2 + c_5 l_1 l_2 + c_6 l_1 l_3 + c_7 l_2 l_3 + c_8 l_1 v + c_9 l_2 v + c_{10} l_3 v \quad (10)$$

com

$$l_i = \ln(p_i), v = \ln(u)$$

na qual p_1 : preço do trabalho p_2 : preço do capital p_3 : preço do custeio u :
output
e

$$f_2(\mathbf{l}, v) = -v_1 \sin(\lambda v) - v_2 \sin(\lambda(l_1 - l_3)) - v_3 \sin(\lambda(l_2 - l_3)) - v_4 \sin(\lambda(l_1 - l_2)) - v_5 \sin(\lambda(l_2 - l_3 + v)) - v_6 \sin(\lambda(l_1 - l_2 + v)) - v_7 \sin(\lambda(l_1 - l_3 + v)) - v_8 \sin(\lambda(l_2 - l_3 - v)) - v_9 \sin(\lambda(l_1 - l_2 - v)) - v_{10} \sin(\lambda(l_1 - l_3 - v)) + u_1 \cos(\lambda v) + u_2 \cos(\lambda(l_1 - l_3)) + u_3 \cos(\lambda(l_2 - l_3)) + u_4 \cos(\lambda(l_1 - l_2)) + u_5 \cos(\lambda(l_2 - l_3 + v)) + u_6 \cos(\lambda(l_1 - l_2 + v)) + u_7 \cos(\lambda(l_1 - l_3 + v)) + u_8 \cos(\lambda(l_2 - l_3 - v)) + u_9 \cos(\lambda(l_1 - l_2 - v)) + u_{10} \cos(\lambda(l_1 - l_3 - v)) \quad (11)$$

4.2 Fronteira Estocástica

A forma funcional 9 é estimada finalmente por meio da técnica de fronteira estocástica. Os modelos de fronteira estocástica foram introduzidos por (Aigner et al. 1977, Meeusen & Van den Broeck 1977, Kumbhakar & Lovell 2003) e apresentam uma boa revisão da metodologia.

A Equação 12 corresponde à especificação do modelo de fronteira estocástica estimado:

$$y = g(\mathbf{l}, v, \mathbf{z}, \mu, \nu) = f_1(\mathbf{l}, v) + f_2(\mathbf{l}, v) + h(\mathbf{z}) + \mu + \nu \quad (12)$$

em que f_1 corresponde à parte Translog da forma flexível de Fourier, f_2 contém os termos trigonométricos característicos da Fourier, h é a combinação linear das covariáveis consideradas, μ é o erro idiossincrático e ν é o termo que

caracteriza a ineficiência técnica do sistema produtivo. Destaque-se que y é o log do custo.

Tal modelo nos permite estimar uma fronteira custo-eficiente (representada por unidades que atingem um determinado nível de produto com o menor custo de produção) e calcular índices de ineficiência para as unidades que produzem um custo maior que o custo-eficiente. Nesse modelo, o processo produtivo é afetado por certo nível de ineficiência (captado pelo termo ν) e por choque exógenos aleatórios (captados pelo termo μ). As variáveis Z não são propriamente insumos nem produtos do processo produtivo, são consideradas covariáveis que influenciam a estrutura da fronteira de produção, ou seja, a relação entre insumos e produtos (Kumbhakar & Lovell (2003)).

Mais especificamente, temos:

$$h(\mathbf{z}) = b_0 + b_1 z_1 + b_2 z_2 + \dots + b_7 z_7 \quad (13)$$

em que $z_1 = \ln(\text{indicador de escolaridade dos docentes})$ $z_2 = \ln(\text{indicador de carga horária diária dos alunos})$ $z_3 = \ln(\text{indicador de número de alunos por turma})$ $z_4 = \ln(\text{indicador de infraestrutura da casa do aluno})$ $z_5 = \ln(\text{indicador de participação dos pais na vida escolar})$ $z_6 = \ln(\text{indicador de escolaridade do pai})$ $z_7 = \ln(\text{indicador de escolaridade da mãe})$

Ao estimar a função η por meio de uma fronteira estocástica ajustada para função custo, assumimos que:

$$\mu \sim N(0, \sigma)$$

$$\nu \sim \text{Exp}(\lambda)$$

em que

$$\text{var}(\nu) = \left(\frac{1}{\lambda}\right)^2 = \exp(a_0 + a_8 z_8 + a_9 z_9 + \dots + a_{11} z_{11}) \quad (14)$$

e

$z_8 = \ln(\text{renda domiciliar per capita})$ $z_9 = \ln(\text{índice de Gini})$ $z_{10} = \ln(\text{taxa de urbanização})$ $z_{11} = \ln(\text{taxa de analfabetismo})$

4.3 Análise Fatorial e Indicadores

Para finalizar a seção relativa à metodologia, apresentamos a técnica que utilizamos para construir três indicadores: o de capital físico das escolas do município, da infraestrutura média da casa das famílias dos alunos do município e da participação dos pais na vida escolar dos alunos.

Para termos uma *proxy* para o preço de capital, foi necessário construir um indicador de quantidade de capital presente nas escolas de cada município. O Censo Escolar da Educação Básica disponibiliza uma série de informações relacionadas à infraestrutura física de cada escola. Especificamente utilizamos informações relacionadas à existência de sala diretor, sala de professores, laboratório de informática, laboratório de ciências, sala de atendimento especializado, quadra de esporte, cozinha, biblioteca, sala de leitura, parque, berçário, sanitário fora da escola, sanitário dentro da escola, sanitário PNE, tv, vídeo, dvd, parabólica, copiadora, retro, impressora, computadores, internet e banda larga.

De maneira idêntica, geramos um indicador para retratar infraestrutura média da casa das famílias dos alunos do município e outro para medir o nível de participação dos pais na vida escolar dos alunos. Ambas foram consideradas variáveis ambientais importantes nesse contexto. Para a primeira, agregamos informações relativas à presença de tv, radio, dvd, geladeira, freezer, máquina de lavar, computador e de outras facilidades ou bens da família tais como carro, quarto, banheiro dentro da casa. Para a segunda, consideramos informações constantes da Prova Brasil acerca da atuação dos pais no incentivo à execução das tarefas de casa, à leitura, a não faltar às aulas, além da participação em reuniões escolares.

A utilização de técnicas de análise multivariada na formação de indicadores de desenvolvimento, crescimento, pressão do mercado de câmbio, inflação, entre outros, com base na análise de componentes principais e análise fatorial é comum na literatura econômica. Trabalhos recentes nesse contexto são Moreira et al. (2004) e e Souza & Gomes (2015). A definição de indicadores com base em escores obtidos pela análise fatorial tem a desvantagem de basear-se em um sistema em que os pesos das variáveis componentes não são únicos e dependentes de rotações ortogonais dos fatores tipicamente dependentes de percepções subjetivas do investigador. Na análise de componentes principais, a possibilidade de obtenção de pesos negativos torna problemática a interpretação dos escores nas componentes. Nossa abordagem foi escolher como sistema de pesos um conjunto de comunalidades relativas associadas à dispersão de cada variável envolvida no indicador. As comunalidades relativas são intrínsecas à estrutura fatorial e independem de rotação de fatores. Veja Souza e Gomes (2015) para mais detalhes. O coeficiente de correlação múltipla que utilizamos pode ser utilizado como *proxy* para comunalidades como desenvolvido em Moreira, Pinto e Souza (2004). A consideração da transformação de ranks tem três aspectos de fundamental importância. Os ranks captam as tendências de crescimento de cada variável, a medida é robusta relativamente à presença de observações atípicas e heterocedasticidades, a consideração de ranks em análise multivariada permite a utilização de métodos associadas à distribuição normal multivariada em situações mais gerais, finalmente a utilização de ranks permite a agregação de indicadores.

5 Dados

Descrevemos, nesta seção, as variáveis que estarão presentes na função custo a ser estimada. A fonte dos dados e algumas estatísticas básicas são apresentadas. Definimos o universo do estudo e analisamos, por fim, a parcela de municípios ausentes da base final. Importante ressaltar que este estudo tem como escopo o ensino fundamental ofertado pelas escolas públicas municipais e o município é a nossa "unidade produtiva".

O Censo Escolar de 2011 informa que há 16.557.341 matrículas de ensino fundamental na rede municipal. Isso considerando a base mais desagregada disponibilizada pelo INEP/MEC, que apresenta os dados no nível da matrícula¹. Obtivemos 5.548 municípios com matrículas de ensino fundamental na rede municipal. Isso significa que há no Brasil 15 municípios cujos alunos do ensino fundamental são atendidos apenas pela rede estadual. A menor

¹Utilizamos os códigos 4 a 11, 14 a 21 e 41 da variável FK COD ETAPA ENSINO para caracterizar o aluno do ensino fundamental

rede é a do município paulista de Santana da Ponte Pensa (10 matrículas) e a maior é a do município do Rio de Janeiro (539.214 matrículas).

O Ministério da Educação (MEC) através do Fundo Nacional de Desenvolvimento da Educação (FNDE) coleta informações referentes aos orçamentos de educação dos entes federados. Esses dados estão no Sistema de Informações sobre Orçamentos Públicos em Educação (SIOPE). Especificamente, utilizou-se a despesa paga por município na subfunção "Ensino Fundamental" como *proxy* para o custo. Obteve-se também a segregação da despesa por grupos de despesa, a saber: Pessoal, Outras Despesas Correntes (Custeio) e Investimento.

Construímos uma *proxy* para o preço do trabalho combinando dados da despesa com pessoal, obtidos no SIOPE, com os dados de funcionários presentes no Censo Escolar, que é realizado anualmente pelo Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira (INEP/MEC). A razão entre a despesa municipal com pessoal na subfunção 'Ensino Fundamental' e a quantidade de funcionários das escolas municipais é o que consideramos como salário anual pago aos profissionais do ensino fundamental das redes municipais no Brasil. A menor remuneração foi registrada no município de Bujaru no Pará e a maior, no município de Porto Alegre.

Observando que o custeio representa uma parcela significativa da estrutura de custo em tela, foi imprescindível a inserção de uma *proxy* para seu preço. De maneira análoga ao preço de pessoal, consideramos as informações de gasto obtidas no SIOPE². Como *proxy* para a variável de quantidade, utilizamos o número de salas de aula presentes nas escolas municipais, dado este retirado do Censo Escolar.

De maneira similar aos preços anteriores, construiu-se um preço para o capital através da razão entre o gasto com investimento (SIOPE) e um indicador de quantidade de capital. Tal indicador foi construído a partir de uma série de informações acerca da infraestrutura escolar conforme descrito na respectiva seção de metodologia.

A Prova Brasil é a fonte de dados para construção da variável que consideramos como *output* do processo produtivo na nossa função custo. A Prova Brasil é "uma avaliação censitária envolvendo os alunos da 4ª série/5º ano e 8ª série/9º ano do Ensino Fundamental das escolas públicas das redes municipais, estaduais e federal, com o objetivo de avaliar a qualidade do ensino ministrado nas escolas públicas. Participam dessa avaliação as escolas que possuem, no mínimo, 20 alunos matriculados nas séries/anos avaliados, sendo os resultados disponibilizados por escola e por ente federativo"(INEP/MEC). Consideramos especificamente o desempenho na prova de Matemática dos alunos do 5º e 9º anos nas redes municipais. A rigor, a nossa variável final tenta expressar, por município, o percentual de alunos que atingiu um dado patamar de desempenho³. Em busca da referência do que seria esse nível ideal de desempenho, adotamos os números apresentados pelo movimento "Todos pela Educação". Tal referência vem sendo utilizada pela sociedade em geral a cada divulgação dos dados da Prova Brasil.

Além das variáveis típicas de uma função custo (custo, preços e *output*), consideramos variáveis ambientais que impactam o processo produtivo por

²Considerou-se a diferença entre o gasto total e a soma do gasto de pessoal com o gasto em investimento

³Golebiewski (2011) evidencia a utilização dessa *proxy* como *output* em estudos similares

afetar o ambiente em que são realizadas. São elas: carga horária diária média (Censo Escolar/INEP), percentual de professores com curso superior (Censo Escolar/INEP), Taxa de Analfabetismo (Censo 2010/IBGE), Renda Domiciliar Per Capita (Censo 2010/IBGE), Índice de Gini (Censo 2010/IBGE), Taxa de Urbanização (Censo 2010/IBGE) e indicadores que retratam o a infraestrutura física da residência do aluno e a participação dos pais na vida escolar dele a partir dos dados da Prova Brasil.

Com isso, agregamos as informações por município para todas essas variáveis e chegamos a informações consistentes para 4.600 municípios. Portanto, o nosso estudo terá como universo essa parcela da rede pública municipal brasileira que atua no Ensino Fundamental. Há, portanto, 965 municípios ausentes no nosso estudo, representando, portanto, 17,3% dos 5.565 existentes no país. Eles representam 5,95% da população brasileira e 3,12% da soma dos PIB Municipais do Brasil. Relativamente às matrículas, estamos deixando de fora do estudo cerca de 8,24% das matrículas de ensino fundamental da rede municipal do Brasil.

6 Resultados

Apresentamos, nesta seção, os principais resultados da função custo estimada e as medidas de eficiência decorrentes do modelo de fronteira estocástica ajustado.

6.1 Elasticidades

Com o objetivo de avaliar o efeito marginal de cada um dos preços dos insumos e do produto no custo do processo produtivo, estimamos as elasticidades-preço e a elasticidade-produto da função custo, avaliadas na média de cada uma de suas variáveis (Tabela 3). Todas mostraram-se significativas a 1%.

De maneira similar, obtivemos os efeitos marginais de cada uma das variáveis ambientais, que também mostraram-se muito significativas, com exceção da taxa de urbanização (Tabela 4).

Relativamente aos preços, os sinais estão de acordo com as expectativas de uma função custo.

A elasticidade-produto é coerente com o que se observa na realidade no que tange ao expressivo custo de se alterar o rendimento dos alunos na atual estrutura produtiva dos municípios brasileiros. Nessa realidade, para que os municípios alcançassem 100% dos alunos com o nível de proficiência proposto, por exemplo, teríamos que ter um custo-aluno 277% superior⁴. Como a elasticidade é superior à unidade, concluímos que, na média, estamos trabalhando em uma região da curva de custo que apresenta deseconomia de escala.

Ao avaliar o ambiente em que o município está inserido, observa-se que os municípios com menos desigualdade de renda e mais ricos implicariam em um custo-aluno maior. É fácil extrair a intuição de que os municípios mais ricos tendem a investir mais em educação.

⁴Elasticidade-produto multiplicada pela variação percentual no produto $((100\% - 28,1\%)/28,1\%)$. Lembremos que o produto médio (média do percentual de alunos proficientes) é 28,1%.

Tabela 2: Estatísticas Descritivas

Variável	Mínimo	1º quartil	Média	Mediana	3º quartil	Máximo	Desvio-padrão
Matrículas	10	465	2.984	1.128	2.867	539.214	11.472
Despesa	1.625,12	3.542,00	5.359,05	4.782,71	6.445,88	32.694,57	2.528,56
Preço do Trabalho	2.841,69	12.460,85	15.872,31	15.251,70	18.487,91	61.378,76	5.246,09
Preço do Custeio	0	28.738,24	48.195,34	41.356,07	58.891,38	831.239,30	32.387,43
Preço do Capital	0,0006	1,35	8,71	4,24	9,67	700,61	19,47
Output - % alunos proficientes	0	10,5	28,1	28,1	24,4	41,7	100
Matrículas por turma	4,5	17,8	20,5	20,6	23,2	36,5	4,1
Carga Horária Diária	3,6	4,0	4,3	4,2	4,4	9,3	0,5
% Prof ^{os} Ensino Superior	0,0	67,6	77,7	84,7	94,1	100,0	21,2
Taxa Analfabetismo	0,9	7,6	15,6	12,6	23,7	47,1	9,8
Renda Domiciliar per capita	95,59	109,40	488,32	463,68	644,35	2.008,98	239,29
Índice de Giini	0,28	0,46	0,50	0,50	0,54	0,80	0,06
Taxa de Urbanização	17,9	49,0	65,6	67,0	83,8	100,0	21,6
Infraestrutura da Casa	454,37	1.770,98	2.626,17	2.665,74	3.487,44	4.749,79	979,82
Participação dos Pais	39,33	1.439,66	2.621,67	2.683,07	3.820,18	5.141,05	1.393,21
Escolaridade do Pai	3	1.348	2.628,51	2.659	3.922,5	5.149	1.485,94
Escolaridade da Mãe	3	1.350	2.622,14	2.641	3.914	5.149	1.482,45

Fonte: Elaboração do autor

Tabela 3: Elasticidades - Preços e Produto

Elasticidade	Coefficiente	Erro-padrão
trabalho	0,167	0,010
capital	0,012	0,003
custeio	0,356	0,008
produto	1,085	0,285

Fonte: Elaboração do autor

Tabela 4: Elasticidades - Ambiente

Elasticidade	Coefficiente	Erro-padrão
carga horária diária	0,369	0,032
alunos por turma	-0,761	0,014
coeficiente de Gini	-0,153	0,021
taxa de urbanização	-0,009	0,007
infraestrutura da casa do aluno	0,246	0,009
participação dos pais	0,060	0,004
escolaridade do pai	-0,017	0,004
escolaridade da mãe	-0,014	0,004
taxa de analfabetismo	0,034	0,008
escolaridade dos docentes	0,043	0,007
renda per capita	0,0002	0,0002

Fonte: Elaboração do autor

Com respeito ao ambiente familiar do aluno, pais mais participativos e com maior infraestrutura em casa implicam em maiores gastos pelo município. Nesse caso, esses resultados podem indicar uma maior capacidade dos pais em exigir mais qualidade na oferta educacional. Na direção contrária, pais com maior escolaridade gerariam menor custo-aluno.

Por fim, as variáveis que estão no âmbito da gestão educacional do município apresentaram sinais coerentes com a expectativa usual. Municípios com maior carga-horária diária, com menos alunos por turma e com maior escolaridade dos seus docentes implicam em maior custo-aluno. Nesse ponto, destacam-se as magnitudes das elasticidades das variáveis "alunos por turma" e "carga horária diária". Por exemplo, podemos afirmar que aumentar a carga-horária média de 4,3 horas para 7 horas (mínimo da educação integral) implicaria em um aumento de 23% no custo. E considerando que a atual média de alunos por turma é de 20,5, obteríamos uma redução da ordem de 35% no custo, se essa média fosse levada para 30 alunos por turma.

6.2 Eficiência

Os municípios têm um custo de ineficiência médio da ordem de 14,7%. Considerando o gasto municipal no ensino fundamental em 2011, isso corresponderia a cerca de R\$ 8,9 bilhões. O destaque de eficiência é o município de Morpará na Bahia e o da ineficiência, Xavantina em Santa Catarina. A eliminação dessa ineficiência poderia aumentar a proficiência média em 23%. Tal resultado apresenta-se inferior ao obtido, por exemplo, por Rocha et al. (2013), que foi superior a 40% e por Rosano-Peña et al. (2012), superior a 60%⁵.

⁵Além de não utilizarem uma função custo propriamente dita, esses dois estudos utilizaram metodologia distinta: Análise Envoltória de Dados.

A Tabela 5 explicita a relação da ineficiência com as variáveis que a parametrizaram. Nitidamente, observamos que há uma relação direta com maiores níveis de renda, de igualdade de renda e de analfabetismo.

Tabela 5: Coeficientes do Termo de Ineficiência

Variável	Coeficiente	Erro-padrão
renda	0,0030	0,0003
gini	-2,5720	0,3600
tx urb	-0,1510	0,1260
tx analf	0,5790	0,1350
cons	-9,3860	0,6720

Fonte: Elaboração do autor

Apresentamos, a seguir, as características dos 30 municípios mais eficientes (Tabela 6) e dos 30 menos eficientes (Tabela 7). Além disso, comparamos as médias das ineficiências, considerando os 100 municípios menos eficientes com os 100 mais eficientes (Tabela 8).

Observamos que, na média, os mais eficientes apresentam piores indicadores socioeconômicos e menor nível de proficiência. No entanto, o gasto por aluno é bastante inferior nestes, o que parece determinar uma menor ineficiência. Destaque-se ainda que os mais eficientes apresentam menores carga-horária diária, número de alunos por turma e escolaridade dos docentes.

7 Discussão

O modelo construído para estimar uma função custo para o ensino fundamental municipal no Brasil permite comparar o impacto dos preços dos diversos insumos, do produto e das covariáveis no custo-aluno e discutir questões de eficiência. Com isso, alguns direcionamentos de políticas podem ser levantados, considerando os aspectos de custo, resultados e eficiência estudados.

Nesse sentido, as elasticidades-preço mostram que o preço do custeio ordinário tem aproximadamente o dobro do impacto do preço do trabalho e que o preço do capital tem um efeito bastante inferior aos anteriores, considerando as *proxies* construídas para eles. Uma das políticas mais debatidas em educação atualmente refere-se à necessidade de valorização do salário dos professores, razão pela qual, desde 2009, vigora o piso salarial nacional dos professores. Segundo os nossos resultados, o acréscimo de 1% no salário dos professores e funcionários implicaria em um aumento de 0,16% no custo-aluno.

Quando avaliamos a elasticidade-produto, observamos que, para alcançar 100% dos alunos com a performance mínima, segundo a definição utilizada neste estudo, o custo teria que ser 277% superior. Tal relação nos parece bastante coerente e, combinada com outras ações, permite traçar uma trajetória de crescimento da performance do estudante brasileiro. Considerando que o Plano Nacional de Educação prevê uma trajetória de gasto que sairá de 6% para 10% do PIB, concluímos que tal expansão deve ser combinada com redução das ineficiências e outras ações, pois, senão, não alcançaremos o nível desejado de proficiência. Destacamos que estamos um ponto de deseconomias de escala.

Tabela 6: Os 30 Municípios mais eficientes

Município	Custo	Prof.	Esc.	Carg	Turm	Renda	Gini	Tx.	Infr	Part	Esc.	Esc.	Tx.	Num	Inef.
			Doc.	Hor.				Urb.	Casa	Pais	Mãe	Pai	Analf	Alun	
Unio - PI	2,864	3,6	40,4	4,4	9,3	229,01	0,52	49,2	1,158	1,130	818	805	28,0	6.300	1.022
Nova Cana - BA	3,015	12,1	37,1	3,9	8,0	244,81	0,48	41,0	2,072	332	1611	1,081	31,3	2.777	1.023
Maus - AM	2,347	9,4	43,9	4,2	17,5	238,10	0,65	49,5	1,857	2,323	2992	3,673	9,4	10.417	1.024
Colniza - MT	3,776	15,3	35,5	3,9	11,7	403,85	0,59	56,8	2,657	112	263	642	10,2	40.80	1.025
Barra da Estiva - BA	3,249	21,2	68,6	4,0	11,8	266,34	0,546	49,1	1,887	1,208	859	1,423	15,3	3.622	1.025
Anori - AM	2,468	23,9	51,1	4,0	17,8	226,78	0,60	61,3	1,645	2,600	1712	1,426	17,0	1.798	1,026
Lagoa do Piauí - PI	4,179	4,2	57,5	4,2	8,8	242,12	0,47	43,3	1,353	2,106	3995	3,504	26,6	741	1.027
Santana do Acara - CE	1,988	12,9	94,9	4,0	19,2	214,08	0,69	51,3	592	3,514	514	512	27,0	5.702	1.027
So Jos do Cerrito - SC	7,444	23,4	93,7	4,0	4,5	368,29	0,47	26,9	3,008	3,384	1758	2,701	12,7	643	1.028
Beruri - AM	2,384	56,0	38,4	4,0	19,1	189,46	0,66	50,2	1,621	867	591	1,984	27,1	4.161	1.028
Gararu - SE	3,157	4,9	79,7	4,4	9,7	225,64	0,62	24,8	927	1,801	1177	853	29,9	1.564	1.029
Buriti dos Montes - PI	2,866	32,3	84,4	4,3	13,2	211,61	0,57	30,4	1,522	4,818	5006	4,686	29,2	1.397	1.029
Ipu - CE	2,017	12,4	74,6	4,0	21,2	295,10	0,56	63,5	1,374	2,754	742	725	27,6	6.493	1.030
Careiro - AM	3,102	12,0	90,5	4,0	18,4	192,03	0,67	28,8	2,055	181	230	442	13,6	5.122	1.030
Vera Mendes - PI	3,919	1,9	69,1	3,9	8,8	172,40	0,58	32,4	1,698	155	142	90	43,7	820	1.031
Amatur - AM	2,177	2,3	95,5	4,2	18,1	153,52	0,67	52,4	1,513	856	1534	3,436	25,2	1.705	1.031
Paranapu - SP	5,776	58,5	88,9	5,0	20,4	666,85	0,45	89,0	3,110	811	2297	3,603	9,8	265	1.031
Nova Bandeirantes - MT	4,729	19,6	67,5	4,0	9,8	583,71	0,64	34,9	2,237	1,144	1699	2,018	7,3	1.532	1.032
Jaguaquara - BA	2,295	13,7	55,4	4,1	20,7	292,29	0,51	76,2	1,708	2,013	1627	1,644	27,3	7.291	1.032
Itapiranga - AM	2,748	10,1	94,7	3,9	16,0	319,98	0,67	78,6	1,903	3,896	4156	5,044	6,7	1.187	1.032
Monte Alegre de Gois - GO	4,273	36,4	45,8	4,3	9,5	313,81	0,61	40,9	2,415	780	1979	3,649	24,0	762	1.032
Bujaru - PA	1,625	7,0	38,9	4,0	20,7	167,93	0,54	31,5	1,617	208	436	734	14,8	4.811	1.032
So Joo do Triunfo - PR	3,882	35,8	97,8	4,0	15,2	460,84	0,50	29,5	2,391	4,040	1469	1,049	6,6	1.303	1.033
Belm de So Francisco - PE	3,726	14,8	42,8	4,4	9,0	347,18	0,63	62,1	1,725	2,334	4454	2,436	20,0	2.632	1.033
Breves - PA	2,165	11,6	68,1	4,3	25,9	206,39	0,58	50,1	1,835	1,268	2432	3,198	25,8	28.250	1.033
Salitre - CE	3,463	11,6	86,6	3,9	16,8	176,47	0,49	40,5	983	3,310	2187	1,608	39,3	3.847	1.033
Roteiro - AL	3,266	3,1	96,3	4,1	28,5	198,27	0,47	87,6	2,172	108	60	125	37,2	1.624	1.033
Anajs - PA	2,338	4,1	60,4	4,0	19,8	186,20	0,62	38,3	1,474	630	925	1,103	31,2	8.441	1.033
Atalaia do Norte - AM	2,941	21,4	14	4,0	23,9	157,45	0,66	45,5	2,338	4,537	779	1,622	38,6	2.546	1.033
Pauini - AM	2,365	6,2	54,5	4,0	19,2	213,82	0,73	51,0	1,441	2,150	903	3,296	31,1	2.682	1.033

Tabela 7: Os 30 municípios menos eficientes

Município	Custo	Prof.	Esc.	Carg	Turm	Renda	Gini	Tx.	Infr	Part	Esc.	Esc.	Tx.	Num	Inef.
			Doc.	Hor.				Urb.	Casa	Pais	Mãe	Pai	Analf	Alun	
Xavantina - SC	24,591	21,6	70	4,0	11,1	967,36	0,47	27,0	3,374	4,374	1398	4,582	7,5	89	3.228
Ariranha do Iva - PR	18,429	50,0	100	4,0	17,8	420,31	0,41	36,9	2,187	4,779	4666	5,053	15,3	148	2.585
Maca - RJ	15,470	35,9	77,8	4,7	25,4	1.047,01	0,57	98,1	3,505	2,145	4325	4,246	4,1	23.174	2.516
Jate - MS	32,695	5,3	83,3	4,5	17,3	687,26	0,61	46,6	3,047	3,824	3073	2,251	12,6	173	2.442
Campo Bonito - PR	13,801	40,7	100	4,1	18,5	577,25	0,488	58,5	3,381	3,726	3464	3,710	11,6	357	2.412
Itamb - PR	9,635	50,6	100	4,0	19,7	581,21	0,36	94,9	3,206	4,943	5008	4,265	12,8	359	2.390
Esperana Nova - PR	12,191	17,5	100	4,0	20,3	576,61	0,39	38,2	3,341	4,612	5112	4,989	12,1	122	2.263
So Domingos - SC	14,073	60,0	83,3	4,0	20,6	953,33	0,59	66,5	3,971	3,761	4942	3,938	9,2	268	2.256
Itutinga - MG	19,426	50,0	69,2	4,3	16,9	613,41	0,56	70,4	2,523	3,011	91	1,813	6,0	135	2.253
Tocantinópolis - TO	12,526	15,8	85,4	4,3	15,0	410,95	0,53	81,0	1,291	2,802	1525	921	15,7	539	2.247
Muitos Capes - RS	21,576	26,3	100	4,0	20,7	652,56	0,51	32,5	3,679	604	4056	4,635	5,8	124	2.192
Candiota - RS	21,250	0,0	100	4,0	16,3	628,54	0,52	29,6	3,608	357	3045	1,410	6,0	392	2.177
So Joo de Iracema - SP	16,279	60,7	75	9,0	19,6	557,06	0,37	81,6	2,971	4,256	3800	1,465	10,8	98	2.166
Nova Cana Paulista - SP	14,190	60,9	100	5,0	18,0	519,87	0,34	41,6	3,543	4,365	3768	3,778	11,6	90	2.161
Tigrinhos - SC	13,453	45,5	100	4,0	15,0	573,71	0,41	19,5	2,637	4,885	3960	4,736	9,2	120	2.149
Campinas - SP	11,822	27,4	92,1	4,6	27,7	1.320,21	0,58	98,3	3,848	2,076	4207	4,389	3,2	22.470	2.143
Gov. Celso Ramos - SC	8,997	21,7	83	4,0	20,6	777,23	0,44	94,3	3,774	3,926	5.080	5,020	7,0	596	2.126
Ipor - GO	9,144	7,5	100	4,4	20,4	746,24	0,52	91,3	2,817	2,474	3.139	450	10,9	602	2.071
Lins - SP	14,262	41,2	81,5	5,0	23,9	898,97	0,46	98,8	3,777	2,127	1207	2,825	4,2	1387	2.035
Sebastianópolis do Sul - SP	28,273	66,7	100	5,3	15,9	837,93	0,43	77,4	4,359	4,209	4192	3,982	7,0	143	2.030
Nova Aliana do Iva - PR	15,582	54,2	90	4,2	21,0	527,17	0,34	72,7	4,389	4,707	5126	3,487	10,3	108	2.024
Presidente Epitácio - SP	9,912	33,8	91,5	4,8	23,2	664,83	0,49	93,3	3,009	3,809	2747	2,881	6,5	880	2.010
Dona Emma - SC	18,273	70,8	100	4,0	12,0	915,63	0,46	50,2	3,901	4,294	3704	3,487	4,3	72	2.006
Casa Branca - SP	12,731	33,3	87,5	8,9	20,9	700,14	0,51	81,8	3,223	4,491	5.089	5,113	5,4	523	1.999
Guamar - RN	11,944	8,9	96,7	4,5	23,6	395,06	0,53	35,5	2,551	1,506	2582	3,016	24,1	2.152	1.994
Barra Funda - RS	13,866	0,0	84,6	4,1	16,0	755,42	0,39	64,3	2,336	4,669	4666	5,109	5,5	144	1.961
Paulnia - SP	10,760	38,7	94	4,8	29,2	1.145,61	0,49	99,9	3,962	1,922	4705	4,932	3,2	8156	1.917
gua Doce - SC	7,978	42,9	94,7	4,0	24,8	715,20	0,54	49,3	3,867	978	3257	1,902	6,3	545	1.902
Santa Ceclia do Pavo - PR	8,263	35,7	96	4,2	22,8	544,87	0,48	83,8	3,427	3,478	5110	4,063	16,8	254	1.901
Mar de Espanha - MG	8,870	37,1	100	4,3	16,9	594,94	0,40	91,5	2,903	3,340	3363	3,571	8,6	254	1.895
Gabriel Monteiro - SP	11,568	85,7	100,0	5,0	18,3	710,33	0,37	83,3	3893	3900	4714	5046	7,4	146	1.887

Tabela 8: Ineficiência

	100 mais ineficientes	100 menos ineficientes
pib	846.124,00	321.209,00
população	55.153,50	51.254,50
custo	12.413,79	3.390,84
escolaridade do docente	87,77	64,35
carga horária	4,46	4,15
alunos por turma	19,92	17,85
gini	0,48	0,56
taxa urbanização	0,66	0,51
infra casa do aluno	3.289,68	1.927,46
participação dos pais	3.168,33	1.913,13
escolaridade da mãe	3.398,86	2.097,23
escolaridade do pai	3.323,57	2.060,55
taxa de analfabetismo	9,51	22,14
proficiência	36,20	16,61

Consideremos então os resultados obtidos para as variáveis que estão sob a gestão educacional do município. Eles estão entre os que mais podem subsidiar políticas no sentido de alterar a relação entre custo e performance. Por exemplo, podemos afirmar que aumentar a carga-horária média diária de 4,3 horas para 7 horas implicaria em um aumento de 23% no custo. Tal acréscimo de carga horária nos faria alcançar a chamada educação integral e todas as suas externalidades positivas para a performance dos alunos. Por outro lado, a elevação da média de alunos por turma de 20,5 (atual) para 30 provocaria uma redução significativa de 38% no custo, por exemplo.

As elasticidades das variáveis do ambiente socioeconômico do município apresentaram resultados que indicam talvez maiores exigências de gastos nos municípios com mais renda, com menos desigualdade de renda e com mais analfabetos. Infelizmente, isso não parece estar acompanhado de mais eficiência. Tais características também foram observadas ao avaliar os municípios mais ineficientes. A ineficiência média observada de 14,7% pode não parecer muito grande, mas concluímos que ela está presente principalmente nos municípios mais ricos e com menos desigualdade de renda. Estes apresentam melhores resultados educacionais, porém com custo-aluno muito alto. Observemos, por exemplo, que os municípios da região Nordeste aparecem como menos ineficientes, indicando que parece haver uma relação inversa entre renda e eficiência. Tal informação pode ser importante para focalização na alocação de novos recursos.

Dessa forma, concluímos que, na estrutura atual, não parece ser possível alcançar a proficiência de todos os estudantes do ensino fundamental municipal brasileiro, mesmo com gastos da ordem de 10% do PIB. Entre vários outros aspectos, é fundamental combinar políticas que trabalhem com metas para variáveis adequadas (carga-horária, alunos por turma, por exemplo) com possíveis focalizações (municípios com piores indicadores de renda e igualdade de renda) na alocação dos novos recursos e aprimorando a gestão nos mais ineficientes. Isso poderia conduzir a uma elevação significativa da proficiência média dos estudantes. Ratifica-se, por fim, o senso comum de que maiores níveis de gastos sem o respectivo endereçamento dos problemas de eficiência e de gestão das variáveis adequadas implicaria em desperdício óbvio de recursos públicos.

Referências Bibliográficas

- Afonso, A. & St Aubyn, M. (2006), 'Cross-country efficiency of secondary education provision: A semi-parametric analysis with non-discretionary inputs', *Economic modelling* 23(3), 476–491.
- Aigner, D., Lovell, C. A. & Schmidt, P. (1977), 'Formulation and estimation of stochastic frontier production function models', *Journal of econometrics* 6(1), 21–37.
- Blaug, M. (1992), *The methodology of economics: Or, how economists explain*, Cambridge University Press.
- Bradford, D. F., Malt, R. A. & Oates, W. E. (1969), 'The rising cost of local public services: some evidence and reflections', *National Tax Journal* pp. 185–202.
- Burnell, B. S. (1991), 'The effect of school district structure on education spending', *Public Choice* 69(3), 253–264.
- Chalfant, J. A. (1984), 'Comparison of alternative functional forms with application to agricultural input data', *American Journal of Agricultural Economics* 66(2), 216–220.
- Chalfant, J. A. & Gallant, A. R. (1985), 'Estimating substitution elasticities with the fourier cost function: Some monte carlo results', *Journal of Econometrics* 28(2), 205–222.
- Coelli, T. J., Rao, D. S. P., O'Donnell, C. J. & Battese, G. E. (2005), *An introduction to efficiency and productivity analysis*, Springer.
- Colegrave, A. D. & Giles, M. J. (2008), 'School cost functions: A meta-regression analysis', *Economics of Education Review* 27(6), 688–696.
- Coleman, J. S., Campbell, E. Q., Hobson, C. J., McPartland, J., Mood, A. M., Weinfeld, F. D. & York, R. (1966), 'Equality of educational opportunity', *Washington, dc*.
- Curi, A. Z. & Souza, A. P. (2012), 'Medindo a qualidade das escolas: Evidências para o brasil', *XL Encontro Nacional de Economia (Anpec)*. Salvador .
- de Carvalho, L. D. B. & de Sousa, M. d. C. S. (2014), 'Eficiência das escolas públicas urbanas das regiões nordeste e sudeste do brasil: Uma abordagem em três estágios', *Estudos Econômicos* 44(4), 649–684.
- Duncombe, W., Miner, J. & Ruggiero, J. (1995), 'Potential cost savings from school district consolidation: A case study of new york', *Economics of Education Review* 14(3), 265–284.
- Duncombe, W. & Yinger, J. (2005), 'How much more does a disadvantaged student cost?', *Economics of Education Review* 24(5), 513–532.
- e Souza, G. d. S. & Gomes, E. G. (2015), 'Management of agricultural research centers in brazil: A dea application using a dynamic gmm approach', *European Journal of Operational Research* 240(3), 819–824.

Eastwood, B. J. & Gallant, A. R. (1991), 'Adaptive rules for seminonparametric estimators that achieve asymptotic normality', *Econometric Theory* 7(03), 307–340.

Elbadawi, I., Gallant, A. R. & Souza, G. (1983), 'An elasticity can be estimated consistently without a priori knowledge of functional form', *Econometrica: Journal of the Econometric Society* pp. 1731–1751.

Figlio, D. N. (1999), 'Functional form and the estimated effects of school resources', *Economics of Education Review* 18(2), 241–252.

Gallant, A. R. (1981), 'On the bias in flexible functional forms and an essentially unbiased form: the fourier flexible form', *Journal of Econometrics* 15(2), 211–245.

Gallant, A. R. (1982), 'Unbiased determination of production technologies', *Journal of Econometrics* 20(2), 285–323.

Golebiewski, J. A. (2011), 'The literature on education cost functions: An overview'.

Gronberg, T. J., Jansen, D. W. & Taylor, L. L. (2012), 'The relative efficiency of charter schools: A cost frontier approach', *Economics of Education Review* 31(2), 302–317.

Hanushek, E. A. (1979), 'Conceptual and empirical issues in the estimation of educational production functions.', *Journal of human Resources* 14(3).

Hanushek, E. A. (1997), 'Assessing the effects of school resources on student performance: An update', *Educational evaluation and policy analysis* 19(2), 141–164.

Huang, T.-h. & Wang, M.-h. (2004), 'Comparisons of economic inefficiency between output and input measures of technical inefficiency using the fourier flexible cost function', *Journal of Productivity Analysis* 22(1-2), 123–142.

Kumbhakar, S. C. & Lovell, C. K. (2003), *Stochastic frontier analysis*, Cambridge University Press.

Machado, A. F., Moro, S., Martins, L. & Rios, J. (2008), 'Qualidade do ensino em matemática: determinantes do desempenho de alunos em escolas públicas estaduais mineiras', *Revista da Anpec* 9(1).

Machado, D. C. & Gonzaga, G. (2007), 'O impacto dos fatores familiares sobre a defasagem idade-série de crianças no Brasil', *Revista Brasileira de Economia* 61(4), 449–476.

Meeusen, W. & Van den Broeck, J. (1977), 'Efficiency estimation from cobb-douglas production functions with composed error', *International economic review* pp. 435–444.

Menezes Filho, N. A., Amaral, L. F. L. E. et al. (2009), A relação entre gastos educacionais e desempenho escolar, Technical report, Insper Working Paper, Insper Instituto de Ensino e Pesquisa.

Mitchell, K. & Onvural, N. M. (1996), 'Economies of scale and scope at large commercial banks: Evidence from the fourier flexible functional form', *Journal of Money, Credit and Banking* pp. 178–199.

Monahan, J. H. (1981), 'Enumeration of elementary multi-indices for multivariate fourier series', *Institute of Statistics, North Carolina State University, Raleigh, Mimeograph Series, n. 1338*.

Moreira, T. B. S., Pinto, M. B. d. P. & Souza, G. d. S. (2004), 'Uma metodologia alternativa para mensuração de pressão sobre o mercado de câmbio', *Estudos Econômicos (São Paulo)* 34(1), 73–98.

Rocha, F., Duarte, J. et al. (2013), E possível atingir as metas para educação sem aumentar os gastos? uma análise para os municípios brasileiros., Technical report, Textos para Discussão, Secretaria do Tesouro Nacional/MF.

Rosano-Peña, C., Albuquerque, P. H. M. & Marcio, C. J. (2012), 'A eficiência dos gastos públicos em educação: evidências georreferenciadas nos municípios goianos', *Economia Aplicada* 16(3), 421–443.

Soares, S. & Sátyro, N. (2008), O impacto de infra-estrutura escolar na taxa de distorção idade-série das escolas brasileiras de ensino fundamental: 1998 a 2005, Technical report, Texto para Discussão, Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA).

Stiefel, L., Schwartz, A. E., Iatarola, P. & Chellman, C. C. (2009), 'Mission matters: The cost of small high schools revisited', *Economics of Education Review* 28(5), 585–599.

Tao, H.-L. & Yuan, M.-C. (2005), 'Optimal scale of a public elementary school with commuting costs: a case study of taipei county', *Economics of Education Review* 24(4), 407–416.

Thompson, O. (2011), 'The estimated cost impact of privatizing student transportation in minnesota school districts', *Public Choice* 146(3-4), 319–339.

Waltenberg, F. D. (2006), 'Teorias econômicas de oferta de educação: evolução', *Educação e Pesquisa* 32(1), 117–136.

White, H. (1980), 'Using least squares to approximate unknown regression functions', *International Economic Review* pp. 149–170.

Apêndice A Forma Flexível de Fourier

Para os nossos objetivos, será suficiente aproximar a função custo em um retângulo do ortante positivo de R^4 . Suponhamos que os limites definidos para a formação do retângulo sejam:

$$0 < p_i^L < p_i^H < \infty, \quad i = 1, 2, 3$$

e

$$0 < u^L < u^H < \infty$$

Essas escolhas são arbitrárias, no entanto, todos os dados e os valores para os quais pretende-se fazer aproximações devem estar neste retângulo. Para este fim, faz-se uso de parâmetros de localização a_1, a_2, \dots, a_4 e da transformação:

$$l_i = \ln p_i + \ln a_i \quad i = 1, 2, 3$$

$$v = \ln u + \ln a_{N+1}$$

tal que

$$l_i^L = \ln p_i^L + \ln a_i \quad i = 1, 2, \dots, N$$

$$v^L = \ln u^L + \ln a_{N+1}$$

$$l_i^H = \ln p_i^H + \ln a_i \quad i = 1, 2, \dots, N$$

$$v^H = \ln u^H + \ln a_{N+1}$$

Se $x = (l', v)'$, então a região de aproximação é

$$\Xi = \{x = (l', v)' : l_i^L < l_i < l_i^H, v^L < v < v^H\}$$

que é um retângulo aberto no ortante positivo de R^4 . O fecho $\bar{\Xi}$ é também um subconjunto próprio do ortante positivo.

Agora definiremos uma medida de distância, ou seja, uma métrica que nos permita aproximar a função custo e suas derivadas já que temos interesse principalmente no estudo de elasticidades. Do ponto de vista matemático, a métrica que implica essa propriedade é derivada da norma de Sobolev. A função aproximante, nesse contexto, é definida por uma série de Fourier. Nesse ponto, fazem-se necessárias algumas definições que permitirão a caracterização de uma forma funcional aproximante da função custo com base na expansão de Fourier.

Um multi-índice é um vetor de ordem $N + 1$ com componentes inteiros. O comprimento do multi-índice é definido como

$$|k|^* = \sum_{i=1}^{N+1} |k_i|$$

O conceito de multi-índice facilita sobremaneira a notação para derivadas parciais mistas de ordem superior.

Nesse contexto, seja λ um multi-índice com componentes não negativos, a derivada parcial de uma função $g(x)$, de ordem λ é denotada por:

$$D^\lambda g(x) = \frac{\partial^{|\lambda|^*}}{\partial x_1^{\lambda_1} \partial x_2^{\lambda_2} \dots \partial x_{N+1}^{\lambda_{N+1}}} g(x)$$

Assumimos que a função $D^\lambda g(x)$ é uma função contínua de x quando essa notação for usada. Seja $\mu(x)$ a medida de Lebesgue com suporte no retângulo de interesse Ξ . Seja $g(x)$ uma função definida em Ξ com derivadas parciais de ordem m contínuas. A norma de Sobolev de uma função $g(x)$ de ordem m do tipo p é definida por:

$$\|g\|_{m,p,\mu} = \left(\sum_{|\lambda|^* \leq m} \int_{\Xi} |D^\lambda g(x)|^p d\mu(x) \right)^{1/p}$$

E para $p = \infty$

$$\|g\|_{m,\infty,\mu} = \sum_{|\lambda|^* \leq m} \sup_{\Xi} |D^\lambda g(x)|$$

Segue da definição que a aproximação nessa norma é equivalente à aproximação simultânea da função e de suas derivadas, resultado que se obtém com $p = \infty$. A construção da Forma Flexível de Fourier baseia-se em uma modificação do Teorema de Edmunds e Moscatelli (1977) para a expansão de Fourier, que apresentamos no final deste apêndice. Com esse objetivo considere uma sequência de multi-índices elementares:

$$\mathcal{K}'_{N+1} = \{k_\alpha : \alpha = 1, 2, \dots, A\},$$

de forma que k_1, k_2, \dots, k_{N+1} são os vetores elementares e $|k_\alpha|^*$ seja não decrescente em α . Defina J como sendo menor inteiro positivo tal que

$$\mathcal{K}'_{N+1} \subset \{jk_\alpha : \alpha = 1, 2, \dots, A; j = 0, \pm 1, \pm 2, \dots, \pm J\}$$

Considere a função aproximante seguinte definida em Ξ :

$$g_k(x|\theta) = a_0 + b'x + \frac{1}{2}x'Cx + \sum_{\alpha=1}^A \sum_{j=-J}^J a_{j\alpha} e^{ij\lambda k'_\alpha x}$$

em que:

$$a_{j\alpha} = \bar{a}_{-j\alpha}, \quad C = - \sum_{\alpha=1}^A a_{0\alpha} \lambda^2 k_\alpha k'_\alpha$$

e a_0 , $a_{0\alpha}$, e b são números reais. A barra denota a conjugação complexa e $i = \sqrt{-1}$. O fator de escala λ é calculado como:

$$\lambda = \frac{2\pi - \epsilon}{\max\{x_i^H : i = 1, 2, \dots, 4\}},$$

para algum ϵ com $0 < \epsilon < 2\pi$, x_i^H denota l_i^H para $i \leq N$ e v_i^H para $i = N + 1$. Uma escolha razoável é $2\pi - \epsilon = 6$.

Essa função aproximante é uma forma paramétrica formada pela especificação translog adicionada a uma componente associada a uma série de Fourier multivariada. Tal especificação permite dotar a forma translog de propriedades realmente flexíveis no sentido da aproximação uniforme também de suas elasticidades.

O fator λ faz com que $\lambda\Xi = \{\lambda x : x \in \Xi\}$ seja um retângulo com lado não superior a 2π . Esse é um ponto crucial da construção. A locação de \aleph no quadrante positivo através da escolha de a_i é apenas para conveniência das aplicações. O que é essencial é que $\lambda\aleph$ não tenha nenhum lado superior a 2π .

Embora as representações exponenciais complexas sejam mais convenientes na discussão, nas aplicações, as representações em termos de senos e cossenos são mais fáceis de trabalhar. Escrevendo:

$$\begin{aligned} a_{0\alpha} &= u_{0\alpha}, & \alpha &= 1, 2, \dots, A \\ a_{j\alpha} &= u_{j\alpha} + i v_{j\alpha}, & \alpha &= 1, 2, \dots, A & j &= 1, 2, \dots, J \\ a_{-j\alpha} &= u_{j\alpha} - i v_{j\alpha}, & \alpha &= 1, 2, \dots, A & j &= 1, 2, \dots, J \end{aligned}$$

e usando

$$e^{ij\lambda k'_\alpha x} = \cos(j\lambda k'_\alpha x) + i \sin(j\lambda k'_\alpha x),$$

temos que

$$g_k(x|\theta) = u_0 + b'x + \frac{1}{2}x'Cx + \sum_{\alpha=1}^A \{u_{0\alpha} + 2 \sum_{j=1}^J [u_{j\alpha} \cos(j\lambda k'_\alpha x) - v_{j\alpha} \sin(j\lambda k'_\alpha x)]\} \tag{15}$$

Se $\theta_{(0)} = b = (c', b_{N+1})'$ e $\theta_{(\alpha)} = (u_{0\alpha}, u_{1\alpha}, v_{1\alpha}, \dots, u_{J\alpha}, v_{J\alpha})'$, então os parâmetros de $g_k(x|\theta)$ são $\theta = (u_0, \theta'_{(0)}, \theta'_{(1)}, \dots, \theta'_{(A)})'$.

Essa função aproximante é uma forma paramétrica formada pela especificação translog adicionada a uma componente associada a uma série de Fourier multivariada. Tal especificação permite dotar a forma translog de propriedades realmente flexíveis no sentido da aproximação uniforme também de suas elasticidades, que é garantida pelo teorema que se segue, corolário do teorema de Edmunds e Moscatelli (1977, corolário 1). Sua demonstração pode ser vista em Gallant (1982).

Teorema: *Seja $g(x)$ uma função real continuamente diferenciável até a ordem m em um conjunto aberto que contém o fecho de Ξ e que possua homogeneidade linear. Seja*

$$g_k(l, v|\theta) = a_0 + b'x + \frac{1}{2}x'Cx + \sum_{\alpha=1}^A \sum_{j=-J}^J a_{j\alpha} e^{ij\lambda k'_\alpha x}$$

em que $x = (l', v)'$ está sujeito às seguintes restrições paramétricas:

$$R'_0 : \begin{cases} 1'c = 1 & \text{em que } b = (c', b_{N+1})' \\ a_{j\alpha} = 0 \text{ se } 1'r_\alpha \neq 0 & \text{em que } k_\alpha = (r'_\alpha, k_{N+1,\alpha})'. \end{cases}$$

Então $g_k(l, v|\theta)$ possui homogeneidade linear e é possível escolher um vetor

de coeficientes $\bar{\theta}_1, \bar{\theta}_2, \dots, \bar{\theta}_k, \dots$ tal que para todo p com $1 \leq p \leq \infty$, todo l com $0 \leq l < m$ e todo $\epsilon > 0$,

$$\|g - g_k(\bar{\theta}_k)\|_{l,p,\mu} = o(k^{-m+l+\epsilon}) \text{ quando } k \rightarrow \infty$$

Observe que $a_{j\alpha} = \bar{a}_{-j\alpha}$ e que $C = -\sum_{\alpha=1}^A a_{0\alpha} \lambda^2 k_\alpha k'_\alpha$, e que a_0 , $a_{0\alpha}$ e b são valores reais.

MEDINDO INCERTEZA MACROECONÔMICA PARA O BRASIL

LUCAS LÚCIO GODEIRO *
LUIZ RENATO RÉGIS DE OLIVEIRA LIMA †

Resumo

Este trabalho propõe uma nova medida de incerteza macroeconômica para o Brasil. O índice foi construído com base na metodologia de Jurado et al. (2015) utilizada na construção do índice para a economia americana. Mostramos que o aumento no nível de incerteza precede as duas últimas recessões no Brasil e que a mudança na política macroeconômica ocorrida em 2010-2011, elevou de forma substancial o nível de incerteza na economia brasileira. Nosso trabalho sugere que a medida proposta de incerteza possui potencial para analisar políticas macroeconômicas e prever recessões.

Palavras-chave: Incerteza Macroeconômica; Volatilidade; Ciclos Reais de Negócios.

Abstract

The paper proposes estimating a macroeconomic measure of uncertainty to Brazil. The index was constructed based on the methodology of Jurado et al. (2015) used to build the same index for the US economy. We show that an increase in the uncertainty level leads to economic recessions. Moreover, the recent macroeconomic policy adopted by the Brazilian government in 2010-2011 was followed up by substantial increase in the uncertainty level of the Brazilian economy. Our results suggest that the proposed uncertainty measure can be used to assess macroeconomic policies as well as predict economic recessions.

Keywords: Macroeconomic uncertainty; Volatility; Real Business Cycles.

JEL classification: G11, G12, E44

DOI: <http://dx.doi.org/10.11606/1413-8050/ea156958>

* Universidade Federal da Paraíba - UFPB. E-mail: lucas.godeiro@hotmail.com

† Professor Titular do Departamento de Economia e do Programa de Pós Graduação em Economia - PPGE da Universidade Federal da Paraíba - UFPB; Associate Professor, Dept. of Economics, University of Tennessee at Knoxville. E-mail:llima@utk.edu

1 Introdução

A incerteza é um dos aspectos mais importantes no que diz respeito ao investimento e ao crescimento econômico Sims (2012). Um cenário de incerteza ocorre quando há dificuldade na previsão de cenários futuros e no planejamento por parte das famílias e das empresas. Em um ambiente de incerteza as famílias tendem a consumir menos e as empresas a investirem menos, levando a um menor crescimento econômico ou até mesmo à recessão.

O momento econômico pelo qual o Brasil atravessou nos anos de 2014 e 2015 caracterizou-se pelo aumento da incerteza macroeconômica, levando os agentes a uma maior dificuldade de prever as principais variáveis para o seu processo de decisão. Há um debate a respeito dos efeitos das políticas iniciadas a partir de 2008 e aprofundadas em 2011, com a chamada nova matriz macroeconômica.¹ O debate econômico sugere que tais medidas podem ter contribuído para aumentar o grau de incerteza macroeconômica, mas nenhum estudo acadêmico foi realizado no sentido de identificar essa possibilidade. Portanto, a primeira questão a ser respondida por esse artigo é se a nova matriz macroeconômica aumentou de fato o nível de incerteza econômica no Brasil, contribuindo para o surgimento da atual recessão. O índice de incerteza Macroeconômica agregada para o Brasil será construído baseado na metodologia desenvolvida por Jurado et al. (2015) e que também foi usada para calcular o índice de incerteza da economia americana. Nesse sentido, a segunda contribuição deste artigo é de verificar se o índice proposto consegue capturar incerteza melhor do que em outras medidas utilizadas na literatura, tal como a volatilidade do mercado de ações. Os nossos resultados apontam para uma correlação negativa de -0,45 entre o índice de incerteza macroeconômica e variáveis reais como a produção industrial. Testes de causalidade de Granger sugerem que incerteza causa produção industrial, mas a produção industrial não causa incerteza. Por fim, encontramos que a nova matriz macroeconômica contribuiu para o aumento da incerteza econômica no Brasil levando, via causalidade de Granger, a uma queda da produção industrial. Por fim, nossos resultados sugerem que o índice proposto de incerteza pode ser usado para prever recessões econômicas, constituindo assim a terceira contribuição deste artigo. Além da introdução e da conclusão, a sessão 2 apresenta a revisão da literatura sobre incerteza, a terceira sessão trata do modelo econométrico, a quarta sessão dos dados utilizados e a quinta sessão discute os resultados encontrados pela pesquisa.

2 Revisão da Literatura

A discussão sobre como medir incerteza é recente, tendo como principais trabalhos (Jurado et al. 2015, Bloom 2009, Carriero et al. 2015). Com efeito, Jurado et al. (2015) constroem uma medida de incerteza para os Estados Unidos e comparam sua eficácia em captar as oscilações nos ciclos de negócios com proxies para incerteza geralmente utilizadas, como, por exemplo, a volatilidade. A medida de incerteza de Jurado et al. (2015) teve uma correlação negativa menor com a produção industrial do que a volatilidade, o que significa

¹O conjunto de medidas introduzido no Brasil como uma resposta para a crise econômica mundial ficou conhecido como "a nova matriz macroeconômica" cuja definição pode ser encontrada neste link: <http://www.ptnosenado.org.br/site/noticias/ultimas/item/37758-nova-matriz-economica-garantira-crescimento-acelerado>

que a medida de incerteza construída pelos autores conseguiu expressar mais fortemente as oscilações das principais variáveis da economia. Por exemplo, a correlação do índice de incerteza 1 passo a frente com a produção industrial americana foi -0,59, ao passo que a correlação da produção industrial com a volatilidade do mercado de ações foi de apenas -0,30. Esse resultado indica que a medida obtida por Jurado et al. (2015) é mais eficaz do que a volatilidade, no sentido de antecipar recessões econômicas.

Jurado et al. (2015) define a incerteza h períodos a frente na variável $y_{jt} \in Y_t = (y_{1t}, \dots, y_{N_y t})'$ denotado por $\mathcal{U}_{jt}^y(h)$ como sendo a volatilidade condicional do componente imprevisível do valor futuro da série. Matematicamente temos:

$$\mathcal{U}_{jt}^y(h) \equiv \sqrt{E\left[(y_{jt+h} - E[y_{jt+h}|I_t])^2|I_t\right]} \quad (1)$$

Onde a esperança $E(\cdot|I_t)$ é tomada com respeito a informação disponível em I_t aos agentes econômicos. De acordo com Jurado et al. (2015), se hoje a esperança (condicionada a toda a informação disponível) do erro quadrado da previsão de y_{jt+h} aumenta, então a incerteza em y_{jt} aumentará. Uma medida ou índice de incerteza macroeconômica pode ser construído agregando as incertezas individuais usando os pesos w_j :

$$\mathcal{U}_t^y \equiv p \lim_{N_y \rightarrow \infty} \sum_{j=1}^{N_y} w_j \mathcal{U}_{jt}^y(h) \equiv E_w[\mathcal{U}_{jt}^y(h)]. \quad (2)$$

Assim, de acordo com a metodologia de Jurado et al. (2015), a construção do índice de incerteza segue três passos:

1. Obter a previsão das N séries macroeconômicas $E[y_{jt+h}|I_t]$. Pode-se utilizar análise fatorial e construir fatores.
2. Definindo o horizonte de previsão h , obter o erro de previsão $V_{jt+h}^y \equiv y_{jt+h} - E[y_{jt+h}|I_t]$, e estimar sua variância, $E[(V_{jt+h}^y)^2|I_t]$.
3. Estimar o fator de incerteza macroeconômica $\mathcal{U}_t^y(h)$ agregando as incertezas individuais $\mathcal{U}_{jt}^y(h)$. Pode-se utilizar a ponderação igual para cada fator individual $1/N$ ou ainda outros métodos de estimação dos pesos.

Bloom (2009) estuda os choques da incerteza na economia através do modelo VAR, onde permite-se que o segundo momento varie no tempo. Os choques na incerteza produzem uma queda em variáveis macroeconômicas reais como o produto e o emprego, segundo Bloom (2009). De acordo com o autor isto ocorre porque um alto índice de incerteza provoca uma diminuição no investimento das empresas e, conseqüentemente uma retração na contratação de trabalhadores.

Jurado et al. (2015) destacam a importância de se utilizar a medida de incerteza ao invés de variáveis como a volatilidade do mercado de ações por exemplo. Segundo os autores, episódios de incerteza ocorrem com menos frequência do que indicado pelos índices de volatilidade, mas quando eles ocorrem mostram maior correlação e persistência com o índice de incerteza.

Além disso, períodos de recessão prolongada são associados a aumentos no índice de incerteza. A presente pesquisa identificará se os resultados encontrados para a economia americana se sustentam para a economia brasileira.

Segundo Sims et al. (2012), existe uma interação entre alta incerteza e baixo crescimento econômico ou até mesmo recessões, o que provoca pausa nas contratações e no investimento - as firmas "esperam e veem" (wait and see) como o futuro se revela. Isso causa uma queda na atividade econômica. Depois de um certo número de períodos, há uma demanda reprimida por fatores de produção, tal que a queda inicial é seguida por uma rápida recuperação da atividade econômica.

Scotti (2013) constrói um índice de incerteza para os Estados Unidos, Zona do Euro, Reino Unido, Canadá e Japão baseado no erro de previsão dos analistas financeiros coletados pela Bloomberg para os dados macroeconômicos. O estudo toma como base a mediana da previsão dos analistas financeiros. Ainda segundo Scotti (2013) o erro de previsão também é conhecido como uma "notícia surpresa" ou simplesmente "surpresa". Para estimar os pesos de cada variável macroeconômica no índice, a autora usa o modelo de fatores, onde supõe-se que os agentes usam toda a informação disponível na previsão e o erro de previsão, como dito anteriormente representa a surpresa. Assim, ainda segundo Scotti (2013) a eficiência da previsão pode ser testada a partir da seguinte equação:

$$s_t^i = \alpha^i + \beta^i y_t^{i,f} + u_t^i \quad (3)$$

Onde $s_t^i = y_t^i - y_t^{i,f}$ é o erro de previsão. A hipótese nula do teste é $\alpha^i = \beta^i = 0$. Se a hipótese nula for aceita, então a previsão não tem correlação com o erro de previsão e além disso o valor esperado do erro de previsão é 0. De acordo com o teste feito por Scotti (2013), a previsão dos analistas financeiros divulgados pela Bloomberg não foi eficiente na maioria dos casos, dado que α^i e β^i foram diferentes de zero para a maioria das séries pesquisadas. Mesmo não sendo eficiente a previsão divulgada pela Bloomberg, Scotti (2013) justifica o seu uso na pesquisa, dado que a mesma é publicamente disponível e também dado que o mercado reage à previsão que a Bloomberg divulga, e não a uma suposta previsão construída pela autora. A partir do erro de previsão computado na equação 3, Scotti (2013) calcula o índice de incerteza a partir da equação:

$$U_t = \sqrt{\sum_{j=1}^t w_j s_j} \quad (4)$$

A diferença entre a metodologia aplicada por Scotti (2013) e a metodologia empregada pela presente pesquisa e por Jurado et al. (2015) é que a variável s_j representa o erro de previsão com base nas estimativas dos analistas da Bloomberg, e não com base na previsão de um modelo econométrico. E como já demonstrado por Scotti (2013), o mesmo não performa bem nos testes de eficiência. No entanto, pela definição de incerteza de Jurado et al. (2015), precisa-se retirar toda a informação disponível da série para o erro representar a incerteza. No entanto, o foco da pesquisa de Scotti (2013) não é apenas a incerteza em si, mas também o impacto da surpresa nas variáveis reais da economia.

Bloom et al. (2012) analisam os choques de incerteza como sendo um novo choque que direciona os ciclos econômicos. Os autores demonstram que a incerteza macroeconômica é contracíclica e aumenta agudamente em recessões, especialmente na grande recessão de 2008. Em simulações feitas pelos autores utilizando o modelo DSGE (Dynamic Stochastic of General Equilibrium Model), nota-se que um aumento na incerteza reduz o crescimento da produtividade, devido à redução no grau de realocação na economia. Ainda segundo Bloom et al. (2012), alta incerteza faz com que plantas produtivas pausem sua expansão e fábricas improdutivas pausem seu contratos.

Outra questão importante a ser analisada segundo Bloom et al. (2012) é a relação de causalidade entre incerteza e variáveis macroeconômicas, como produção industrial, por exemplo. Será que um aumento da incerteza acarreta uma queda na produção industrial, ou seria um aumento na incerteza gerada endogenamente dado queda nas variáveis macroeconômicas. Bloom et al. (2012) argumenta que a literatura recente sugere alguns mecanismos que fazem com que a incerteza aumente endogenamente em épocas de recessão.

A pesquisa de So (2013) indica que os preços não refletem corretamente os componentes previsíveis, dado que existe viés na previsão dos analistas. Com isso, os investidores alocando os recursos de seus investimentos com base na previsão dos analistas, tendem a apreçar de forma errada os ativos. Essa é uma das críticas aos trabalhos que calculam a incerteza com base na previsão dos analistas. Esse também foi um dos argumentos por meio do qual Jurado et al. (2015) justificam o uso de uma previsão feita por um modelo econométrico no cálculo do índice de incerteza. Além do mais, segundo Jurado et al. (2015), das 132 séries macroeconômicas pesquisadas para o seu trabalho, apenas um quinto eram acompanhadas pelos analistas de mercado.

3 Modelo Econométrico

Seja a série y_{jt+h} a série para ser calculada a incerteza no período $h \geq 1$. De acordo com a metodologia apresentada por Jurado et al. (2015) o econométrista precisa escolher um modelo de previsão para y_{jt+h} . Neste artigo, utilizamos um modelo de Vetores auto regressivos (VAR) desenvolvido por Sargent et al. (1977) para calcular a previsão h -passo a frente das variáveis y_{jt+h} . Em outras palavras, seja Y_{jt} um vetor com as variáveis macroeconômicas que se deseja realizar a previsão h -passos a frente. Assim, temos um modelo VAR de forma reduzida representado pela equação:

$$Y_{jt} = \Phi_j^Y Y_{jt-1} + V_{jt}^Y. \quad (5)$$

Sob uma função perda quadrática e assumindo que as variáveis são estacionárias, a previsão ótima h passos a frente será:

$$EY_{jt+h} = (\Phi_j^Y)^h Y_{jt}. \quad (6)$$

A variância do erro de previsão no tempo t será:

$$\Omega_{jt}^Y(h) = E_t[(Y_{jt+h} - E_t Y_{jt+h})(Y_{jt+h} - E_t Y_{jt+h})']. \quad (7)$$

Para $h=1$ temos:

$$\Omega_{jt}^Y(\mathbf{1}) = E_t(\mathbf{V}_{jt+1}^Y \mathbf{V}_{jt+1}^{Y'}). \quad (8)$$

Para $h > 1$, a variância do erro de previsão de \mathbf{Y}_{jt+h} evolui de acordo com:

$$\Omega_{jt}^Y(h) = \Phi_j^Y \Omega_{jt}^Y(h-1) \Phi_j^{Y'} + E_t(\mathbf{V}_{jt+1}^Y \mathbf{V}_{jt+1}^{Y'}). \quad (9)$$

Ou seja, de acordo com Jurado et al. (2015), quando $h \rightarrow \infty$, a previsão tende para a média incondicional e variância do erro de previsão é a variância não condicional de \mathbf{Y}_{jt+h} .

Assim, pode-se computar a incerteza de cada série a partir da equação:

$$\mathcal{U}_{jt}^y(h) = \sqrt{\mathbf{1}_j' \Omega_{jt}^Y \mathbf{1}_j}. \quad (10)$$

A partir da incerteza individual de cada série calcula-se a incerteza agregada:

$$\mathcal{U}_t^h(h) = \sum_{j=1}^{N_y} w_j \mathcal{U}_{jt}^y(h). \quad (11)$$

Onde por simplicidade admite-se pesos iguais para cada incerteza individual $1/N_y$.

4 Dados

As séries macroeconômicas utilizadas na construção da medida de incerteza foram baseadas nas séries usadas por Issler et al. (2013) na construção de índices coincidentes e leading indicators para a economia brasileira. A Tabela 1 apresenta as séries utilizadas. Os dados foram coletados no site do Ipeadata, do Banco Central do Brasil e do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). O período pesquisado inicia-se em Janeiro de 2002 e vai até Junho de 2015. A frequência utilizada foi mensal.

Os dados nominais foram deflacionados pelo índice de preços - Disponibilidade Interna (IGP-DI) calculado pela Fundação Getúlio Vargas (FGV). A base utilizada para o deflacionamento foi junho de 2015, assim, todas as séries estão a preços de 06/2015. A partir da análise do correlograma das séries, foi identificado a presença ou não de sazonalidade. Para as séries com sazonalidade foi efetuado o ajustamento sazonal via Filtro de Kalman. O procedimento realizado consiste em dois passos. Primeiro identifica-se se a série segue o modelo de nível ou tendência local com sazonalidade. Em seguida estima-se o modelo e retira-se o efeito sazonal captado. Assim, obtêm-se a nova série sem a presença de sazonalidade.

Em seguida foram testados estacionaridade para todas as séries. Foi utilizado o teste ADF com constante e tendência para verificar estacionaridade das séries. As séries I(1) foram diferenciadas. Para a previsão foi utilizado o modelo vetor autor regressivo de ordem 1 VAR(1). O modelo VAR(1) foi escolhido utilizando-se o critério de informação BIC (Bayesian Information Criterion). Os horizontes escolhidos foram $h = 1, 3$ e 12 . Foi utilizado o método de previsão recursivo, iniciando com as 60 observações iniciais. Então considerando $h = 1$, por exemplo, a partir da estimação dos parâmetros utilizando como amostra as 60 primeiras observações, foi realizado a previsão um

Tabela 1: Séries Macroeconômicas Utilizadas na Construção do Índice de Incerteza

Código	Série
pap	Produção de Papelão
emp	Emprego - Núm. de pessoas com mais de 10 anos que tem trabalho
ren	Renda do trabalho
pi	Produção Industrial
BASE_R	Base Monetária
M1_R	Depósitos à vista
TTROCA	Termos de Troca
IBOV	Ibovespa
PROD_BCD	Produção de Bens de Consumo Duráveis
PROD_BC	Produção de Bens de Consumo
PROD_BCI	Produção de Bens de Consumo Intermediários
PROD_BK	Produção de Bens de Capital
CAMBIO	Taxa de Câmbio Nominal
PROD_CAM	Produção de Caminhões
PROD_ONI	Produção de Ônibus
PRODAUTO	Produção de Automóveis
PROD_VE	Produção de Veículos
HTP	Horas trabalhadas na produção
HPP	Horas pagas na produção
PO	Pessoal Ocupado na Indústria
SAL_R	Salário real da indústria
ICMS	ICMS Arrecadado
INPC	Índice Nacional de preços ao consumidor
SELIC	Taxa de juros SELIC
EXP_QUANTUM	Quantidade das Exportações

passo a frente para $t=61$. Em seguida o modelo foi re-estimado incluindo a observação 61 e partir desse modelo previsto até $t = 62$, e assim sucessivamente. Assim foram obtidos 100 previsões, que abrange o período de março de 2007 até junho de 2015. Os resultados seguem na próxima sessão.

5 Resultados

5.1 Estimativas da Incerteza Macroeconômica

A Figura 1 apresenta as estimativas para a incerteza macroeconômica para os horizontes $h=1,3,12$. Em linha com os resultados de Jurado et al. (2015), a incerteza macroeconômica para o Brasil é contracíclica e apresenta correlação negativa com a produção industrial, -0,19, -0,32, -0,33, para $h=1,3,12$. Em outras palavras, um aumento do índice de incerteza indica queda da produção industrial.

O índice consegue em alguns períodos captar indícios de recessão na economia. Por exemplo, a partir do início de 2008 já percebe-se um aumento no índice, o que seria um indício da recessão que ocorreu em 2009. Outro aumento do índice ocorre a partir de 2013, indicando a recessão prolongada que o país viria a enfrentar a partir de 2014. Outro fato observado no gráfico é o aumento da incerteza macroeconômica já a partir do final de 2011. Esse período coincide com o início da quebra do tripé macroeconômico no Brasil, em que o Banco Central inicia um processo de queda na taxa de juros mesmo sem a inflação estar no centro da meta, e o governo federal intensifica as políticas populistas como controle de preços, câmbio, e empréstimos subsidiados via

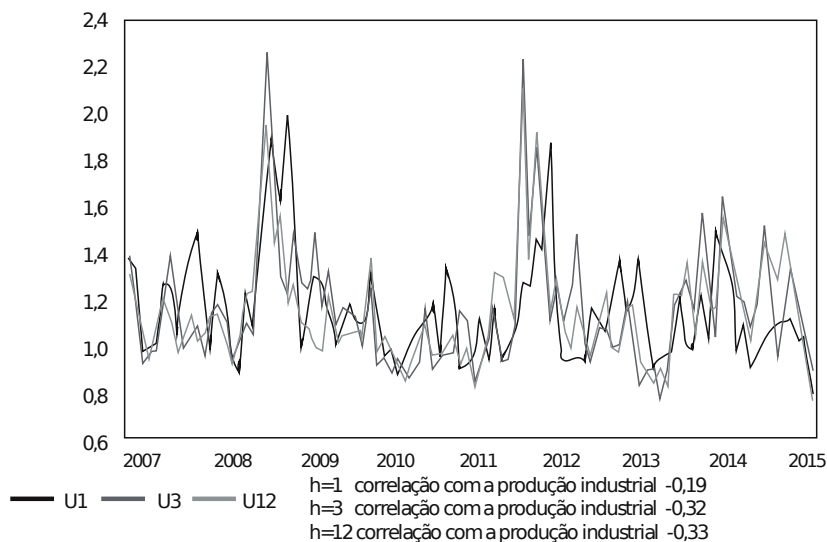


Figura 1: Incerteza Agregada $\overline{U_t^y}$ para $h=1,3,12$. O crescimento da produção industrial é computado como a média móvel de 12 meses. A área em cinza representa os períodos de recessão

BNDES. Esse conjunto de medidas "heterodoxas" recebeu o nome de "A nova matriz macroeconômica" mas no fundo representou um abandono do tripé econômico baseado na geração de superávit fiscal, perseguição da meta de inflação e câmbio flutuante. Analisando a Figura 2 percebe-se claramente que o índice de incerteza em 2010 era baixo, menos de 1. Como dito anteriormente, com a implantação do que foi chamado "A nova matriz macroeconômica", há um aumento claro no índice. Com o aumento da incerteza, a confiança do empresário tende a diminuir e o investimento também, contribuindo para o surgimento de recessões econômicas como aquela iniciada em 2014.

A mudança no nível de incerteza correlaciona-se com a variação no PIB do Brasil. Com efeito, a incerteza sobe em 2009 e o PIB cai 0,2%, enquanto que em 2010 observa-se uma queda no índice e um aumento do PIB de 7,6%. Assim, verifica-se que quanto maior a taxa de crescimento do PIB menor tende a ser a incerteza. A Tabela 2 mostra o impacto da incerteza individual na incerteza agregada. De forma análoga a Jurado et al. (2015), a pesquisa tenta identificar o quanto cada fator de incerteza individual explica a incerteza macroeconômica total. O procedimento efetuado consiste em uma regressão por MQO de U_{jt}^y sobre $\overline{U_t^y}$ e o respectivo cálculo do R^2 . Para $h=1$, nota-se que a produção de papelão tem o maior poder de explicação sobre a incerteza agregada, com um R^2 de 0,19. Já para $h=3$, destaca-se o Ibovespa, com um R^2 de 0,33. Para $h=12$ temos a produção industrial com maior poder de explicação sobre o fator agregado, como um R^2 de 0,15. Portanto, não existe um fator que se destaca na explicação do fator agregado, dado que o maior valor de R^2 foi 0,33. Então, observa-se que são várias as fontes que contribuem para a formação do índice de incerteza macroeconômica, e não apenas uma fonte em especial.

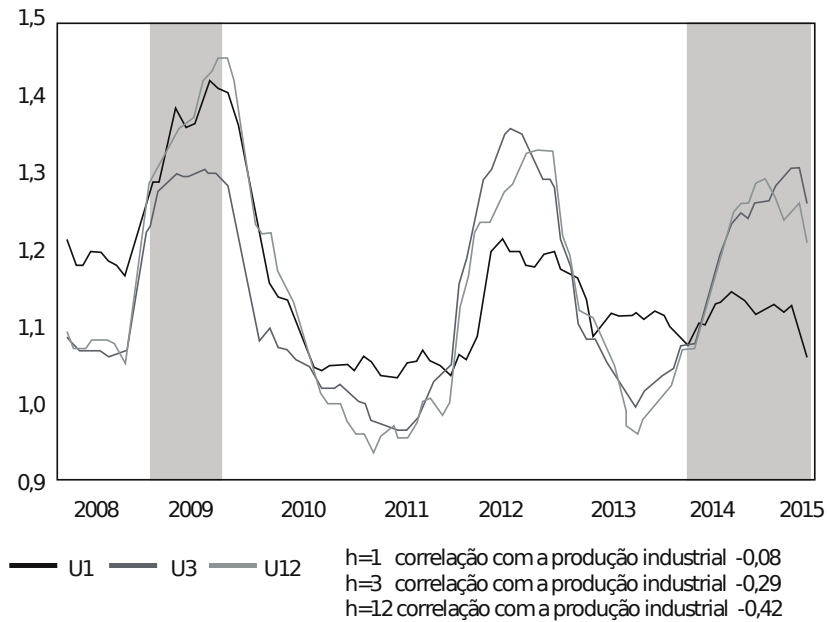


Figura 2: Média móvel 12 meses para a incerteza agregada h=1,3,12. A área em cinza representa os trimestres em recessão do Brasil

Tabela 2: Impacto da Incerteza Individual na incerteza agregada

	h=1	h=3	h=12
Pap	0,19	0,02	0,01
Pi	0,10	0,10	0,15
ProdBK	0,05	0,04	0,05
INPC	0,01	0,01	0,01
Ibov	0,02	0,33	0,01

5.2 Precedência temporal entre a incerteza e variáveis macroeconômicas

O primeiro passo é identificar uma possível precedência temporal (causalidade de Granger) entre a produção industrial, o emprego e a incerteza. As Tabelas 3 e 4 apresentam os testes de causalidade de Granger entre os índices de incerteza com h=1,3,12 e variáveis macroeconômicas como a produção industrial e o emprego. As defasagens para a estimação do VAR foram escolhidos de acordo com o critério de informação de Schwarz, dado que o mesmo prioriza o modelo mais parcimonioso. Foi estimado o VAR Bi-Variado, entre incerteza e produção industrial e entre incerteza e nível de emprego. As variáveis foram estimadas em nível para a incerteza e na primeira diferença para a produção industrial e o emprego. O lag de maior ordem escolhido foi 3, para a relação do índice de incerteza $\bar{U}(12)$ com a produção industrial e o emprego respectivamente. Para o VAR que incluiu $\bar{U}(1)$ e $\bar{U}(3)$ o lag escolhido foi de ordem 2.

Tabela 3: Teste de Causalidade de Granger Incerteza x Produção Industrial

	U1(2 lags)		U3(2 lags)		U12(3 lags)	
	Estatística F	P-Valor	Estatística F	P-Valor	Estatística F	P-Valor
Produção Industrial não granger-causa Incerteza	1,67	0,19	2,54	0,08	1,00	0,39
Incerteza não granger-causa produção industrial	2,67	0,07	4,92	0,00	3,39	0,02

Tabela 4: Teste de Causalidade de Granger Incerteza x Emprego

	U1(2 lags)		U3(2 lags)		U12(3 lags)	
	Estadística F	P- Valor	Estadística F	P- Valor	Estadística F	P- Valor
Emprego não granger-causa Incerteza	1,12	0,32	0,31	0,73	3,05	0,03
Incerteza não granger-causa emprego	4,02	0,02	1,10	0,33	1,01	0,38

Para $\bar{U}(1)$, constata-se que ao nível de significância de 10% que a incerteza Granger-causa a produção industrial, mas a produção industrial não Granger causa a incerteza. Para $\bar{U}(3)$ e $\bar{U}(12)$ a 5% constata-se que a incerteza granger-causa a produção industrial, mas a produção industrial não granger causa a incerteza. Em outras palavras, nossos resultados apontam que incerteza ajuda a prever produção industrial mas produção industrial não ajuda a prever incerteza. Já com relação ao emprego, o teste de causalidade de Granger indica que $\bar{U}(1)$ causa o emprego no presente exercício, mas o emprego não Granger causa $\bar{U}(1)$. Os resultados sugerem que o índice de incerteza é um bom indicador na previsão e antecipação de uma possível recessão econômica, dado que ela Granger-causa (ajuda a prever) mudanças em variáveis macroeconômicas reais tais como a produção industrial e o emprego. Assim, de posse do índice, formuladores de política econômica podem antecipar uma possível queda na produção industrial resultante de um aumento da incerteza macroeconômica calculada pelo índice ora proposto.

Portanto, além do índice de incerteza apresentar uma correlação negativa com a produção industrial, o mesmo também precede no tempo variáveis macroeconômicas reais, como produção e o emprego, dado que incerteza causa no sentido de Granger a produção industrial e o emprego. Em um cenário de aumento de incerteza, onde os agentes econômicos passam a ter uma menor previsibilidade da economia, empresas e consumidores adiam decisões de consumo e investimento. Essa é a teoria conhecida por "wait and see", abordado por Bloom et al. (2012). Diferente do trabalho de Bloom et al. (2012), onde segundo a literatura recente a incerteza era gerada endogenamente pela queda das variáveis macroeconômicas reais, para o caso brasileiro claramente há uma relação de causalidade. Para o Brasil, um aumento de incerteza provoca queda na produção e no emprego, como demonstrado nos testes. Ao analisarmos a Figura 2, nota-se que em 2008, por exemplo, já ocorre um aumento na incerteza. A mesma girava em torno de 1,05%, e a partir de meados de 2008 aumenta para próximo de 1,3%. No entanto, a recessão ocorre em 2009 apenas. Para o ano de 2013, também notamos que a incerteza que estava abaixo de 1%, começa a aumentar a partir do segundo semestre de 2013, sendo que a alta continua em 2014 e 2015. Outro fato interessante é que em 2013 ocorre uma inflexão na série da incerteza, onde a mesma vinha decrescente, depois volta a aumentar. Essa inflexão já representa indícios da recessão que viria a ocorrer nos anos de 2014, 2015 e 2016.

Esse resultado, que incerteza causa produção industrial e emprego para o Brasil, sugere que políticas econômicas erradas aumentam a incerteza no ambiente de negócios e reduzem a produção do país. Dessa forma, há indícios de que as políticas econômicas iniciadas a partir de 2008 e aprofundadas em 2011 aumentaram a incerteza do país, e com isso tiveram um contribuição elevada na determinação da recessão econômica que afeta o Brasil. Ou seja, ao invés da nova matriz macroeconômica incentivar a economia ela a desestimulou, dado que o aumento da incerteza reduz a produção. Assim, políticas que mantenham a estabilidade no ambiente de negócios e reduzam a incerteza são importantes para o crescimento do país. Em um ambiente estável, com inflação controlada e onde os tomadores de decisões conseguem de forma não tão sofisticada muitas vezes prever o futuro, há incentivos ao investimento e a contratação de novos trabalhadores, gerando portanto crescimento econômico e prosperidade.

5.3 Relação entre a volatilidade do Ibovespa e o índice de incerteza

Outra a análise a ser feita é a relação entre o índice de incerteza macroeconômica e a volatilidade do mercado de ações, dado que a volatilidade muitas vezes é utilizada como proxy para incerteza, como em Bloom (2009). Para analisar a relação entre a incerteza e a volatilidade do mercado de ações, Jurado et al. (2015) utilizaram o índice de volatilidade VXO, que é um índice de volatilidade implícita calculado pelo "Chicago Board of Options Exchange", a partir dos preços dos contratos de opções do índice S&P 100. Como para o Brasil não dispomos de índices de volatilidade implícita, a estratégia escolhida pela pesquisa foi estimação da volatilidade para o mercado de ações brasileiro via modelo GARCH(1,1) desenvolvido por Engle & Bollerslev (1986). A escolha do modelo GARCH (1,1) se deu pela sua excelente performance na previsão de volatilidade como documentada na literatura (i.e., Gaglianone et al. (2012)). O GARCH(1,1) também serve para aproximar um ARCH(∞) e assim é considerado um modelo parcimonioso. Outros modelos de volatilidade poderiam ser usados, mas não há certeza de que eles teriam um poder de previsão superior ao GARCH (1,1). Além do mais o GARCH foi usado apenas para gerar a volatilidade do Ibovespa, pois a ideia é mostrar como a volatilidade do Ibovespa, sendo uma medida alternativa de incerteza, se relaciona como a medida proposta.

As medidas para o índice de incerteza e a volatilidade do Ibovespa foram padronizadas, com base na distribuição normal padrão. A padronização segue Jurado et al. (2015) e consiste em deixar as variáveis na mesma escala, no qual usa-se o procedimento de retirar do valor da variável sua média e dividir pelo desvio padrão.

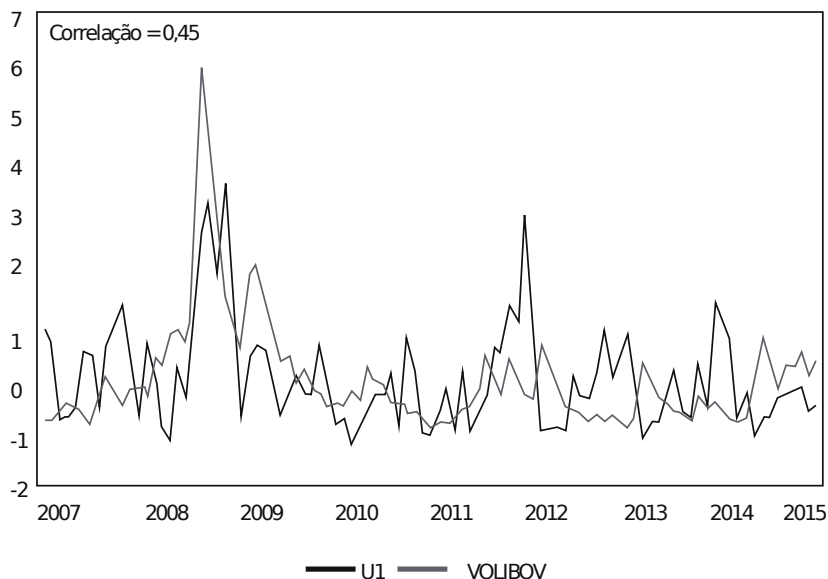


Figura 3: Volatilidade do Ibovespa e Medida de Incerteza Macroeconômica. As variáveis foram padronizadas na distribuição normal

Verifica-se uma alta correlação entre o índice de incerteza e a volatilidade do Ibovespa. No entanto, nota-se em alguns momentos onde há aumento no

índice de incerteza muitas vezes não acompanhado por aumentos na volatilidade. Um desses períodos é o início de 2014, onde ocorre um aumento na incerteza, influenciado principalmente pelas eleições e pela desaceleração da economia, no entanto verifica-se um aumento na volatilidade do mercado de ações apenas no final de 2014. Neste ano os movimentos na volatilidade do mercado de ações eram influenciados principalmente pelo cenário eleitoral e pelas pesquisas de intenção de voto. Notícias que indicavam a vitória da candidata Dilma Rousseff causavam queda no mercado de ações, ao passo que notícias de possível vitória do candidato Aécio Neves traziam aumentos nos índices da bolsa.

Seguindo o procedimento de Jurado et al. (2015), usamos o critério de informação de Schwarz para estimar um VAR(12) bivariado com a variável de incerteza a volatilidade do Ibovespa. Os resultados seguem nas figuras 4, 5 e 6. Observa-se que aumentos na volatilidade do Ibovespa aumentam a incerteza, mas aumentos na incerteza não impactam a volatilidade. Os resultados encontrados para os dados brasileiro não estão em linha com os resultados de Jurado et al. (2015). O que pode explicar essa questão é o fato de o mercado brasileiro ser altamente influenciado por mercados internacionais de ações. No entanto essa questão não é escopo dessa pesquisa. Entretanto, a correlação do índice de incerteza e da volatilidade do Ibovespa é de 0,45, correlação idêntica a encontrada por Jurado et al. (2015) para os dados americanos.

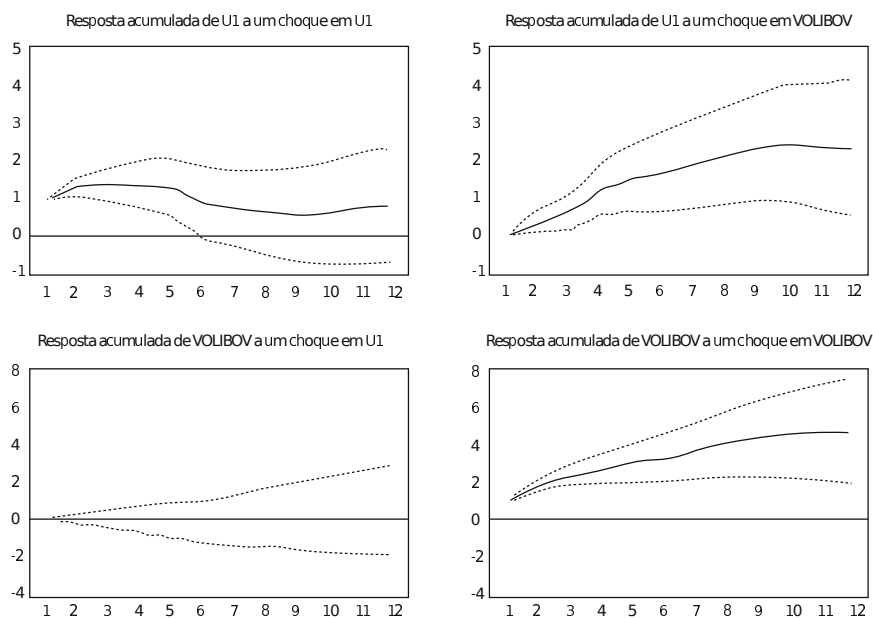


Figura 4: Impulso Resposta Incerteza $h=1$ e Volatilidade do Ibovespa

Outro fato importante é que a correlação da volatilidade do Ibovespa com a produção industrial foi de $-0,10$, uma correlação maior do que a correlação do índice de incerteza com a produção industrial, que foi de $-0,33$. Com relação a decomposição da variância, nota-se também um maior poder de explicação da medida de incerteza a variáveis como Emprego, Horas e Produção industrial. Por exemplo, o índice de incerteza explica 8,53% da variância do emprego

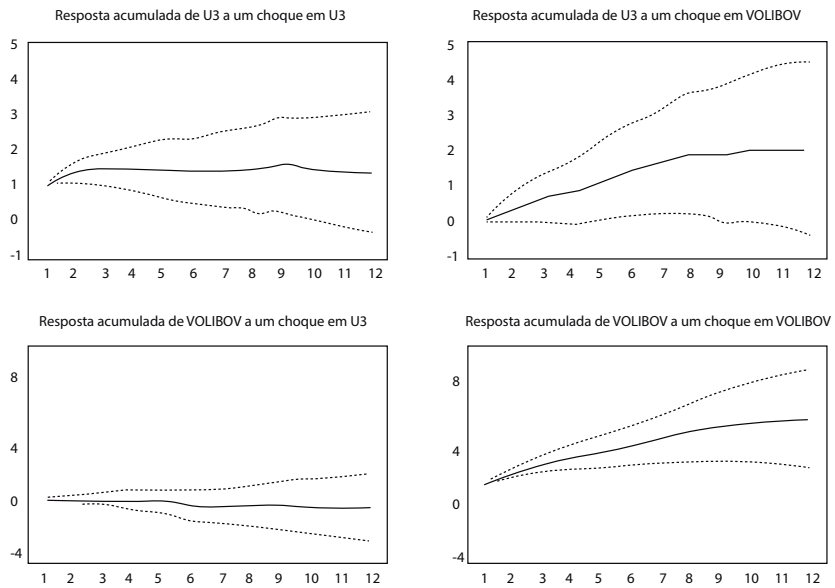


Figura 5: Impulso Resposta Incerteza $h=3$ e Volatilidade do Ibovespa

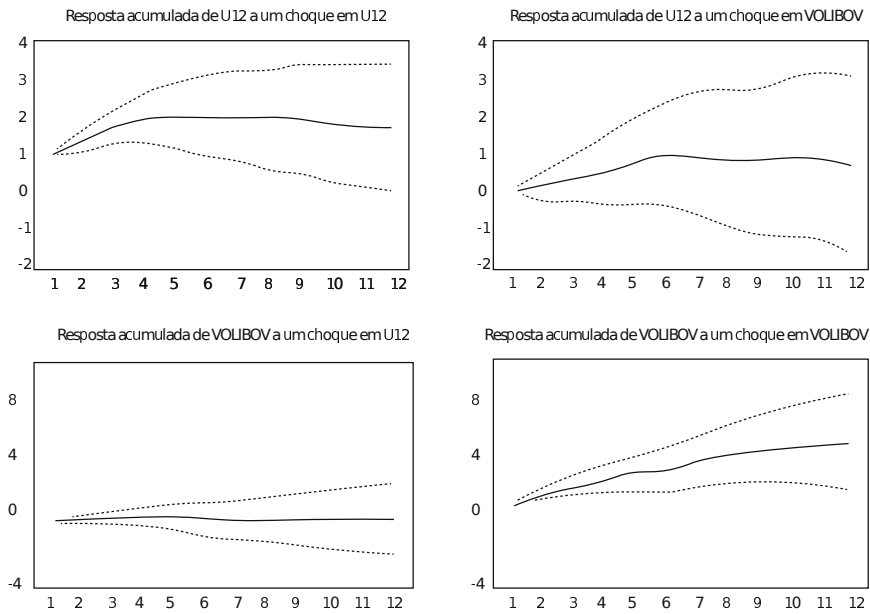


Figura 6: Impulso Resposta Incerteza $h=12$ e Volatilidade do Ibovespa

no lag 10, ao passo que a volatilidade do Ibovespa explica apenas 1,97%. A diferença entre os dois modelos é que o primeiro é estimado com o índice de incerteza e o segundo com a volatilidade do Ibovespa. O índice de incerteza com $h=12$ explica 18,18% da variação das horas de trabalhadas na indústria, enquanto que a volatilidade do Ibovespa explica 14,56%.

Tabela 5: Decomposição da Variância para a produção industrial, emprego e horas

Lag	$\overline{U(1)}$	$\overline{U(3)}$	$\overline{U(12)}$	Vol. Ibov
Emprego				
1	0	0	0	0
5	7.08	0.36	0.74	1.65
10	8.53	0.42	0.79	1.97
Horas				
Lag				
1	0	2.07	18.18	14.56
5	3.39	1.8	14.83	11.16
10	4.65	1.93	14.93	11.53
Produção Industrial				
Lag				
1	1.13	0	0	0
5	3.44	0.86	0.17	2.58
10	4.06	1.04	0.19	4.11

5.4 Índice de Incerteza Macroeconômica Agregado com pesos baseados na Análise de Componentes Principais

O índice de incerteza construído nas seções anteriores admitia por simplicidade participações iguais $1/N$ para cada série macroeconômica. No entanto, sabe-se que pode ocorrer que alguma série tenha uma maior influência do que outras no que diz respeito à incerteza. Os pesos de cada série macroeconômica serão obtidos via a análise de componentes principais. Serão utilizados os pesos do fator de maior influência, ou seja, o que representa a maior variabilidade das séries. Os pesos serão normalizados a fim de somarem 1, para que possamos comparar o índice com pesos a partir da análise de componentes principais com os índices com pesos $1/N$. Os pesos seguem na Tabela 6.

Observa-se que as variáveis macroeconômicas de maior peso foram: termos de troca, exportações e produção industrial. Esse resultado indica que uma maior incerteza individual nessas séries tendem a impactar mais o índice agregado. Variáveis como Ibovespa e INPC também tiveram um peso relevante na construção do índice agregado, com pesos normalizados acima de 5%. O fator no qual os pesos foram extraídos explica 45% da variação das séries macroeconômicas. A variável construída a partir da análise de componentes principais segue na figura 7.

Os índices de incerteza para $h=1,3,12$ construídos a partir dos pesos baseados nos fatores seguem na Figura 8. Notamos que o índice continua contracíclico com a produção industrial, tendo uma correlação de -0,20, -0,37 e -0,44, para $h=1,3$ e 12, respectivamente. Com a utilização dos pesos obtidos a partir dos fatores, verifica-se que o índice apresenta uma melhora com relação ao

Tabela 6: Peso de cada série macroeconômica na incerteza agregada

Série	Pesos	Pesos Normalizados
TTROCA	0.933	0.090
EXPQUANTUM	0.891	0.086
PI	0.881	0.085
PRODONI	0.871	0.084
PROD_BCD	0.867	0.084
IBOV	0.786	0.076
PRODAUT	0.676	0.065
PRODCAM	0.662	0.064
pap	0.644	0.062
INPC	0.539	0.052
PROD_BK	0.517	0.050
PROD_BCI	0.506	0.049
ICMS	0.504	0.049
CAMBIO_R	0.466	0.045
PRODVE	0.211	0.020
SAL_R	0.193	0.019
ren	0.100	0.010
SELIC	0.081	0.008
HTT	0.077	0.007
HPP	0.074	0.007
PO	0.054	0.005
emp	0.009	0.001
PROD_BC	-0.007	-0.001
M1_R	-0.052	-0.005
BASE_R	-0.140	-0.014

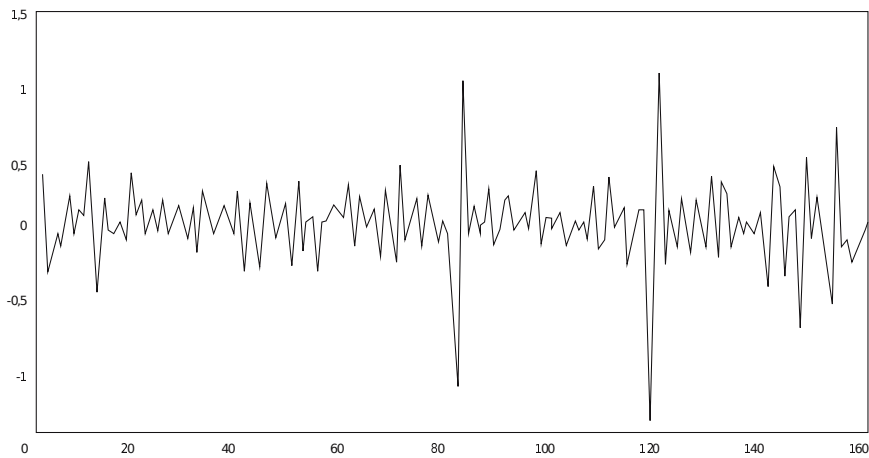


Figura 7: Fator Macroeconômico construído a partir do conjunto de variáveis

índice 1/N, dado o índice de incerteza com base nos fatores apresenta correlação menor com a produção industrial do que o índice com pesos 1/N. Por exemplo, para $h=1$, a correlação passa de $-0,08$ obtida usando o índice 1/N para $-0,20$ no índice com o peso baseado nos fatores. Esse resultado melhora a performance do índice de incerteza, aumentando o seu potencial de antecipação de cenários de recessão econômica. Isso ocorre porque agora é dado um maior pesos a séries que supostamente influenciam mais no aumento da incerteza do que séries com menor influência.

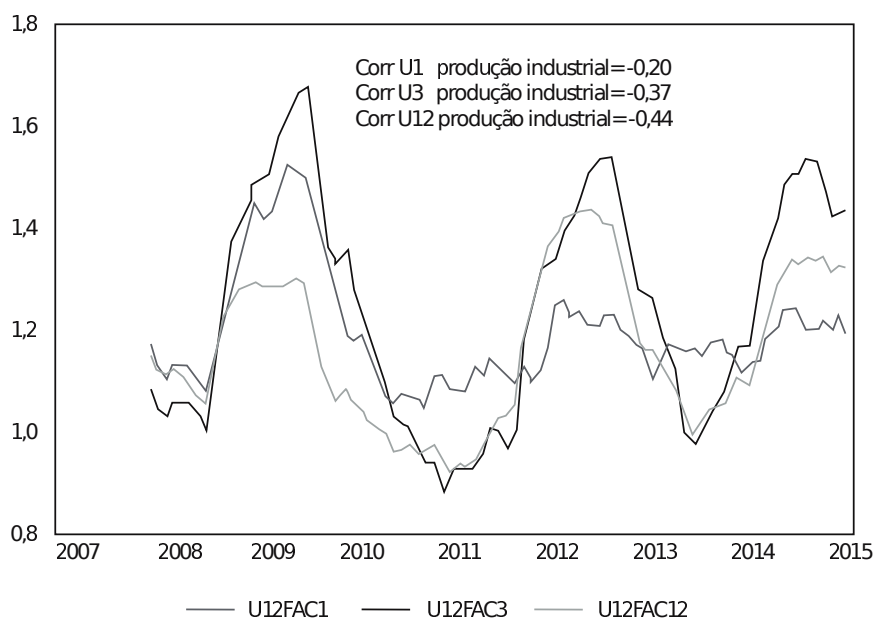


Figura 8: Índice de Incerteza Macroeconômica Agregado construído a partir dos pesos obtidos via análise de componentes principais. Os valores representa a média móvel de 12 meses. A correlação foi calculada entre a média móvel do índice 12 meses e a média móvel da taxa de crescimento da produção industrial para 12 meses

A Tabela 7 mostra o teste de causalidade para o índice com pesos baseados em fatores. Os resultados mostram que o índice de incerteza baseado em fatores causa produção industrial e emprego, resultado similar ao observado para o índice com pesos 1/N. Nesse sentido, o índice precede no tempo essas variáveis macroeconômicas, sugerindo que a incerteza consegue captar variações na produção industrial e no emprego.

5.5 Índice de Incerteza x Leading Indicators

Essa sessão compara os resultados obtidos por Issler et al. (2013) para os leading indicators com os resultados obtidos pelo índice de incerteza proposto neste artigo. Segundo Issler et al. (2013), a medida utilizada para medir a qualidade no qual uma série antecipa o estado da economia é dado pelo QPS (Quality Probability Score), proposto por Diebold & Rudebusch (1990), isto é:

Tabela 7: Teste de Causalidade para o índice de incerteza com pesos baseados em fatores

	U1(2 lags)		U3(2 lags)		U12(3 lags)	
	Estatística F	P- Valor	Estatística F	P- Valor	Estatística F	P- Valor
Produção Industrial não granger-causa Incerteza	2,74	0,07	3,23	0,04	3,59	0,03
Incerteza não granger-causa produção industrial	3,48	0,03	4,42	0,01	2,91	0,05
	U1(1 lag)		U3(1 lag)		U12(1 lag)	
	Estatística F	P- Valor	Estatística F	P- Valor	Estatística F	P- Valor
Emprego não granger-causa Incerteza	1,22	0,29	0,10	0,74	0,50	0,47
Incerteza não granger-causa emprego	4,54	0,01	3,87	0,05	3,61	0,06

$$QPS(h) = \frac{\sum_{t=1}^T (P_t - R_t)^2}{T} \quad (12)$$

onde P_t denota o estado previsto pelo leading indicator, R_t denota a realização observada na série de referência. Ambos são iguais a 1 para um turning point e zero caso contrário. Assim, $QPS(h)=0$ denota previsão perfeita do estado da economia por parte do índice. Ainda de acordo com Issler et al. (2013), o leading indicator deve causar a série de referência para se efetuar o cálculo do QPS score. Nesse caso, as sessões anteriores mostram que o índice de incerteza causa a produção industrial.

Assim, foram calculados o QPS score para os índices de incerteza com $h=1,3,12$ tendo como referência a produção industrial, que seguem na Tabela:

Tabela 8: QPS(1) Score

	u1	u3	u12
QPS	29,55%	30,68%	28,41%

Os índices calculados tiveram resultados semelhantes aos de Issler et al. (2013), que obtiveram índices entre 20% e 30%. Ainda segundo os autores o índice é considerado como um bom preditor do estado da economia se $QPS < 0,4$. Para o índice de incerteza todos os valores estão abaixo de 0,4. Ressalta-se ainda que o índice para $h=12$ obteve a melhor performance, com um valor de 0,28.

A Tabela 9 apresenta as datas do turning point para os índices de incerteza e para a produção industrial. Observa-se que em 2008 todos os índices de incerteza apresentam turning point por volta dos meses de abril e maio de 2008. Esse já seria um indício da recessão e de crise econômica que viria a ocorrer a partir de setembro de 2008 e em 2009. De forma análoga, ocorre também turning point em 2011 nos índices de incerteza, o que seria algum indício das políticas da nova matriz macroeconômica, indicando que a incerteza estava baixa, dado o crescimento ocorrido em 2010 e volta a aumentar a partir de 2011 devido à quebra do tripé macroeconômico. Outro ponto interessante é que o índice consegue captar o turning point de março de 2014, sinalizando para um aumento da incerteza e um cenário econômico caracterizado pela presença de recessão e inflação elevada de 2014 em diante.

6 Conclusão

A pesquisa propôs a construção de um índice de incerteza macroeconômica para o Brasil baseado na metodologia proposta por Jurado et al. (2015). Para a construção do índice brasileiro foram utilizados as séries macroeconômicas do trabalho de Issler et al. (2013).

A medida de incerteza macroeconômica brasileira teve uma correlação negativa com a produção industrial, sendo essa correlação menor que a do Ibovespa, indicando assim uma maior precisão na identificação antecipada de choques macroeconômicos negativos. De fato, a pesquisa encontrou uma relação de causalidade bem definida entre o índice de incerteza macroeconômica e variáveis macroeconômicas como a produção industrial. Foi verificado que

Tabela 9: Turning Point Produção Industrial e Índice de Incerteza

Turning Point PI	Turning Point U1	Turning Point U3	Turning Point U12
2008.04	2008.04	2008.05	2008.09
2008.05	2008.06	2008.10	2009.10
2008.07	2008.10	2009.10	2011.06
2008.08	2009.04	2011.03	2012.07
2008.09	2009.05	2011.09	2013.10
2009.01	2009.08	2011.11	2014.10
2009.03	2010.08	2012.12	2015.05
2009.04	2013.05	2013.09	
2009.12	2013.12	2014.03	
2010.03	2014.04	2014.05	
2010.10	2014.09	2015.01	
2011.04	2015.04		
2012.05			
2012.10			
2012.12			
2013.03			
2013.04			
2013.12			
2014.02			
2015.02			

incerteza causa produção industrial, mas produção industrial não causa incerteza. Dessa forma, a incerteza precede a produção industrial no tempo, indicando que maiores níveis de incerteza causam uma queda da produção industrial no futuro.

Além da série de incerteza com pesos $1/N$, também foram construídos índices com pesos estimados com base na análise de componentes principais. Assim, foi dado um maior pesos as séries que supostamente tem maior influência sob a incerteza. Os índices com pesos baseado em componentes principais melhoram a performance do índice no que diz respeito a correlação, dado que os mesmos tem uma correlação menor com a produção industrial do que os índice obtido usando pesos $1/N$.

Também foi encontrado um alto índice de incerteza para os anos de 2014 e 2015, gerado principalmente pelo cenário econômico atual, onde os agentes econômicos esperam e veem como o futuro se desdobrará. Essa é a teoria de ciclos reais de negócios conhecida por "wait and see". Nesse contexto os consumidores adiam decisões de consumo e empresários adiam decisões de investimento, tornando a queda do produto inevitável. De acordo com os resultados, esse movimento já fora captado pelo aumento do índice de incerteza a partir de 2014 e também pela relação de causalidade entre incerteza e produção industrial. Nesse sentido, como sugestões de política econômica, recomenda-se o uso do índice de incerteza por parte de instituições do governo ou do mercado financeiro como um indicador antecedente de atividade econômica futura, como forma de captar uma possível recessão ou expansão econômica

Para futuras pesquisas sugere-se também a construção de um índice baseado em pesquisas de mercado, como a pesquisa focus. O índice pode ser construído com base no erro de previsão ou surpresas a partir das previsões dos analistas de mercado, seguindo a metodologia de Scotti (2013). Seria interessante uma comparação da performance dos índices de incerteza para o mercado brasileiro construídos via erro de previsão gerado a partir do mo-

delo econométrico e via erro de previsão gerado a partir das expectativas dos analistas de mercado.

Referências Bibliográficas

- Bloom, N. (2009), 'The impact of uncertainty shocks', *Econometrica* 77(3), 623–685.
- Bloom, N., Floetotto, M., Jaimovich, N., Saporta-Eksten, I. & Terry, S. J. (2012), Really uncertain business cycles, Technical report, National Bureau of Economic Research.
- Carriero, A., Clark, T. E. & Marcellino, M. (2015), 'Common drifting volatility in large bayesian vars', *Journal of Business & Economic Statistics* (just-accepted), 00–00.
- Diebold, F. X. & Rudebusch, G. D. (1990), 'A nonparametric investigation of duration dependence in the american business cycle', *Journal of Political Economy* pp. 596–616.
- Engle, R. F. & Bollerslev, T. (1986), 'Modelling the persistence of conditional variances', *Econometric reviews* 5(1), 1–50.
- Gaglianone, W. P., Lima, L. R., Linton, O. & Smith, D. R. (2012), 'Evaluating value-at-risk models via quantile regression', *Journal of Business & Economic Statistics* .
- Issler, J. V., Notini, H. H. & Rodrigues, C. F. (2013), 'Constructing coincident and leading indices of economic activity for the brazilian economy', *OECD Journal: Journal of Business Cycle Measurement and Analysis* 2012(2), 43–65.
- Jurado, K., Ludvigson, S. C. & Ng, S. (2015), 'Measuring uncertainty', *The American Economic Review* 105(3), 1177–1216.
- Sargent, T. J., Sims, C. A. et al. (1977), 'Business cycle modeling without pretending to have too much a priori economic theory', *New methods in business cycle research* 1, 145–168.
- Scotti, C. (2013), 'Surprise and uncertainty indexes: real-time aggregation of real-activity macro surprises', *FRB International Finance Discussion Paper* (1093).
- Sims, E. R. et al. (2012), Uncertainty and economic activity: Evidence from business survey data, Technical report.
- So, E. C. (2013), 'A new approach to predicting analyst forecast errors: Do investors overweight analyst forecasts?', *Journal of Financial Economics* 108(3), 615–640.

Apêndice A Figuras

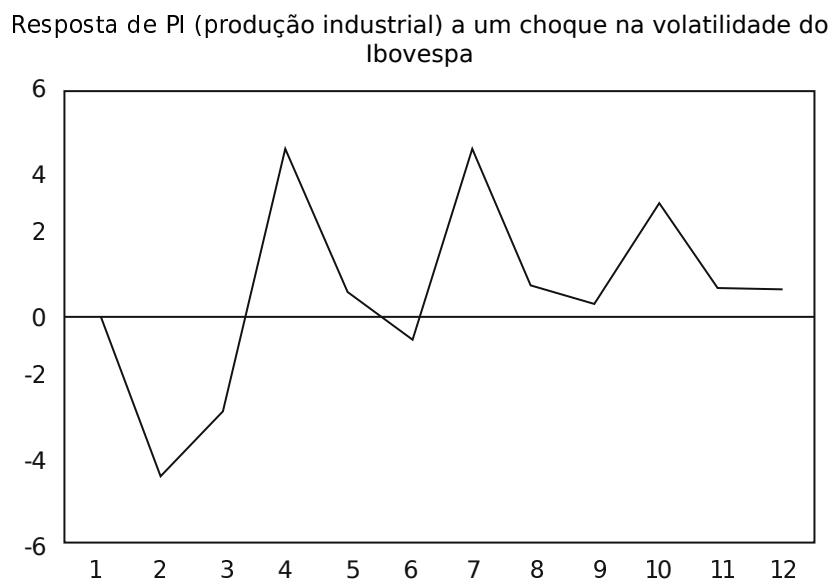
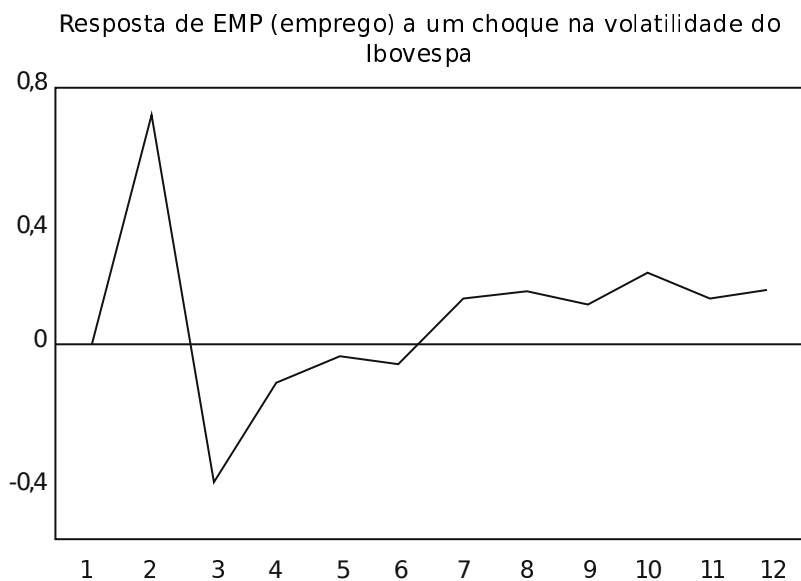


Figura A.1: Resposta da produção industrial e do emprego a choques na volatilidade do Ibovespa

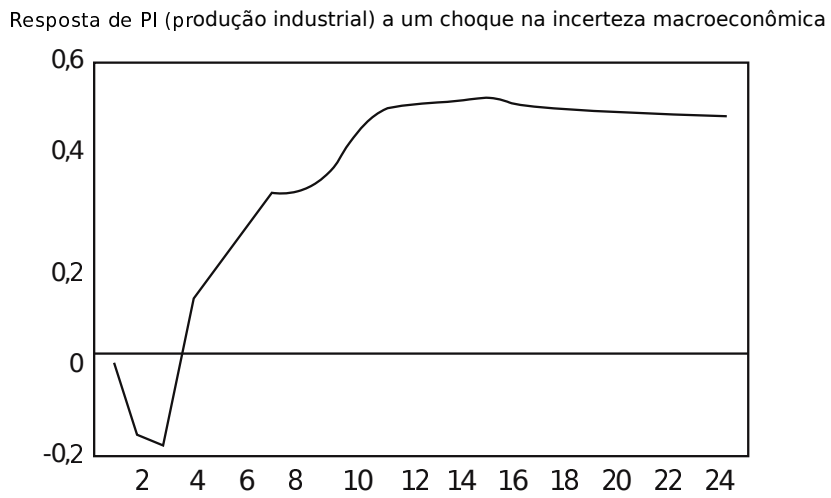
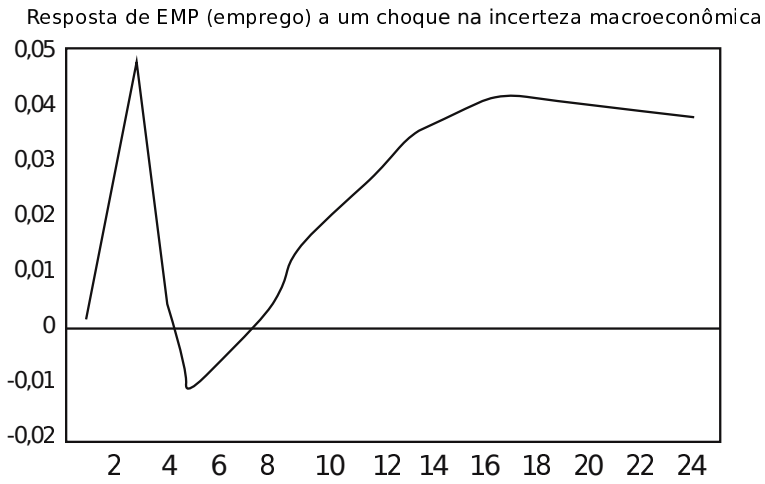
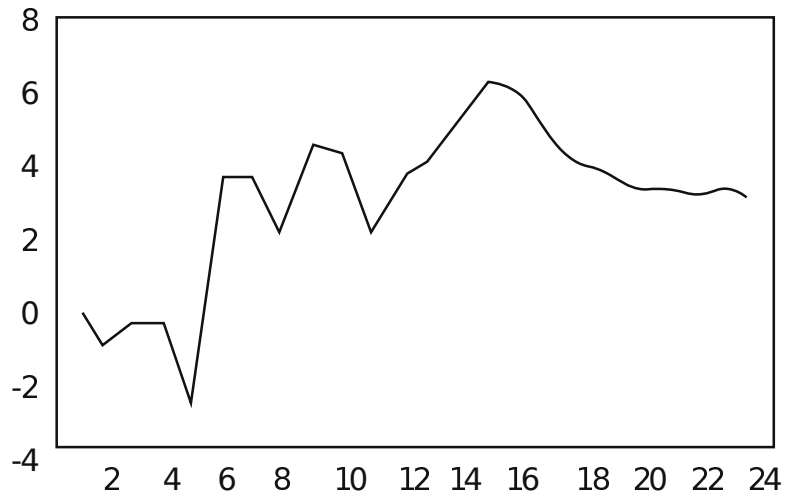


Figura A.2: Resposta da Produção Industrial e do Emprego a um choque na Incerteza

Resposta de PI (produção industrial) a um choque na incerteza macroeconômica com $h=3$



Resposta de EMP(emprego) a um choque na incerteza macroeconômica com $h=3$

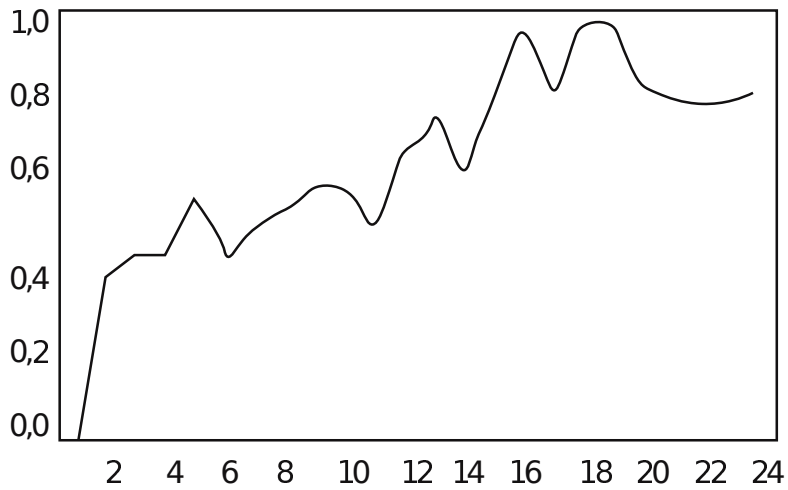
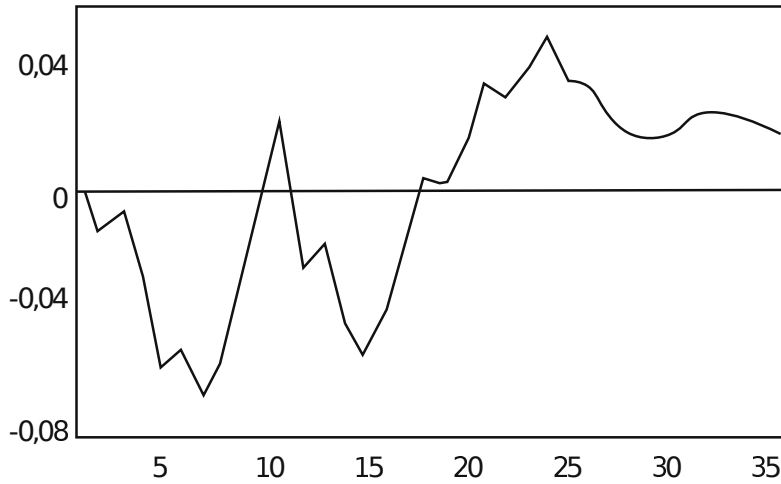


Figura A.3: Resposta da Produção Industrial e do Emprego a um choque no Índice de Incerteza com pesos baseados nos fatores $h=3$

Resposta de PI (produção industrial) a um choque na incerteza macroeconômica com $h=12$



Resposta de EMP(emprego) a um choque na incerteza macroeconômica com $h=12$

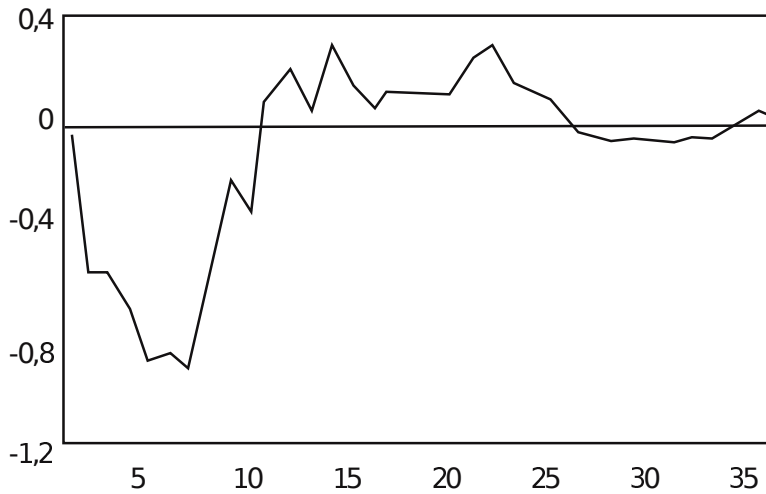


Figura A.4: Resposta da Produção Industrial e do Emprego a um choque no Índice de Incerteza com pesos baseados nos fatores $h=12$

CAPITAL CULTURAL DOS PROFESSORES E SEU IMPACTO SOBRE O APRENDIZADO DAS CRIANÇAS

MARCOS VINICIO WINK JUNIOR *
FELIPE GARCIA RIBEIRO †
STEFANO FLORISSI ‡

Resumo

Este artigo estima o impacto da cultura do professor sobre a proficiência de alunos do 5^o ano do ensino fundamental. Estimativas obtidas a partir do método de variáveis instrumentais indicam que o capital cultural do professor impacta positivamente apenas a proficiência em língua portuguesa. Um desvio padrão a mais no índice de cultura do professor amplia, em média, em 0,15 desvio padrão a proficiência. Os mecanismos encontrados para os resultados são que professores com maior capital cultural incentivam as crianças a consumirem bens e serviços culturais, além de, em sala de aula, lerem livros de leitura em geral.

Palavras-chave: Capital Cultural; Qualificação dos professores; Desempenhos escolares.

Abstract

This paper measures the impact of cultural capital of teachers on the proficiency of 5th grade students in Portuguese and Mathematics. Through the instrumental variables method our results indicate that cultural capital of teachers has a positive effect only for children's learning in portuguese. An additional standard deviation in the teacher culture index increases, on average, 0.15 standard deviation to proficiency. We found that the mechanisms for the findings is that the teachers with high cultural capital levels encourage children to demand cultural goods and services and to read books inside the classroom.

Keywords: Cultural capital; Teachers qualifications; School achievements.

JEL classification: A20, I25, Z10

DOI: <http://dx.doi.org/10.11606/1413-8050/ea147455>

* Doutorando em Economia Aplicada pela Universidade Federal do Rio Grande do Sul - UFRGS. E-mail: marcos@fee.tche.br

† Professor Adjunto III da Universidade Federal de Pelotas - UFPel. E-mail: felipe.garcia.rs@gmail.com

‡ Professor Adjunto I da Universidade Federal do Rio Grande do Sul - UFRGS. E-mail: florissi@portoweb.com.br

1 Introdução

Um dos focos dos gestores de políticas públicas para melhorar a educação no Brasil tem sido a qualidade dos professores. Embora as evidências empíricas a respeito da contribuição da qualidade do professor sobre o aprendizado dos alunos sejam controversas; governantes, administradores de escolas, pais e alunos creditam a essa dimensão importância fundamental para a melhoria da educação.

Os trabalhos que buscam medir o impacto da qualidade dos professores sobre o aprendizado dos alunos utilizam, de maneira geral, a estratégia de efeitos fixos de professores em uma equação para explicar a variação dos desempenhos escolares. As evidências apontam para a importância dos docentes (Rockoff 2004, Rivkin et al. 2005, Aaronson et al. 2007, Dobbie 2011). Um desvio padrão a mais na qualidade do professor é associado entre 0,1 e 0,2 desvio padrão a mais nos exames de proficiência dos alunos. Determinar quais as características dos professores que levam a esses resultados, no entanto, tem sido o grande desafio dessa literatura. Se os determinantes da qualidade dos professores puderem ser estimulados, identificá-los é fundamental para a realização de políticas públicas eficazes como, por exemplo, a geração de programas de treinamentos específicos para professores.

Os trabalhos existentes, entretanto, encontram poucas características capazes de prever a qualidade dos professores. Segundo Hanushek (1997), esse fenômeno ocorre devido à grande dispersão na qualidade dos professores causadas por características que não são observáveis em dados administrativos. Utilizando dados com periodicidade semestral no período 1997-99 de escolas públicas da cidade de Chicago nos Estados Unidos, por exemplo, Aaronson et al. (2007) encontram evidências significativas, por meio da metodologia de efeitos fixos de professores, de que os docentes são importantes para os resultados dos alunos da 9ª série em provas de proficiência em matemática. Aaronson et al. (2007), entretanto, não conseguem determinar quais as características específicas que determinam a qualidade de um professor. Os resultados sugerem que variáveis que são geralmente atribuídas como relacionadas à qualidade dos professores, conjuntamente, explicam no máximo 10% do total da variação do efeito professor sobre o aprendizado dos alunos. Ainda, variáveis como títulos em graus avançados e certificações explicam menos de 1% da variação da qualidade do professor estimada.

Por meio da utilização de uma base de dados administrativos do período 2000-2001 de escolas do estado da Carolina do Norte, nos Estados Unidos, Clotfelter et al. (2006) encontram evidências de que apenas a experiência e os resultados de testes de licenciatura servem como previsores para a qualidade dos professores da 5ª série, tanto para aprendizado em matemática quanto para leitura das crianças. Para tanto, os autores utilizam apenas uma amostra de escolas que distribuem aleatoriamente os professores nas turmas. Assim, isolam os efeitos da correspondência não aleatória entre a qualidade dos alunos e qualidade dos professores. Em outro trabalho, com a mesma fonte de dados, Clotfelter et al. (2007) não encontram evidências de que professores pós graduados são mais competentes em melhorar os resultados dos alunos em séries elementares.

Dada a importância dos professores para o desempenho escolar dos alunos e a limitada variação nas suas qualidades explicadas por certificações profissionais, este trabalho busca avaliar se o capital cultural do professor é um pre-

visor de êxito docente, medido por meio de provas de proficiências dos alunos do 5º ano do ensino fundamental. Os possíveis canais existentes para essa relação são dois. O primeiro é que professores com maior nível cultural podem obter êxito em estimular o consumo de bens e serviços culturais das crianças. O segundo é que docentes com maior nível de capital cultural podem adotar melhores e mais variadas práticas de ensino, o que favoreceria tanto a adaptação da criança ao ambiente escolar quanto o estímulo ao desenvolvimento de suas habilidades. Se o capital cultural do professor for um determinante da qualidade docente, políticas públicas podem ser elaboradas no sentido de incentivar sua ampliação. No Brasil, por exemplo, alguns estados possuem lei de meia entrada para professores para consumo de bens e serviços culturais.

Vários estudos, principalmente na área de sociologia, buscaram entender a relação entre capital cultural e educação (Bourdieu 1973, Tramonte & Willms 2010, Dumais & Ward 2010, Jaeger 2011, Gaddis 2012). Esses trabalhos, de maneira geral, se baseiam no argumento de que a desigualdade educacional é causada não pela desigualdade de renda, mas sim pela desigualdade de capital cultural entre as famílias. Famílias mais pobres possuiriam menor nível de capital cultural e, por isso, estimulariam menos a escolaridade de seus filhos. Em nossa revisão de literatura, no entanto, não encontramos trabalhos que estudem os efeitos do capital cultural do professor sobre o aprendizado das crianças. Esse trabalho se justifica, portanto, na medida em que se existir transmissão de capital cultural dentro da sala de aula, os professores desempenhariam um importante papel na redução das desigualdades educacionais.

Como *proxy* do capital cultural dos professores, utilizam-se informações a respeito dos seus hábitos de consumo de bens e serviços culturais. Tal simplificação é bastante comum na literatura de economia da cultura. O consumo de bens e serviços culturais amplia o chamado estoque de capital cultural do indivíduo, o que torna o indivíduo mais produtivo no que diz respeito às necessidades culturais (Ateca-Amestoy 2008). Dessa forma, o consumo de cultura gera benefícios para a sociedade como um todo e, por esse motivo, seus determinantes têm sido ativamente estudados nessa literatura (Borgonovi 2004, Ateca-Amestoy 2007, Diniz & Machado 2011).

Um dos problemas chave para esse tipo de estimação é que o consumo de bens e serviços culturais provavelmente não é aleatório entre os professores. Existem características não observáveis que podem estar relacionadas com esses hábitos de consumo como, por exemplo, habilidades cognitivas. Nesse caso, se professores com maiores habilidades cognitivas são melhores docentes e ao mesmo tempo são aqueles que consomem mais atividades culturais, o estimador de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) tradicional será viesado positivamente, inflando o impacto do nível cultural dos professores sobre o aprendizado dos alunos (o clássico problema de variáveis omitidas). Ainda pode-se pensar que pais com maiores níveis de capital cultural colocam seus filhos em melhores escolas, e estas são aquelas que têm professores com maior nível de capital cultural, o que também acaba acarretando em estimativas de MQO positivamente viesadas.

Para a superação desses prováveis problemas, utiliza-se o método de variáveis instrumentais, em que os instrumentos escolhidos para o nível de capital cultural dos professores são as ofertas municipais de atividades culturais (existência de teatro, museu, cinema e centros culturais). A ideia é que a oferta de bens culturais influencia a cultura do professor, mas não está correlacionada com nenhum fator não observável como os discutidos acima. Para garantir a

validade dos instrumentos alguns exercícios são realizados, como o teste de correlação dos instrumentos com a migração de professores e de chefes de domicílios com crianças.

Os resultados encontrados no presente trabalho indicam que o capital cultural dos professores impacta positivamente apenas o aprendizado das crianças em língua portuguesa. Não existem evidências de que o mesmo ocorre para matemática. Os resultados sugerem que um desvio padrão a mais no índice de capital cultural do professor impacta, em média, a proficiência do aluno em língua portuguesa em 0,15 desvio padrão. Quando incluímos controle de qualidade educacional da escola em uma amostra apenas para as escolas públicas brasileiras, o coeficiente continua significativo, mas de magnitude menor. Um desvio padrão a mais no índice de capital cultural do professor, impacta, em média, a proficiência do aluno em língua portuguesa em 0,04 desvio padrão. Os mecanismos encontrados são que professores com maior capital cultural incentivam de alguma forma as crianças a consumirem bens e serviços culturais, além de utilizar mais, em sala de aula, livros de leitura em geral.

Em um dos exercícios de testes de robustez, entretanto, para validação dos resultados principais, não foram obtidas evidências de efeitos positivos da cultura dos professores sobre o aprendizado dos alunos em língua portuguesa. O referido exercício foi a realização de estimações com efeito fixo de municípios, porém, sem explorar a oferta cultural dos municípios como instrumento. De qualquer sorte, a ausência de evidências nas estimações com efeito fixo de município sugere cautela para interpretação dos resultados obtidos, bem como a aplicação de outras metodologias em outras bases de dados com informações de consumo de cultura para validação dos resultados e formação de um consenso sobre o verdadeiro papel do capital cultural de professores no aprendizado dos estudantes.

A continuidade do trabalho é organizado como segue. A próxima Seção discute a relação entre capital cultural e educação. A Seção 3 descreve os dados e a estratégia empírica utilizada. A Seção 4 apresenta os resultados do trabalho e discute os mecanismos de transmissão que justificam os resultados encontrados. Na Seção 5, apresentamos uma série de evidências que corroboram a robustez dos resultados apresentados. Por fim, a Seção 6 apresenta as considerações finais.

2 O papel do capital cultural na educação

Alguns estudos evidenciam a importância que características socioeconômicas têm sobre o desempenho escolar das crianças (Dunifon et al. 2001, Heckman & Rubinstein 2001, Checchi 2006). Ainda não é claro, no entanto, qual o mecanismo de transmissão desse efeito. No campo da sociologia, a partir do trabalho de Bourdieu (1973), tem-se argumentado que tal fenômeno pode ser explicado pelo desigual nível de capital cultural entre famílias. Como a ampliação do capital cultural depende do consumo de bens e serviços culturais, famílias de mais alta renda tendem a ter maior nível de capital cultural. Isso faz com que obtenham maior sucesso em introduzir seus filhos em um novo arranjo social com novas regras, que é a escola. Isso facilita a adaptação do aluno, fazendo-o se sentir parte desse novo ambiente (Lareau & Horvat 1999). Dessa forma, a desigualdade de renda não seria a explicação para a

desigualdade educacional, mas sim o fato de famílias com menos capital cultural terem menos habilidades para auxiliar seus filhos no que diz respeito a questões escolares.

Farkas (2003) argumenta que embora o consumo de bens culturais tenha pouco valor produtivo, pais mais ricos que tenham mais acesso a esses bens fornecem aos seus filhos maior capital cultural, o que é captado pelos professores. Assim, o capital cultural funcionaria como uma espécie de sinalização de status social o que seria importante na aceitação da criança dentro de escolas. Dessa forma, como afirma De Graaf et al. (2000), escolas são lugares onde a posse de capital cultural é recompensada.

Estudos empíricos atestaram a importância do capital cultural sobre desempenhos escolares. O consumo de atividades culturais dos alunos, ou de seus pais, e medidas de relações socioculturais das famílias são, normalmente, utilizados como *proxy* de capital cultural.

Tramonte & Willms (2010) utilizam dados do PISA¹ de 2000 para avaliar os efeitos do capital cultural sobre o sentimento de pertencer à escola, aspirações de emprego e aprendizado em leitura. Para tanto, os autores dividiram o capital cultural em duas formas. A primeira, denominada estática, diz respeito ao consumo de bens e atividades culturais dos estudantes. A segunda forma, chamada de relacional, compreende recursos culturais que são expressos em discussões entre pais e filhos sobre cultura, política, atividades escolares, livros e questões sociais. Por meio de um modelo linear hierárquico, considerando todos os países da OCDE, os autores encontram que ambas as formas de capital cultural têm efeitos significativos sobre os desempenhos escolares, com destaque para o efeito sobre leitura. Um desvio padrão a mais nos índices de capital cultural das famílias estaria relacionado com 0,14 desvio padrão a mais nas notas dos alunos de 15 anos no exame de proficiência em leitura.

Utilizando dados longitudinais de 1988 a 2000 dos Estados Unidos para alunos da 8ª série até o ensino superior, Dumais & Ward (2010) avaliam o impacto do capital cultural sobre matrículas, sobre desempenho e sobre conclusões dos alunos no ensino superior. Assim como feito em Tramonte & Willms (2010), os autores dividem o capital cultural em dois grupos: participações em atividades culturais e interações estratégicas. O primeiro diz respeito a frequência em atividades culturais das famílias, como ir a museus, concertos e bibliotecas. O segundo considera se o aluno recebeu ajuda em requerimentos para concorrer a universidades e se o aluno recebeu ajuda com trabalhos universitários. Por meio de um modelo Logit, os resultados indicam que o capital cultural é importante apenas nos anos de adolescência, no sentido de afetar as matrículas em cursos superiores. Não existem, no entanto, evidências de que o capital cultural esteja relacionado com resultados posteriores dos alunos em termos de finalização do curso e desempenho escolar.

Jaeger (2011) argumenta que os resultados encontrados na literatura superestimam o impacto do capital cultural sobre educação pela incapacidade que os trabalhos têm em resolver problemas de variáveis omitidas. Com uma vasta fonte de dados longitudinais dos Estados Unidos de crianças de 6 a 14 anos que incluem também questionários sobre as famílias, o autor utiliza uma metodologia de efeitos fixos duplos, controlando não apenas características fixas

¹PISA é uma avaliação escolar internacional desenvolvida pela OCDE conjuntamente com os países membros. É divulgada a cada 3 anos.

dos indivíduos, mas também das famílias. Segundo Jaeger (2011), essa fonte de variação extra permite solucionar o problema de viés de variável omitida. Os resultados indicam que variáveis que compõem o capital cultural têm efeitos positivos sobre as notas dos alunos em exames de proficiência em leitura e matemática. Esse efeito, no entanto, é menor do que o encontrado anteriormente pela literatura. Em média, um desvio padrão a mais nos indicadores de capital cultural impacta a proficiência do aluno em 0,05 desvio padrão.

Com uma base de dados longitudinal de pessoas que participaram dos programas chamados *Big Brothers/Big Sisters of America* durante os anos 1990, Gaddis (2012) investiga o papel do capital cultural e dos sentimentos individuais a respeito de educação sobre o desempenho escolar dos alunos. Os resultados do modelo de painel de primeira diferença evidenciam que quando controlado pelos sentimentos dos alunos a respeito da escola, capital cultural não é significativamente relacionado com desempenho escolar. Já as variáveis de sentimentos a respeito da educação foram significativas, indicando que um desvio a mais nesses indicadores estão relacionados aproximadamente com 0,15 desvio padrão a mais no desempenho escolar. Segundo o autor, esse resultado ocorre porque o capital cultural muda a visão que os alunos têm sobre a escola e sobre suas próprias habilidades necessárias para a sua formação acadêmica.

Apesar de existir uma vasta literatura da importância do capital cultural das famílias e das crianças sobre desempenhos escolares, não encontramos em nossa revisão de literatura, trabalhos que avaliem o efeito do capital cultural dos professores sobre os alunos. A hipótese considerada é que da mesma forma que existe efeito positivo de transmissão de capital cultural de pais para filhos, como sugerem De Graaf et al. (2000) e Lareau & Weininger (2003), o capital cultural de professor é importante para o aprendizado do aluno. Os mecanismos pelos quais isso ocorreria seriam dois. O primeiro é por meio do estímulo ao aluno em ampliar seu capital cultural, incentivando sua frequência em atividades culturais ou estimulando seus hábitos de leitura, por exemplo. A segunda forma é por meio de utilização de melhores práticas de ensino que façam o aluno se sentir estimulado em sala de aula. Isso auxiliaria tanto na questão de Lareau & Horvat (1999), de que o aluno precisa se sentir parte do ambiente escolar, como na questão de Gaddis (2012), de que o aluno precisa se sentir estimulado a conhecer suas próprias habilidades.

3 Metodologia

3.1 Dados e Amostra

A base de dados utilizada é o Sistema de Avaliação de Educação Básica de 2011 (Saeb 2011) realizado para todo o Brasil. Essa avaliação, realizada pelo Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais (Inep), é dividida em duas partes: Avaliação Nacional da Educação Básica (Aneb), a parte amostral do Saeb, e Avaliação Nacional do Rendimento Escolar (Anresc), também conhecida como Prova Brasil, que diz respeito a parte censitária do Saeb.

A Prova Brasil é composta por informações de todas as escolas públicas (municipais, estaduais e federais) com pelo menos 20 alunos matriculados no 5º e 9º ano do ensino fundamental. Já a parte amostral, o Aneb, é composta por escolas públicas que tenham entre 10 e 19 estudantes matriculados no 5º e 9º ano do ensino fundamental, por escolas particulares que tenham mais de

10 alunos matriculados para o 5º e 9º ano e por escolas públicas e privadas com mais de 10 alunos matriculados na 3ª série do ensino médio.

Para ambas as avaliações, alunos, professores e diretores respondem a questionários sobre características socioeconômicas, práticas pedagógicas e infraestrutura da escola. Além dos questionários, os alunos realizam testes padronizados de proficiência em língua portuguesa e matemática. Como os questionários são diferentes de acordo com a série do aluno, utilizam-se nesse trabalho apenas as informações referentes ao 5º ano do ensino fundamental, por ser o que apresenta mais informações referentes à cultura. Associa-se a essa base também informações de renda *per capita* dos municípios e oferta de atividades culturais², ambas fornecidas pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).

Além dos dados sobre os resultados dos alunos nos exames de proficiência e o capital cultural dos professores, utilizam-se nesse trabalho informações sobre características socioeconômicas dos alunos e características das escolas. A Tabela 1 apresenta as variáveis utilizadas e suas estatísticas descritivas.

Da mesma forma como feito em Tramonte & Willms (2010), a variável capital cultural é um índice construído com base na metodologia de componentes principais. Assim, reduz-se as informações contidas em um conjunto de variáveis por meio da criação de componentes ortogonais, cujo primeiro componente principal é o utilizado nesse trabalho. Esse índice é construído com base nas respostas dos professores para as questões sobre consumo de bens e serviços culturais referentes a espetáculos de música e dança, teatro, cinema, museu, biblioteca, livros, revistas e jornais. Esse índice varia entre -5,88 e 3,72, com média próxima a 0,23 para professores.

Entre as características socioeconômicas dos alunos, utilizam-se informações de raça, localização da escola (área urbana ou rural), situação de alfabetização dos pais e se os alunos costumam ver seus pais ou mães lendo. Embora nos questionários os alunos não respondam a perguntas sobre rendimento da família, existem questões sobre a presença e número de ativos domiciliares que nos permite construir um índice de nível socioeconômico familiar, da mesma forma que construímos o índice de capital cultural. Tal procedimento, para trabalhos com a base de dados do Saeb, já foi utilizado por Machado et al. (2013). Os ativos utilizados para a elaboração do índice de nível socioeconômico foram os seguintes: aparelhos de televisão, rádio e vídeo, computadores, geladeiras, *freezers*, máquinas de lavar roupas, internet, carros e características da residência com relação a banheiros e quartos. O índice varia entre -5,41 e 5,61, com média 0,05. Já com relação à escolaridade dos pais, embora os alunos respondam a essa pergunta, 30 % das crianças não sabiam ao certo a última série concluída pela mãe e 35% pelo pai. Dessa forma, opta-se por não utilizar essa variável e o indicador de educação dos pais é composto de duas variáveis binárias, que são: pelo menos um dos pais alfabetizado e se o aluno costuma ver um dos pais lendo. Essa última variável também tem a importância de controlar o nível cultural da família³. Para indicadores das

²As informações sobre oferta de atividades culturais são decorrentes da Pesquisa de Informações Básicas Municipais (Munic) do IBGE. Embora essa pesquisa tenha sido também realizada no ano de 2011, o bloco de informações sobre cultura foi divulgado apenas para os anos de 2006 e 2012. Dessa forma, optamos por utilizar os dados mais recentes sob a hipótese de que a infraestrutura cultural de um município não apresenta grande variação em um ano.

³Nos questionários do Saeb não existem informações a respeito dos hábitos de consumo de bens e serviços culturais dos pais dos alunos.

características da escola, utilizam-se controles para o tipo de dependência administrativa da escola e oferta de monitorias, além de informações sobre anos de escolaridade, salário e experiência dos professores e diretores.

Tabela 1: Estatísticas descritivas - alunos do 5º ano do ensino fundamental

	Alunos que realizaram o exame de língua portuguesa			
	Média	Desvio padrão	Máximo	Mínimo
Proficiência no exame de língua portuguesa	197,43	45,862	339,45	77,203
Proficiência do exame de matemática	218,16	47,273	338,17	90,128
Capital cultural do professor	0,23196	1,6279	3,7186	-5,8777
Características socioeconômicas				
Aluno branco	0,45278	0,49776	1	0
Aluna mulher	0,49785	0,49999	1	0
Escola em área urbana	0,92364	0,26556	1	0
Nível socioeconômico do aluno	0,05553	1,8152	5,615	-5,411
Pai alfabetizado	0,94386	0,23017	1	0
Mãe alfabetizada	0,96109	0,193372	1	0
Costuma ver o pai lendo	0,81134	0,39123	1	0
Costume ver a mãe lendo	0,90387	0,29476	1	0
Características da escola				
Escola federal	0,00084	0,02897	1	0
Escola privada	0,01624	0,12643	1	0
Escola municipal ou estadual	0,98208	0,13264	1	0
Monitoria	0,88055	0,32431	1	0
Anos de escolaridade do professor	15,041	1,5074	17	4
Salário do professor (em R\$)	1808,3	994,06	5450	545
Anos de experiência do professor	3,6506	2,8906	8	0,5
Anos de escolaridade do diretor	14,418	3,0383	17	4
Salário do diretor (em R\$)	3173,7	1326,4	5450	545
Anos de experiência do diretor	6,8111	5,5280	20	0,5
Observações	931704			

Fonte: Saeb 2011/Inep

3.2 Estratégia Empírica

O principal objetivo do trabalho é verificar se o capital cultural do professor influencia o aprendizado dos alunos, medido por meio dos exames de proficiência. O problema principal para esse tipo de estimação é que existem características não observadas dos professores que podem estar relacionadas tanto com o aprendizado do aluno, quanto com o seu capital cultural. Para tratar desse possível viés, utiliza-se a estratégia de Variáveis Instrumentais (VI). O capital cultural do professor é instrumentalizado por um conjunto de variáveis binárias sobre a oferta de atividades culturais municipais. Sob certas hipóteses a respeito dos instrumentos utilizados, o estimador de VI fornece a relação causal entre capital cultural do professor e proficiência do aluno. Os instrumentos utilizados e suas estatísticas descritivas encontram-se na Tabela 2.

A estratégia empírica desse trabalho, portanto, baseia-se em uma regressão em dois estágios, cujo primeiro estágio consiste na regressão do capital cultural do professor do aluno i no município j sobre um vetor de indicadores de oferta de atividades culturais no município j (Z_j), além de um vetor de

Tabela 2: Estatísticas descritivas dos instrumentos

	% de municípios que ofertam em 2012	Desvio padrão (em %)
Teatro ou sala de espetáculo	22,44	41,72
Museu	24,98	43,29
Centro cultural	33,91	47,34
Cinema	10,67	30,88
Observações	5565	

Fonte: Munic/IBGE 2012

características socioeconômicas (X_{ij}), um vetor das características da escola (W_{ij}) e um controle de renda do município que é o PIB *per capita* ($PIBpc_j$):

$$Capital\ cultural\ do\ professor_{ij} = \alpha + \beta'Z_j + \gamma'X_{ij} + \lambda'W_{ij} + \varphi PIBpc_j + \epsilon_{ij} \quad (1)$$

O segundo estágio é dado por:

$$y_{ij} = \theta + \delta \widehat{Capital\ cultural\ do\ professor}_{ij} + \mu'X_{ij} + \eta'W_{ij} + \rho PIBpc_j + \xi_{ij} \quad (2)$$

em que y_{ij} denota o resultado da criança no exame de proficiência de língua portuguesa ou matemática.

A validade dos instrumentos utilizados nesse trabalho é condicional a duas hipóteses. A primeira é que o nível de capital cultural dos professores seja influenciado pela oferta de atividades culturais dos municípios. A segunda é que a oferta de atividades culturais não seja correlacionada a fatores não observáveis que determinam o desempenho das crianças nos exames de proficiência. A primeira hipótese é testada por meio da estimação do primeiro estágio. A segunda hipótese não é testável, mas no apêndice deste trabalho realizam-se alguns exercícios para discutir os possíveis casos em que essa hipótese não seria verdadeira.

4 Resultados

4.1 Resultados do 1º estágio

Língua portuguesa

A Tabela 3 apresenta os resultados dos primeiros estágios dos modelos estimados por VI para os alunos que realizaram o exame em língua portuguesa. A sequência de especificações apresentadas partem da forma mais simples, apenas os instrumentos como variáveis explicativas, para a mais completa, adicionando primeiramente controles de Unidades da Federação (UF), posteriormente controles de características socioeconômicas e, por fim, controles de características da escola. Todos os coeficientes dos instrumentos são estatisticamente significantes a 1% em todos os modelos. Além disso, os coeficientes dos instrumentos apresentam alta magnitude em todas as estimações. A estatística F indica que os instrumentos utilizados têm forte correlação com o índice da capital cultural dos professores. Além desse teste, a estatística J de Hansen não rejeita a hipótese nula de que os instrumentos são válidos. Esses resultados sugerem, portanto, que o conjunto de instrumentos utilizados é adequado para capital cultural do professor.

Tabela 3: Regressões do primeiro estágio dos modelos estimados por VI para proficiência em língua portuguesa - alunos do 5º ano do ensino fundamental

Variável dependente: Capital cultural dos professores				
	(1)	(2)	(3)	(4)
Teatro ou sala de espetáculo	0,373*** (0,0679)	0,270*** (0,0505)	0,248*** (0,0488)	0,223*** (0,0476)
Museu	0,342*** (0,0565)	0,293*** (0,0430)	0,273*** (0,0416)	0,252*** (0,0405)
Centro cultural	0,169*** (0,0642)	0,149*** (0,0442)	0,137*** (0,0435)	0,132*** (0,0428)
Cinema	0,313*** (0,0689)	0,213*** (0,0461)	0,182*** (0,0447)	0,161*** (0,0439)
PIB per capita			0,000002** (0,0000)	0,000001* (0,0000)
Aluno branco			-0,0008 (0,0087)	-0,0029 (0,0085)
Aluna mulher			0,0027 (0,0051)	0,0012 (0,0052)
Escola em área urbana			0,3840*** (0,0460)	0,3230*** (0,0452)
Nível socioeconômico do aluno			0,0280*** (0,0041)	0,0213*** (0,0036)
Pelo menos um dos pais alfabetizado			0,1170*** (0,0333)	0,1110*** (0,0332)
Costuma ver o pai ou a mãe lendo			0,0435*** (0,0131)	0,0432*** (0,0133)
Escola federal				0,2550 (0,3980)
Escola privada				0,2850*** (0,0806)
Monitoria				0,1150*** (0,0371)

Nota: Erros padrões robustos clusterizados a nível municipal em parênteses.

* Estatisticamente significativa a 10%.

** Estatisticamente significativa a 5%.

*** Estatisticamente significativa a 1%.

Tabela 3: Regressões do primeiro estágio dos modelos estimados por VI para proficiência em língua portuguesa - alunos do 5º ano do ensino fundamental (continuação)

Variável dependente: Capital cultural dos professores				
	(1)	(2)	(3)	(4)
Anos de escolaridade do professor				0,0414*** (0,0072)
Salário do professor (em R\$)				-0,00001 (0,0000)
Anos de experiência do professor				0,0160*** (0,0037)
Anos de escolaridade do diretor				0,0072* (0,0038)
Salário do diretor (em R\$)				0,00004*** (0,0000)
Anos de experiência do diretor				0,0044** (0,0021)
Constante	-0,5250*** (0,0361)	-0,5160*** (0,0542)	-1,1180*** (0,0946)	-2,0690*** (0,1750)
<i>Dummy</i> de UF	Não	Sim	Sim	Sim
Observações	386431	386431	386431	386431
R-quadrado	0,08	0,13	0,136	0,14
Teste de instrumentos	Estat. F = 111,88 Prob>F = 0,000	Estat. F = 73,04 Prob>F = 0,000	Estat. F = 65,56 Prob>F = 0,000	Estat. F = 58,33 Prob>F = 0,000
Teste de sobre identificação	Estat. J=0,209 Valor p= 0,976	Estat. J = 2,758 Valor p = 0,430	Estat. J = 2,480 Valor p = 0,479	Estat. J = 1,970 Valor p = 0,579

Nota: Erros padrões robustos clusterizados a nível municipal em parênteses.

* Estatisticamente significativa a 10%.

** Estatisticamente significativa a 5%.

*** Estatisticamente significativa a 1%.

Matemática

A Tabela 4 apresenta os resultados do primeiro estágio das estimações feitas por VI para os alunos que realizaram a prova de proficiência em matemática. A sequência de modelos é apresentada da mesma forma que foi apresentada para alunos de português. Novamente os instrumentos se mostraram fortemente significativos para explicar o capital cultural dos professores. A magnitude dos coeficientes é alta e semelhante às encontradas nas estimativas para língua portuguesa. Os instrumentos também passam nos testes de exclusão de instrumentos e nos testes de sobre identificação.

4.2 Resultados do 2º estágio

Língua portuguesa

A Tabela 5 apresenta os resultados de uma sequência de modelos estimados por MQO (colunas 1 a 4) e por VI (colunas 5 a 8) para estudantes que realizaram o exame de proficiência em língua portuguesa. Os modelos começam com apenas o capital cultural como variável explicativa. Na sequência adicionam-se controles para UF, controles para características socioeconômicas e, por fim, adicionam-se controles para as características da escola.

Verifica-se que a magnitude do coeficiente de capital cultural do professor reduz a medida que adicionam-se mais controles, independente do método de estimação. Entretanto, ele é significativo a pelo menos 10% em todos os modelos. No caso dos modelos estimados por VI, o coeficiente é sempre significativo a 1%, indicando robustez no resultado. Vale ressaltar que o estimador de VI para o capital cultural dos professores é superior ao de MQO em todas as combinações de modelos. Isso ocorre devido ao fato de o estimador de VI não ser diretamente informativo sobre o efeito médio causal de todos os indivíduos tratados, mas sim sobre o efeito médio causal dos indivíduos que são afetados pela variação do instrumento.

Como o capital cultural não é aleatório entre os professores, os estimadores de MQO não podem ser interpretados como relações causais. Por isso e também pela importância verificada dos controles de características socioeconômicas e características das escolas, escolhemos a coluna 8 da Tabela 5 como o principal resultado para realizarmos inferência e discutirmos os canais existentes entre o capital cultural do professor e o aprendizado do aluno em língua portuguesa.

O coeficiente de VI estimado na coluna 8 da Tabela 5 indica que o capital cultural do professor tem impacto positivo sobre a proficiência do aluno de 5º ano no exame de língua portuguesa. Segundo a estimativa, uma unidade a mais no índice de capital cultural do professor tem impacto de 4,18 pontos, em média, no exame realizado pelo aluno, tudo o mais constante. Como mostra a Tabela 1, o desvio padrão da amostra utilizada para exame de proficiência em língua portuguesa é de aproximadamente 46, enquanto o desvio padrão do índice de capital cultural é de aproximadamente 1,6. Portanto, o impacto estimado de um desvio padrão a mais no índice de capital cultural do professor sobre a proficiência do aluno é, em média, 0,15 desvio padrão ($\frac{4,18 \times 1,6}{46} = 0,15$). Esse resultado é bastante semelhante aos encontrados por Tramonte & Willms (2010) e Gaddis (2012). Isso significa que, em média, o ganho da transmissão de capital cultural para as crianças, em termos de aprendizado, vindo por meio dos pais ou dos professores é similar. Essa com-

Tabela 4: Regressões do primeiro estágio dos modelos estimados por VI para proficiência em matemática - alunos do 5º ano do ensino fundamental

Variável dependente: Capital cultural do professor				
	(1)	(2)	(3)	(4)
Teatro ou sala de espetáculo	0,4140*** (0,0591)	0,2940*** (0,0460)	0,2730*** (0,0444)	0,2460*** (0,0438)
Museu	0,3530*** (0,0513)	0,2930*** (0,0395)	0,2740*** (0,0382)	0,2550*** (0,0371)
Centro cultural	0,1760*** (0,0569)	0,1550*** (0,0403)	0,1440*** (0,0395)	0,1380*** (0,0385)
Cinema	0,2960*** (0,0638)	0,1880*** (0,0433)	0,1580*** (0,0416)	0,1310*** (0,0405)
PIB per capita			0,000001** (0,0000)	0,000001* (0,0000)
Aluno branco			-0,0025 (0,0073)	-0,0043 (0,0071)
Aluna mulher			0,0058 (0,0040)	0,0042 (0,0040)
Escola em área urbana			0,3760*** (0,0428)	0,3180*** (0,0418)
Nível socioeconômico do aluno			0,0294*** (0,0036)	0,0235*** (0,0033)
Pelo menos um dos pais alfabetizado			0,1030*** (0,0285)	0,0947*** (0,0283)
Costuma ver os pais lendo			0,0306** (0,0119)	0,0296** (0,0120)
Escola federal				-0,5190 (0,4900)
Escola Privada				0,1950*** (0,0666)
Monitoria				0,1070*** (0,0343)

Nota: Erros padrões robustos clusterizados a nível municipal em parênteses.

* Estatisticamente significativa a 10%.

** Estatisticamente significativa a 5%.

*** Estatisticamente significativa a 1%.

Tabela 4: Regressões do primeiro estágio dos modelos estimados por VI para proficiência em matemática - alunos do 5º ano do ensino fundamental (continuação)

Variável dependente: Capital cultural do professor				
	(1)	(2)	(3)	(4)
Anos de escolaridade do professor				0,0351*** (0,0064)
Salário do professor (em R\$)				-0,0000 (0,0000)
Anos de experiência do professor				0,0170*** (0,0033)
Anos de escolaridade do diretor				0,0050 (0,0034)
Salário do diretor (em R\$)				0,00004*** (0,0000)
Anos de experiência do diretor				0,0050*** (0,0018)
Constante	-0,5720*** (0,0341)	-0,6040*** (0,0520)	-1,1590*** (0,0872)	-2,0210*** (0,1530)
<i>Dummy</i> de UF	Não	Sim	Sim	Sim
Observações	545273	545273	545273	545273
R-quadrado	0,086	0,140	0,145	0,150
Teste de instrumentos	Estat. F = 95,76 Prob>F = 0,00	Estat. F = 81,07 Prob>F = 0,00	Estat. F = 75,41 Prob>F = 0,00	Estat. F = 67,13 Prob>F = 0,00
Teste de sobre identificação	Estat. J = 0,719 Valor p = 0,869	Estat. J = 2,725 Valor p = 0,436	Estat. J = 2,09 Valor p = 0,554	Estat. J = 1,593 Valor p = 0,661

Nota: Erros padrões robustos clusterizados a nível municipal em parênteses.

* Estatisticamente significativa a 10%.

** Estatisticamente significativa a 5%.

*** Estatisticamente significativa a 1%.

paração deve ser feita, no entanto, com cuidado, na medida que os autores utilizam em sua amostra países da OCDE e Estados Unidos respectivamente, com diferentes faixas etárias de análise.

Matemática

A Tabela 6 apresenta os resultados das estimações por MQO e VI para alunos que realizaram o exame de matemática. Nos modelos iniciais de cada método, o coeficiente de capital cultural do professor é positivo e significativo. Entretanto, quando adicionam-se todos os controles à regressão, tanto o estimador de MQO quanto o de VI são não significativos para o capital cultural do professor. Dessa forma, o resultado parece indicar que, diferentemente do que ocorre com a proficiência em língua portuguesa das crianças, o capital cultural do professor não exerce impacto significativo sobre o aprendizado de matemática dos alunos.

O número de observações para as regressões de alunos de matemática é superior ao de língua portuguesa porque mantivemos na amostra apenas os professores que responderam ao bloco dos questionários sobre práticas de ensino, o que será útil para analisar os canais de transmissão do capital cultural. Comparado aos professores de matemática, professores de português responderam menos (cerca de 30 % menos) a totalidade dos questionamentos do bloco. Assim, alunos desses professores não estão presentes na amostra.

4.3 Mecanismos

Os resultados apresentados até agora indicam que o capital cultural do professor exerce importante influência sobre o aprendizado das crianças em língua portuguesa. Entretanto, quando analisa-se o aprendizado dos alunos em matemática, o capital cultural do professor não parece ter influência alguma. Dessa forma, fica a importante questão: quais os mecanismos que fazem com que alunos de língua portuguesa se beneficiem de ter aulas com professores com maior capital cultural?

Para responder essa questão, testa-se, por meio do método de VI, vários possíveis canais de transmissão do capital cultural do professor⁴. Os canais utilizados foram divididos em dois blocos. O primeiro são informações contidas nos questionários do Saeb dos alunos ou dos professores de língua portuguesa que são possíveis mecanismos. O segundo é o próprio bloco de práticas de ensino que os professores de língua portuguesa devem responder no questionário do SAEB.

O primeiro bloco de canais testados tem 4 variáveis. Primeiro, um índice de capital cultural do aluno, calculado da mesma forma como é calculado o do capital cultural do professor, ou seja, por meio da frequência de consumo de bens e serviços culturais dos alunos. Os demais mecanismos testados são os seguintes: se o professor utiliza livros de leitura em geral, se o aluno faz o tema de português e, por fim, se o professor corrige o tema de português. As regressões são as mesmas apresentadas na coluna 8 da Tabela 5, alterando apenas a variável dependente que agora são os possíveis canais. Sendo assim, testa-se a influência do capital cultural dos professores sobre essas variáveis para identificarmos se são realmente os mecanismos de transmissão. Os resultados estão presentes na Tabela 7.

⁴O primeiro estágio dessas regressões é o mesmo apresentado na coluna 4 da Tabela 3.

Tabela 5: Estimações por MQO e VI para proficiência em língua portuguesa - alunos do 5º ano do ensino fundamental

Variável dependente: Proficiência no exame de língua portuguesa								
	MQO (1)	MQO (2)	MQO (3)	MQO (4)	VI (5)	VI (6)	VI (7)	VI (8)
Capital cultural do professor	2,2080*** (0,0270)	0,8890*** (0,1480)	0,4110*** (0,1130)	0,1790* (0,0987)	12,86*** (1,5510)	10,09*** (1,3540)	6,063*** (1,2770)	4,180*** (1,3210)
PIB per capita			0,00005** (0,0000)	0,00003 (0,0000)			0,00001 (0,0000)	0,00001 (0,0000)
Aluno branco			2,8880*** (0,2740)	2,7340*** (0,2610)			2,9370*** (0,2630)	2,7680*** (0,2540)
Aluna mulher			13,13*** (0,1730)	13,05*** (0,1750)			13,08*** (0,1750)	13,03*** (0,1740)
Escola em área urbana			5,9900*** (0,5710)	4,6130*** (0,5470)			3,2620*** (0,7640)	3,1370*** (0,7160)
Nível socioeconômico do aluno			4,0650*** (0,0742)	3,6330*** (0,0752)			3,7730*** (0,1010)	3,4840*** (0,0934)
Pelo menos um dos pais alfabetizado			8,1720*** (0,8070)	7,8940*** (0,8090)			7,0880*** (0,8640)	7,2180*** (0,8560)
Costuma ver o pai ou a mãe lendo			4,0750*** (0,3400)	4,1060*** (0,3350)			3,8080*** (0,3400)	3,8080*** (0,3320)
Escola federal				31,02*** (5,6110)				29,91** (6,9620)
Escola privada				26,18*** (1,3450)				24,78*** (1,6560)
Monitoria				1,4910*** (0,5490)				0,8990* (0,5440)

Nota: Erros padrões robustos clusterizados a nível municipal em parênteses.

* Estatisticamente significativa a 10%.

** Estatisticamente significativa a 5%.

*** Estatisticamente significativa a 1%.

Tabela 5: Estimções por MQO e VI para proficiência em língua portuguesa - alunos do 5º ano do ensino fundamental (continuação)

Variável dependente: Proficiência no exame de língua portuguesa								
Anos de escolaridade do professor				0,6630*** (0,0947)				0,4760*** (0,1130)
Salário do professor (em R\$)				0,0004* (0,0002)				0,0004* (0,0002)
Anos de experiência do professor				0,3680*** (0,0509)				0,2990*** (0,0586)
Anos de escolaridade do diretor				0,1790*** (0,0626)				0,1320* (0,0744)
Salário do diretor (em R\$)				0,0007*** (0,0002)				0,0003* (0,0002)
Anos de experiência do diretor				0,1780*** (0,0282)				0,1540*** (0,0310)
Constante	196,6*** (0,5960)	208,7*** (0,0604)	176,5*** (1,8040)	156,3*** (2,7690)	194,1*** (0,5660)	204,9*** (0,5540)	180,8*** (1,7940)	165,1*** (3,0450)
<i>Dummy</i> de UF	Não	Sim	Sim	Sim	Não	Sim	Sim	Sim
Observações	386431	386431	386431	386431	386431	386431	386431	386431

Nota: Erros padrões robustos clusterizados a nível municipal em parênteses.

* Estatisticamente significativa a 10%.

** Estatisticamente significativa a 5%.

*** Estatisticamente significativa a 1%.

Tabela 6: Estimações por MQO e VI para proficiência em matemática - alunos do 5º ano do ensino fundamental

	Variável dependente: Proficiência no exame de matemática							
	MQO (1)	MQO (2)	MQO (3)	MQO (4)	VI (5)	VI (6)	VI (7)	VI (8)
Capital cultural do professor	2,5010*** (0,3000)	0,7020*** (0,1410)	0,2180** (0,1050)	-0,0076 (0,0904)	12,45*** (2,1090)	6,6610*** (1,9290)	2,1530 (1,7530)	-0,1540 (1,6430)
PIB per capita			0,00001 (0,0000)	0,000005 (0,0000)			0,000003 (0,0000)	0,000006 (0,0000)
Aluno branco			3,8910*** (0,2840)	3,6560*** (0,2640)			3,9130*** (0,2740)	3,6550*** (0,2580)
Aluna mulher			-3,3350*** (0,2180)	-3,4340*** (0,2220)			-3,3540*** (0,2270)	-3,4330*** (0,2270)
Escola em área urbana			5,6740*** (0,6860)	4,2650*** (0,6460)			4,7450*** (0,9710)	4,3190*** (0,8930)
Nível socioeconômico do aluno			4,6490*** (0,0732)	4,1580*** (0,0703)			4,5470*** (0,1050)	4,1640*** (0,0957)
Pelo menos um dos pais alfabetizado			6,9870*** (0,7610)	6,6710*** (0,7650)			6,6430*** (0,8420)	6,6930*** (0,8270)
Costuma ver o pai ou a mãe lendo			4,0240*** (0,2800)	4,0350*** (0,2770)			3,9580*** (0,2910)	4,0400*** (0,2830)
Escola federal				30,45*** (4,5470)				30,38*** (4,6250)
Escola privada				30,46*** (1,6730)				30,49*** (1,9010)
Monitoria				2,594*** (0,5700)				2,594*** (0,5750)

Nota: Erros padrões robustos clusterizados a nível municipal em parênteses.

* Estatisticamente significante a 10%.

** Estatisticamente significante a 5%.

*** Estatisticamente significante a 1%.

Tabela 6: Estimções por MQO e VI para proficiência em matemática - alunos do 5º ano do ensino fundamental (continuação)

	Variável dependente: Proficiência no exame de matemática							
	MQO (1)	MQO (2)	MQO (3)	MQO (4)	VI (5)	VI (6)	VI (7)	VI (8)
Anos de escolaridade do professor				0,7520*** (0,0922)				0,7580*** (0,1150)
Salário do professor (em R\$)				0,0005 (0,0003)				0,0005 (0,0003)
Anos de experiência do professor				0,4790*** (0,0474)				0,4810*** (0,0489)
Anos de escolaridade do diretor				0,2060*** (0,0734)				0,2070** (0,0812)
Salário do diretor (em R\$)				0,0002 (0,0003)				0,0002 (0,0002)
Anos de experiência do diretor				0,2320*** (0,03610)				0,2330*** (0,0404)
Constante	218,0*** (0,7690)	228,7*** (0,0461)	207,8*** (2,4170)	186,2*** (3,6250)	215,7*** (0,7550)	226,8*** (0,6300)	209,4*** (2,0140)	185,9*** (3,1670)
<i>Dummy</i> de UF	Não	Sim	Sim	Sim	Não	Sim	Sim	Sim
Observações	545273	545273	545273	545273	545273	545273	545273	545273

Nota: Erros padrões robustos clusterizados a nível municipal em parênteses.

* Estatisticamente significativa a 10%.

** Estatisticamente significativa a 5%.

*** Estatisticamente significativa a 1%.

Os estimadores de VI indicam que o capital cultural do professor tem impacto positivo e significativo sobre o capital cultural dos alunos. Isso significa que professores com maior capital cultural de alguma forma incentivam os alunos a consumirem mais bens e serviços culturais, o que amplia consideravelmente o capital cultural dos mesmos. Como o desvio padrão do índice de capital cultural do aluno é de 1,5, o impacto de um desvio padrão a mais no índice de capital cultural do professor sobre o capital cultural do aluno é, em média, de 0,22 desvio padrão ($\frac{0,208 \times 1,6}{1,5} = 0,22$), dados os demais controles. Esse resultado é muito importante na medida que vários trabalhos já mostraram como o capital cultural dos alunos é importante para o desempenho escolar das crianças e para a reduzir a desigualdade de escolaridade (Lareau & Weininger 2003, Dumais & Ward 2010, Tramonte & Willms 2010, Gaddis 2012).

Outra variável testada que parece ser um canal para o maior aprendizado das crianças em língua portuguesa, quando professores com maior capital cultural lecionam, é a utilização de livros de leitura geral pelos docentes. Esse resultado indica que professores com maior capital cultural tem maior probabilidade de utilizar livros em sala de aula. Como esse é um modelo de probabilidade linear, um desvio padrão a mais no capital cultural do professor amplia, em média, a probabilidade do professor utilizar livros em sala de aula em 2,5 pontos percentuais ($1,6 \times 0,0159 = 0,025$). O capital cultural do professor, no entanto, não parece exercer efeito sobre a decisão das crianças de fazer os temas, nem sobre a decisão de corrigi-los.

O segundo grupo de canais testados diz respeito ao bloco de questionamentos do SAEB sobre a adoção de práticas de ensino pelos professores de língua portuguesa. Dessa forma, novamente, são estimados modelos com diferentes práticas de ensino como variável dependente. As estimações são realizadas com o mesmo modelo presente na coluna 8 da Tabela 5, alterando apenas a variável dependente para as práticas de ensino. Os resultados são apresentados na Tabela 8. O capital cultural do professor parece impactar apenas a adoção da prática de ensino de copiar textos dos livros didáticos em sala de aula. Professores com maior capital cultural utilizariam menos essa prática. É difícil, no entanto, tirar conclusões a respeito da eficácia dessa prática de ensino. Outros controles de qualidade do professor e da escola também parecem ter relação negativa com a adoção dessa prática, o que pode indicar que essa não é necessariamente uma boa prática de ensino.

5 Checagem de robustez

Como já discutido, os resultados deste trabalho são sensíveis a hipóteses sobre os instrumentos utilizados. Uma hipótese fundamental é que os instrumentos, ofertas de atividades culturais, são não correlacionados com fatores não observáveis importantes para o aprendizado das crianças. Um questionamento natural que surge é que os instrumentos utilizados podem afetar diretamente o aluno. Para verificar se isso ocorre, realizaram-se as mesmas regressões por variáveis instrumentais, porém com a instrumentalização simultânea do capital cultural do professor e do aluno. Os instrumentos não foram, no entanto, robustos no primeiro estágio para os alunos. No segundo estágio, inclusive, o coeficiente do capital cultural do aluno estimado foi negativo, indicando que o consumo de cultura, sem ser via professor, prejudica o desempenho esco-

Tabela 7: Teste do 1º grupo de canais para língua portuguesa - alunos do 5º ano do ensino fundamental

	Capital cultural do aluno	Professor utiliza livros	Faz tema de português	Professor corrige tema
	(1)	(2)	(3)	(4)
Capital cultural do professor	0,2080*** (0,0265)	0,0159*** (0,0060)	-0,0021 (0,0019)	-0,0005 (0,0016)
PIB per capita	$7,46e^{-08}$ (0,0000)	-0,0000001** ($8,94e^{-08}$)	$4,94e^{-08}$ * ($2,74e^{-08}$)	$5,87e^{-08}$ ** ($2,33e^{-08}$)
Aluno branco	-0,1090*** (0,0055)	0,0014 (0,0010)	0,0010 (0,0007)	-0,0006 (0,0004)
Aluna mulher	0,3060*** (0,0064)	0,0003 (0,0006)	0,0246*** (0,0008)	0,0096*** (0,0004)
Escola em área urbana	0,1470*** (0,0209)	0,0004 (0,0064)	0,0006 (0,0016)	-0,0004 (0,0015)
Nível socioeconômico do aluno	0,1440*** (0,0026)	-0,0001 (0,0004)	0,0035*** (0,0003)	0,0011*** (0,0001)
Pelo menos um dos pais alfabetizado	-0,1520*** (0,0269)	0,0013 (0,0047)	0,0115*** (0,0041)	0,0004 (0,0030)
Costuma ver o pai ou a mãe lendo	0,5750*** (0,0141)	-0,0023 (0,0016)	0,0254*** (0,0015)	0,0133*** (0,0012)
Escola federal	-0,3290*** (0,0609)	0,0184** (0,0078)	0,0187*** (0,0047)	0,0103 (0,0077)
Escola privada	-0,1870*** (0,0369)	0,0034 (0,0122)	0,0147*** (0,0022)	0,0091*** (0,0014)
Monitoria	0,0604*** (0,0153)	0,0110** (0,0050)	-0,0004 (0,0011)	0,0003 (0,0010)
Anos de escolaridade do professor	-0,0032 (0,0034)	0,0012 (0,0010)	0,0002 (0,0002)	0,0007*** (0,0002)
Salário do professor (em R\$)	0,000001 (0,0000)	0,000003** (0,0000)	0,0000002 (0,0000)	-0,0000002 (0,0000)
Anos de experiência do professor	0,0038** (0,0015)	0,0002 (0,0005)	0,0003*** (0,0001)	0,0001 (0,0001)
Anos de escolaridade do diretor	0,0035** (0,0015)	0,0008* (0,0005)	-0,000002 (0,0001)	-0,0001 (0,0001)
Salário do professor (em R\$)	-0,000005 (0,0000)	0,000002* (0,0000)	$8,96e^{-08}$ (0,0000)	-0,0000001 (0,0000)
Anos de experiência do diretor	-0,0012 (0,0009)	0,00006 (0,0002)	0,0001** (0,0000)	0,0001*** (0,0000)
Constante	-0,7910*** (0,0876)	0,8880*** (0,0235)	0,9250*** (0,0068)	0,9590*** (0,0059)
Dummy de UF	Sim	Sim	Sim	Sim
Observações	386431	386431	386431	386431

Nota: Modelos estimados por VI, cujo primeiro estágio é o mesmo apresentado na tabela 3.

Nota: Erros padrões robustos clusterizados a nível municipal em parênteses.

* Estatisticamente significativa a 10%.

** Estatisticamente significativa a 5%.

*** Estatisticamente significativa a 1%.

Tabela 8: Teste do 2º grupo de canais para língua portuguesa - alunos do 5º ano do ensino fundamental

	Copiar textos do livro didático	Promover discussões a partir de jornais e revistas	Realizar exercícios	Ler, discutir e escrever textos relacionados com colegas e romances	Ler contos, crônicas, poesias ou romances	Conversar sobre contos, crônicas, poesias ou romances	Utiliza contos, crônicas, poesias ou romances para exercitar gramática	Fixar nomes de conceitos gramaticais e linguísticos	Discutir textos, explorando diferentes opiniões
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
Capital cultural do professor	-0,0268** (0,0136)	0,0029 (0,0051)	0,0038 (0,0058)	-0,0035 (0,0084)	0,0035 (0,0033)	0,0017 (0,0039)	0,0074 (0,0049)	-0,0007 (0,0074)	0,0002 (0,0055)
PIB per capita	-2,91e ⁻⁰⁷ (0,0000)	-9,10e ⁻⁰⁸ (7,27e ⁻⁰⁸)	-7,23e ⁻⁰⁸ (9,23e ⁻⁰⁸)	5,01e ⁻⁰⁸ (0,0000)	1,93e ⁻⁰⁸ (4,52e ⁻⁰⁸)	-4,23e ⁻⁰⁸ (6,76e ⁻⁰⁸)	6,06e ⁻⁰⁸ (7,27e ⁻⁰⁸)	-3,63e ^{-07*} (0,0000)	-2,39e ⁻⁰⁷ (0,0000)
Aluno branco	-0,0009 (0,0020)	-0,0011 (0,0007)	-0,0001 (0,0009)	-0,0002 (0,0014)	-0,0002 (0,0005)	-0,0008 (0,0006)	-0,00005 (0,0007)	-0,0012 (0,0011)	-0,0009 (0,0008)
Aluna mulher	-0,0025 (0,0011)	0,0006 (0,0005)	0,0012* (0,0006)	0,0012 (0,0009)	0,0001 (0,0003)	-0,0001 (0,0005)	0,00003 (0,0005)	0,0001 (0,0006)	0,0005 (0,0005)
Escola em área urbana	-0,0019 (0,0110)	0,0026 (0,0049)	0,0052 (0,0058)	0,0162* (0,0085)	0,0021 (0,0036)	0,0089* (0,0046)	0,0137*** (0,0051)	0,0120* (0,0062)	0,0089* (0,0047)
Nível socioeconômico do aluno	-0,0025*** (0,0007)	0,0001 (0,0002)	-0,0001 (0,0003)	0,0002 (0,0005)	0,0007 (0,0002)	0,0008 (0,0002)	-0,00008 (0,0003)	0,0002 (0,0005)	0,0002 (0,0003)
Pelo menos um dos pais alfabetizado	-0,00403 (0,0077)	-0,00162 (0,0033)	0,00392 (0,0039)	0,00149 (0,0057)	-0,00555*** (0,0021)	-0,00407 (0,0027)	-0,00918*** (0,0030)	0,00207 (0,0037)	0,00395 (0,0031)
Costuma ver o pai ou a mãe lendo	-0,0050* (0,0030)	-0,0015 (0,0012)	-0,0040*** (0,0013)	-0,0005 (0,0021)	-0,0003 (0,0010)	-3,76e ⁻⁰⁷ (0,0012)	-0,0018 (0,0012)	0,0009 (0,0017)	0,0007 (0,0014)
Escola federal	-0,3290*** (0,1230)	-0,0753 (0,1140)	-0,0149 (0,0586)	-0,2280 (0,1480)	0,0152*** (0,0040)	-0,0318 (0,0597)	0,0279*** (0,0054)	-0,0517 (0,1010)	-0,0760 (0,1010)
Escola privada	-0,1030*** (0,0300)	0,0091 (0,0070)	0,0058 (0,0116)	0,0009 (0,0201)	-0,0352*** (0,0132)	-0,0353** (0,0148)	-0,0126 (0,0141)	-0,0418** (0,0179)	-0,0163 (0,0125)
Monitoria	-0,0001 (0,0087)	0,0089* (0,0046)	0,0054 (0,0049)	0,0182** (0,0077)	0,0047 (0,0031)	0,0033 (0,0035)	0,0003 (0,0041)	-0,0090* (0,0047)	-0,0095*** (0,0035)

Nota: Modelos estimados por VI, cujo primeiro estágio é o mesmo apresentado na tabela 3.

Nota: Erros padrões robustos clusterizados a nível municipal em parênteses.

* Estatisticamente significativa a 10%.

** Estatisticamente significativa a 5%.

*** Estatisticamente significativa a 1%.

Tabela 8: Teste do 2º grupo de canais para língua portuguesa - alunos do 5º ano do ensino fundamental (continuação)

	Copiar textos do livro didático	Promover discussões a partir de jornais e revistas	Realizar exercícios	Ler, discutir com colegas e escrever textos relacionados	Ler contos, crônicas, poesias ou romances	Conversar sobre contos, crônicas, poesias ou romances	Utiliza contos, crônicas, poesias ou romances para exercitar gramática	Fixar nomes de conceitos gramaticais e linguísticos	Discutir textos, e plorando diferentes opiniões
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
Anos de escolaridade do professor	-0,0057*** (0,0019)	-0,0004 (0,0007)	-0,0003 (0,0010)	-0,0005 (0,0014)	0,0006 (0,0006)	-0,0002 (0,0007)	-0,0002 (0,0008)	-0,0005 (0,0010)	-0,0004 (0,0007)
Salário do professor (em R\$)	-0,00001*** (0,0000)	-8,40e-07 (0,0000)	-0,000005*** (0,0000)	-0,000003 (0,0000)	-6,11e-07 (0,0000)	-5,61e-07 (0,0000)	-0,000001 (0,0000)	-0,000002 (0,0000)	9,25e-07 (0,0000)
Anos de experiência do professor	-0,0036*** (0,0011)	0,00009 (0,0003)	0,00001 (0,0004)	-0,0004 (0,0007)	0,0001 (0,0002)	0,0002 (0,0004)	-0,0003 (0,0004)	-0,0023*** (0,0007)	-0,0014*** (0,0005)
Anos de escolaridade do diretor	0,00002 (0,0009)	0,0004 (0,0004)	0,0008 (0,0005)	0,0007 (0,0006)	0,0004 (0,0002)	0,0006 (0,0004)	0,0008** (0,0003)	0,0007 (0,0005)	0,0007* (0,0004)
Salário do professor (em R\$)	-0,000001 (0,0000)	-0,000001 (0,0000)	-5,73e-07 (0,0000)	7,71e-07 (0,0000)	8,51e-07 (0,0000)	9,95e-07 (0,0000)	-0,000001 (0,0000)	-0,000003** (0,0000)	-0,000002* (0,0000)
Anos de experiência do diretor	0,0002 (0,0006)	0,0003 (0,0002)	0,0004 (0,0003)	0,0003 (0,0003)	0,00006 (0,0001)	0,0001 (0,0001)	-0,0003 (0,0002)	-0,0004 (0,0003)	-0,0001 (0,0002)
Constante	1,0930*** (0,0505)	0,9650*** (0,0182)	0,9520*** (0,0228)	0,8610*** (0,0333)	0,9430*** (0,0131)	0,9260*** (0,0163)	0,9590*** (0,0187)	1,0220*** (0,0265)	0,9870*** (0,0194)
Dummy de UF	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Observações	386431	386431	386431	386431	386431	386431	386431	386431	386431

Nota: Modelos estimados por VI, cujo primeiro estágio é o mesmo apresentado na tabela 3.

Nota: Erros padrões robustos clusterizados a nível municipal em parênteses.

* Estatisticamente significativa a 10%.

** Estatisticamente significativa a 5%.

*** Estatisticamente significativa a 1%.

lar. Outra possível fonte de endogeneidade ocorreria se, por exemplo, a oferta de atividades culturais ocorrerem em municípios onde as escolas têm maior qualidade educacional e a maior qualidade da escola afeta a nota do aluno no exame de proficiência, os resultados encontrados não seriam confiáveis.

Embora a hipótese de exogeneidade do instrumento não seja testável de fato, podemos verificar se a suspeita de que escolas melhores estejam localizadas nos municípios com maior oferta de atividades culturais mudam os resultados encontrados. Para tanto, estimam-se os mesmos modelos apresentados na Tabela 5 adicionando um controle de qualidade educacional da escola do aluno. Dessa forma, se o capital cultural do professor estiver impactando a proficiência em língua portuguesa dos alunos apenas pelo fato de o instrumento estar relacionado com a qualidade educacional da escola em que a criança está matriculada, o estimador de VI do coeficiente do capital cultural do professor não deve ser mais significativo. Para controlar a qualidade educacional da escola, portanto, utiliza-se a nota no Índice de Desenvolvimento da Educação Básica (Ideb) divulgado para as escolas públicas pelo Inep. Esse índice é composto por duas dimensões: taxa de aprovação média e proficiência média da escola nos exames de proficiência do SAEB. A nota no Ideb é amplamente utilizado no Brasil como referência para qualidade da educação.

Os resultados das estimações do primeiro estágio para as estimações realizadas por VI com o controle de Ideb são apresentados na Tabela 9. Os instrumentos são significativos a 1% em todos os modelos. Os instrumentos ainda passam nos testes de exclusão de instrumentos e nos testes de sobre identificação.

Os resultados do segundo estágio dos modelos estimados para proficiência dos alunos em língua portuguesa com a adição do controle de nota da escola no Ideb são apresentados na Tabela 10. Diferentemente do que ocorreu sem o controle de nota no Ideb, o coeficiente do capital cultural do modelo estimado por MQO com controles socioeconômicos e da escola não é significativo. Entretanto, quando estimado por VI, o coeficiente se manteve significativo, porém a 10%⁵ e com uma magnitude menor. Vale ressaltar, no entanto, que esses resultados não são exatamente comparáveis, já que a amostra utilizada para essa regressão é de apenas de estudantes do 5º ano de escolas públicas⁶.

Um desvio padrão a mais no índice de capital cultural do professor, com controle de qualidade educacional, impactaria positivamente, em média, a proficiência do aluno em língua portuguesa em 0,04 desvio padrão ($\frac{1,098 \times 1,6}{46} = 0,04$), tudo o mais constante. Esse resultado é semelhante ao encontrado por Jaeger (2011) para capital cultural dos alunos.

Para verificar se os mecanismos de transmissão da cultura do professor se mantém quando adiciona-se o controle de qualidade educacional, fazemos o mesmo exercício que o realizado na Subseção 4.3. O resultado do primeiro bloco de canais testados são apresentados na Tabela 11. Verifica-se que os coeficientes do capital cultural do professor nas duas primeiras colunas na tabela são significativos e muito parecido com os já evidenciado sem o controle de qualidade da escola. Isso evidencia que os canais de transmissão encontrados anteriormente são robustos e, portanto, professores com maior nível de capital cultural tendem a incentivar de alguma forma os alunos a consumirem

⁵O p valor do coeficiente é 0,06.

⁶Por esse motivo a variável *dummy* de escolas privadas foi retirada da regressão.

Tabela 9: Regressões do primeiro estágio dos modelos estimados por VI para proficiência em língua portuguesa com Ideb - alunos do 5º ano do ensino fundamental

Variável dependente: Capital cultural do professor				
	(1)	(2)	(3)	(4)
Teatro ou sala de espetáculo	0,3660*** (0,0688)	0,2630*** (0,0511)	0,2430*** (0,0496)	0,2190*** (0,0485)
Museu	0,3310*** (0,0572)	0,2820*** (0,0433)	0,2640*** (0,0420)	0,2440*** (0,0410)
Centro cultural	0,1790*** (0,0650)	0,1580*** (0,0447)	0,1470*** (0,0440)	0,1410*** (0,0436)
Cinema	0,3110*** (0,0698)	0,2120*** (0,0466)	0,1820*** (0,0453)	0,1600*** (0,0447)
PIB per capita			0,000002** (0,0000)	0,000001* (0,0000)
Aluno branco			-0,0033 (0,0088)	-0,0052 (0,0086)
Aluna mulher			0,0028 (0,0053)	0,0011 (0,0053)
Escola em área urbana			0,3750*** (0,0469)	0,3110*** (0,0464)
Nível socioeconômico do aluno			0,0247*** (0,0040)	0,0191*** (0,0037)
Pelo menos um dos pais alfabetizado			0,1180*** (0,0334)	0,1120*** (0,0333)
Costuma ver o pai ou a mãe lendo			0,0446*** (0,0133)	0,0432*** (0,0134)
Escola Federal				0,3040 (0,4000)
Monitoria				0,1090*** (0,0380)

Nota: Erros padrões robustos clusterizados a nível municipal em parênteses.

* Estatisticamente significativa a 10%.

** Estatisticamente significativa a 5%.

*** Estatisticamente significativa a 1%.

Tabela 9: Regressões do primeiro estágio dos modelos estimados por VI para proficiência em língua portuguesa com Ideb - alunos do 5º ano do ensino fundamental (continuação)

Variável dependente: Capital cultural do professor				
	(1)	(2)	(3)	(4)
Anos de escolaridade do professor				0,0398*** (0,0073)
Salário do professor (em R\$)				-0,00001 (0,0000)
Anos de experiência do professor				0,0149*** (0,0038)
Anos de escolaridade do diretor				0,0061 (0,0038)
Salário do diretor (em R\$)				0,00004*** (0,0000)
Anos de experiência do diretor				0,0041* (0,0021)
Nota no IDEB				0,0284* (0,0170)
Constante	-0,5230*** (0,0364)	-0,5310*** (0,0548)	-1,1310*** (0,0959)	-2,1620*** (0,1880)
<i>Dummy</i> de UF	Sim	Sim	Sim	Sim
Observações	378336	378336	378336	378336
R-quadrado	0,079	0,129	0,134	0,138
Teste de instrumentos	Estat F = 106,30 Prob>F = 0,000	Estat F = 70,17 Prob>F = 0,000	Estat F = 63,21 Prob>F = 0,000	Estat F = 56,90 Prob>F = 0,000
Teste de sobre identificação	Estat. J = 0,206 Valor p = 0,977	Estat. J = 2,647 Valor p = 0,450	Estat. J = 2,282 Valor p = 0,516	Estat. J = 3,084 Valor p = 0,379

Nota: Erros padrões robustos clusterizados a nível municipal em parênteses.

* Estatisticamente significante a 10%.

** Estatisticamente significante a 5%.

*** Estatisticamente significante a 1%.

Tabela 10: Estimções por MQO e VI para proficiência em língua portuguesa com Ideb - alunos do 5º ano do ensino fundamental de escolas públicas

	Variável dependente: Proficiência em língua portuguesa							
	MQO (1)	MQO (2)	MQO (3)	MQO (4)	IV (5)	IV (6)	IV (7)	IV (8)
Capital cultural do professor	2,0820*** (0,2250)	0,7570*** (0,1450)	0,3300*** (0,1130)	-0,0119 (0,0726)	12,35*** (1,5740)	9,3160*** (1,3830)	5,5730*** (1,3030)	1,0980* (0,5840)
PIB per capita			0,00005* (0,0000)	0,00002* (0,0000)			0,00001 (0,0000)	0,00001 (0,0000)
Aluno branco			2,6990*** (0,2680)	1,7250*** (0,1850)			2,7610*** (0,2570)	1,7390*** (0,1830)
Aluna mulher			13,11*** (0,1750)	12,65*** (0,1800)			13,06*** (0,1770)	12,65*** (0,1800)
Escola em área urbana			5,9580*** (0,5800)	1,0150*** (0,3520)			3,4860*** (0,7660)	0,6270* (0,3770)
Nível socioeconômico do aluno			3,8100*** (0,0799)	2,3220*** (0,0615)			3,5620*** (0,0992)	2,2850*** (0,0665)
Pelo menos um dos pais alfabetizado			8,0930*** (0,8150)	7,1540*** (0,7070)			7,0810*** (0,8730)	6,9660*** (0,7190)
Costuma ver o pai ou a mãe lendo			4,1080*** (0,3400)	3,6810*** (0,3080)			3,8540*** (0,3390)	3,6300*** (0,3040)
Escola federal				4,761 (3,79)				4,431 (4,203)
Monitoria				-0,724** (0,29)				-0,879*** (0,291)

Nota: Erros padrões robustos clusterizados a nível municipal em parênteses.

* Estatisticamente significante a 10%.

** Estatisticamente significante a 5%.

*** Estatisticamente significante a 1%.

Tabela 10: Estimções por MQO e VI para proficiência em língua portuguesa com Ideb - alunos do 5º ano do ensino fundamental de escolas públicas (continuação)

	Variável dependente: Proficiência em língua portuguesa							
	MQO (1)	MQO (2)	MQO (3)	MQO (4)	IV (5)	IV (6)	IV (7)	IV (8)
Anos de escolaridade do professor				0,1720*** (0,0597)				0,1230** (0,0616)
Salário do professor (em R\$)				0,0003*** (0,0001)				0,0003*** (0,0001)
Anos de experiência do professor				0,1330*** (0,0339)				0,1160*** (0,0352)
Anos de escolaridade do diretor				0,0350 (0,0332)				0,0232 (0,0345)
Salário do diretor (em R\$)				0,0001 (0,0001)				0,00004 (0,0001)
Anos de experiência do diretor				-0,0300* (0,0170)				-0,0359** (0,0176)
Nota no IDEB				17,00*** (0,1970)				16,95*** (0,2080)
Constante	196,2*** (0,6040)	208,0*** (0,0557)	176,5*** (1,8240)	90,23*** (1,8450)	193,8*** (0,5700)	204,8*** (0,5320)	180,5*** (1,8040)	92,89*** (2,3500)
Dummy de UF	Não	Sim	Sim	Sim	Não	Sim	Sim	Sim
Observações	378336	378336	378336	378336	378336	378336	378336	378336

Nota: Erros padrões robustos clusterizados a nível municipal em parênteses.

* Estatisticamente significativa a 10%.

** Estatisticamente significativa a 5%.

*** Estatisticamente significativa a 1%.

bens e serviços culturais, além de utilizarem mais livros de leitura em geral em sala de aula.

A diferença nesse conjunto de regressões surge no modelo da coluna 3. Esse resultado indica que alunos que têm aula com professores com maior capital cultural têm menor probabilidade de fazer o tema de português regularmente. Apesar de significativo a 5%, a magnitude do coeficiente é pequena. Ele indica que um desvio padrão a mais no índice de capital cultural do professor reduz, em média, a probabilidade do aluno fazer regularmente o tema de português em apenas 0,6 pontos percentuais ($1,6 \times 0,004 = 0,006$), tudo o mais constante.

No segundo grupo de canais, testam-se as variáveis do bloco de práticas de ensino presentes nos questionários dos professores de língua portuguesa. Os resultados são apresentados na Tabela 12. Assim como ocorreu no primeiro grupo de testes de canais, os resultados são semelhantes aos encontrados sem o controle de qualidade da educação da escola. Embora a prática de copiar textos pelo professor continue negativamente relacionada com o capital cultural do professor, o coeficiente não é significativo.

Também pertence ao conjunto de exercícios de checagem de robustez a estimação dos efeitos do capital cultural do professor nos exames de proficiência do aluno por meio de outra abordagem metodológica: estimação com efeitos fixos. Realiza-se a estimação de equações que controlam por efeitos fixos dos municípios com o intuito de considerar características não observáveis dessas regiões. Neste procedimento, não se utilizam mais os instrumentos, perde-se, portanto, a possível variação exógena que a oferta de bens e serviços culturais causa sobre o capital cultural dos professores. A hipótese de identificação de impacto neste caso reside em supor que condicional a algumas características observáveis e ao efeito fixo do município, o capital cultural dos professores é ortogonal aos demais não observáveis que explicam o desempenho dos estudantes. São estimadas diferentes especificações no que concerne o uso de *clusters* de municípios para estimação robusta dos erros, além de diferentes conjuntos de covariadas (conjuntos esses que foram adotados nas estimações de variáveis instrumentais - controlam por características individuais dos alunos, professores, diretor, das escolas, etc.).

Para essa etapa do trabalho, estimam-se as equações apenas com o desempenho em língua portuguesa português como variável dependente. Os resultados obtidos estão presentes na Tabela 13. Diferente do que fora observado na aplicação do método de variáveis instrumentais, não há evidências de efeito positivo do capital cultural do professor sobre o aprendizado dos estudantes. Na verdade, apenas na primeira especificação há indicio de efeito, mas nas demais não.

Os resultados obtidos desse estágio não permitem descartar a hipótese de que os resultados observados pelo método de variáveis instrumentais, em específico, em função do instrumento utilizado, sejam consequências de diferenças não controladas dos municípios nas estimações de variáveis instrumentais; diferenças essas correlacionadas com a oferta de serviços culturais. Contudo, também não se pode descartar que a ausência de significância estatística dos coeficientes ligados ao capital cultural dos professores seja causada por problemas ligados a multicolineariedade existente entre o capital cultural dos professores e o efeito fixo dos municípios, que, em última instância, contém a oferta de capital cultural omitida nessas especificações, e, empiricamente, detectadas como correlacionadas com o capital cultural dos professores.

Tabela 11: Teste do 1º grupo de canais para língua portuguesa com Ideb - alunos do 5º ano do ensino fundamental

	Capital cultural do aluno	Professor utiliza livros	Faz tema de português	Professor corrige tema
	(1)	(2)	(3)	(4)
Capital cultural do professor	0,2110*** (0,0270)	0,0135** (0,0059)	-0,0043** (0,0017)	-0,0015 (0,0014)
PIB per capita	0,0000001 (0,0000)	-0,0000001* (9,29e-08)	4,83e-08* (2,55e-08)	5,79e-08*** (2,20e-08)
Aluno branco	-0,1090*** (0,0055)	0,0004 (0,0010)	0,0004 (0,0006)	-0,0011** (0,0004)
Aluna mulher	0,3050*** (0,0064)	-0,00006 (0,0006)	0,0246*** (0,0008)	0,0095*** (0,0004)
Escola em área urbana	0,1530*** (0,0213)	-0,0028 (0,0064)	-0,0011 (0,0017)	-0,0017 (0,0015)
Nível socioeconômico do aluno	0,1450*** (0,0025)	-0,0012*** (0,0004)	0,0027*** (0,0003)	0,0005*** (0,0001)
Pelo menos um dos pais alfabetizado	-0,1570*** (0,0271)	0,0021 (0,0048)	0,0096** (0,0040)	-0,0010 (0,0030)
Costuma ver o pai ou a mãe lendo	0,5760*** (0,01420)	-0,0028* (0,00166)	0,0257*** (0,00159)	0,0134*** (0,00125)
Escola Federal	-0,3540*** (0,0680)	-0,0062 (0,0064)	0,0003 (0,0039)	-0,0037 (0,0069)
Monitoria	0,0618*** (0,0156)	0,0093* (0,0050)	-0,0017 (0,0011)	-0,0007 (0,0010)

Nota: Modelos estimados por VI, cujo primeiro estágio é o mesmo apresentado na tabela 9.

Nota: Erros padrões robustos clusterizados a nível municipal em parênteses.

* Estatisticamente significante a 10%.

** Estatisticamente significante a 5%.

*** Estatisticamente significante a 1%.

Tabela 11: Teste do 1º grupo de canais para língua portuguesa com Ideb - alunos do 5º ano do ensino fundamental (continuação)

	Capital cultural do aluno	Professor utiliza livros	Faz tema de português	Professor corrige tema
	(1)	(2)	(3)	(4)
Anos de escolaridade do professor	-0,0034 (0,0034)	0,0009 (0,0011)	0,00003 (0,0002)	0,0005** (0,0002)
Salário do professor (em R\$)	0,000001 (0,0000)	0,000003** (0,0000)	0,0000001 (0,0000)	-0,0000002 (0,0000)
Anos de experiência do professor	0,0044*** (0,0015)	0,0002 (0,0005)	0,0002** (0,0001)	0,00005 (0,0001)
Anos de escolaridade do diretor	0,0039** (0,0015)	0,0008 (0,0005)	-0,00008 (0,0001)	-0,0001 (0,0001)
Salário do diretor (em R\$)	-0,000007 (0,0000)	0,000002* (0,0000)	-0,0000001 (0,0000)	-0,0000003 (0,0000)
Anos de experiência do diretor	-0,0009 (0,0009)	-0,00005 (0,0003)	0,00002 (0,0000)	0,00007 (0,0000)
Nota no IDEB	-0,0066 (0,0091)	0,0150*** (0,0018)	0,0121*** (0,0005)	0,0088*** (0,0005)
Constante	-0,7510*** (0,0973)	0,8200*** (0,0253)	0,8750*** (0,0076)	0,9230*** (0,0061)
<i>Dummy</i> de UF	Sim	Sim	Sim	Sim
Observações	378336	378336	378336	378336

Nota: Modelos estimados por VI, cujo primeiro estágio é o mesmo apresentado na tabela 9.

Nota: Erros padrões robustos clusterizados a nível municipal em parênteses.

* Estatisticamente significativa a 10%.

** Estatisticamente significativa a 5%.

*** Estatisticamente significativa a 1%.

Tabela 12: Teste do 2º grupo de canais para língua portuguesa com Ideb - alunos do 5º ano do ensino fundamental

	Copiar textos do livro didático	Promover discussões a partir de jornais e revistas	Realizar exercícios	Ler, discutir e escrever textos com colegas e textos relacionados	Ler contos, crônicas, poesias ou romances	Conversar sobre contos, crônicas, poesias ou romance	Utiliza contos, crônicas, poesias ou romances para exercitar gramática	Fixar nomes de conceitos gramaticais e linguísticos	Discutir textos, ex- plorando diferentes opiniões
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
Capital cultural do professor	-0,0174 (0,0139)	0,0015 (0,0052)	0,0045 (0,0061)	-0,0048 (0,0086)	0,0038 (0,0033)	0,0021 (0,0039)	0,0090* (0,0050)	-0,00009 (0,0077)	0,0005 (0,0056)
PIB per capita	-3,00e-07 (0,0000)	-8,61e-08 (0,0000)	-7,41e-08 (0,0000)	6,35e-08 (0,0000)	8,30e-09 (0,0000)	-5,00e-08 (0,0000)	4,73e-08 (0,0000)	-3,67e-07* (0,0000)	-2,38e-07 (0,0000)
Aluno branco	0,0010 (0,0020)	-0,0016** (0,0007)	-0,0003 (0,0009)	-0,0009 (0,0014)	-0,0004 (0,0005)	-0,0010* (0,0006)	-9,21e-07 (0,0007)	-0,0010 (0,0011)	-0,0009 (0,0008)
Aluna mulher	-0,0016 (0,0012)	0,0005 (0,0005)	0,0012* (0,0006)	0,0011 (0,0009)	0,00009 (0,0003)	-0,0002 (0,0004)	0,00004 (0,0005)	0,0002 (0,0006)	0,0004 (0,0005)
Escola em área urbana	0,0031 (0,0110)	0,0014 (0,0050)	0,0049 (0,0059)	0,0144* (0,0087)	0,0019 (0,0037)	0,0067 (0,0046)	0,0124** (0,0052)	0,0118* (0,0063)	0,0088* (0,0048)
Nível socioeconômico do aluno	0,0001 (0,0007)	-0,0003 (0,0002)	-0,0001 (0,0003)	-0,0006 (0,0005)	-0,0001 (0,0002)	-0,0002 (0,0002)	0,00001 (0,0003)	0,0002 (0,0004)	0,0002 (0,0003)
Pelo menos um dos pais alfabetizado	-0,0033 (0,0078)	-0,0018 (0,0033)	0,0036 (0,0039)	0,0030 (0,0058)	-0,0050** (0,0021)	-0,0035 (0,0027)	-0,0091*** (0,0030)	0,0020 (0,0037)	0,0039 (0,0032)
Costuma ver o pai ou a mãe lendo	-0,0050* (0,0028)	-0,0017 (0,0012)	-0,0041*** (0,0013)	-0,0008 (0,0021)	-0,0011 (0,0010)	-0,0004 (0,0011)	-0,0021* (0,0012)	0,0009 (0,0017)	0,0008 (0,0014)
Escola Federal	-0,3020** (0,1380)	-0,0928 (0,1200)	-0,0205 (0,0613)	-0,2610* (0,1510)	0,0101** (0,0041)	-0,0416 (0,0618)	0,0287*** (0,0065)	-0,0519 (0,1080)	-0,0816 (0,1060)
Monitoria	0,0048 (0,0080)	0,0088* (0,0040)	0,0047 (0,0040)	0,0147* (0,0070)	0,0036 (0,0020)	0,0017 (0,0030)	0,00006 (0,0040)	-0,0085* (0,0040)	-0,0093*** (0,0030)

Nota: Modelos estimados por VI, cujo primeiro estágio é o mesmo apresentado na tabela 5.

Nota: Erros padrões robustos clusterizados a nível municipal em parênteses.

* Estatisticamente significativa a 10%.

** Estatisticamente significativa a 5%.

*** Estatisticamente significativa a 1%.

Tabela 12: Teste do 2º grupo de canais para língua portuguesa com Ideb - alunos do 5º ano do ensino fundamental (continuação)

	Copiar textos do livro didático	Promover discussões a partir de jornais e revistas	Realizar exercícios	Ler, discutir com colegas e escrever textos	Ler contos, crônicas, poesias ou romances	Conversar sobre contos, crônicas, poesias ou romances	Utiliza contos, crônicas, poesias ou romances para exercitar gramática	Fixar nomes de conceitos gramaticais e linguísticos	Discutir textos, e plorando diferentes opiniões
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
Anos de escolaridade do professor	-0,0050*** (0,0019)	-0,0005 (0,0007)	-0,0005 (0,0010)	-0,0010 (0,0014)	0,0005 (0,0006)	-0,0003 (0,0006)	-0,0001 (0,0008)	-0,0002 (0,0010)	-0,0003 (0,0007)
Salário do professor (em R\$)	-0,00001*** (0,0000)	-9,30e-07 (0,0000)	-0,000005*** (0,0000)	-0,000003 (0,0000)	-7,99e-07 (0,0000)	-5,53e-07 (0,0000)	-0,000002 (0,0000)	-0,000001 (0,0000)	7,70e-07 (0,0000)
Anos de experiência do professor	-0,00323*** (0,0011)	0,00004 (0,0003)	0,00003 (0,0004)	-0,0005 (0,0007)	0,0001 (0,0002)	0,00006 (0,0003)	-0,0003 (0,0004)	-0,0022*** (0,0006)	-0,0013*** (0,0005)
Anos de escolaridade do diretor	0,0002 (0,0009)	0,0003 (0,0004)	0,0008* (0,0005)	0,0004 (0,0006)	0,0004* (0,0002)	0,0006 (0,0004)	0,0009** (0,0003)	0,0006 (0,0005)	0,0006 (0,0004)
Salário do diretor (em R\$)	-9,64e-07 (0,0000)	-0,000001 (0,0000)	-7,34e-07 (0,0000)	2,97e-07 (0,0000)	6,91e-07 (0,0000)	5,43e-07 (0,0000)	-0,000001 (0,0000)	-0,000003* (0,0000)	-0,000002 (0,0000)
Anos de experiência do diretor	0,0005 (0,0006)	0,0002 (0,0002)	0,0003 (0,0003)	0,0002 (0,0003)	0,00003 (0,0001)	0,00009 (0,0001)	-0,0002 (0,0002)	-0,0004 (0,0003)	-0,0001 (0,0002)
Nota no IDEB	-0,0375*** (0,0042)	0,0069*** (0,0019)	0,0016 (0,0023)	0,0106*** (0,0031)	0,0033*** (0,0011)	0,0042*** (0,0013)	-0,0003 (0,0018)	-0,0034 (0,0027)	-0,0001 (0,0016)
Constante	1,2600*** (0,0558)	0,9330*** (0,0201)	0,9470*** (0,0250)	0,8190*** (0,0369)	0,9310*** (0,0144)	0,9110*** (0,0170)	0,9630*** (0,0203)	1,0310*** (0,0285)	0,9860*** (0,0212)
Dummy de UF	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Observações	378336	378336	378336	378336	378336	378336	378336	378336	378336

Nota: Modelos estimados por VI, cujo primeiro estágio é o mesmo apresentado na tabela 9.

Nota: Erros padrões robustos clusterizados a nível municipal em parênteses.

* Estatisticamente significativa a 10%.

** Estatisticamente significativa a 5%.

*** Estatisticamente significativa a 1%.

Tabela 13: Estimções dos Modelos com Efeitos Fixos de Municípios

Variável dependente: Proficiência no exame de língua portuguesa						
	MQO (1)	MQO (2)	MQO (3)	MQO (4)	MQO (5)	MQO (6)
Capital cultural do professor	0,1810** (0,0516)	0,0771 (0,0506)	-0,0412 (0,0505)	0,1810 (0,1120)	0,0771 (0,0989)	-0,0412 (0,0931)
Aluno branco		2,5220*** (0,1420)	2,3220*** (0,1420)		2,5220*** (0,2300)	2,3220*** (0,2230)
Aluna mulher		12,87*** (0,1360)	12,82*** (0,1360)		12,87*** (0,1790)	12,82*** (0,1780)
Escola em área urbana		5,7190*** (0,3290)	5,2190*** (0,3310)		5,7190*** (0,5340)	5,2190*** (0,5430)
Nível socioeconômico do aluno		3,4790*** (0,0437)	3,1500*** (0,0440)		3,4790*** (0,0723)	3,1500*** (0,0718)
Pelo menos um dos pais alfabetizado		7,6580*** (0,7370)	7,6630*** (0,7340)		7,6580*** (0,7290)	7,6630*** (0,7260)
Costuma ver o pai ou a mãe lendo		3,8940*** (0,2950)	3,9340*** (0,2940)		3,8940*** (0,3300)	3,9340*** (0,3270)
Escola federal			29,07*** (2,3030)			29,07*** (5,0180)
Escola privada			27,05*** (0,5880)			27,05*** (1,2850)
Monitoria			-0,5560** (0,2760)			-0,5560 (0,5030)

* Estatisticamente significativa a 10%.

** Estatisticamente significativa a 5%.

*** Estatisticamente significativa a 1%.

Tabela 13: Estimacões dos Modelos com Efeitos Fixos de Municípios (continuação)

Variável dependente: Proficiência no exame de língua portuguesa						
	MQO (1)	MQO (2)	MQO (3)	MQO (4)	MQO (5)	MQO (6)
Anos de escolaridade do professor			0,4180*** (0,0537)			0,4180*** (0,0930)
Salário do professor (em R\$)			0,0003*** (0,0000)			0,0003** (0,0001)
Anos de experiência do professor			0,3380*** (0,0265)			0,3380*** (0,0500)
Anos de escolaridade do diretor			0,0908*** (0,0271)			0,0908** (0,0459)
Salário do diretor (em R\$)			0,0004*** (0,0000)			0,0004*** (0,0001)
Anos de experiência do diretor			0,1840*** (0,0147)			0,1840*** (0,0269)
Constante	197,0*** (0,0701)	172,9*** (0,7740)	161,3*** (1,1940)	197,0*** (0,0262)	172,9*** (0,8560)	161,3*** (1,7880)
Efeito Fixo de Município	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Cluster	Sem	Sem	Sem	Município	Município	Município
Observações	386431	386431	386431	386431	386431	386431

* Estatisticamente significativa a 10%.

** Estatisticamente significativa a 5%.

*** Estatisticamente significativa a 1%.

6 Considerações finais

Identificar os determinantes da qualidade dos professores tem sido um dos grandes desafios da literatura sobre políticas educacionais. Neste trabalho, estima-se o impacto causal do capital cultural dos docentes sobre o aprendizado dos alunos do 5º ano do ensino fundamental em língua portuguesa e matemática. A motivação para a realização deste trabalho surge das recentes evidências a respeito da importância do capital cultural das famílias para o aprendizado das crianças (Dumais & Ward 2010, Tramonte & Willms 2010, Gaddis 2012). Para tanto, utiliza-se uma extensa base de dados com questionários socioeconômicos preenchidos por alunos, professores e diretores de escolas.

O problema empírico principal para medir esse efeito surge da potencial endogeneidade do nível de capital cultural do professor. Para tanto, emprega-se a estratégia de estimações por variáveis instrumentais, cujos instrumentos utilizados foram ofertas de atividades culturais no município. Com evidências a partir de uma série de testes realizados, acredita-se que as ofertas de atividades culturais apresentam as propriedades necessárias para serem considerados instrumentos válidos.

Os resultados das estimativas por VI revelam que o capital cultural do professor é um forte determinante da qualidade docente no que diz respeito apenas ao aprendizado do aluno em língua portuguesa. Um desvio padrão a mais no índice de capital cultural do professor impacta, em média, a proficiência do aluno em língua portuguesa em 0,15 desvio padrão. Esse resultado é semelhante aos encontrados nos trabalhos de Tramonte & Willms (2010) e Gaddis (2012) para o capital cultural das famílias. Quando incluímos controle de qualidade educacional da escola em uma amostra apenas para as escolas públicas brasileiras, o coeficiente continua significativo, mas de magnitude menor. Um desvio padrão a mais no índice de capital cultural do professor, utilizando controle de qualidade da escola, impacta, em média, a proficiência do aluno em língua portuguesa em 0,04 desvio padrão. Esse resultado é semelhante ao encontrado por Jaeger (2011) para o capital cultural dos alunos.

As evidências encontradas são de que os mecanismos do efeito do capital cultural do professor sobre o aprendizado das crianças em língua portuguesa são a ampliação do capital cultural dos alunos e a maior utilização de livros de leitura em geral pelos professores. O nível de capital cultural, no entanto, não parece afetar as decisões do professor de utilizar diferentes práticas de ensino. Por meio do exame de outras especificações de modelos e alguns testes específicos podemos ter alto grau de confiança que os resultados encontrados aqui são robustos.

Sob a hipótese de que famílias mais pobres falham em incentivar a educação das crianças por terem menores níveis de capital cultural (Bourdieu 1973), os resultados encontrados aqui são relevantes pois sugerem que os professores podem atenuar a desigualdade educacional em países em desenvolvimento. Assim, os docentes poderiam, pelo menos em parte, substituir o papel que a família tem em introduzir as crianças no ambiente escolar. Com essas evidências, políticas públicas que incentivem o consumo de bens e serviços culturais para professores são justificadas. No Brasil, por exemplo, recentemente têm sido criadas leis estaduais de meia entrada para consumo de atividades culturais por parte dos docentes.

Entretanto, mais uma vez, ressalta-se o fato de que em um dos exercícios

de robustez, os resultados obtidos por variáveis instrumentais não foram validados. Estimções com efeitos fixos dos municípios não obtiveram as mesmas evidências de efeito do capital cultural dos professores sobre o aprendizado dos estudantes. Assim, fica evidenciada a necessidade de mais pesquisas sobre o tema, com outros métodos, ou outras variáveis instrumentais, e outras bases de dados para que os pesquisadores da área de economia da educação, e outros profissionais interessados no assunto, formem um consenso sobre os benefícios do consumo de cultura dos professores para o aprendizado dos estudantes.

Referências Bibliográficas

- Aaronson, D., Barrow, L. & Sander, W. (2007), 'Teachers and student achievement in the Chicago public high schools', *Journal of Labor Economics* 25(1), 95–135.
- Ateca-Amestoy, V. (2007), 'Cultural capital and demand', *Economics Bulletin* 26(1), 1–9.
- Ateca-Amestoy, V. (2008), 'Determining heterogeneous behavior for theater attendance', *Journal of Cultural Economics* 32(2), 127–151.
- Borgonovi, F. (2004), 'Performing arts attendance: an economic approach', *Applied Economics* 36(17), 1871–1885.
- Bourdieu, P. (1973), 'Cultural reproduction and social reproduction'.
- Checchi, D. (2006), *The economics of education: Human capital, family background and inequality*, Cambridge University Press.
- Clotfelter, C. T., Ladd, H. F. & Vigdor, J. L. (2006), 'Teacher-student matching and the assessment of teacher effectiveness', *Journal of Human Resources* 41(4), 778–820.
- Clotfelter, C. T., Ladd, H. F. & Vigdor, J. L. (2007), How and why do teacher credentials matter for student achievement?, Technical report, National Bureau of Economic Research Working Paper.
- De Graaf, N. D., De Graaf, P. M. & Kraaykamp, G. (2000), 'Parental cultural capital and educational attainment in the Netherlands: A refinement of the cultural capital perspective', *Sociology of Education* pp. 92–111.
- Diniz, S. C. & Machado, A. F. (2011), 'Analysis of the consumption of artistic-cultural goods and services in Brazil', *Journal of Cultural Economics* 35(1), 1–18.
- Dobbie, W. (2011), 'Teacher characteristics and student achievement: Evidence from Teach for America', *Unpublished manuscript, Harvard University*.
- Dumais, S. A. & Ward, A. (2010), 'Cultural capital and first-generation college success', *Poetics* 38(3), 245–265.
- Dunifon, R., Duncan, G. J. & Brooks-Gunn, J. (2001), 'As ye sweep, so shall ye reap', *The American Economic Review* 91(2), 150–154.
- Farkas, G. (2003), 'Cognitive skills and noncognitive traits and behaviors in stratification processes', *Annual Review of Sociology* pp. 541–562.
- Gaddis, S. M. (2012), 'The influence of habitus in the relationship between cultural capital and academic achievement', *Social Science Research*.
- Hanushek, E. A. (1997), 'Assessing the effects of school resources on student performance: An update', *Educational Evaluation and Policy Analysis* 19(2), 141–164.

Heckman, J. J. & Rubinstein, Y. (2001), 'The importance of noncognitive skills: Lessons from the ged testing program', *The American Economic Review* **91**(2), 145–149.

Jaeger, M. M. (2011), 'Does cultural capital really affect academic achievement? new evidence from combined sibling and panel data', *Sociology of Education* **84**(4), 281–298.

Lareau, A. & Horvat, E. M. (1999), 'Moments of social inclusion and exclusion race, class, and cultural capital in family-school relationships', *Sociology of education* pp. 37–53.

Lareau, A. & Weininger, E. B. (2003), 'Cultural capital in educational research: A critical assessment', *Theory and society* **32**(5-6), 567–606.

Machado, D. C., Gonzaga, G. & Firpo, S. P. (2013), 'A relação entre proficiência e dispersão de idade na sala de aula: a influência do nível de qualificação do professor', *Pesquisa e Planejamento Econômico* .

Rivkin, S. G., Hanushek, E. A. & Kain, J. F. (2005), 'Teachers, schools, and academic achievement', *Econometrica* **73**(2), 417–458.

Rockoff, J. E. (2004), 'The impact of individual teachers on student achievement: Evidence from panel data', *The American Economic Review* **94**(2), 247–252.

Tramonte, L. & Willms, J. D. (2010), 'Cultural capital and its effects on education outcomes', *Economics of Education Review* **29**(2), 200–213.

Apêndice A

Exercício para checar a validade dos instrumentos

Os instrumentos utilizados neste trabalho podem ter sua validade posta em dúvida se as ofertas municipais de atividades culturais estiverem correlacionadas com o comportamento migratório dos professores e famílias em geral, e este ligado a fatores não observáveis importantes na determinação do aprendizado das crianças na escola. Por exemplo, pode-se imaginar que professores com maior nível de capital cultural tenham preferências por morar em municípios com maior oferta de cultura, migrando, portanto, em decorrência disso. Se os professores que migram para ter uma maior oferta de bens culturais forem docentes melhores do que os que não migram, as estimativas de VI seriam viesadas, pois os instrumentos não seriam exógenos. Há ainda outros canais que podem ligar os instrumentos via comportamento migratório dos professores e famílias a fatores não observáveis que invalidam a identificação causal do capital cultural do professor com o aprendizado das crianças na escola, como por exemplo, pais com maiores níveis culturais também podem preferir morar em cidades com maior oferta de bens culturais. Se esses pais também são aqueles mais preocupados com a educação dos seus filhos, os instrumentos utilizados neste trabalho não serão ortogonais ao termo de erro da equação que relaciona nota da criança com o capital cultural do professor.

Isto posto, estimam-se, para uma amostra exclusivamente de professores de escolas, modelos de probabilidade linear por MQO, em que a variável dependente é um indicador binário que assume valor 1 caso o professor não seja natural do município em que se encontra e zero caso contrário. Entre os determinantes do comportamento migratório estão os instrumentos utilizados neste trabalho, características do professor (idade, cor, sexo, escolaridade e posição no domicílio), localização setorial do domicílio e controles de UF. O objetivo é checar se há correlação entre a situação de migração do professor e a oferta de atividades culturais. Posteriormente, realiza-se o mesmo exercício, não mais exclusivamente para professores, mas para uma amostra de chefes de domicílio em que há crianças, sob a hipótese de que a decisão de migrar não pertence às crianças, mas aos adultos responsáveis.

A fonte de dados para esse exercício é o censo demográfico de 2010⁷, uma vez que nos questionários do Saeb não há nenhuma referência a situação de migração do professor. Embora seja uma fonte diferente da que dá origem aos dados utilizados nesse estudo, acredita-se que os resultados encontrados aqui devem refletir o comportamento migratório dos professores e pais de crianças presentes na amostra do Saeb.

Os resultados estão presentes na Tabela A.1. O primeiro modelo estimado, sem controles, indica que apenas um (cinema) dos instrumentos é significativamente (a 10%) correlacionado com o comportamento migratório dos professores, porém esse resultado não é robusto. Nos outros três modelos, em que os controles vão sendo introduzidos sequencialmente, percebe-se que o coeficiente da variável museu é significativo, porém, com o sinal negativo. O mesmo ocorre com o coeficiente da oferta de cinema, a 10% de significância.

⁷Nos dados do Censo Demográfico não existem informações sobre o consumo de bens e serviços culturais dos indivíduos. Assim, as estimativas apresentadas aqui não têm controle de capital cultural das pessoas, variável considerada no trabalho.

Em síntese os resultados sugerem ausência, ou baixa correlação e negativa, dos instrumentos com o status de migração dos professores.

Já para a amostra dos pais, esse mesmo exercício aponta também para baixa correlação entre os instrumentos e a situação de migração. No primeiro modelo de probabilidade linear estimado, os coeficientes de museu e centros culturais são estatisticamente significativos, sendo o primeiro positivo e o segundo negativo. Nos demais modelos, museu segue sendo significativo e negativo, enquanto centro cultural não é mais significativo. Em algumas especificações, teatro e cinema também são significativos, porém, negativos. Em síntese, parece haver uma baixa correlação entre as ofertas de bens culturais e migração das pessoas com crianças no domicílio, só que negativa. Estas estimativas sugerem que a migração de professores e famílias não parece ser uma fonte significativa de endogeneidade dos instrumentos escolhidos.

Tabela A.1: Modelo de probabilidade linear para estimar a correlação parcial entre os instrumentos e a migração dos professores

Variável dependente: 1 se o professor é migrante e 0 caso contrário				
	(1)	(2)	(3)	(4)
Museu	-0,0055 (0,0034)	-0,0062* (0,0033)	-0,0058* (0,0033)	-0,0140*** (0,0033)
Teatro	0,0027 (0,0041)	0,0058 (0,0039)	0,0060 (0,0039)	-0,0029 (0,0037)
Centro cultural	0,0038 (0,0029)	0,0036 (0,0028)	0,0037 (0,0028)	-0,0001 (0,0025)
Cinema	0,0090* (0,0050)	0,0047 (0,0042)	0,0043 (0,0042)	-0,0083* (0,0045)
Idade			-0,0030*** (0,0001)	-0,0031*** (0,0001)
Branco			0,0117*** (0,0016)	0,0115*** (0,0016)
Masculino			0,0178*** (0,0021)	0,0173*** (0,0021)
Anos de escolaridade			0,0008*** (0,0003)	0,0006** (0,0003)
Chefe de domicílio			0,0298*** (0,0016)	0,0301*** (0,0016)
Rural			-0,0177*** (0,0024)	-0,0131*** (0,0023)
PIB per capita				0,0000** (0,0000)
Anos de escolaridade médio do município				0,0116*** (0,0020)
Constante	Sim	Sim	Sim	Sim
Dummy de UF	Não	Sim	Sim	Sim
R-quadrado	0,00	0,01	0,02	0,03
Observações	176118	176118	176118	176118

Nota: Erros padrões robustos clusterizados a nível municipal em parênteses.

* Estatisticamente significativa a 10%.

** Estatisticamente significativa a 5%.

*** Estatisticamente significativa a 1%.

Tabela A.2: Modelo de probabilidade linear para estimar a correlação parcial entre os instrumentos e a migração dos chefes de domicílios que tenham crianças

Variável dependente: 1 se o chefe de domicílio é migrante e 0 caso contrário				
	(1)	(2)	(3)	(4)
Museu	-0,0123*** (0,0030)	-0,0146*** (0,0027)	-0,0163*** (0,0025)	-0,0219*** (0,0025)
Teatro	-0,0045 (0,0032)	-0,0013 (0,0029)	-0,0049* (0,0027)	-0,0101*** (0,0028)
Centro cultural	0,0052** (0,0026)	0,0030 (0,0024)	0,0016 (0,0023)	-0,0009 (0,0020)
Cinema	-0,0064 (0,0045)	-0,0144*** (0,0037)	-0,0174*** (0,0035)	-0,0247*** (0,0035)
Idade			-0,0028*** (0,0000)	-0,0028*** (0,0000)
Branco			-0,0009 (0,0009)	-0,0008 (0,0009)
Masculino			0,0055*** (0,0006)	0,0056*** (0,0006)
Anos de escolaridade			0,0018*** (0,0002)	0,0015*** (0,0001)
Rural			-0,0184*** (0,0015)	-0,0150*** (0,0016)
PIB per capita				0,0000*** (0,0000)
Anos de escolaridade médio do município				0,0061*** (0,0016)
Constante	Sim	Sim	Sim	Sim
Dummy de UF	Não	Sim	Sim	Sim
R-quadrado	0,00	0,01	0,02	0,03
Observações	2833940	2833940	2833940	2833940

Nota: Erros padrões robustos clusterizados a nível municipal em parênteses.

* Estatisticamente significativa a 10%.

** Estatisticamente significativa a 5%.

*** Estatisticamente significativa a 1%.

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 L^AT_EX.
 - Arquivo de referências bibliográficas no padrão Bib_TE_X.
 - Arquivo com as figuras em formato TIFF ou EPS.
 - Planilha eletrônica com todas as tabelas.

Responsabilidade e Direitos Autorais

Os autores que submeterem ou tiverem o artigo aceito para publicação na Revista ECONOMIA APLICADA declaram:

- Ter participado da concepção do artigo para tornarem públicas suas responsabilidades pelos seus conteúdos, que não omitiram quaisquer ligações ou acordos de financiamento entre autores e companhias que possam ter interesse na publicação deste artigo.
- Que o manuscrito é inédito e que o artigo, em parte ou na íntegra, ou qualquer outro artigo com conteúdo substancialmente similar, de sua autoria, não foi enviado à outra revista e não o será enquanto sua publicação estiver sendo considerada pela revista ECONOMIA APLICADA, que seja no formato impresso ou no eletrônico, exceto o descrito em anexo.
- Que a revista ECONOMIA APLICADA passa a ter os direitos autorais para a veiculação dos artigos, tanto em formato impresso como eletrônico a eles referentes, os quais se tornarão propriedade exclusiva da ECONOMIA APLICADA. É permitida a reprodução total ou parcial dos artigos desta revista, desde que seja explicitamente citada a fonte completa.

ISSN 1413-8050

Editor

Eliezer Martins Diniz

Associate Editors

Angelo Costa Gurgel
Renato Nunes de Lima Seixas
Sergio Naruhiko Sakurai

Eliezer Martins Diniz
Reynaldo Fernandes

Editorial Board

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