

**MENSALIDADE ESCOLAR, *BACKGROUND* FAMILIAR E OS
RESULTADOS DO EXAME NACIONAL DO ENSINO MÉDIO (ENEM)**

Andréa Zaitune Curi

Naércio Aquino Menezes Filho

**EFEITOS DA MUDANÇA DE EMPREGO E DA MIGRAÇÃO
INTERESTADUAL SOBRE OS SALÁRIOS NO BRASIL FORMAL:
EVIDÊNCIAS A PARTIR DE DADOS EM PAINEL**

Ricardo da Silva Freguglia

Thais Salzer Procópio

**MOBILIDADE OCUPACIONAL E INCOMPATIBILIDADE EDUCACIONAL
NO BRASIL METROPOLITANO**

Luciano Machado

Ana Maria Hermeto Camilo de Oliveira

**EFEITOS ASSIMÉTRICOS DAS TRANSFERÊNCIAS GOVERNAMENTAIS
SOBRE OS GASTOS PÚBLICOS LOCAIS: EVIDÊNCIAS EM PAINEL PARA
OS MUNICÍPIOS BRASILEIROS**

Sergio Naruhiko Sakurai

**FUNÇÃO DE CAPITAL HUMANO DOS ESTADOS BRASILEIROS:
RETORNOS CRESCENTES OU DECRESCENTES DA EDUCAÇÃO?**

Joilson Dias

Waleska de Fátima Monteiro

Maria Helena Ambrosio Dias

Letícia Xander Russo

**ABERTURA COMERCIAL, CAPITAL HUMANO E CRESCIMENTO
ECONÔMICO NO BRASIL**

Gilberto Joaquim Fraga

Carlos José Caetano Bacha

Governo Federal

Secretaria de Assuntos Estratégicos da Presidência da República

Ministro interino – Marcelo Côrtes Neri



Fundação pública vinculada à Secretaria de Assuntos Estratégicos da Presidência da República, o Ipea fornece suporte técnico e institucional às ações governamentais – possibilitando a formulação de inúmeras políticas públicas e programas de desenvolvimento brasileiro – e disponibiliza, para a sociedade, pesquisas e estudos realizados por seus técnicos.

Presidente

Marcelo Côrtes Neri

Diretor de Desenvolvimento Institucional

Luiz Cezar Loureiro de Azeredo

Diretor de Estudos e Relações Econômicas e Políticas Internacionais

Renato Coelho Baumann das Neves

Diretor de Estudos e Políticas do Estado, das Instituições e da Democracia

Daniel Ricardo de Castro Cerqueira

Diretor de Estudos e Políticas Macroeconômicas

Cláudio Hamilton Matos dos Santos

Diretor de Estudos e Políticas Regionais, Urbanas e Ambientais

Rogério Boueri Miranda

Diretora de Estudos e Políticas Setoriais de Inovação, Regulação e Infraestrutura

Fernanda De Negri

Diretor de Estudos e Políticas Sociais

Rafael Guerreiro Osorio

Chefe de Gabinete

Sergei Suarez Dillon Soares

Assessor-chefe de Imprensa e Comunicação

João Cláudio Garcia Rodrigues Lima

Corpo Editorial

URL: <http://www.ipea.gov.br>

Editor

Marco Antônio Freitas de Hollanda Cavalcanti

Ouvidoria: <http://www.ipea.gov.br/ouvidoria>

Coeditor

Maurício Cortez Reis

Membros

Alexis Maka (Ipea)
Carlos Henrique Leite Corseuil (Ipea)
Eduardo Pedral Sampaio Fiuza (Ipea)
Eustáquio José Reis (Ipea)
Fernando Veloso (Ibre-FGV)
Lauro Roberto Albrecht Ramos (Ipea)
Miguel Nathan Foguel (Ipea)
Pedro Cavalcanti Ferreira (EPGE-FGV)
Rodrigo Reis Soares (PUC-RJ)

Secretária-Executiva

Thamires Fernandes da Silva

pesquisa e planejamento econômico ■ ppe

ipea

Pesquisa e Planejamento Econômico v. 1 – n.1 – jun. 1971.

Rio de Janeiro: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada, 1990 – v. – quadrimestral.

Título anterior: Pesquisa e Planejamento v. 1, n. 1 e 2, 1971

Periodicidade anterior: semestral de 1971–1975.

1. Economia – Pesquisa – Periódicos. 2. Planejamento Econômico – Brasil. I. Brasil.
Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada.

ISSN - 0 100-0551

CDD 330.05
33(81) (05)

As opiniões emitidas nesta publicação são de exclusiva e inteira responsabilidade dos autores, não exprimindo, necessariamente, o ponto de vista do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada ou o da Secretaria de Assuntos Estratégicos.

É permitida a reprodução dos textos deste volume e dos dados nele contidos, desde que citada a fonte. Reproduções para fins comerciais são proibidas.

SUMÁRIO

**MENSALIDADE ESCOLAR, *BACKGROUND*
FAMILIAR E OS RESULTADOS DO EXAME
NACIONAL DO ENSINO MÉDIO (ENEM) 223**

Andréa Zaitune Curi

Naércio Aquino Menezes Filho

**EFEITOS DA MUDANÇA DE EMPREGO E DA MIGRAÇÃO
INTERESTADUAL SOBRE OS SALÁRIOS NO BRASIL
FORMAL: EVIDÊNCIAS A PARTIR DE DADOS EM PAINEL 255**

Ricardo da Silva Freguglia

Thais Salzer Procópio

**MOBILIDADE OCUPACIONAL E INCOMPATIBILIDADE
EDUCACIONAL NO BRASIL METROPOLITANO 279**

Luciano Machado

Ana Maria Hermeto Camilo de Oliveira

**EFEITOS ASSIMÉTRICOS DAS TRANSFERÊNCIAS
GOVERNAMENTAIS SOBRE OS GASTOS PÚBLICOS LOCAIS:
EVIDÊNCIAS EM PAINEL PARA OS MUNICÍPIOS BRASILEIROS 309**

Sergio Naruhiko Sakurai

**FUNÇÃO DE CAPITAL HUMANO DOS ESTADOS BRASILEIROS:
RETORNOS CRESCENTES OU DECRESCENTES DA EDUCAÇÃO? 333**

Joilson Dias

Waleska de Fátima Monteiro

Maria Helena Ambrosio Dias

Letícia Xander Russo

**ABERTURA COMERCIAL, CAPITAL HUMANO
E CRESCIMENTO ECONÔMICO NO BRASIL 381**

Gilberto Joaquim Fraga

Carlos José Caetano Bacha

CONTENTS

TUITION, FAMILY BACKGROUND AND PROFICIENCY RESULTS 223

Andréa Zaitune Curi

Naércio Aquino Menezes Filho

EFFECTS OF JOB CHANGE AND INTERSTATE MIGRATION ON WAGES IN THE BRAZILIAN FORMAL LABOR MARKET: 255 EVIDENCE FROM PANEL DATA

Ricardo da Silva Freguglia

Thais Salzer Procópio

EDUCATIONAL MISMATCH AND OCCUPATIONAL MOBILITY IN METROPOLITAN BRAZIL 279

Luciano Machado

Ana Maria Hermeto Camilo de Oliveira

ASYMMETRIC EFFECTS OF GOVERNMENT TRANSFERS ON LOCAL PUBLIC EXPENDITURES: PANEL EVIDENCE FOR BRAZILIAN MUNICIPALITIES 309

Sergio Naruhiko Sakurai

THE HUMAN CAPITAL FUNCTION FOR THE BRAZILIAN STATES: INCREASING OR DECREASING RETURNS TO EDUCATION? 333

Joilson Dias

Waleska de Fátima Monteiro

Maria Helena Ambrosio Dias

Letícia Xander Russo

TRADE OPENNESS, HUMAN CAPITAL AND ECONOMIC GROWTH IN BRAZIL 381

Gilberto Joaquim Fraga

Carlos José Caetano Bacha

MENSALIDADE ESCOLAR, *BACKGROUND* FAMILIAR E OS RESULTADOS DO EXAME NACIONAL DO ENSINO MÉDIO (ENEM)

Andréa Zaitune Curi*

Naércio Aquino Menezes Filho**

Este trabalho utiliza, pela primeira vez, os microdados do Exame Nacional do Ensino Médio (Enem) para analisar o papel da escola no desempenho dos alunos no ensino médio das mil melhores escolas particulares e públicas do estado de São Paulo. O objetivo é verificar se o controle pelas características socioeconômicas altera o *ranking* oficial das escolas e se a mensalidade está relacionada com o desempenho médio da escola. Os resultados mostram que o controle pelo *background* familiar não altera expressivamente o *ranking* das escolas, apesar de diminuir significativamente os efeitos escola. Além disso, cerca de 24% dos efeitos escola podem ser explicados pelo efeito dos pares. Por fim, a sensibilidade estimada do desempenho escolar em relação à mensalidade é de 0,11, ou seja, um aumento de 10% no valor da mensalidade escolar aumenta a nota do aluno em 1,1%, mesmo após controlarmos pelo *background* familiar e pelo efeito dos pares.

Palavras-chave: *ranking*; efeitos escola; *background* familiar; *peer effect*; mensalidade.

JEL: I20.

1 INTRODUÇÃO

Depois de um avanço educacional muito lento com relação aos outros países do mundo, desde meados da década de 1990 o Brasil conseguiu aumentar significativamente a frequência escolar em todos os níveis. O desafio, agora, para a educação no país é a melhora da sua qualidade.

Atualmente, a avaliação é um dos pilares da política educacional do Ministério da Educação (MEC). As três principais inovações inseridas no Plano de Desenvolvimento da Educação (PDE), criado em 2007 pelo MEC,¹ foram: *i*) a incorporação dos objetivos de *accountability*; *ii*) a criação de um indicador sintético da qualidade da educação básica, que considera tanto o desempenho dos estudantes em exames padronizados quanto a progressão desses alunos no sistema; e *iii*) a definição de metas seja para o país, seja para cada sistema e escola em particular (Fernandes e Gremaud, 2009).

O apoio à divulgação de resultados de avaliações educacionais, por redes e escolas, não é unânime. Embora as experiências com estes procedimentos proliferem em

* Doutoranda da Escola de Economia de São Paulo da Fundação Getúlio Vargas (EESP/FGV).

** Professor do Instituto de Ensino e Pesquisa (Insper) e da Universidade de São Paulo (USP).

1. Mais detalhes em Haddad (2008).

todo o mundo, e vários estudos apontem que suas vantagens superam seus possíveis defeitos, alguns ainda resistem à ideia. Os estudos mostram que, de modo geral, onde tais medidas foram adotadas, o desempenho dos estudantes tendeu a crescer de forma mais acelerada. Não há evidências claras de exclusão de estudantes de baixo rendimento.

A polêmica atual está ligada à nova função que os exames assumem nas políticas de *accountability*, cujo cerne é considerar não apenas os alunos, mas escolas, professores, diretores e gestores como responsáveis pelo desempenho dos estudantes. A ideia básica desses programas é que os responsáveis (professores, diretores e gestores) podem alterar suas condutas e, assim, proporcionar aos estudantes um melhor ensino.

Tradicionalmente, as avaliações do aprendizado eram restritas às salas de aula, a partir de exames elaborados pelos próprios professores, a fim de verificar se os estudantes possuíam condições de avançar no sistema, o que não era visto como responsabilidade do professor ou da escola. Avaliações de escolas costumavam ocorrer por meio dos processos de inspeção, que se restringiam a averiguar as condições de funcionamento dos estabelecimentos, se os professores cumpriam suas obrigações funcionais, se os currículos ministrados eram adequados etc. Ou seja, limitavam-se a observar insumos e processos. Com o crescimento dos exames em larga escala, a partir da década de 1950, as avaliações ganharam um papel adicional: o de diagnosticar e monitorar a qualidade do sistema educacional (Fernandes e Gremaud, 2009).

O potencial dos programas de *accountability* depende muito da capacidade que os procedimentos adotados possuem de induzir mudanças que contribuam para melhorar o ensino. Aqueles que acreditam que a qualidade da educação pode melhorar, implicitamente admitem que alguns dos responsáveis pela educação (professores, diretores, gestores de rede ou governantes) podem fazer algo diferente do que vêm fazendo. Nessa perspectiva, em algum nível (professores, escolas ou sistemas de ensino) a *accountability* pode ser necessária.

Hanushek e Raymond providenciam importantes estudos para avaliar os impactos dos programas de *accountability* dos estados americanos. Os autores observam que os estados que introduziram sistemas de *accountability* tenderam a mostrar um aumento mais rápido na proficiência durante os anos 1990, quando comparados aos que não introduziram essas medidas. O impacto de um sistema de *accountability* que se limita a divulgar os resultados dos estudantes por escolas e sistema educacional se mostrou menor, indicando que pode ser importante atrelar prêmios e sanções aos resultados dos exames. Não foram encontradas evidências de exclusão de alunos de baixa proficiência (Hanushek e Raymond, 2004, 2005).

No Brasil, desde 2005 o Exame Nacional do Ensino Médio (Enem), ao lado da Prova Brasil e do Sistema de Avaliação da Educação Básica (SAEB), passou

a contribuir para o estabelecimento de um diagnóstico do sistema educacional brasileiro e a fazer parte de um sistema de *accountability* que divulga os resultados dos estudantes por escolas e sistema educacional.

Entretanto, o desempenho médio por escola não é suficiente para uma boa comparação de qualidade entre elas. Todo resultado de avaliação de desempenho representa o produto da interação de um conjunto de fatores, entre eles o histórico escolar, as características familiares, os atributos individuais, as oportunidades vivenciadas pelos alunos e a qualidade do ensino oferecido na instituição atual.

Os resultados do Relatório Coleman de 1966 (Coleman *et al.*, 1966) contrariaram a ideia de que a qualidade da escola teria papel fundamental na aprendizagem e definiram as condições das famílias e do meio em que as crianças convivem como sendo os fatores determinantes do desempenho escolar.

Porém, recentemente, Rivkin, Hanushek e Kain (2005) utilizaram uma metodologia diferente, em que, isolando os efeitos específicos dos alunos e das escolas, identifica-se um importante efeito da escola sobre o desempenho. Os autores encontram que a qualidade do professor é importante para o aprendizado.

Assim, a análise sobre a qualidade da educação deve levar em consideração também os fatores extraescolares que afetam o processo de ensino e a aprendizagem. A correlação entre o desempenho escolar em testes de proficiência e as respostas do questionário socioeconômico aplicado aos alunos que participam das provas mostra claramente o peso do capital econômico, social e cultural das famílias e dos estudantes na aprendizagem e na sua trajetória escolar. O nível de renda, o acesso a bens culturais e tecnológicos, como a internet, a escolarização e o hábito de leitura dos pais e a participação destes na vida escolar dos filhos, o ambiente familiar e a imagem de sucesso ou fracasso projetada no estudante tendem a interferir significativamente no desempenho do aluno (Gremaud, Felício e Biondi, 2007).

Coloca-se, então, a pergunta: “Qual parcela do desempenho escolar se deve às características da escola?”

2 REVISÃO DA LITERATURA

A dificuldade em demonstrar a relação entre qualidade da escola e desempenho escolar pode estar associada à representação da qualidade da escola, cujos dados existentes podem ser inadequados, ou seja, os atributos escolares importantes para a aprendizagem podem ser não observáveis ou não mensuráveis pelos métodos tradicionais. O mesmo não ocorre com os atributos familiares, o efeito do *background* familiar é bem identificado por meio de bons indicadores das condições de vida das crianças. Como consequência, o efeito da escola sobre o aprendizado acaba sendo subestimado relativamente ao efeito da família e do meio.

Para evitar as possíveis causas da subestimação da relação entre qualidade da escola e desempenho escolar, Felício e Fernandes (2005) propõem duas formas alternativas de se observar o efeito da escola sobre o desempenho escolar sem que, para isso, seja necessário utilizar diretamente as variáveis de atributos escolares. Para tanto, os autores se utilizam dos dados do SAEB 2001 referentes à quarta série do ensino fundamental do estado de São Paulo.

No primeiro método, é feita a decomposição da desigualdade de notas em duas partes: uma explicada pela escola, e outra atribuída ao *background* familiar. Isso resultou em um intervalo de valores possíveis para a proporção da desigualdade de desempenho explicada pelas diferenças entre as escolas (efeito escola). Os resultados encontrados indicam que o efeito escola pode explicar entre 0% e 28,4% da desigualdade total nas notas de língua portuguesa e entre 8,7% e 34,44% da desigualdade nas notas de matemática.

A partir do segundo método, com a inclusão de variáveis binárias indicativas de escola, os autores estimaram, por efeito fixo, a importância de cada escola no aprendizado dos alunos e estabeleceram um *ranking* da qualidade das escolas. A partir desse *ranking*, foram feitas simulações em que se supõe que as crianças estudam em uma escola representativa da média das cinco melhores escolas. A mesma metodologia foi empregada para as duas disciplinas e aplicada, para cada uma, nas subamostras de rede de ensino, e dentro da rede pública, para as escolas de dependência administrativa estadual e municipal.

Tanto para as notas de língua portuguesa quanto para as notas de matemática, as simulações que utilizam todas as escolas apresentam um impacto sobre a média de notas de 1 desvio-padrão (56,7 e 51,5 pontos no SAEB, respectivamente), o que corresponde a elevar o aprendizado médio da quarta série ao obtido pela sétima série no estado de São Paulo (3 anos de estudo). Mesmo entre as escolas públicas, os autores notaram um avanço significativo, replicando, para todas elas, o modelo das melhores escolas da rede. O efeito escola encontrado para os alunos da rede pública de ensino pode ser interpretado como um ganho de 3 anos de estudo para matemática e 2,4 para língua portuguesa. Para as notas de língua portuguesa, essa mudança (aumento de 45 pontos) significa igualar o desempenho médio na rede pública ao obtido pelos alunos da rede particular (Felício e Fernandes, 2005).

Em outro estudo, com o intuito de analisar o valor agregado pelas unidades escolares a seus alunos, Gremaud, Felício e Biondi (2007) utilizaram o Indicador de Efeito Escola (IEE). Com ele, os autores puderam identificar as escolas que se destacaram positivamente em relação à média, considerando as diferenças do perfil socioeconômico dos estudantes e as características da região onde elas se localizam. O IEE construído é baseado na parcela da nota dos alunos na Prova Brasil que não é explicada pelo *background* familiar das crianças da escola tampouco

pelas oportunidades oferecidas no local em que ela está situada. Definiu-se, então, como “efeito escola” a parcela residual da estimativa da nota média das escolas, controlando pelas características socioeconômicas dos alunos e pelas características dos municípios.

A partir desse indicador, os autores puderam comparar as escolas não só observando a nota média obtida por seus alunos na avaliação, mas também o quanto elas, as escolas, podem ter contribuído efetivamente para o desempenho de seus alunos na prova. Quanto maior o IEE, mais a escola agregou conhecimento aos alunos relativamente às demais escolas de semelhante perfil socioeconômico de alunos e municípios, o que não quer dizer que sejam escolas com melhor desempenho na Prova Brasil.

De acordo com os resultados encontrados, as variáveis explicativas referentes às características socioeconômicas dos alunos e dos municípios incluídas no modelo explicam 60% do desempenho em língua portuguesa e 53% do desempenho em matemática dos alunos da quarta série do ensino fundamental. Para os alunos da oitava série, o poder explicativo da regressão atingiu 47,5% para o caso das notas de língua portuguesa e 50% para as notas de matemática.

Entre as escolas com baixo desempenho em língua portuguesa na quarta série do ensino fundamental, 1.121 escolas em todo o Brasil apresentam efeito escola elevado. Entre estas, 80% são escolas localizadas nos estados do Norte e do Nordeste. As escolas com notas observadas relativamente altas na prova também apresentam efeito escola elevado, entretanto a situação inversa não procede, pois entre as escolas com baixo desempenho observado também existem escolas com efeito escola elevado, ou seja, com boa qualidade de ensino. Considerando as notas da oitava série do ensino fundamental, entre as escolas com baixo desempenho observado, 125 apresentaram efeito escola elevado, e, destas, 65% são escolas localizadas nas regiões Norte e Nordeste (Gremaud, Felício e Biondi, 2007).

A partir da estimação de uma função de produção educacional para o ensino fundamental brasileiro, com base nos dados do SAEB para a oitava série do ensino fundamental realizado em 1999, Albernaz, Ferreira e Franco (2002) buscam contribuir para uma melhor compreensão dos determinantes da qualidade do ensino fundamental no Brasil. Com o emprego de modelos hierárquicos lineares, de modo a evitar vieses de agregação, a estimação sugere que cerca de 80% da variância de desempenho médio entre as escolas se devem a diferenças na composição socioeconômica de seus alunos. Assim, como nos estudos internacionais, a rede a que a escola pertence está relacionada, de forma importante, ao desempenho de seus alunos. Não obstante, e em contraste com a maior parte da literatura internacional, outras variáveis escolares, tais como a escolaridade dos professores e a qualidade da infraestrutura física, também afetam o desempenho dos estudantes.

Assim, os autores encontram duas categorias de resultados: a primeira refere-se ao papel das características individuais e familiares dos próprios estudantes; e a segunda, ao papel das variáveis escolares e dos professores.

Na primeira categoria, destaca-se como determinante do desempenho do aluno a enorme importância não apenas do nível socioeconômico da família, mas também do nível socioeconômico médio da clientela (qualidade dos colegas e amigos) da escola frequentada. Quanto mais alto for este nível, melhor o desempenho médio dos alunos da escola, o que representa o chamado *efeito dos pares* (*peer effect*). E, mesmo após o controle pelo nível socioeconômico médio da clientela, quanto maior o nível socioeconômico individual, melhor o rendimento escolar. Esse efeito positivo do nível socioeconômico individual, porém, não é igual em todas as escolas: quanto maior o nível socioeconômico médio da clientela das escolas, menor o efeito das condições familiares de cada aluno (Albernaz, Ferreira e Franco, 2002). Com esse resultado da modelagem, os autores sintetizam dois fatores relevantes distintos.

Primeiro, como a escolarização envolve dinâmicas sociais, o efeito de agrupamento é relevante para a produção dos resultados educacionais, de modo que enquanto estudantes de nível socioeconômico baixo tendem a ser duplamente punidos – devido às condições de sua família e à maior probabilidade de estudar em escolas de clientela com nível socioeconômico médio baixo –, estudantes de nível socioeconômico alto têm seus resultados educacionais positivamente influenciados pelo efeito de grupo. O segundo fator é que, em parte, a variável nível socioeconômico médio pode capturar efeitos de variáveis escolares omitidas, se estas forem correlacionadas entre si.

Com relação aos impactos das variáveis escolares, os autores destacam que a significância estatística dos efeitos de um bom número delas sobre o desempenho do aluno contrasta com os resultados usuais na literatura econométrica americana e latino-americana. Eles argumentam que isso pode ser resultado de uma diferença legítima entre o Brasil e os outros países estudados, ou de diferenças metodológicas.

Curi e Menezes Filho (2010) procuram entender as decisões das famílias de gastar com educação no Brasil. Os autores utilizam modelos de escolha binária para analisar os determinantes familiares que levam os pais a matricular ou não as crianças em uma escola privada, além de modelos censurados para analisar o nível de gastos dessas famílias com educação. As informações provêm dos microdados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) dos anos 2001 a 2006 e da Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF) do período 2002-2003, ambas do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).

Segundo os resultados obtidos, os principais determinantes da decisão familiar de matricular os filhos nas escolas privadas são: a educação da mãe e a

renda familiar, que afetam positivamente a escolha; o custo da educação e a oferta relativa de escolas públicas e privadas no estado, que afetam negativamente; e, ainda, a região de moradia. Com relação ao valor gasto com mensalidades, seu maior determinante é a renda familiar *per capita*, sendo que a sensibilidade dos gastos às variações na renda é maior no ensino fundamental do que no ensino médio.

Os autores concluem que as famílias mais pobres matriculam seus filhos em escolas privadas, chegando a comprometer cerca de 10% da sua renda com mensalidades. Independentemente da renda, as mães mais educadas e que se defrontam com escolas mais baratas tendem a matricular seus filhos em escolas privadas no ensino básico.

Segundo os autores, a opção das famílias pela rede privada ocorre devido a dois fatores: a má qualidade da educação pública que é oferecida, muito inferior à qualidade da educação disponível na rede privada; e a baixa oferta de vagas na rede pública, variável que se mostrou bastante relevante na escolha das famílias.

Neste estudo, utilizam-se os microdados do Enem referentes ao estado de São Paulo para examinar se a diferença de qualidade entre as escolas se deve às características dos alunos e dos pais (*efeito família*) ou à melhor gestão destas escolas (*efeitos escola*). A ideia é verificar se o *ranking* das escolas se altera quando controlado pelo *background* familiar, tendo como grupo de comparação uma escola limite. Estimou-se, também, o quanto dos efeitos escola ocorre em função do efeito dos pares.

Ainda, procurou-se estimar a sensibilidade da nota na prova objetiva do Enem à mensalidade cobrada. Isto é, analisou-se se existe uma relação entre o valor da mensalidade cobrada pelas escolas particulares e o desempenho dos alunos na prova do Enem, dado que o valor da mensalidade escolar deve refletir a qualidade do ensino oferecida aos alunos.

Além da introdução e da revisão da literatura, este trabalho é composto por uma terceira seção em que se apresentam os dados utilizados. A quarta seção destaca a metodologia econométrica aplicada em cada uma das etapas deste estudo. Na quinta seção, faz-se uma análise descritiva dos dados e, na seção seguinte, apresentam-se os resultados econométricos obtidos. Por fim, na última seção encontram-se as conclusões.

3 DADOS

Neste artigo utilizam-se dois bancos de dados. O primeiro deles é composto pelos microdados do Enem com a nota e as características socioeconômicas de cada aluno que frequenta a escola no estado de São Paulo e fez a prova em 2006.² O

2. O ideal seria estimar o mesmo modelo para vários anos, para se testar a estabilidade temporal dos resultados. No entanto, o volume e a dificuldade de obtenção de dados para outros anos dificultam sobremaneira a extensão da análise para outros períodos.

segundo banco de dados é resultado de uma consulta dos envolvidos neste estudo com as escolas particulares do estado de São Paulo para saber o valor da anualidade cobrada por elas.

Criado em 1998 e realizado pelo Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira (INEP/MEC), o Enem tem como objetivo avaliar o desempenho do estudante ao fim da educação básica, buscando contribuir para a melhoria da qualidade desse nível de escolaridade. Podem participar do exame alunos que estão concluindo ou que já concluíram o ensino médio em anos anteriores.

O Enem é utilizado como critério de seleção para os estudantes que pretendem concorrer a uma bolsa no Programa Universidade para Todos (ProUni). Além disso, centenas de universidades usam o resultado do exame como critério de seleção para o ingresso no ensino superior, seja complementando, seja substituindo o vestibular.

Desde 2005, o INEP disponibiliza para consulta eletrônica as médias de desempenho obtidas pelos concluintes de cada uma das escolas participantes do exame, dentro dos critérios técnicos estabelecidos para que uma escola receba conceito (a escola precisa que, no mínimo, dez de seus alunos concluintes tenham feito a prova).

Essas informações funcionam como instrumentos que estimulam o debate e a mobilização em torno da qualidade do ensino. A participação dos concluintes no Enem é voluntária, mas representou, em 2006, quase 75% de todos os matriculados no último ano do ensino médio, tornando o exame uma importante ferramenta de diagnóstico do sistema educacional.³

Neste trabalho, considerou-se o desempenho na parte objetiva da prova do Enem dos alunos que concluíram o ensino médio em 2006 nas escolas do estado de São Paulo.

Em 2006, compareceram ao exame 2.784.192 alunos, do total de 3.743.370 inscritos. A tabela 1 mostra que a média de desempenho obtida foi igual a 36,90 na parte objetiva da prova, numa escala que vai de 0 a 100. Participaram da prova alunos que concluíram o ensino médio em 2006 e também os egressos, ou seja, aqueles que já haviam finalizado a educação básica em anos anteriores. Os egressos obtiveram médias de 38,14 na parte objetiva, enquanto a média entre os concluintes nessa parte foi de 35,52. Alunos que estudaram somente em escola pública obtiveram média de 34,94 na prova objetiva, ao passo que o grupo que declarou ter estudado somente em escola particular teve média igual a 50,57 na parte objetiva, valor 44,7% maior.

3. Destacou-se a importância da ampla participação dos estudantes na prova para a análise realizada. Vale notar, entretanto, que se a parcela dos alunos participantes tiver alguma característica não observável (como motivação, por exemplo), que os diferencie dos alunos não participantes, os resultados podem estar sujeitos a problemas de vies de seleção amostral.

TABELA 1

Desempenho médio na parte objetiva da prova do Enem (2006)

Região	Total			Tipo de escola em que cursou o ensino médio	
	Geral	Concluintes	Egressos	Somente em escola pública	Somente em escola particular
Brasil	36,90	35,52	38,14	34,94	50,57
Sudeste	38,85	37,04	40,24	36,35	52,75
São Paulo	38,86	36,49	40,51	36,00	53,97

Fonte: Enem 2006 (INEP/MEC). Elaboração dos autores.

4 METODOLOGIA ECONOMETRICA

Este trabalho tem dois objetivos: o primeiro deles é decompor o desempenho do aluno no Enem em *efeitos escola* e *efeito família*. O segundo é estimar a importância da mensalidade escolar no desempenho do aluno, isto é, calcular a sensibilidade da nota no Enem ao valor da mensalidade.

4.1 Determinantes do *ranking* escolar

Nesta subseção, examina-se se a diferença de qualidade entre as escolas se deve às características dos alunos e dos pais (*efeito família*) ou à melhor gestão destas escolas (*efeitos escola*). A ideia é verificar se o *ranking* das escolas se altera quando controlado pelo *background* familiar, tendo como grupo de comparação uma escola limite.

Para tanto, foram estimados modelos econométricos pelo método dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), a partir de dois procedimentos de análise, e obtiveram-se os respectivos *rankings*. O primeiro procedimento estima os *efeitos escola* sem controle pelo *background* familiar, enquanto o segundo procedimento estima os *efeitos escola* controlado pelo *background* familiar.

- Procedimento 1 – A nota na parte objetiva da prova do Enem é explicada apenas pelos *efeitos escola*. O *ranking* é feito a partir de β_{1e} .

$$Profic_i = \alpha + \beta_{1e} \text{Efeitos Escola} + \varepsilon_i \quad (1)$$

- Procedimento 2 – Foram acrescentadas as variáveis que identificam o *background* familiar, isto é, explicou-se o desempenho do aluno pelos *efeitos escola* e pelo *efeito família*. O *ranking* é feito a partir de θ_{1e} .

$$Profic_i = \gamma + \theta_{1e} \text{Efeitos Escola} + \theta_2 \text{Efeito família}_i + v_i \quad (2)$$

Nas equações apresentadas, *e* indica a escola e *i* indica o aluno. Ainda:

- Efeitos escola são representados por variáveis binárias que identificam a escola em que o aluno está cursando o ensino médio; e

- Efeito família é representado pelas variáveis que identificam o *background* familiar e algumas características individuais: sexo, idade, cor e estado civil do aluno, se mora com a mãe, educação da mãe, ocupação do pai, renda familiar, se tem computador, se tem internet.

A ideia é comparar os coeficientes estimados para os *efeitos escola* com e sem o controle pelo *background* familiar, assim como o *ranking* das escolas nas duas situações. As diferenças entre: β_{1e} e θ_{1e} (procedimento 1 *versus* procedimento 2) indicam o quanto do desempenho do aluno, em número de pontos, é em função do *efeito família*. Possíveis alterações na posição das escolas no *ranking* indicam, ainda, se as diferenças entre as escolas ocorrem por eficiência da escola (quando as posições no *ranking* não alteram) ou por diferença entre o perfil dos alunos (ocorrem mudanças de posição no *ranking*).

A amostra foi restrita aos alunos do estado de São Paulo. Foram consideradas apenas as escolas com mais de dez alunos participantes no Enem que eram concluintes em 2006 e que responderam as questões relativas ao *background* familiar. No total, 4.442 escolas, sendo 1.164 particulares e 3.278 públicas, cumpriram essas restrições. Foram utilizadas nas regressões as mil melhores escolas do estado de São Paulo, entre as quais 935 são escolas particulares e 65 são escolas públicas, mais as escolas pertencentes ao grupo de comparação. As características da amostra estão na tabela 2.

TABELA 2

Características da amostra

	Amostra considerada			Mil melhores escolas		
	Estudantes	Escolas	Nota média	Estudantes	Escolas	Nota média
Escolas de São Paulo	247.944	4.442	36,96	45.883	1.000	54,32
Escolas particulares	46.221	1.164	52,26	39.927	935	54,12
Escolas públicas	201.723	3.278	33,45	5.956	65	55,61

Fonte: Enem 2006 (INEP/MEC). Elaboração dos autores.

Foram escolhidas cinco escolas para serem comparadas com as demais. As escolhas se deram por serem estas “escolas limite”, isto é, escolas que estão em situações extremas, as quais são mostradas a seguir.

- 1) Grupo de comparação 1: *pior escola pública*. É uma escola estadual cuja posição no *ranking* que considera apenas as escolas públicas é 3.278 e no *ranking* que considera todas as escolas, 4.442.
- 2) Grupo de comparação 2: *pior escola particular*. Sua posição no *ranking* que considera apenas as escolas particulares é 1.164 e no *ranking* que considera todas as escolas, 3.859.

- 3) Grupo de comparação 3: *escola pública mediana*. É uma escola estadual cuja posição no *ranking* que considera apenas as escolas públicas é 1.639 e no *ranking* que considera todas as escolas, 2.800.
- 4) Grupo de comparação 4: *melhor escola pública*. É uma escola estadual cuja posição no *ranking* que considera todas as escolas é a 12^a.
- 5) Grupo de comparação 5: *escola particular com forte processo de seleção*.⁴ Sua posição no *ranking* que considera apenas as escolas particulares e no que considera todas as escolas é a mesma, oitava.

4.1.1 Impacto do *peer effect*

Nos *efeitos escola* existe um componente chamado *efeito dos pares* que indica que a qualidade de colegas e amigos tem um impacto importante no aprendizado e em experiências e oportunidades futuras de uma pessoa. A externalidade gerada pelos pares é conhecida por *peer effect*. Quando um estudante é adicionado a uma sala de aula, irá interagir com os demais alunos e, possivelmente, influenciará o desempenho escolar.

Assim, nos modelos estimados na seção anterior, o *peer effect* está embutido nos *efeitos escola*. Nesta subseção, busca-se saber o quanto dos *efeitos escola* estimados ocorre em função do *efeito dos pares*.

Para tanto, são determinados modelos em que o coeficiente estimado para as escolas na seção anterior a partir dos modelos controlando por *background* familiar – modelo (2) – é função das características médias dos alunos da escola.

- Efeito dos pares é representado pelas variáveis que indicam por escola: porcentagem de negros, porcentagem de brancos, porcentagem de alunos que moram com a família, porcentagem de alunos por nível educacional da mãe, porcentagem de alunos por grupo de renda familiar, porcentagem de alunos de acordo com a profissão do pai, porcentagem de alunos que têm internet e porcentagem de alunos que têm computador.

$$\theta_{1e} = \delta + \pi_1 \text{Efeito dos pares}_e + \eta_e \quad (1)$$

O R^2 desse modelo estimado mede o quanto, aproximadamente, dos *efeitos escola* ocorre em função do *peer effect*. Isto é, indica se os pais estão pagando para colocar os filhos junto com os melhores alunos ou para eles estudarem numa escola com qualidade superior.

4. Escola que tem um rigoroso processo seletivo para admissão de novos alunos. São aplicadas provas, e é realizada a avaliação de histórico escolar.

4.2 Relação entre mensalidade escolar e proficiência

O objetivo desta seção é analisar a relação entre mensalidade escolar e desempenho dos alunos no Enem. Para tanto, estimamos a *elasticidade mensalidade da nota* dos alunos no Enem.

A amostra foi restrita aos alunos das escolas particulares do estado de São Paulo para as quais conseguimos o valor da anualidade. Novamente, foram consideradas apenas as escolas com mais de dez alunos participantes no Enem que eram concluintes em 2006 e que responderam às questões de *background* familiar. Assim, utilizamos na regressão informações sobre alunos de 235 escolas.

Para calcular a *elasticidade mensalidade da nota*, estimamos três modelos pelo método dos MQO, cuja variável dependente é a nota do aluno na parte objetiva da prova em logaritmo. No primeiro – modelo (4) –, inserimos apenas a variável que indica a mensalidade cobrada. Em seguida – modelo (5) –, acrescentamos as variáveis de *background* familiar. No terceiro modelo, inserimos as variáveis que representam o *peer effect* – modelo (6). Neste último, estimamos uma sensibilidade da nota à mensalidade “limpa” de outros fatores que influenciam o desempenho escolar.

$$\ln (\text{Profic})_i = \alpha + \beta_1 \ln (\text{Mensalidade})_e + \varepsilon_i \quad (1)$$

$$\ln (\text{Profic})_i = \gamma + \theta_1 \ln (\text{Mensalidade})_e + \theta_2 \text{Background familiar}_i + v_i \quad (2)$$

$$\ln (\text{Profic})_i = \delta + \pi_1 \ln (\text{Mensalidade})_e + \pi_2 \text{Background familiar}_i + \pi_3 \text{Peer Effect}_e + \eta_i \quad (3)$$

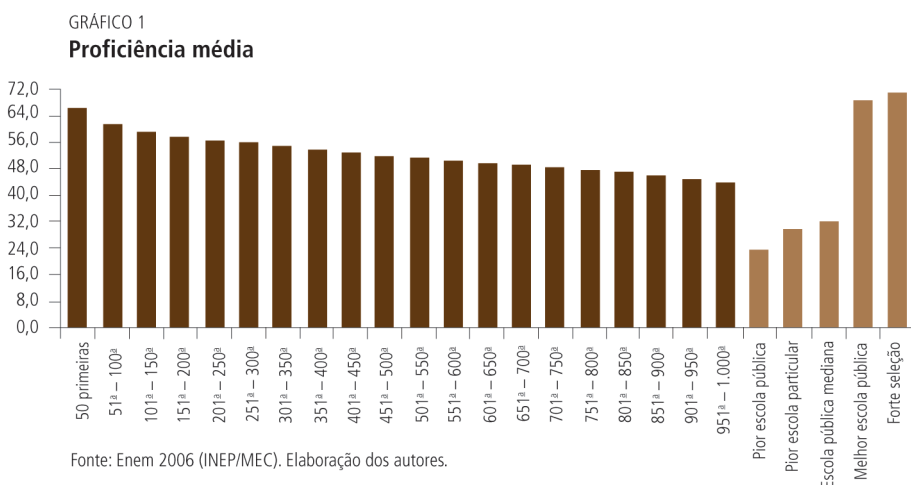
5 ANÁLISE DESCRITIVA

Nesta seção faz-se uma análise estatística dos dados utilizados. Primeiramente, são analisadas as mil melhores escolas do estado de São Paulo e as escolas dos grupos de comparação. A ideia é verificar a diferença de desempenho médio obtido pelas escolas e a composição socioeconômica de seus alunos. Em seguida, restringe-se a amostra às 235 escolas particulares para as quais se obteve o valor da anualidade cobrada, e é feita uma comparação socioeconômica e de desempenho em função do valor cobrado.

5.1 Determinantes do *ranking* escolar

As mil melhores escolas do estado de São Paulo foram ordenadas, de acordo com o desempenho médio de seus alunos no Enem, e, depois, divididas em vinte grupos.

O gráfico 1 apresenta a proficiência média de cada grupo, comparando com as escolas pertencentes aos grupos de comparação. As cinquenta melhores escolas têm nota média de 66,3, enquanto as cinquenta piores (951ª - 1.000ª) têm média de 43,8, valor quase 34% inferior. Nota-se que as diferenças são decrescentes até o 14º grupo (651ª - 700ª). Do primeiro grupo para o segundo, a nota média cai 7,7%. Já do segundo para o terceiro grupo, cai 3,3%. A pior escola pública apresentou nota média 64,4% inferior à média obtida pelas cinquenta melhores escolas, e a pior escola particular apresentou média 55,4% inferior à das escolas do primeiro grupo. A escola pública mediana tem média 52% menor do que a nota média obtida pelos alunos das cinquenta melhores escolas. Por sua vez, os alunos da melhor escola pública e da escola particular com forte critério de seleção, ambas pertencentes ao primeiro grupo, apresentaram médias superiores à média deste grupo.



As tabelas 3 e 4 apresentam as características socioeconômicas médias dos alunos destes grupos. Notam-se muitas diferenças entre os grupos formados pelas mil melhores escolas. Nota-se também que as escolas pertencentes aos três primeiros grupos de comparação – pior escola pública, pior escola particular e escola pública mediana – têm alunos com características socioeconômicas, em média, muito inferiores aos das demais escolas. Já a melhor escola pública e a escola com forte critério de seleção têm alunos com características socioeconômicas melhores, em média, do que os do grupo com as cinquenta melhores escolas, ao qual elas pertencem.

TABELA 3

Características socioeconômicas

	Raça (%)		Infraestrutura (%)		Não estudou ou fez primário	Ginásio	Educação da mãe (%)		Superior incompleto	Superior completo ou pós-graduação
	Branca	Negra	Computador	Internet			Médio incompleto	Médio completo		
50 primeiras	85,1	0,9	97,1	95,5	1,6	2,9	2,4	15,1	7,2	70,7
51ª - 100ª	84,2	1,2	95,8	94,7	1,3	2,4	2,9	19,4	8,5	65,5
101ª - 150ª	82,1	1,2	95,0	93,0	2,2	5,6	3,5	20,6	9,5	58,6
151ª - 200ª	84,0	1,6	95,5	93,5	3,3	5,0	3,5	22,7	9,1	56,4
201ª - 250ª	82,8	1,1	94,8	92,3	2,6	4,1	4,7	24,1	9,6	54,9
251ª - 300ª	81,8	2,0	94,2	91,6	3,0	4,2	3,5	21,7	10,1	57,6
301ª - 350ª	83,1	1,4	94,0	90,7	3,4	7,5	4,5	25,2	7,9	51,5
351ª - 400ª	81,6	2,0	92,0	88,9	3,3	6,1	5,4	27,8	8,8	48,5
401ª - 450ª	79,7	2,3	92,3	88,7	4,0	5,6	5,3	26,2	8,7	50,2
451ª - 500ª	82,6	2,2	94,6	92,0	3,6	5,3	4,9	27,4	8,6	50,2
501ª - 550ª	79,2	2,0	92,1	88,5	4,7	8,0	3,5	26,2	10,3	47,2
551ª - 600ª	85,0	2,4	92,5	88,7	3,7	6,3	5,0	27,9	9,9	47,3
601ª - 650ª	84,7	2,0	91,4	87,6	4,2	7,1	5,1	29,2	9,7	44,7
651ª - 700ª	81,3	2,6	89,3	85,6	5,0	7,5	5,9	29,3	9,7	42,6
701ª - 750ª	82,4	1,7	92,7	88,3	3,5	8,1	6,5	28,8	9,2	43,9
751ª - 800ª	80,1	2,6	90,1	86,3	5,4	9,3	5,9	27,9	9,7	41,7
801ª - 850ª	80,0	1,6	92,7	87,0	6,2	10,2	7,7	33,0	8,4	34,4
851ª - 900ª	77,9	2,7	89,2	84,5	5,7	9,5	5,6	32,1	8,9	38,0
901ª - 950ª	76,5	2,3	87,4	82,7	4,9	9,1	5,3	31,0	9,0	40,7
951ª - 1.000ª	75,2	4,1	87,9	82,1	6,7	12,5	7,0	30,4	9,2	34,3
Pior escola pública	15,4	0,0	0,0	0,0	69,2	23,1	0,0	0,0	0,0	7,7
Pior escola particular	56,3	12,5	43,8	50,0	50,0	18,8	12,5	18,8	0,0	0,0
Escola pública mediana	47,1	16,0	47,9	39,5	28,6	21,0	12,6	31,9	2,5	3,4
Melhor escola pública	73,8	4,9	95,9	88,5	2,5	7,4	1,6	26,2	9,0	53,3
Fonte seleção	70,5	2,8	85,2	80,7	8,0	15,9	14,8	34,1	6,8	20,5

Fonte: Enem 2006 (INEP/MEC). Elaboração dos autores.

TABELA 4

Características socioeconômicas

	Ocupação do pai (%)						Renda familiar — salários mínimos (SMs) (%)				
	Gerente, administrador ou diretor de empresa privada	Funcionário público	Militar	Formal	Conta própria ou informal	Desempregado aposentado	Até 2	De 2 a 5	De 5 a 10	De 10 a 30	Mais de 30
50 primeiras	39,2	12,0	1,0	20,9	21,8	1,8	3,3	9,3	20,8	40,7	25,8
51ª - 100ª	37,2	12,7	2,3	18,0	23,1	2,2	3,1	12,1	25,9	40,5	18,3
101ª - 150ª	34,5	12,6	1,3	19,1	25,4	2,1	3,2	16,5	30,3	38,9	11,1
151ª - 200ª	32,5	11,3	1,4	21,8	24,7	3,0	4,2	18,1	30,5	36,1	11,1
201ª - 250ª	32,3	12,2	1,7	23,9	23,1	2,7	4,5	16,8	34,5	35,9	8,4
251ª - 300ª	34,9	11,9	2,0	19,6	24,4	2,0	4,4	16,7	32,0	36,7	10,2
301ª - 350ª	30,0	11,6	2,4	24,3	24,5	2,7	4,7	20,9	36,5	32,4	5,4
351ª - 400ª	29,3	13,1	1,6	22,6	25,5	2,2	6,0	19,6	33,3	34,3	6,8
401ª - 450ª	29,5	12,8	1,9	23,0	24,4	2,9	5,4	21,8	35,3	30,3	7,3
451ª - 500ª	30,3	10,0	1,3	23,0	27,3	2,6	4,0	23,4	34,1	31,8	6,6
501ª - 550ª	27,2	12,4	2,2	20,4	28,6	2,9	6,0	24,9	33,1	30,5	5,5
551ª - 600ª	28,3	11,8	1,4	23,7	27,0	3,2	7,2	26,0	33,3	29,0	4,6
601ª - 650ª	27,4	12,9	1,9	24,0	25,3	3,1	6,3	23,7	34,2	31,1	4,7
651ª - 700ª	26,5	10,2	2,4	24,9	28,3	3,4	8,1	26,8	35,0	26,6	3,5
701ª - 750ª	31,3	9,1	1,6	23,3	25,4	3,4	7,2	25,6	35,9	26,4	4,9
751ª - 800ª	26,7	10,5	3,2	24,3	27,2	3,6	8,2	28,3	34,9	24,8	3,9
801ª - 850ª	24,5	10,6	1,5	25,6	28,7	3,4	7,5	28,5	36,0	25,1	2,9
851ª - 900ª	21,1	10,7	3,5	25,7	27,7	4,8	8,9	28,1	36,4	23,0	3,8
901ª - 950ª	23,8	12,5	3,1	22,0	29,0	3,6	8,6	29,0	35,3	24,6	2,5
951ª - 1.000ª	21,2	12,3	2,3	26,6	28,0	3,8	10,3	32,4	33,8	20,7	2,9
Pior escola pública	0,0	7,7	0,0	30,8	46,2	15,4	92,4	0,0	7,7	0,0	0,0
Pior escola particular	0,0	6,3	6,3	43,8	25,1	18,8	37,5	43,8	18,8	0,0	0,0
Escola pública mediana	1,7	7,6	5,0	30,3	25,2	10,1	47,9	43,7	8,4	0,0	0,0
Melhor escola pública	13,9	14,8	3,3	40,2	20,5	4,9	7,4	25,4	38,5	27,9	0,8
Forte seleção	4,5	9,7	5,7	54,5	19,9	4,5	17,0	39,8	34,1	9,1	0,0

Fonte: Enem 2006 (INEP/MEC). Elaboração dos autores.

Nas 250 melhores escolas, mais de 82% dos alunos são de raça branca e menos de 1,6% são negros. Entretanto, as 150 piores escolas da amostra (851^a - 1.000^a) têm menos de 78% de alunos brancos e mais de 2,3% de negros. Nas escolas dos grupos de comparação, apenas 56% dos alunos da pior escola particular e 47% dos alunos da escola pública mediana são brancos, sendo a porcentagem de negros dessas escolas de 12,5% e 16%, respectivamente. Com relação à infraestrutura, nota-se que a porcentagem de alunos que tem computador e/ou internet é decrescente com o desempenho escolar. Mais de 95% dos alunos das duzentas melhores escolas têm computador, e mais de 93% têm internet; enquanto entre os alunos das 150 piores escolas da amostra, menos de 90% têm computador, e menos de 85% têm internet. Os alunos da pior escola pública não têm internet nem computador, e menos de 50% dos alunos da pior escola particular e da escola pública mediana têm acesso a estes bens.

Nota-se que a educação da mãe é positivamente correlacionada com o *ranking* das escolas, isto é, escolas cujos alunos têm mães com nível educacional mais elevado estão mais bem classificadas. Na pior escola pública, quase 70% das mães nunca estudaram ou fizeram apenas o primário, e 23% fizeram o ginásio. Na pior escola particular essas porcentagens são de 50% e 19%. Na escola pública mediana, são de 28,6% e 21%. Já nas trezentas melhores escolas, menos de 10% dos alunos têm mães com no máximo o ginásio, enquanto mais de 54% têm mães com nível universitário ou mais, sendo que para as cem primeiras essa porcentagem supera os 65%. Com relação à ocupação do pai, entre os alunos das trezentas melhores escolas, mais de 30% têm pai gerente, administrador ou diretor de empresa privada, porcentagem que para as 150 piores é inferior a 24%. Nessas escolas com fraco desempenho médio, os pais dos alunos trabalham como conta própria ou são trabalhadores informais.

Por fim, como esperado, a renda total mensal da família também é positivamente correlacionada com o *ranking* das escolas. Nas cem melhores escolas, 40% dos alunos têm renda familiar entre 10 SMs e 30 SMs, e cerca de 20% têm renda superior a 30 SMs. Considerando os alunos da pior escola pública, mais de 90% deles têm renda familiar mensal inferior a 2 SMs, e entre os alunos da pior escola particular e da escola pública mediana, mais de 80% e mais de 90%, respectivamente, têm renda familiar até 5 SMs. Já entre os alunos da melhor escola pública, quase 40% têm renda familiar entre 5 SMs e 10 SMs, e 28% entre 10 SMs e 30 SMs.

Assim, a análise descritiva realizada indica que as condições socioeconômicas estão relacionadas ao desempenho dos alunos na prova do Enem. Em média, as escolas melhor classificadas no *ranking* do Enem são aquelas que têm os alunos com as melhores condições socioeconômicas: maior renda, pais com nível educacional

elevado e que trabalham em ocupações melhores. Portanto, a questão que se coloca é: essas diferenças socioeconômicas na composição dos alunos das escolas são determinantes para a classificação da escola no *ranking* do Enem ou a gestão escolar tem forte influência? Isto é, o aprendizado dos alunos depende das características socioeconômicas de suas famílias ou da qualidade da escola que frequentam? As respostas virão na análise econométrica do caso.

5.2 Relação entre mensalidade escolar e proficiência

Nesta subseção, relacionou-se o desempenho, na prova do Enem, dos alunos de 235 escolas particulares do estado de São Paulo – cujo valor da mensalidade foi obtido por uma pesquisa dos envolvidos neste trabalho – ao valor cobrado por elas.

Acredita-se que o valor da mensalidade escolar reflete a qualidade do ensino oferecido aos alunos. As escolas mais caras devem contratar professores e diretores com alto nível de qualificação, apresentar boas condições de infraestrutura, possuir biblioteca com amplo acervo, além de outras características que facilitam o aprendizado.

Inicialmente, comparou-se a amostra composta pelas 235 escolas para as quais se obteve o valor da anualidade cobrada com a amostra que abrange as 929 escolas para as quais não se conseguiu saber esse valor. A tabela 5 mostra as características médias dessas amostras e os resultados dos testes de diferença de médias realizados. Observou-se que não existe diferença significativa com relação à proficiência média entre as amostras.

No gráfico 2 mostrou-se o valor da anualidade das 235 escolas particulares pesquisadas. A escola mais cara custa R\$ 44.736 por ano, R\$ 14.368 a mais do que a segunda colocada, enquanto a mais barata custa 8% do valor da primeira, R\$ 3.603. O valor médio da anualidade das escolas da amostra é de quase R\$ 10 mil. As cinquenta escolas mais caras cobram, em média, R\$ 18.511 por ano; enquanto as 35 mais baratas cobram, em média, R\$ 4.769 por ano.

Na tabela 6 estão as características de desempenho médio e a anualidade das 235 escolas particulares para as quais se conseguiu obter o valor da anualidade. Mais de 56% dessas escolas cobram anualidade entre R\$ 5 mil e R\$ 10 mil, e menos de 9,5% têm anualidade igual ou inferior a R\$ 5 mil. Por seu lado, mais de 52% dessas escolas obtiveram nota média inferior ou igual a 50 pontos, e apenas 9,4% delas obtiveram média superior ou igual a 60 pontos. Essas escolas com notas médias superiores ou iguais a 60 pontos cobram, em média, mais de R\$ 19 mil, enquanto as escolas com médias inferiores ou iguais a 50 pontos cobram, em média, R\$ 7 mil.

TABELA 5

Características das escolas particulares: teste de diferença de médias

Variáveis	Amostra com anualidade (média)	Amostra sem anualidade (média)	Teste de média <i>H₀</i> : médias iguais
Proficiência	50,07%	49,66%	0,4306
Sexo masculino	41,88%	44,19%	0,0124
Idade novo (nasceu em 1988 ou depois)	96,76%	96,38%	0,5355
Idade velho (nasceu em 1983 ou antes)	0,17%	0,79%	0,1248
Raça branca	79,41%	80,91%	0,1045
Raça parda	11,50%	12,55%	0,1255
Raça negra	2,30%	2,24%	0,8354
Raça amarela	6,50%	4,07%	0,0000
Raça indígena	0,30%	0,24%	0,4513
Solteiro	99,52%	99,26%	0,3791
Mora com a família	99,13%	98,56%	0,1000
Mãe não tem estudo	2,75%	5,17%	0,0000
Mãe tem ginásio	6,87%	7,53%	0,1979
Mãe tem ensino médio incompleto	5,13%	5,18%	0,9020
Mãe tem ensino médio completo	24,07%	27,61%	0,0000
Mãe tem ensino superior incompleto	10,29%	8,80%	0,0018
Mãe tem ensino superior completo	39,87%	36,48%	0,0026
Mãe tem pós-graduação	11,02%	9,24%	0,0025
Pai é gerente, administrador ou diretor de empresa privada	33,42%	27,25%	0,0000
Pai é funcionário público	8,63%	12,14%	0,0000
Pai é militar	1,87%	2,17%	0,3044
Pai é empregado formal no setor privado	22,34%	23,02%	0,4391
Pai é informal	2,74%	2,31%	0,0912
Pai é conta própria	22,26%	24,33%	0,0061
Pai é desempregado	1,14%	1,00%	0,3879
Pai é aposentado	1,80%	2,35%	0,0275
Pai tem outro cargo	5,81%	5,43%	0,3296
Renda até 2 SMs	1,19%	1,27%	0,6713
Renda de 2 a 5 SMs	17,66%	24,82%	0,0000
Renda de 5 a 10 SMs	30,80%	34,21%	0,0002
Renda de 10 a 30 SMs	34,66%	28,44%	0,0000
Renda de 30 a 50 SMs	7,06%	3,96%	0,0000
Renda mais de 50 SMs	4,66%	1,80%	0,0000
Possui computador	94,43%	91,14%	0,0000
Possui internet	91,78%	87,23%	0,0000
Número de escolas	235	929	

Fonte: Enem 2006 (INEP/MEC). Elaboração dos autores.

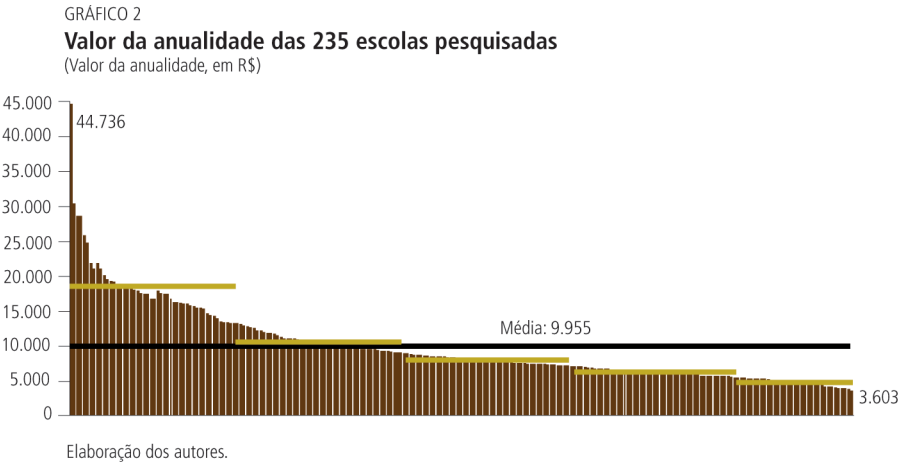


TABELA 6

Características das escolas particulares de acordo com o valor da anuidade

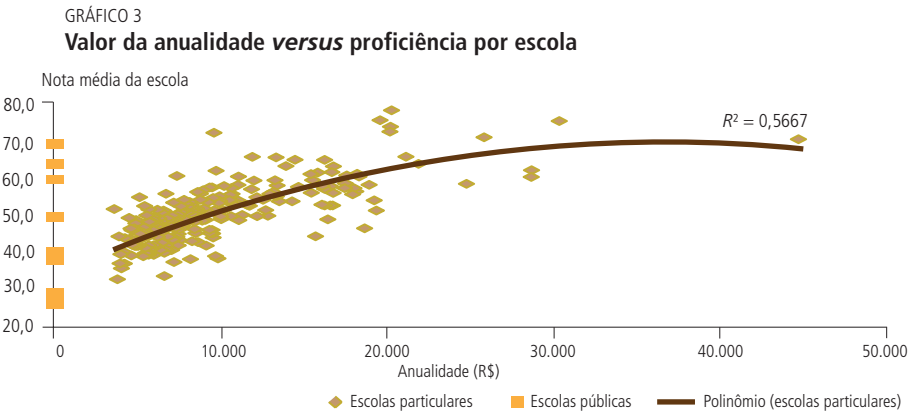
Anuidade	% de escolas	Nota (média)	Nota objetiva (média)	% de escolas	Anuidade (média)
Anuidade maior ou igual a R\$ 10 mil	34,04	57,0	Nota objetiva maior ou igual a 60 pontos	9,36	R\$ 19.323,90
Anuidade entre R\$ 5 mil e R\$ 10 mil	56,60	47,2	Nota objetiva entre 50 e 60 pontos	38,30	R\$ 11.707,50
Anuidade menor ou igual a R\$ 5 mil	9,36	42,4	Nota objetiva menor ou igual a 50 pontos	52,34	R\$ 6.997,70

Fonte: Enem 2006 (INEP/MEC). Elaboração dos autores.

No gráfico 3 analisou-se a relação entre proficiência e anuidade por escola. Observou-se que existe uma relação positiva entre a nota média na prova objetiva do Enem e a mensalidade cobrada pelas escolas. Entretanto, destaca-se a curvatura côncava do polinômio relacionado às escolas particulares, o que indica que a relação entre o valor da mensalidade escolar e a nota no Enem é positiva, mas côncava. Isto é, vale a pena colocar os filhos em escolas com alta mensalidade até um valor, a partir de então, não vale mais. O alto preço cobrado não é compensado pelo bom desempenho dos alunos nos exames de proficiência.

Apresentou-se, ainda, a nota média dos alunos de onze escolas públicas (*ranking* na amostra desse trabalho: 12^a, 41^a, 120^a, 639^a, 1.142^a, 1.247^a, 3.972^a, 4.303^a, 4.376^a, 4.398^a, 4.418^a). Destacou-se que existem escolas públicas que têm pontuação média semelhante à de escolas privadas. Inclusive, há escola pública com média semelhante à obtida por escola particular que cobra quase R\$ 26 mil. As três melhores escolas públicas consideradas (12^a, 41^a, 120^a colocação no *ranking*) têm desempenho médio superior ao das escolas particulares com anuidade entre

R\$ 5 mil e R\$ 10 mil, e superior ainda à nota média da maioria das escolas que cobram entre R\$ 10 mil e R\$ 20 mil.



Fonte: Enem 2006 (INEP/MEC). Elaboração dos autores.
Obs.: Imagem reproduzida em baixa resolução em virtude das condições técnicas dos originais disponibilizados pelos autores para publicação (nota do Editorial).

Por fim, as 235 escolas particulares do estado de São Paulo foram ordenadas, de acordo com valor da mensalidade cobrada, e, depois, divididas em cinco grupos (da mais cara para a mais barata). Na tabela 7 e no gráfico 4 foram expostas as características socioeconômicas dessas escolas por grupo. Observou-se que as escolas mais caras têm maior porcentagem de alunos brancos e menor porcentagem de alunos negros.

TABELA 7
Características socioeconômicas das escolas particulares

Grupos por valor da mensalidade	Nota objetiva (média)	Anualidade média (R\$)	Sexo masculino (%)	Branca	Raça (%) negra
50 primeiras	59,05	18.510,74	45,1	87,5	0,5
51ª - 100ª	52,31	10.653,66	44,0	79,2	1,4
101ª - 150ª	48,77	8.016,39	41,4	81,4	2,3
151ª - 200ª	44,89	6.271,00	38,1	72,5	4,7
201ª - 235ª	43,34	4.769,27	40,2	74,7	2,7
Total	50,08	9.955,38	41,9	79,3	2,3

Fonte: Enem 2006 (INEP/MEC). Elaboração dos autores.

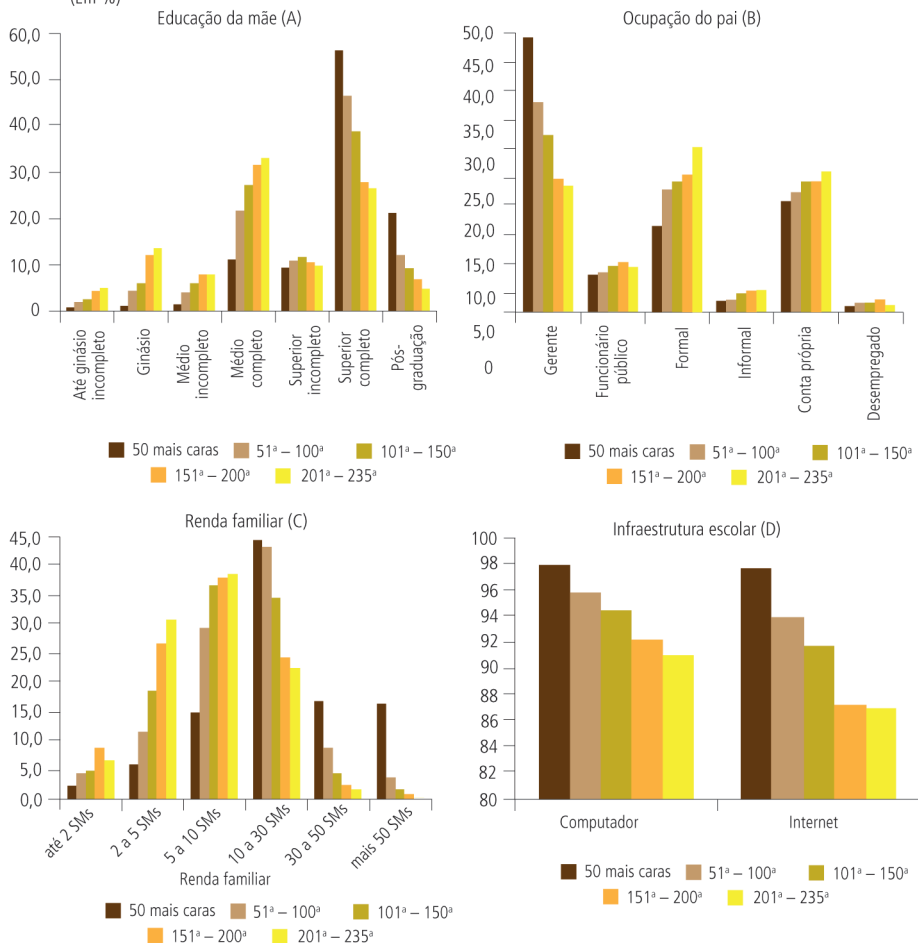
No gráfico 4A, nota-se que a porcentagem de jovens com mãe em um dos quatro primeiros níveis educacionais (até médio completo) é decrescente com relação ao valor da mensalidade, fato que se inverte do nível superior completo em

diante. Apenas 1% dos jovens das cinquenta escolas mais caras tem mãe que não completou sequer o ginásio, enquanto 5% dos jovens das 35 escolas mais baratas da amostra têm mãe com nível educacional inferior ao ginásio. Filhos de mãe com ensino médio completo representam 11% dos alunos nas 50 escolas mais caras e 33% dos alunos nas 35 escolas mais baratas. Por seu turno, 56% dos jovens nas 50 escolas mais caras têm mãe com superior completo, e 21% deles têm mãe com pós-graduação. Já nas 35 escolas mais baratas, a porcentagem de jovens com mãe com superior completo é de 21% e com mãe com pós-graduação é de 5%.

GRÁFICO 4

Características socioeconômicas das escolas particulares

(Em %)



Fonte: Enem 2006 (INEP/MEC). Elaboração dos autores.

A porcentagem de alunos cujo pai é gerente, administrador ou diretor de empresa privada também é crescente com relação ao valor da mensalidade e, ao contrário, a porcentagem de alunos cujo pai trabalha como formais ou como conta própria é decrescente com relação à mensalidade escolar. Quase 50% dos alunos das escolas mais caras e 37% dos alunos da 51ª - 100ª escola mais cara têm pai que trabalha como gerente, administrador ou diretor de empresa privada, enquanto menos de 24% dos alunos das 75 escolas mais baratas têm pai nessa ocupação. Por sua vez, 15% e 19% dos alunos das 50 escolas mais caras têm pai que trabalha como formal ou como conta própria, respectivamente. Entre os alunos das 35 escolas mais baratas, 30% são filhos de trabalhadores formais e 25% de trabalhadores por conta própria.

Com relação à renda familiar, a porcentagem de alunos por faixa de rendimento é decrescente com relação à mensalidade escolar até o valor de 10 SMs, e crescente a partir de então. Apenas 8% dos alunos das 50 escolas mais caras e 15% dos alunos da 51ª - 100ª escola mais cara têm rendimento familiar inferior a 5 SMs, sendo que quase 35% dos alunos das 75 escolas mais baratas têm esse nível de renda. Além disso, mais de 43% dos alunos das 100 escolas mais caras têm renda familiar entre 10 SMs e 30 SMs, e 33% dos alunos das 50 escolas mais caras têm rendimento superior a 30 SMs.

Por fim, a porcentagem de alunos que têm computador e/ou internet é crescente com relação ao valor da mensalidade. Quase 98% dos alunos das 50 escolas mais caras têm computador e/ou internet, enquanto 91% e 87% dos jovens das 35 escolas mais baratas têm computador e internet, respectivamente.

Como esperado, as condições socioeconômicas do aluno determinam sua frequência às escolas mais caras do estado. A pergunta que se coloca é: vale a pena, em termos de desempenho escolar, colocar o filho numa escola mais cara? Quanto que a mensalidade escolar impacta em termos de aprendizado quando controlado por outros fatores que determinam o desempenho escolar como *background* familiar e *peer effect*? As respostas a essas questões estão na parte econométrica deste artigo.

6 RESULTADOS ECONÔMICOS

6.1 Determinantes do *ranking* escolar

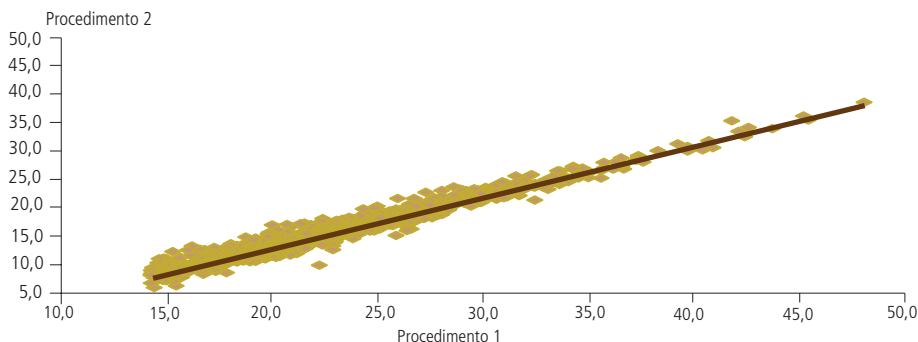
Os gráficos 5 e 6 mostram os resultados obtidos a partir da estimação dos dois procedimentos destacados na metodologia, utilizando como grupo de comparação a pior escola privada.⁵ A ideia é comparar os coeficientes estimados no primeiro procedimento, que estima os *efeitos escola* sem controle pelo *background* familiar,

5. Os resultados das estimações com os demais grupos de comparação ficaram muito semelhantes a este, por isso optou-se por expor apenas um.

com os coeficientes estimados pelo segundo procedimento, que estima os *efeitos escola* com controle pelo *background* familiar.

GRÁFICO 5

***Efeitos escola* estimados no desempenho escolar com e sem controle pelo *background* familiar**

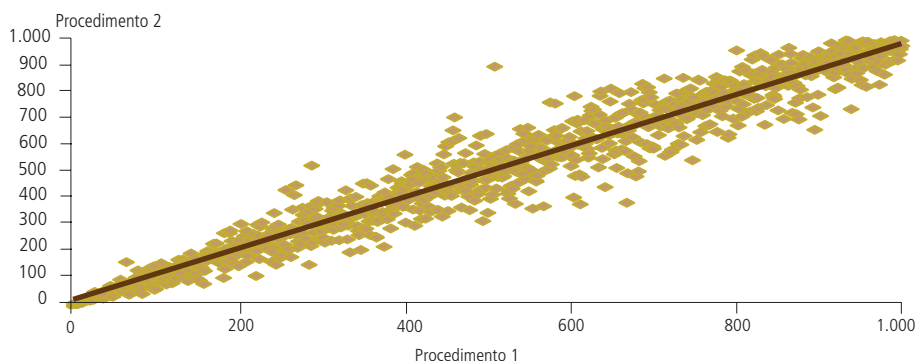


Elaboração dos autores.

Obs.: Imagem reproduzida em baixa resolução em virtude das condições técnicas dos originais disponibilizados pelos autores para publicação (nota do Editorial).

GRÁFICO 6

Posição no *ranking* do Enem



Elaboração dos autores.

Obs.: Imagem reproduzida em baixa resolução em virtude das condições técnicas dos originais disponibilizados pelos autores para publicação (nota do Editorial).

O gráfico 5 mostra os *efeitos escola* estimados com e sem controle pelo *background* familiar. A diferença entre esses *efeitos escola* estimados indica o quanto do desempenho do aluno é em função do *efeito família*. Já o gráfico 6 mostra o *ranking* das escolas nas duas situações, com e sem controle pelo *background* familiar. Possíveis alterações na posição das escolas no *ranking* indicam se as diferenças entre as escolas ocorrem por eficiência da escola (quando as posições no *ranking*

não alteram) ou por diferença entre o perfil dos alunos (ocorrem mudanças de posição no *ranking*).

Comparando os coeficientes estimados para os *efeitos escola*, com e sem controle pelo *background* familiar (gráfico 5), nota-se uma relação positiva entre eles. Entretanto, observa-se também que os *efeitos escola* na nota diminuem quando controlados pelo *efeito família*. Assim, os efeitos escola iniciais podem estar superestimados, e os resultados mostram como o *ranking* é alterado quando se leva em consideração o fato de os alunos com melhor estrutura familiar procurarem as melhores escolas. Este dado indica que o impacto da escola no desempenho do aluno no Enem reflete, em parte, as características socioeconômicas dos alunos que a frequentam e também a correlação entre os efeitos escola e o *background* familiar, corroborando os vários estudos, segundo os quais o aprendizado do aluno depende muito das características socioeconômicas de sua família.

Isso fica mais claro quando se compara o *ranking* das escolas com e sem controle pelo *background* familiar (gráfico 6). Além da relação positiva entre eles, destaca-se que os *efeitos escola* são decrescentes com a posição no *ranking*. Para as cinquenta primeiras escolas, esses efeitos são muito maiores do que para as escolas em posições intermediárias. Isso pode ser visto no gráfico 6, dado que a posição no *ranking* com controle e sem controle pouco se altera entre as primeiras escolas e começa a ter maiores variações a partir da 200^a posição. Entre as posições 500^a e 800^a, nota-se que os pontos nos gráficos ficam mais dispersos, o que indica mudança maior de posição das escolas com a introdução do *efeito família* ao modelo. Pode-se dizer, então, que o desempenho médio das melhores escolas é pouco sensível a diferenças na estrutura familiar dos seus alunos, sendo causado principalmente por fatores ligados à gestão da própria escola. Já entre as escolas que apresentam desempenho médio pior, a estrutura familiar é mais relevante para diferenciar a posição das escolas no *ranking*, mas, na média, prevalece a gestão escolar. Desse modo, conclui-se que, em sua maioria, as escolas mantêm suas posições no *ranking* mesmo com controle pelo *background* familiar.

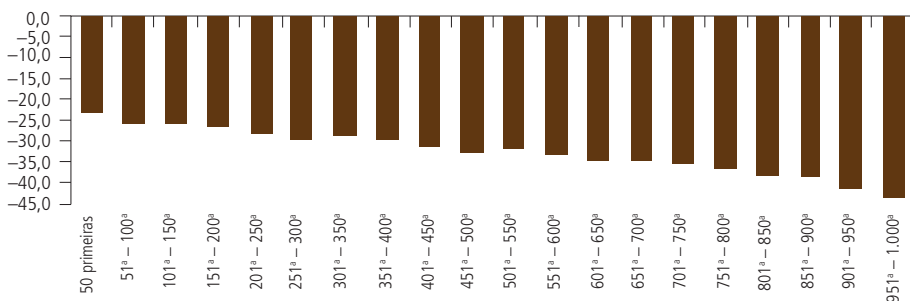
Destaca-se que, entre as dez melhores escolas, apenas uma delas sai do “top 10” quando se controla o modelo pelo *background* familiar. Observa-se, ainda, que três escolas não mudam sua posição no *ranking*, sendo uma delas a primeira. Das outras sete escolas entre as dez primeiras, três mudaram uma posição no *ranking*, duas mudaram duas posições, uma alterou três posições, e outra quatro, quando inserido o *efeito família* ao modelo. O controle pelo *background* familiar fez os *efeitos escola* dessas dez melhores cair, em média, 20,3%.

Entre as dez piores escolas da amostra, oito saíram das últimas colocações, sendo que a última (1.000^a posição no *ranking* sem controle) subiu 23 posições. Entre essas dez piores escolas, uma subiu 68 posições e outra subiu

54 posições no *ranking* quando com controle pelo *efeito família*. A maior elevação no *ranking* foi de uma escola que se encontrava na posição 669^a e passou para a posição 385^a (subiu 284 posições) quando com controle pelo *background* familiar. E a maior queda no *ranking* foi da escola que se encontrava na posição 510^a e passou para a posição 897^a.

O gráfico 7 mostra a variação percentual média entre o coeficiente estimado para cada escola com e sem controle pelo *background* familiar. Nota-se que a redução dos *efeitos escola* quando com controle pelo *efeito família* é crescente, o que indica que as melhores escolas têm *efeitos escola* maiores.

GRÁFICO 7

Variação percentual – média

Elaboração dos autores.

6.1.1 Impacto do *peer effect*

Nesta subseção estimam-se modelos em que os *efeitos escola* estimados com controle pelo *background* familiar na subseção 4.1 – coeficientes θ_{1e} estimados do modelo (2) – ocorrem em função das características socioeconômicas médias dos alunos das escolas, o que é chamado de *peer effect* (ou *efeito dos pares*).

O R^2 indica o quanto, aproximadamente, dos *efeitos escola* ocorre em função do *peer effect*. No modelo estimado (tabela 8), o valor do R^2 está em torno de 23,5, o que indica que cerca de 23,5% dos *efeitos escola* é explicado pelo *efeito dos pares*.

Ao escolher a escola em que matricular seus filhos, os pais talvez tenham a intenção de captar algum tipo de *peer effect*, mas no momento da matrícula podem não ter informação sobre esse efeito.

Os resultados indicam que os pais, ao escolherem uma escola que apresenta bom desempenho de seus alunos na prova do Enem, estão, em parte, pagando para que seus filhos estudem em uma escola com qualidade superior e não para colocar os filhos junto aos melhores alunos. Isto é, o *efeito dos pares* é pequeno no caso analisado.

TABELA 8

Relação entre *efeitos escola* estimados e *peer effect*

Efeitos escola estimados Variáveis na média	Pior escola privada	
	Coefficiente	Valor-p
Sexo masculino	-0,371	(0,779)
Idade/novo (nasceu em 1988 ou depois)	0,967	(0,852)
Idade/velho (nasceu em 1983 ou antes)	12,165	(0,334)
Raça branca	-0,516	(0,739)
Raça negra	-6,567	(0,184)
Mora com a família	-2,994	(0,555)
Mãe tem ginásio	-7,785	(0,070)
Mãe tem ensino médio incompleto	-5,757	(0,202)
Mãe tem ensino médio completo	-3,213	(0,346)
Mãe tem ensino superior incompleto	-5,053	(0,185)
Mãe tem ensino superior completo	1,140	(0,727)
Mãe tem pós-graduação	2,487	(0,516)
Pai é gerente, administrador ou diretor de empresa privada	2,059	(0,390)
Pai é militar	8,290	(0,002)
Pai é empregado formal no setor privado	7,312	(0,003)
Pai é informal	-6,633	(0,171)
Pai é conta própria	1,739	(0,461)
Pai é desempregado	-1,565	(0,848)
Renda de 1 SMs a 2 SMs	17,512	(0,014)
Renda de 2 SMs a 5 SMs	11,654	(0,067)
Renda de 5 SMs a 10 SMs	8,173	(0,189)
Renda de 10 SMs a 30 SMs	12,238	(0,052)
Renda de 30 SMs a 50 SMs	21,700	(0,002)
Renda mais de 50 SMs	26,747	(0,000)
Possui computador	-0,330	(0,929)
Possui internet	4,664	(0,169)
Constante	0,700	(0,939)
Número de observações		1.000
R^2		0,2348

Elaboração dos autores.

6.2 Relação entre mensalidade escolar e proficiência

A tabela 9 mostra os resultados estimados para os modelos (5), (6) e (7), nos quais se relacionam a anualidade cobrada pelas escolas e o desempenho médio de seus alunos. As elasticidades mensalidade da proficiência estimadas são positivas e

estatisticamente significantes, indicando que o valor da mensalidade é importante para determinar o desempenho médio dos alunos, isto é, as escolas mais caras apresentam melhor desempenho médio de seus alunos.

TABELA 9

Relação entre proficiência e mensalidade escolar

Variáveis	Mensalidade		Mensalidade + <i>background</i> familiar		Mensalidade + <i>background</i> familiar + <i>peer effect</i>	
	Coefficiente	Valor-p	Coefficiente	Valor-p	Coefficiente	Valor-p
Nota da prova objetiva (ln)						
Mensalidade (ln)	0,300	(0,000)	0,252	(0,000)	0,116	(0,000)
Sexo masculino			0,109	(0,000)	0,107	(0,000)
Idade/novo (nasceu em 1988 ou depois)			0,220	(0,000)	0,198	(0,000)
Idade/velho (nasceu em 1983 ou antes)			-0,082	(0,202)	-0,158	(0,025)
Raça branca			0,084	(0,000)	0,081	(0,000)
Raça parda			0,070	(0,002)	0,061	(0,007)
Raça amarela			0,128	(0,000)	0,099	(0,000)
Raça indígena			0,049	(0,486)	0,038	(0,584)
Solteiro			0,073	(0,099)	0,072	(0,094)
Mora com a família			0,037	(0,269)	0,022	(0,502)
Mãe tem ginásio			0,013	(0,603)	0,020	(0,426)
Mãe tem ensino médio incompleto			0,022	(0,383)	0,027	(0,301)
Mãe tem ensino médio completo			0,033	(0,134)	0,036	(0,113)
Mãe tem ensino superior incompleto			0,056	(0,015)	0,053	(0,024)
Mãe tem ensino superior completo			0,072	(0,001)	0,063	(0,005)
Mãe tem pós-graduação			0,082	(0,000)	0,072	(0,002)
Pai é gerente, administrador ou diretor			-0,058	(0,000)	-0,045	(0,000)
Pai é militar			-0,003	(0,867)	0,016	(0,466)
Pai é empregado formal no setor privado			-0,032	(0,002)	-0,019	(0,059)
Pai é informal			-0,030	(0,127)	-0,018	(0,357)
Pai é conta própria			-0,058	(0,000)	-0,044	(0,000)
Pai é desempregado			-0,112	(0,000)	-0,076	(0,013)
Pai é aposentado			-0,056	(0,015)	-0,036	(0,117)
Pai tem outro cargo			-0,095	(0,000)	-0,075	(0,000)
Renda de 2 SMs a 5 SMs			0,024	(0,152)	0,022	(0,202)
Renda de 5 SMs a 10 SMs			0,054	(0,001)	0,047	(0,004)
Renda de 10 SMs a 30 SMs			0,074	(0,000)	0,060	(0,000)
Renda de 30 SMs a 50 SMs			0,088	(0,000)	0,065	(0,000)

(Continua)

(Continuação)

Variáveis	Mensalidade		Mensalidade + <i>background</i> familiar		Mensalidade + <i>background</i> familiar + <i>peer effect</i>	
	Coefficiente	Valor-p	Coefficiente	Valor-p	Coefficiente	Valor-p
Nota da prova objetiva (ln)						
Renda mais de 50 SMs			0,090	(0,000)	0,063	(0,001)
Possui computador			0,034	(0,055)	0,034	(0,062)
Possui internet			-0,015	(0,346)	-0,015	(0,349)
Sexo masculino (médio)					0,017	(0,637)
Idade/novo (nasceu em 1988 ou depois) (médio)					0,331	(0,000)
Idade/velho (nasceu em 1983 ou antes) (médio)					0,552	(0,003)
Raça branca (médio)					-0,197	(0,000)
Raça negra (médio)					-0,140	(0,263)
Mora com a família (médio)					0,599	(0,001)
Mãe tem ginásio (médio)					-0,207	(0,174)
Mãe tem ensino médio incompleto (médio)					0,038	(0,805)
Mãe tem ensino médio completo (médio)					-0,104	(0,461)
Mãe tem ensino superior incompleto (médio)					0,068	(0,622)
Mãe tem ensino superior completo (médio)					0,076	(0,572)
Mãe tem pós-graduação (médio)					0,071	(0,620)
Pai é gerente, administrador ou diretor (médio)					0,064	(0,241)
Pai é militar (médio)					0,417	(0,000)
Pai é empregado formal no setor privado (médio)					0,071	(0,198)
Pai é informal (médio)					0,486	(0,000)
Pai é conta própria (médio)					-0,061	(0,279)
Pai é desempregado (médio)					-0,897	(0,000)
Renda de 2 SMs a 5 SMs (médio)					0,212	(0,053)
Renda de 5 SMs a 10 SMs (médio)					0,255	(0,010)
Renda de 10 SMs a 30 SMs (médio)					0,337	(0,001)
Renda de 30 SMs a 50 SMs (médio)					0,581	(0,000)
Renda de mais de 50 SMs (médio)					0,449	(0,000)
Possui computador (médio)					-0,030	(0,796)
Possui internet (médio)					-0,160	(0,090)
Constante	1,176	(0,000)	1,073	(0,000)	1,396	(0,000)
Número de observações		9.924		9.924		9.924
R ²		0,2062		0,2788		0,3035

Elaboração dos autores.

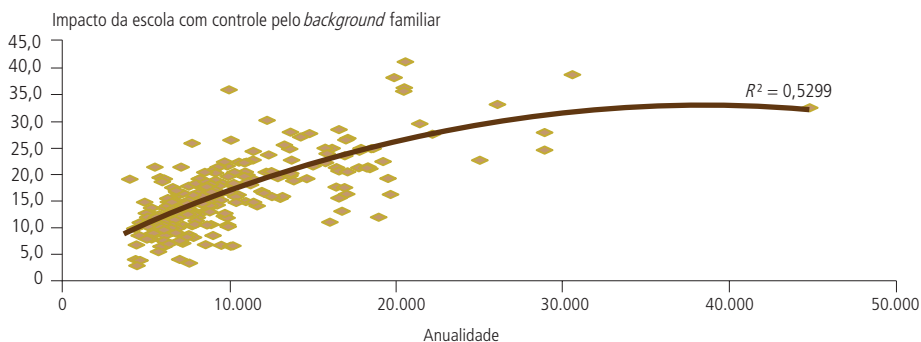
Acredita-se que não é o preço da escola em si que leva a um melhor desempenho dos alunos nos testes mas que o valor da mensalidade escolar reflete a qualidade do ensino oferecido aos alunos. As escolas mais caras contratam professores e diretores com alto nível de qualificação, que utilizam métodos pedagógicos modernos e participam de programas de aperfeiçoamento; apresentam boas condições de infraestrutura, com salas de aula e laboratórios bem equipados, com sistemas de iluminação adequados e que permitem aos alunos acesso a computadores e equipamentos de última geração; possuem biblioteca com amplo acervo (jornais, revistas, livros didáticos); além de outras características que facilitam o aprendizado. Assim, o valor cobrado está diretamente relacionado a melhores condições de ensino, o que se reflete em mais aprendizado e, conseqüentemente, em melhor desempenho dos alunos nos exames de proficiência.

No primeiro modelo estimado, no qual se considerou apenas a mensalidade, sem controles, a elasticidade estimada é de 0,3. No segundo modelo, no qual foram inseridas variáveis de *background* familiar, a sensibilidade estimada da proficiência à mensalidade cai para 0,25, o que indica que, para cada variação de 10% no valor da mensalidade escolar, a nota do aluno varia no mesmo sentido, em média, 2,5%. Entretanto, ao se inserir o *peer effect*, esta elasticidade estimada cai mais 54%. Assim, de acordo com o modelo estimado, quando se controla por *background* familiar e *peer effect*, a cada variação de 10% no valor da mensalidade escolar a nota do aluno varia no mesmo sentido, em média, 1,16%.

Com relação às demais variáveis, observa-se que os homens, em média, têm um desempenho melhor do que as mulheres na parte objetiva da prova do Enem, e que a idade é negativamente correlacionada com o desempenho escolar, isto é, alunos mais velhos têm, em média, notas inferiores. Com relação à raça, na sequência, amarelos, brancos e pardos, em média, vão melhor no Enem do que os negros (grupo de comparação). Como esperado, a educação da mãe e a renda familiar também são significantes e positivamente relacionadas ao desempenho do aluno. Filhos de mães mais educadas obtêm notas, em média, mais elevadas, assim como alunos pertencentes a famílias com renda mais elevada apresentam desempenho médio melhor.

O gráfico 8 mostra a relação entre os *efeitos escola* estimados (no modelo com controle por *background* familiar) e o valor da anualidade. Nota-se uma relação positiva indicando que escolas com mensalidade maior têm um efeito também maior no desempenho do aluno no Enem. Assim, pode-se dizer que a mensalidade é uma boa *proxy* da qualidade da escola. Os pais estão pagando mais, mas os filhos apresentam um desempenho melhor (aprendem mais), mesmo controlando por *background* familiar. Destaca-se, mais uma vez, a concavidade da curva, o que indica que existe um “limite” no valor da mensalidade, a partir do qual não vale mais a pena o alto valor pago pela qualidade do ensino em termos de aprendizado.

GRÁFICO 8

Valor da anualidade *versus* efeitos escola estimados**7 CONCLUSÃO**

Este trabalho utilizou, pela primeira vez, os microdados do Enem para analisar o papel da escola no desempenho dos alunos no ensino médio das mil melhores escolas particulares e públicas do estado de São Paulo. Os objetivos foram: *i)* decompor o desempenho do aluno no Enem em *efeitos escola* e *efeito família* e, ainda, calcular o *peer effect* (efeito dos pares); e *ii)* estimar a sensibilidade da nota no Enem ao valor da mensalidade.

Ao examinar se a diferença de qualidade entre as escolas se deve às características dos alunos e dos pais (*efeito família*) ou se à melhor gestão dessas escolas (*efeitos escola*), verificou-se que o *ranking* das escolas se altera quando com controle pelo *background* familiar tendo como grupo de comparação uma escola limite.

Os resultados mostram que o controle pelo *background* familiar não altera significativamente o *ranking*, isto é, na maioria dos casos, as escolas mantêm sua posição no *ranking*. Entretanto, o impacto da escola na nota diminui quando se controla pelas características da família. As pequenas oscilações no *rankeamento* indicam que o impacto da escola no desempenho do aluno reflete, em parte, as características socioeconômicas de seus alunos, mas não é importante o suficiente para reverter o *ranking* das escolas. As diferenças relativas entre as escolas se dão, principalmente, por características da própria escola. Como o *ranking* alterou pouco, pode-se dizer que a importância do *background* familiar é parecida entre as escolas, deslocando as notas paralelamente, com relação ao grupo de comparação.

Nos *efeitos escola* existe um componente chamado *peer effect* (*efeito dos pares*), que sugere que a qualidade dos colegas e amigos tem um impacto importante no aprendizado e em experiências e oportunidades futuras de uma pessoa. Para saber

quanto dos *efeitos escola* estimados ocorre em função do *efeito dos pares*, estimaram-se modelos em que os *efeitos escola* estimados ocorrem em função das características médias dos alunos da escola. O R^2 desses modelos indica que, aproximadamente, 23,5% do *efeito escola* é em função do *peer effect*.

Por fim, analisando a relação entre mensalidade escolar e desempenho dos alunos na prova do Enem, estimou-se a elasticidade mensalidade da nota da prova. A mensalidade é estatisticamente significativa e positivamente relacionada ao desempenho dos alunos no Enem, isto é, as escolas mais caras apresentam desempenho médio maior de seus alunos. Isso porque o valor da mensalidade escolar reflete a qualidade do ensino oferecido aos alunos. As escolas mais caras contratam professores e diretores com alto nível de qualificação, apresentam boas condições de infraestrutura, possuem biblioteca com amplo acervo, além de outras características que facilitam o aprendizado. Assim, o valor cobrado está diretamente relacionado a melhores condições de ensino, o que se reflete em mais aprendizado e, consequentemente, em melhor desempenho dos alunos nos exames de proficiência. De acordo com a elasticidade estimada, para cada aumento de 10% no valor da mensalidade escolar a nota do aluno aumenta, em média, 1,16% quando se controla por *background* familiar e *peer effect*.

Assim, os resultados revelam que as políticas educacionais e o investimento em educação que visem melhorar a qualidade das escolas podem gerar avanços significativos no desempenho escolar, repetindo as experiências das melhores escolas existentes no sistema educacional. A grande importância dos *efeitos escola* estimados indica que uma boa gestão escolar resulta num nível de aprendizado maior, mesmo quando se controla pelas características socioeconômicas dos alunos.

ABSTRACT

This paper utilizes for the first time in the literature the microdata from Enem to examine the school effect on the proficiency of high school students of the 1,000 best schools in the São Paulo State. The aim of the paper is to examine if the control by socioeconomic characteristics significantly alters the official school rankings. The results show that it does not, although it significantly decreases the magnitude of the school effect. Further, we show that about 24% of the school effect can be explained by the peer effect. Finally, the elasticity of the proficiency with respect to the school cost is 0,11, that is, a 10% rise in the school cost increases the students' performance by about 1,1%, even after controlling for the family background and peer effect.

Keywords: ranking; school effect; family background; peer effect; school costs.

REFERÊNCIAS

ALBERNAZ, A.; FERREIRA, F. H. G.; FRANCO, C. Qualidade e equidade no ensino fundamental brasileiro. **Pesquisa e planejamento econômico**, Rio de Janeiro, v. 32, n. 3, p. 45-59, 2002.

COLEMAN, J. S. *et al.* **Equality of educational opportunity**. Washington, D. C.: U.S. Government Printing Office, 1966.

CURI, A. Z.; MENEZES FILHO, N. A. Determinantes dos gastos com educação no Brasil. **Pesquisa e planejamento econômico**, Rio de Janeiro, v. 40, n. 1, p. 1-39, 2010.

FELÍCIO, F.; FERNANDES, R. O efeito da qualidade da escola sobre o desempenho escolar: uma avaliação do ensino fundamental no estado de São Paulo. *In*: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 38., 2005, Natal, Rio Grande do Norte. **Anais...** Natal: ANPEC, 2010.

FERNANDES, R.; GREMAUD, A. P. Qualidade da educação: avaliação, indicadores e metas. *In*: VELOSO, F. *et al.* (Org.). **Educação básica no Brasil: construindo o país do futuro**. Rio de Janeiro: Elsevier, 2009. p. 213-238.

GREMAUD, A. P.; FELÍCIO, F.; BIONDI, R. L. **Indicador de efeito escola**: uma metodologia para a identificação dos sucessos escolares a partir dos dados da prova Brasil. Brasília: INEP/MEC, 2007 (Texto para Discussão, n. 27). Disponível em: <<http://www.publicacoes.inep.gov.br>>.

HADDAD, F. **O plano de desenvolvimento da educação: razões, princípios e programas**. Brasília: INEP/MEC, 2008 (Texto para Discussão, n. 30).

HANUSHEK, E. A.; RAYMOND, M. The effect of school accountability systems on the level and distribution of student achievement. **Journal of the European economic association**, v. 2, n. 2-3, p. 406-415, 2004.

_____. Does school accountability lead to improved student performance? **Journal of policy analysis & management**, v. 24, n. 2, p. 297-327, 2005.

RIVKIN, S. G.; HANUSHEK, E. A.; KAIN, J. F. Teachers, schools, and academic achievement. **Econometrica**, v. 73, n. 2, p. 417-458, 2005.

(Originais submetidos em setembro de 2012. Última versão recebida em abril de 2013.
Aprovado em julho de 2013.)

EFEITOS DA MUDANÇA DE EMPREGO E DA MIGRAÇÃO INTERESTADUAL SOBRE OS SALÁRIOS NO BRASIL FORMAL: EVIDÊNCIAS A PARTIR DE DADOS EM PAINEL*

Ricardo da Silva Freguglia**

Thais Salzer Procópio***

Este artigo investiga os diferenciais salariais decorrentes da mudança de emprego e da mobilidade interestadual dos trabalhadores do mercado de trabalho formal brasileiro. Em especial, analisa-se a situação em que os trabalhadores mudam de emprego, sem migrarem entre municípios, buscando identificar se as perdas salariais associadas à mobilidade do trabalhador podem ocorrer devido à troca de emprego (efeito firma), mas não necessariamente como consequência da migração. A partir dos dados em painel da Raismigra, fornecida pelo Ministério do Trabalho e Emprego (MTE), abrangendo os anos de 1995 a 2006, os diferenciais salariais são estimados com o controle da heterogeneidade não observada. São realizados testes de robustez para verificar a correta identificação da parcela referente aos efeitos interestaduais e de firma sobre os diferenciais salariais dos trabalhadores formais brasileiros. Os principais resultados obtidos indicam que, após o controle dos efeitos fixos dos trabalhadores, a mudança de emprego e a migração intermunicipal são importantes fatores a serem controlados para a correta identificação dos diferenciais salariais interestaduais. Constata-se, ainda, que a magnitude do efeito firma é menor que a magnitude do efeito das migrações, sejam elas interestaduais ou intermunicipais, sobre os salários no setor formal, mas, ainda assim, é significativa.

Palavras-chave: diferenciais salariais; efeito firma; migração interestadual; efeitos fixos.

JEL: J31.

1 INTRODUÇÃO

A identificação dos determinantes dos diferenciais salariais observados tem sido tema de diversos estudos da literatura em economia do trabalho. Os principais resultados encontrados evidenciam o caráter estável e desigual dos diferenciais salariais, independentemente dos diversos arranjos institucionais e estruturais dos países (Gittleman e Wolff, 1993; Kahn, 1998). Além disso, estas disparidades também persistem entre diferentes tipos de trabalhadores e tamanhos de estabelecimentos, mesmo após o controle por diferenças no capital humano, ocupação e outras variáveis (Krueger e Summers, 1988; Teal, 1996). Estes resultados incitam ainda mais a investigação da natureza dos diferenciais salariais.

* Os autores agradecem ao Ministério do Trabalho e Emprego (MTE) pelo acesso a sua base de dados e à Fundação de Amparo à Pesquisa do Estado de Minas Gerais (FAPEMIG) pelo financiamento recebido para a realização desta pesquisa.

**Professor adjunto do programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada da Faculdade de Economia da Universidade Federal de Juiz de Fora (FE/UFJF) e pesquisador do Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq) e da FAPEMIG.

***Mestranda do Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada da FE/UFJF.

A migração de trabalhadores entre regiões é uma característica comum aos mercados de trabalho, em especial no mercado de trabalho brasileiro. Por ser um país que possui características marcantes de desigualdade de renda,¹ uma vasta extensão territorial e diversidades locais, a migração interna no Brasil tem sido tema de diversos estudos (Sahota, 1968; Graham, 1970; Martine, 1990; Pereira, 2000; Fiess e Verner, 2003; Santos Júnior, Menezes-Filho e Ferreira, 2005; Ramalho e Queiroz, 2011). Consideráveis disparidades econômicas continuam a existir entre as regiões brasileiras. Por exemplo, o Produto Interno Bruto (PIB) *per capita* a preços correntes da região Sudeste em 2006 corresponde a mais da metade do PIB *per capita* brasileiro (57%), que é equivalente a quase três vezes o PIB da região Nordeste.² Estas disparidades econômicas regionais incentivam a migração interna. As taxas de migração interestaduais passaram de 20% da população em 1980 (Martine, 1990) para 40% da população em 1999 (Fiess e Verner, 2003; Ribeiro e Bastos, 2004). Pereira (2000) registrou que quase um terço da população brasileira reside em outro município diferente daquele onde nasceu. Quando se consideram as Unidades Federativas (UFs), cerca de 20% residem em um local diferente do estado natal (Santos Júnior, 2002). Mais recentemente, Aguayo-Tellez, Muendler e Poole (2010) constataram que cerca de 5% da força de trabalho no mercado formal migrou de um estado para outro e entre empregos na última década.

Outra questão importante concernente aos diferenciais salariais se refere à realocação de empregos no mercado de trabalho como resultado de choques econômicos. Trata-se de uma característica comum das economias de mercado cuja flexibilidade constitui-se frequentemente num aspecto positivo da economia. A literatura econômica, porém, tem se preocupado com os efeitos da realocação de empregos sobre o bem-estar dos trabalhadores. A questão central envolve a compreensão da extensão em que a relação entre trabalhador e empresa possui um componente de produtividade desprovido de valor fora deste relacionamento. Se este componente de produtividade é nulo, é de se esperar que o trabalhador tenha uma redução em sua produtividade quando ele muda de emprego de maneira aleatória (Farber, 1999).

Nesse sentido, a investigação dos diferenciais salariais deve contemplar não apenas uma análise sobre a migração de trabalhadores entre os estados mas também a situação onde os trabalhadores mudam de emprego e de setor, sem migrarem, porém, entre municípios. Isto porque as perdas salariais associadas à mobilidade do trabalhador podem ocorrer devido à troca de emprego, mas não necessariamente como consequência da migração.

1. Langoni (1973), Bacha e Taylor (1978), Pinheiro e Ramos (1994), Gatica, Mizala e Romaguera (1995), Barros e Mendonça (1995) e Cowell, Ferreira e Litchfield (1996).

2. O PIB *per capita* a preços correntes do Sudeste em 2006 foi de R\$ 20,079.61, enquanto no Nordeste os valores chegaram a apenas R\$ 7.157,28 (IBGE, 2006).

Assim, a principal contribuição desta pesquisa é analisar os fatores determinantes dos diferenciais salariais no contexto brasileiro, verificando até que ponto a variação salarial dos trabalhadores que migram advém da troca de emprego e de setor e não da migração propriamente dita. Isto permite a análise dos diferenciais sob o referencial metodológico de *matching* entre empresa e trabalhador. Como a mobilidade de trabalhadores é bastante elevada no Brasil em comparação com vários outros países (Ribeiro e Bastos 2004), este estudo ganha ainda mais relevância.

Além da introdução, este estudo está organizado da seguinte forma: na próxima seção encontra-se um breve resumo da literatura. Na seção 3, é exposta a definição da amostra de dados utilizada, e, na seção 4, as estatísticas descritivas acerca dos dados em questão. Na seção 5, é definida a metodologia utilizada no estudo. A sexta seção apresenta os resultados encontrados, assim como testes de robustez para comprovar a efetividade de tais resultados. Finalmente, a seção 7 expõe as conclusões acerca da possível existência de *matching* entre firma e trabalhador.

2 REVISÃO DA LITERATURA

A intensa disparidade nos níveis de renda das distintas regiões brasileiras reflete, entre outros aspectos, a desigual distribuição espacial das atividades produtivas no país. O meio econômico em que o trabalhador atua pode ser considerado fator de influência em seus rendimentos auferidos, tornando necessária a inclusão de atributos regionais na análise de diferenciais de remuneração.

Muitos estudos realizados para o Brasil (Azzoni e Servo, 2001; Savedoff, 1991; Arbache, 1999) foram motivados pelo interesse em se verificar a magnitude do impacto da questão regional no diferencial salarial. Segundo Fontes, Simões e Hermeto (2006), entre as diferentes abordagens que visam explicar as disparidades salariais entre as regiões, apresentam grande importância a dos diferenciais salariais compensatórios, a dos diferenciais salariais decorrentes das disparidades regionais na dotação de capital humano e, por fim, o argumento dos diferenciais de salário como reflexo das diferenças inter-regionais de produtividade.

A abordagem dos diferenciais compensatórios aponta que vantagens e desvantagens das regiões deveriam ser compensadas por diferenciais de salário. Nesse contexto, Azzoni, Carmo e Menezes (2003) analisam o diferencial salarial entre as regiões metropolitanas (RMs) do Brasil, buscando identificar se, além do capital humano, o diferencial de custo de vida e as características regionais também possuem um papel na sua explicação. Verificam, assim, que o diferencial de custo de vida, embora relevante, não é capaz, individualmente, de explicar os diferenciais salariais.

A segunda explicação para os diferenciais de salário, na qual estes refletem variações inter-regionais de produtividade, baseia-se na existência de interações entre trabalhadores e/ou empresas pertencentes a uma mesma região.

A terceira abordagem, relacionada à dotação regional de capital humano, defende que diferenças nos atributos referentes a capital humano dos indivíduos de diferentes regiões explicariam o diferencial de renda entre elas. Behrman e Birdsall (1983) verificam tal hipótese por meio do estudo da influência da qualidade da educação na explicação de parte dos diferenciais de salários regionais. De fato, quando os autores incorporam uma *proxy* de qualidade da educação (escolaridade dos professores) na equação estimada, os diferenciais regionais caem consideravelmente em comparação com as estimativas provenientes de um modelo sem essa *proxy*. Entretanto, a possibilidade de migração do indivíduo entre regiões fragiliza a terceira abordagem.

Para compreender o mercado de trabalho de um país, é indispensável o conhecimento do funcionamento da dinâmica de trabalhadores e de postos de trabalho do mesmo. O Brasil apresenta elevados fluxos de trabalhadores, como mostra Corseuil e Servo (2006) e Ribeiro (2007), o que pode estar relacionado a uma alta capacidade de realocação de recursos da economia. Este fato pode gerar insegurança para os trabalhadores pela redução do tempo de permanência em um emprego ou perda de bem-estar por custos de ajustamento e de oportunidade.

Diretamente relacionada à dinâmica de rotatividade do país insere-se a migração. A mobilidade de trabalhadores pode ser vista como um meio de eliminar as desigualdades de emprego e renda entre regiões. Um indivíduo que migra de estado pode sofrer perdas ou ganhos salariais, e esta variação salarial pode decorrer da própria mudança de estado, já que diferentes estados apresentam diferentes remunerações, como apresentado por Corseuil e Santos (2002). Estes autores analisam os fatores determinantes do nível salarial do setor formal brasileiro e constataam que o prêmio salarial de migração para alguns estados é maior do que para outros, sendo que os maiores prêmios são referentes aos destinos de São Paulo, Distrito Federal, Goiás e Tocantins.

A literatura tradicional assinala que o principal fator de influência sobre a decisão de migrar é a remuneração. Dessa forma, a decisão por migrar do indivíduo ocorre a partir da comparação entre os ganhos esperados em cada destino e os ganhos esperados caso não realize a migração. Portanto, os custos de migração dos indivíduos estão inversamente relacionados à probabilidade da escolha por migrar. É importante apontar que tanto os custos como os retornos podem ser monetários e não monetários sendo, desta maneira, relacionados às preferências de cada indivíduo.

Os custos da migração podem ser elevados e, inicialmente, o migrante pode receber menor remuneração que o não migrante. Entretanto, existe um processo de assimilação do trabalhador, após a migração, no qual a evolução de seu salário é maior que a do não migrante, podendo possibilitar vantagem de migrar no longo prazo.

O estudo de Chiswick (1978) apresenta-se como um dos primeiros a analisar o perfil dos rendimentos dos migrantes comparativamente com o de não migrantes. Em seu trabalho, foram utilizados dados referentes ao censo americano de 1970 para analisar os rendimentos dos migrantes recém-chegados, daqueles que chegaram há mais tempo e dos nativos. Descobriu-se que a taxa de crescimento dos ganhos dos migrantes ultrapassa a dos nativos de tal forma que, a partir de determinado momento, os migrantes passam a ter rendimentos iguais ou até maiores que os nativos. Este fator aponta para a existência de uma seleção positiva do grupo de migrantes, pelo fato de estes se predisporem a migrar e de apresentarem uma motivação maior que, com o passar do tempo no local de destino, gera um aperfeiçoamento de suas habilidades.

Entretanto, o estudo de Chiswick, assim como outros realizados na época, utilizou como base de dados uma *cross-section*. A utilização de uma única *cross-section* de dados não permite captar efeitos causados pela assimilação e diferenças qualitativas nas coortes.

Borjas (1985) foi o primeiro a apontar esse problema e, como possível solução, propôs aplicar a metodologia de coortes sintéticas, por meio da construção de um painel de dados formado por uma série de *cross-sections*. No entanto, a utilização de *cross-sections* com diferentes indivíduos não permite o acompanhamento do mesmo migrante ao longo do tempo, impedindo que características não observáveis de cada indivíduo sejam controladas.

Segundo Angrist e Kruger (1999), a maneira ideal de se comparar a diferença de remuneração de indivíduos, decorrente de diferentes características, seria por meio de contrafactuais, ou seja, observar o mesmo trabalhador em duas situações diferentes que, no caso em questão, seria tendo ou não migrado, no mesmo instante de tempo, controlando por todos os demais condicionantes salariais.

A impossibilidade de obter contrafactuais dos trabalhadores é um problema que, segundo Menezes-Filho (2002), torna-se especialmente sério pelo fato de a variável resultante depender do potencial de auferir rendimentos de cada trabalhador. Isto, em grande parte, não é observável, pois depende de fatores como habilidade, criatividade, capacidade de adaptação a mudanças, capacidade de relacionamento, ambição etc.

Nesse contexto de análise das habilidades não observáveis, a migração toma destaque diante da possível autoseleção de migrantes que podem contribuir para a disparidade de remuneração. É fato estilizado na literatura sobre migração do trabalho que os migrantes formam um grupo positivamente selecionado, ou seja, geralmente a migração ocorre entre um grupo de indivíduos mais aptos, motivados, pró-ativos etc. Dessa forma, ao deixar de considerar as características produtivas não observadas dos trabalhadores nas análises de prêmio salarial decorrente da

migração, este prêmio pode estar sendo superestimado, uma vez que, como citado anteriormente, os migrantes são positivamente selecionados, e os ganhos obtidos com a migração podem estar incorporando tais características.

Além da abordagem da heterogeneidade não observada, outra que deve ser considerada refere-se ao fato de as características das firmas e a existência de *matching* entre firma e trabalhador poderem contribuir com parte dessas alterações salariais inicialmente atribuídas à migração. Dessa forma, pode ocorrer de a variação salarial atribuída à migração, mesmo após o controle das características individuais dos trabalhadores, ser, na verdade, decorrente da troca de emprego e de firma. Isto mostra a importância de se verificar até que ponto a variação salarial dos migrantes é decorrente da própria migração *per se*, além da variação decorrente da troca de emprego e firma.

3 BASE DE DADOS

A Raismigra é uma base de dados derivada do registro administrativo Relação Anual de Informações Sociais (Rais), fornecida pelo Ministério do Trabalho e Emprego (MTE). Seus dados são organizados de forma longitudinal, permitindo o acompanhamento geográfico, setorial e ocupacional da trajetória dos trabalhadores ao longo do tempo. Tal disposição de dados é considerada um fator diferencial para análises, comparativamente com outras bases de dados, pelo fato de possibilitar a realização de estudos de mobilidade, duração e reinserção de indivíduos no mercado de trabalho.

A base de dados da Raismigra possui informações de 72.386.408 indivíduos entre os anos de 1995 e 2006. Desse universo de trabalhadores, foram filtrados os indivíduos com idades inferiores a 18 anos e superiores a 65 anos, assim como os que possuíam renda igual a zero. Em seguida, extraiu-se uma amostra aleatória³ de 2% do total de trabalhadores em questão. A fim de se obter uma amostra mais fidedigna, foram ainda excluídos os indivíduos que apresentaram diferenciais em variáveis de características pessoais fixas no tempo em algum momento do período analisado. Finalmente, o banco de dados foi balanceado excluindo-se indivíduos que entraram ou saíram da amostra em algum período. A amostra resultante constitui um painel balanceado com 93.550 indivíduos presentes nos doze anos em análise, totalizando 1.122.600 observações.

O migrante, para as análises do trabalho em questão, é definido como aquele indivíduo cujo estado (ou firma) no qual trabalha no período t se diferencia do

3. Vale ressaltar que a Raismigra, por ser restrita ao setor formal, apresenta limitações. Não é possível controlar, por exemplo, se o trabalhador é oriundo de emprego informal. Nesse sentido, se os migrantes alocados inicialmente no setor formal são positivamente selecionados em atributos observados e não observados, como apontam Cole e Sanders (1985), essa amostra seria não aleatória.

seu estado (ou firma) em $t-1$. É importante perceber que tal variável de distinção entre migrante e não migrante assume que o indivíduo é migrante apenas no ano em que ocorre a migração referente aos onze anos em análise. Dessa forma, se um indivíduo migrou no ano de 1996 e manteve-se no estado de destino nos demais anos, ele será migrante neste ano e não migrante nos demais anos (1997 a 2006). Caso ele migre novamente em um ou mais anos subsequentes, o indivíduo assume a condição de migrante novamente, ou seja, ele pode migrar entre estados mais de uma vez ao longo dos onze anos.

Foram utilizadas no presente estudo as seguintes variáveis explicativas: UF, RM, município, indústria, gênero, faixa etária, grau de instrução, tamanho do estabelecimento, como variáveis categóricas; além de rendimento de dezembro em salários mínimos (SMs), tempo de emprego, como variáveis contínuas.

Os migrantes interestaduais representam 8,07% da amostra final de trabalhadores, enquanto os indivíduos que migraram de município representam 0,74%.

4 EVIDÊNCIAS INICIAIS: ANÁLISE DESCRITIVA DOS DADOS

4.1 Perfil médio do trabalhador formal

Nesta seção, realiza-se uma análise da estrutura salarial objetivando examinar os rendimentos dos trabalhadores do mercado formal de trabalho do Brasil, assim como a possível influência de determinadas características no montante salarial auferido pelos mesmos. É importante considerar que a presente análise refere-se a um banco de dados balanceado, havendo um acompanhamento da trajetória de cada indivíduo ao longo dos doze anos em questão.

Para se captar o real diferencial de rendimentos, utilizou-se a variável de salários nominal, deflacionada pelo Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) referente a cada RM, possibilitando, dessa forma, a consideração das diferentes variações nos custos de vida existentes entre os estados.

A tabela 1 apresenta a renda média dos trabalhadores do mercado formal, relacionados a alguns grupos de características. De imediato, pela observação das médias salariais, pode-se verificar que os homens possuem uma média salarial mais elevada, sugerindo que recebem um salário mais elevado em relação ao das mulheres. Observa-se também que quanto mais elevado o nível de escolaridade, maior a média salarial dos indivíduos, e que os saltos salariais são cada vez maiores a cada mudança de nível de grau de instrução. O primeiro fator corrobora a teoria do capital humano, postulando que quanto maior o nível de investimento em educação e qualificação, maior deverá ser a remuneração dos indivíduos.

TABELA 1
Renda dos trabalhadores do mercado formal por características

Variável	Definição e descrição	Renda média (R\$)	Desvio-padrão	Frequência
RM – segundo IBGE				
Está em alguma RM	(1,0) <i>dummy</i> de RM	2.209,97	2.695,061	536.705
Fora de RM	(1,0) <i>dummy</i> de RM	1.639,48	2.286,202	585.895
Sexo				
Feminino	(1,0) se feminino	1.616,40	2.135,892	518.736
Masculino	(1,0) se masculino	2.166,34	2760,263	603.864
Grau de instrução				
1ª Etapa do ensino fundamental	(1,0) <i>dummy</i> de educação	953,87	922,666	194.465
2ª Etapa do ensino fundamental	(1,0) <i>dummy</i> de educação	1.198,78	1.264,639	284.398
Ensino médio	(1,0) <i>dummy</i> de educação	1.736,83	1.903,343	383.173
Ensino superior	(1,0) <i>dummy</i> de educação	3.664,11	3.872,953	260.564
Tamanho do estabelecimento				
Até 99	(1,0) <i>dummy</i> de tamanho do estabelecimento	1.521,04	1.977,846	294.464
De 100 a 499	(1,0) <i>dummy</i> de tamanho do estabelecimento	1.922,43	2.520,804	232.620
500 ou +	(1,0) <i>dummy</i> de tamanho do estabelecimento	2.101,67	2.704,323	595.516
Faixa etária				
18 a 24	(1,0) <i>dummy</i> de faixa etária	1.007,60	971,036	42.482
25 a 29	(1,0) <i>dummy</i> de faixa etária	1.397,20	1.558,562	110.807
30 a 39	(1,0) <i>dummy</i> de faixa etária	1.875,99	2.332,186	415.924
40 a 49	(1,0) <i>dummy</i> de faixa etária	2.160,59	2.800,649	389.563
50 a 64	(1,0) <i>dummy</i> de faixa etária	1.996,57	2.854,440	163.824

(Continua)

(Continuação)		Renda média			Desvio-padrão		Frequência
Variável	Definição e descrição	(R\$)					
UFs							
AC	(1,0) <i>dummy</i> de região	1.388,18			2.347,060		5.414
AL	(1,0) <i>dummy</i> de região	1.414,02			2.129,118		12.312
AM	(1,0) <i>dummy</i> de região	2.335,36			3.005,553		5.894
AP	(1,0) <i>dummy</i> de região	2.455,14			2.660,638		2.846
BA	(1,0) <i>dummy</i> de região	1.454,00			2.104,602		48.419
CE	(1,0) <i>dummy</i> de região	1.360,05			2.020,293		33.426
DF	(1,0) <i>dummy</i> de região	4.309,22			5.117,429		25.797
ES	(1,0) <i>dummy</i> de região	1.957,05			2.651,819		19.062
GO	(1,0) <i>dummy</i> de região	1.522,50			2.191,929		27.469
MA	(1,0) <i>dummy</i> de região	1.108,80			1.840,960		15.924
MG	(1,0) <i>dummy</i> de região	1.656,48			2.186,862		131.674
MS	(1,0) <i>dummy</i> de região	1.677,93			2.025,747		11.530
MT	(1,0) <i>dummy</i> de região	1.784,00			2.430,831		9.413
PA	(1,0) <i>dummy</i> de região	1.608,27			2.478,286		20.472
PB	(1,0) <i>dummy</i> de região	1.213,96			1.939,092		17.293
PE	(1,0) <i>dummy</i> de região	1.383,43			2.273,469		34.380
PI	(1,0) <i>dummy</i> de região	1.102,66			1.545,671		10.832
PR	(1,0) <i>dummy</i> de região	1.698,51			2.189,291		73.209
RJ	(1,0) <i>dummy</i> de região	1.992,49			2.618,181		111.416
RN	(1,0) <i>dummy</i> de região	1.408,81			2.206,130		12.562
RO	(1,0) <i>dummy</i> de região	2.424,80			3.354,089		5.342
RR	(1,0) <i>dummy</i> de região	1.907,10			2.091,061		1.736
RS	(1,0) <i>dummy</i> de região	1.953,33			2.414,024		85.900
SC	(1,0) <i>dummy</i> de região	1.789,47			2.130,120		45.803
SE	(1,0) <i>dummy</i> de região	1.172,05			1.677,784		11.725
SP	(1,0) <i>dummy</i> de região	2.242,69			2.513,067		339.548
TO	(1,0) <i>dummy</i> de região	1.310,75			1.772,028		3.202

Fonte: Ralsmigra de 1995-2006. Elaboração dos autores.

Outro ponto a ser destacado é a discrepância de nível médio de salário formal entre as áreas metropolitanas e não metropolitanas. Percebe-se também que, ao longo dos anos analisados, o percentual de emprego em RMs e RMs não metropolitanas não apresentou grandes oscilações, mantendo uma estrutura de cerca de 50% dos empregos do Brasil para cada RM.

Quanto à faixa etária do trabalhador, observa-se um aumento salarial a cada mudança de faixa etária, com exceção da última, de 50 a 64 anos, que apresenta um pequeno decréscimo na média salarial comparativamente à faixa anterior.

Ao se analisar o impacto de características das firmas na média salarial dos indivíduos, observa-se que, quanto maior o porte das mesmas, em termos de número de funcionários, maior a média salarial paga por elas, o que leva a crer que empresas maiores pagam salários mais elevados.

Além das características dos indivíduos e das firmas analisadas anteriormente, o padrão de concentração espacial das atividades econômicas também apresenta grande impacto na evolução da renda das regiões brasileiras. Ao se comparar os valores de rendimentos médios dos trabalhadores do mercado formal de trabalho para as 27 UF's do país, constatou-se uma clara disparidade regional de salários.

A tabela 1 apresenta também as médias de salários reais por UF. Constata-se que Distrito Federal (DF), Amapá (AP), Rondônia (RO), São Paulo (SP), Amazonas (AM) e Rio de Janeiro (RJ) apresentam as maiores médias salariais, respectivamente. Entre estas regiões, é importante notar que AP, RO e AM são as regiões que apresentam o menor número de trabalhadores nos anos analisados, enquanto SP e RJ apresentam o maior número, podendo se tornar potenciais regiões de destino de migrações devido à atratividade salarial. De maneira oposta, Maranhão (MA), Piauí (PI) e Pernambuco (PE) apresentaram as menores médias salariais.

No que se refere à diferença média salarial do migrante de firma e região, comparativamente ao não migrante, considera-se um total de 1.021.385 observações presentes na amostra de análise, referente a 92.985 trabalhadores empregados no mercado formal, para onze anos (1996-2006). Perdem-se as informações referentes ao ano de 1995, visto que, para a constatação de que o indivíduo é ou não migrante em determinado ano, são necessárias informações acerca de suas características (estados, firma) do ano anterior.

Como explicitado na tabela 2, tanto a migração de firma quanto a de município fazem com que a média salarial dos indivíduos se eleve. Obtêm-se médias salariais mais elevadas entre os grupos de indivíduos que migram de município e de firma. De outra forma, é perceptível que a mudança de firma gera um salto na média salarial mais elevado que a mudança apenas de município.

TABELA 2

Renda média por migração de firma e de município

Descrição da variável	Renda média (R\$)	Desvio-padrão	Frequência
Mudou de município e de firma	2.238,24	2.870.538	26.355
Mudou de firma e manteve-se no município	1.972,00	2.479.940	56.688
Mudou de município e manteve-se na mesma firma	1.928,70	2.491.686	15.691
Não mudou de município nem de firma	1.912,16	2.509.844	930.316

Fonte: Raismigra de 1995-2006. Elaboração dos autores.

5 METODOLOGIA

A metodologia utilizada neste estudo busca calcular os diferenciais salariais entre os trabalhadores do setor formal do Brasil, considerando o controle de características individuais dos trabalhadores, características da região, características da firma, além do controle de migração de firma. O objetivo da última variável é verificar a existência e a dimensão da relação entre trabalhador e firma, por meio do salário pago a indivíduos que se mantêm na mesma empresa, comparativamente aos que migram de empresa.

A partir de regressões mincerianas (Mincer, 1974) e com o uso dos dados em painel, são realizadas estimações por Mínimos Quadrados Agrupados (MQA) – *pooled cross-section* –, EA e EF, buscando-se o método mais adequado ao modelo em questão. A forma funcional da estimação por MQA é dada pela equação (1).

$$\log (renda_{it}) = \alpha + \beta X_{it} + \varepsilon_{it} \quad i = 1 \dots N; t = 1995, \dots, 2006 \quad (1)$$

Na equação (1), o logaritmo da renda é explicado por um vetor X que incorpora as variáveis: experiência, experiência ao quadrado, *dummies* de ano, de UFs, de RM, de setor de atividade econômica, de sexo, de faixa etária, de grau de instrução, de tamanho do estabelecimento, além da *dummy* de interesse, de migração de firma. ε_{it} representa o termo de erro e α é o intercepto.

Como os trabalhadores apresentam características não observáveis, que não são possíveis de serem controladas por variáveis explicativas e que, possivelmente, estão correlacionadas com alguns determinantes salariais, a estimação por MQA pode gerar estimadores viesados e inconsistentes. A possível existência de heterogeneidade não observada dos indivíduos pode ser confirmada pelo teste de Breusch-Pagan (1980), favorecendo ou não as metodologias de controle das características não observadas dos indivíduos.

O método de EF permite controlar as características não observáveis dos indivíduos, como mostra a equação (2).

$$\log (renda_{it}) = \alpha + \beta X_{it} + c_i + \varepsilon_{it} \quad i = 1 \dots N; \quad t = 1995, \dots, 2006 \quad (2)$$

Na equação (2), o logaritmo da renda é explicado pelas mesmas variáveis explicativas da equação (1). O termo de erro da equação é decomposto em um componente fixo, c_i , referente à heterogeneidade variante entre os indivíduos e fixa no tempo, e um aleatório, ε_{it} .

As características não observáveis dos indivíduos, que são fixas ao longo do tempo, e uma possível fonte de correlação entre o termo de erro e alguma variável explicativa, são captadas separadamente do termo de erro. Dessa forma, a outra parcela do termo de erro, ε_{it} , não é mais correlacionada com as variáveis explicativas.

O efeito individual específico pode ser ou não correlacionado com o vetor de variáveis explicativas X_{it} . O teste de Hausman (1978) detecta a existência ou não de correlação entre o efeito individual e os regressores, cuja hipótese nula é de não correlação entre eles. Caso exista correlação, rejeita-se a hipótese nula e a estimação deve ser feita a partir de EF; caso contrário, aceita-se a hipótese nula e o estimador de EA é o mais adequado.

Após a identificação do melhor modelo, busca-se ainda verificar a robustez dos resultados, isto é, da correta identificação da parcela referente aos efeitos regional e de firma sobre os diferenciais salariais dos trabalhadores formais brasileiros. São realizados dois testes de robustez, sendo o primeiro por meio de uma amostra de trabalhadores não migrantes entre os estados brasileiros, mas que migraram internamente para os estados com o objetivo de verificar se há efeito da mobilidade intraestadual sobre os diferenciais salariais, e o segundo por meio de uma amostra de trabalhadores não migrantes entre os municípios brasileiros. O objetivo do último é captar o efeito da mobilidade interfirma sobre os diferenciais salariais, sem a possibilidade de viés decorrente da migração intermunicipal.

6 RESULTADOS

Na tabela 3, são reportados, comparativamente, os resultados das estimativas para os coeficientes das *dummies* de estado usando MQA, EA e EF. A forma funcional usada em todos os três métodos de estimação é a mesma, envolvendo, além das variáveis de interesse nas regressões – *dummies* de UF, tamanho do estabelecimento e mudança de firma –, os controles de ano, senioridade, faixa etária, RM, atividade econômica, grau de instrução, sexo e a constante. A exceção ocorre no modelo de EF, que exclui as variáveis fixas no tempo, como sexo, grau de instrução e faixa etária.

TABELA 3

Diferenciais de renda – regressões em painel

Variáveis independentes	Variável dependente: logaritmo do salário real		
	MQA	EA	EF
UFs			
AC	-0.234*** (0,010)	-0.290*** (0,025)	0.128** (0,061)
AL	-0.484*** (0,007)	-0.424*** (0,015)	-0.113*** (0,026)
AM	-0.071*** (0,011)	(0,007)	0.125*** (0,026)
AP	0.350*** (0,012)	0.111*** (0,029)	0,030 (0,044)
BA	-0.499*** (0,003)	-0.403*** (0,008)	-0.093*** (0,014)
CE	-0.726*** (0,004)	-0.581*** (0,009)	-0.204*** (0,016)
DF	0.499*** (0,006)	0.154*** (0,008)	0.086*** (0,011)
ES	-0.125*** (0,005)	-0.105*** (0,012)	0,027 (0,019)
GO	-0.243*** (0,004)	-0.207*** (0,010)	-0.029* (0,015)
MA	-0.606*** (0,006)	-0.537*** (0,014)	-0.123*** (0,024)
MG	-0.315*** (0,002)	-0.241*** (0,005)	-0.081*** (0,009)
MS	-0.126*** (0,006)	-0.098*** (0,014)	0,025 (0,020)
MT	-0.045*** (0,008)	-0.071*** (0,015)	0.062*** (0,020)
PA	-0.511*** (0,005)	-0.386*** (0,012)	-0.110*** (0,020)
PB	-0.867*** (0,007)	-0.627*** (0,014)	-0.172*** (0,025)
PE	-0.627*** (0,004)	-0.484*** (0,009)	-0.094*** (0,014)
PI	-0.565*** (0,007)	-0.566*** (0,017)	-0.284*** (0,032)
PR	-0.235*** (0,003)	-0.181*** (0,006)	-0.039*** (0,010)
RJ	-0.262*** (0,002)	-0.147*** (0,005)	0,007 (0,009)
RN	-0.521*** (0,007)	-0.430*** (0,014)	-0.087*** (0,022)
RO	0.184*** (0,011)	(0,023)	(0,020)
RR	0.268*** (0,013)	(0,020)	(0,028)
RS	-0.153*** (0,003)	0.249*** (0,038)	0.545*** (0,060)
		-0.076*** (0,006)	0.026** (0,012)

(Continua)

(Continuação)

Variáveis independentes	Variável dependente: logaritmo do salário real		
	MQA	EA	EF
SC	-0.045*** (0,003)	-0.075*** (0,008)	-0.031** (0,014)
SE	-0.528*** (0,0210906)	-0.485*** (0,015)	-0.149*** (0,024)
SP	(omitida)		
TO	-0.313*** (0,012)	-0.303*** (0,024)	-0.066** (0,032)
Tamanho do estabelecimento			
Até 99	-0.283*** (0,002)	-0.153*** (0,002)	-0.126*** (0,002)
De 100 a 499	-0.057*** (0,002)	-0.045*** (0,002)	-0.034*** (0,002)
500 ou +	(omitida)		
Migração de firma			
Não migrou de firma	(omitida)		
Migrou de firma	0.019*** (0,003)	-0.030*** (0,001)	-0.035*** (0,001)
R ²	0.4686	—	—
(Intra)	—	0.1102	0.1150
(Entre)	—	0.4284	0.1966
(Total)	—	0.3766	0.1441
Hausman	—	chi2= 35844.67	
Observações	1.029.050	1.029.050	1.029.050

Fonte: Raismigra de 1995-2006. Elaboração dos autores.

Nota:*** significativo a 1%; ** significativo a 5%; * significativo a 10%.

Obs.: Erro-padrão entre parênteses. Além da constante, foram incluídas como controle as variáveis: ano, experiência, faixa etária, região metropolitana, atividade econômica, grau de instrução e sexo.

Os resultados das estimativas de MQA evidenciam a grande desigualdade salarial brasileira que, neste estudo, se refere ao mercado de trabalho formal. Ao se controlar pelos efeitos não observados, seja pelo método de EA seja pelo de EF, percebe-se uma considerável alteração nos diferenciais salariais estimados. Primeiramente, analisando a coluna de EA, pode-se observar que os coeficientes são bastante reduzidos em sua magnitude. A significância estatística e os sinais dos coeficientes, por outro lado, se mantêm. Como o teste de Hausman se mostra favorável à utilização do método de EF para o controle dos efeitos não observados, a segunda – e mais importante – análise comparativa a ser feita é entre MQA e EF. Percebe-se com clareza que alguns dos coeficientes estimados mudam não apenas sua magnitude mas também sua significância e o sinal. Vale ressaltar a perda de significância dos coeficientes estimados para os estados de AP, ES, MS, RJ e RO no modelo de EF com relação aos coeficientes dos demais modelos. Em geral, os coeficientes estimados por EF têm suas magnitudes e significâncias reduzidas, corroborando o argumento a favor da importância dos controles dos efeitos não observáveis no diferencial salarial interestadual.

Como parte destes diferenciais poderia ser decorrente da mudança interfirma, e não exclusivamente da habilidade individual não observada, verifica-se o efeito da migração interfirma de maneira conjunta com o da migração inter-regional. A significância da variável de mudança interfirma é mantida nos três métodos de estimação. Porém, o método de EF é o que gera o menor coeficiente destes diferenciais, comparativamente aos demais métodos. Nesse último caso, o coeficiente estimado evidencia uma inversão de sinal com relação ao método de MQA, passando de 0,019 para -0,035 (ambos significativos a 1%). Isto pode indicar as perdas associadas à mudança por parte do trabalhador.

Vale ressaltar que, mesmo identificando os efeitos da migração dos trabalhadores entre as UFs sobre os salários e os efeitos da migração entre as firmas sobre os salários, tais efeitos podem não estar totalmente isolados um do outro. Quando um trabalhador migra de uma região para outra, pode estar mudando também de uma firma para outra. Não é possível, portanto, identificar o impacto do efeito puro da mudança de firma sobre as variações em seu salário.

Por sua vez, quando um trabalhador migra de uma região para outra, não necessariamente mudará de firma. Pode ocorrer transferências do trabalhador, o qual permaneceria na mesma firma. A tabela 4 foi criada com o objetivo de levantar estatísticas descritivas a respeito das migrações dos trabalhadores do banco de dados. A variável utilizada para controle regional foi a de município, já que esta permite um melhor controle acerca das migrações com relação, por exemplo, ao controle por estados, por considerar menores unidades espaciais e, conseqüentemente, captar maiores possibilidades de migrações.

TABELA 4

Frequência de trabalhadores por tipo de migração

Trabalhador em geral	Frequência	%
Não migrou de firma e de município	930.316	90,41
Migrou de firma e de município	26.355	2,56
Migrou de firma e não migrou de município	56.688	5,51
Não migrou de firma e migrou de município	15.691	1,52
Considerando apenas o trabalhador migrante		
Migrou de firma e de município	26.355	26,69
Migrou de firma e não migrou de município	56.688	57,41%
Não migrou de firma e migrou de município	15.691	15,89%

Fonte: Raismigra de 1995-2006. Elaboração dos autores.

Como pode ser observado na tabela 4, cerca de 57% dos trabalhadores migrantes mudaram apenas de firma, mas não se deslocaram espacialmente entre os municípios. Cerca de 16% dos trabalhadores migraram apenas entre municípios. Estas duas situações não evidenciam problemas em sua identificação, ou seja,

captam unicamente o efeito firma ou o efeito regional (municípios) sobre os diferenciais salariais. Todavia, um grupo de trabalhadores, equivalente a 26,69% do total de migrantes, mudou de município e de firma simultaneamente. Isto pode ser fonte de viés nas estimativas dos diferenciais salariais intermunicipais e interfirmas, pois não se sabe se os diferenciais salariais são determinados pelo efeito da migração intermunicipal ou pelo efeito da mobilidade entre firmas.

6.1 Testes de robustez

Na busca da verificação da robustez dos resultados, isto é, da correta identificação da parcela referente aos efeitos regional e de firma sobre os diferenciais salariais dos trabalhadores formais brasileiros, novas regressões, incluindo o controle de EF individuais, foram feitas, como pode ser observado nas tabelas 5 e 6. Na tabela 5, a regressão de EF foi realizada para uma amostra de trabalhadores não migrantes entre os estados brasileiros, mas que migraram internamente para os estados. Esta migração interna foi captada pela variável *dummy* de migração de município, que assume o valor 1 para trabalhadores que mudaram de município dentro do estado, e 0, caso contrário. O objetivo é verificar se há efeito da mobilidade intraestadual sobre os diferenciais salariais, que pode estar enviesando as estimativas dos diferenciais salariais obtidas na tabela 3. Ainda na tabela 5, como o coeficiente estimado para a variável de migração entre municípios foi significativo e positivo (cerca de +3,5%), percebe-se a existência de um efeito decorrente da mudança espacial interna para os estados sobre os diferenciais salariais. Desse modo, o efeito firma anteriormente estimado na tabela 3 pode estar correlacionado com este efeito de migração intraestadual.

TABELA 5

Diferenciais salariais dos trabalhadores não migrantes interestaduais

Variável dependente: logaritmo do salário real			
Variáveis independentes	(1)	(2)	(3)
Migração de município	0.016*** (0.003)	0.032*** (0.002)	0.035*** (0.002)
Observações	980.507	980.507	980.507
R ²	0,4551	-	-
(Intra)	-	0,1134	0,1164
(Entre)	-	0,3762	0,1207
(Total)	-	0,3396	0,0882
Número do Programa de Integração Social (PIS)	89,137	89.137	89.137

Fonte: Raismigra de 1995-2006. Elaboração dos autores.

Nota:*** significativo a 1%; ** significativo a 5%; * significativo a 10%.

Obs.: Erro-padrão entre parênteses. Além da constante, foram incluídas como controle as variáveis: ano, experiência, faixa etária, região metropolitana, atividade econômica, sexo e grau de instrução. A coluna (1) representa a estimação dos diferenciais salariais por MQA, a coluna (2) representa a estimação de efeitos aleatórios e a coluna (3) representa a estimação por efeitos fixos.

TABELA 6

Diferenciais salariais dos trabalhadores não migrantes de município

Variável dependente: logaritmo do salário real			
Variáveis independentes	(1)	(2)	(3)
Migração de firma	0.026*** (0.003)	-0.027*** (0.001)	-0.034*** (0.001)
Observações	790.185	790.185	790.185
R ²	0,4609	-	-
(Intra)	-	0,1151	0,1201
(Entre)	-	0,3681	0,1167
(Total)	-	0,3356	0,0773
Número do PIS	71.835	71.835	71.835

Fonte: Raismigra de 1995-2006. Elaboração dos autores.

Nota:*** significativo a 1%; ** significativo a 5%; * significativo a 10%.

Obs.: Erro-padrão entre parênteses. Além da constante, foram incluídas como controle as variáveis: ano, experiência, faixa etária, região metropolitana, atividade econômica, sexo e grau de instrução. A coluna (1) representa a estimação dos diferenciais salariais por MQA, a coluna (2) representa a estimação de efeitos aleatórios e a coluna (3) representa a estimação por efeitos fixos.

Na tabela 6, a regressão de EF foi realizada para um painel balanceado de trabalhadores não migrantes entre os municípios. O objetivo é captar o efeito da mobilidade interfirma sobre os diferenciais salariais, sem a possibilidade de viés decorrente da migração intermunicipal. Como o coeficiente estimado para estes trabalhadores não migrantes foi significativo e negativo (cerca de -3,5%), percebe-se a existência de um efeito decorrente da mudança de firma sobre os diferenciais salariais mesmo para aqueles trabalhadores que não se moveram espacialmente. O resultado é, de fato, igual ao obtido na estimação da tabela 3 e mostra que o viés que se origina de uma possível indeterminação dos diferenciais salariais decorrentes da correlação entre o efeito da migração inter-regional e o efeito da mobilidade entre firmas é bastante minimizado. Isso indica que os resultados obtidos na tabela 3 devem estar muito próximos dos verdadeiros valores e são, portanto, validados.

6.2 Resultados centrais

Verificado o melhor método de estimação para a presente análise, sendo este o método de EF, além da robustez dos resultados encontrados, analisam-se, na presente subseção, os resultados centrais do estudo.

Em linhas gerais, a tabela 7 evidencia que, após a inclusão dos EF, a magnitude e significância dos coeficientes estimados reduzem-se de modo expressivo. Na coluna (1), pode-se observar a sensível redução dos coeficientes estimados das *dummies* de

estado. Isto ressalta a importância da heterogeneidade não observada – podendo ser entendida, nesse contexto, como a habilidade individual não observada – como fator explicativo dos diferenciais salariais interestaduais dos trabalhadores do mercado formal brasileiro entre os anos de 1995 e 2006.

Ao se incluir os controles de tamanho da firma, coluna (2), o mesmo não se verifica. Os coeficientes estimados referentes às *dummies* de estado pouco se alteram em relação à primeira coluna da tabela 7. Isto indica que os efeitos de tamanho da firma ao qual o trabalhador se vincula, apesar de significativos, não alteram a composição dos diferenciais salariais interestaduais de modo expressivo.

Na coluna (3), observam-se os resultados da estimação para o modelo mais completo, que incorpora também a variável *dummy* de migração interfirma. O coeficiente estimado referente a esta variável se mostra significativo e negativo. Assim, um importante fator explicativo dos diferenciais salariais está associado às características das firmas às quais os trabalhadores se vinculam no mercado formal de trabalho. Vale ressaltar que, apesar de importante na determinação dos diferenciais salariais, a magnitude do efeito firma é pequena em relação ao efeito da migração interestadual sobre os salários no setor formal.

Nesse sentido, pode-se concluir, em um primeiro momento, que os diferenciais salariais interestaduais no Brasil formal não se alteram substancialmente com a inclusão dos controles de tamanho da firma e, em especial, do controle de migração interfirma. Isto poderia indicar que os efeitos individuais não observados dos trabalhadores têm uma importância maior na determinação dos diferenciais salariais comparativamente aos efeitos provenientes da mudança de firma.

TABELA 7

Diferenciais de renda: regressões em painel – efeitos fixos

Variáveis independentes	Variável dependente: logaritmo do salário real		
	(1)	(2)	(3)
UFs			
AC	0.133** (0,061)	0.132** (0,061)	0.128** (0,061)
AL	-0.119*** (0,026)	-0.112*** (0,026)	-0.113*** (0,026)
AM	0.121*** (0,026)	0.128*** (0,026)	0.125*** (0,026)
AP	0,013 (0,044)	0,030 (0,044)	0,030 (0,044)
BA	-0.108*** (0,014)	-0.093*** (0,014)	-0.093*** (0,014)
CE	-0.213*** (0,016)	-0.203*** (0,016)	-0.204*** (0,016)
DF	0.093*** (0,011)	0.085*** (0,011)	0.086*** (0,011)
ES	0,019 (0,019)	0,028 (0,019)	0,027 (0,019)
GO	-0.032** (0,015)	-0.029* (0,015)	-0.029* (0,015)
MA	-0.123*** (0,024)	-0.123*** (0,024)	-0.123*** (0,024)
MG	-0.084*** (0,009)	-0.080*** (0,009)	-0.081*** (0,009)
MS	0,021 (0,020)	0,026 (0,020)	0,025 (0,020)
MT	0.060*** (0,020)	0.060*** (0,020)	0.062*** (0,020)
PA	-0.115*** (0,020)	-0.108*** (0,020)	-0.110*** (0,020)
PB	-0.177*** (0,025)	-0.173*** (0,025)	-0.172*** (0,025)
PE	-0.108*** (0,014)	-0.093*** (0,014)	-0.094*** (0,014)
PI	-0.287*** (0,033)	-0.283*** (0,032)	-0.284*** (0,032)
PR	-0.044*** (0,010)	-0.038*** (0,010)	-0.039*** (0,010)
RJ	(0,001) (0,009)	0,008 (0,009)	0,007 (0,009)
RN	-0.094*** (0,022)	-0.090*** (0,022)	-0.087*** (0,022)
RO	(0,022) (0,029)	(0,018) (0,028)	(0,020) (0,028)
RR	0.529*** (0,060)	0.547*** (0,060)	0.545*** (0,060)
RS	0.021* (0,012)	0.027** (0,012)	0.026** (0,012)

(Continua)

(Continuação)

Variáveis independentes	Variável dependente: logaritmo do salário real		
	MQA	EA	EF
SC	-0.030** (-0,014)	-0.029** (-0,014)	-0.031** (0,014)
SE	-0.158*** (-0,024)	-0.150*** (-0,024)	-0.149*** (0,024)
SP	(omitida)		
TO	-0.085*** (-0,032)	-0.065** (-0,032)	-0.066** (0,032)
Tamanho do estabelecimento			
Até 99	-0.127*** (-0,002)	-0.126*** (0,002)	
De 100 a 499	-0.034*** (-0,002)	-0.034*** (0,002)	
500 ou +	(omitida)		
Migração de firma			
Não migrou de firma			(omitida)
Migrou de firma			-0.035*** (0,001)
R ²	-	-	-
(Intra)	0.1109	0.1143	0.1150
(Entre)	0.1805	0.1988	0.1966
(Total)	0.1312	0.1461	0.1441
Hausman	-	chi2= 35844.67	
Observações	1.029.050	1.029.050	1.029.050

Fonte: Raismigra de 1995-2006. Elaboração dos autores.

Nota: ***significativo a 1%; **significativo a 5%; *significativo a 10%.

Obs.: Erro-padrão entre parênteses. Além da constante, foram incluídas como controle as variáveis: ano, experiência, faixa etária, região metropolitana, atividade econômica, grau de instrução e sexo.

7 CONCLUSÃO

Este estudo teve como objetivo investigar os diferenciais salariais decorrentes da migração de trabalhadores entre os estados e, em especial, a situação onde os trabalhadores mudam de emprego, sem migrarem, porém, entre estados. Isto porque as perdas salariais associadas à mobilidade do trabalhador podem ocorrer devido à troca de emprego, mas não necessariamente como consequência da migração. A principal contribuição para a literatura, portanto, consiste em analisar os fatores determinantes dos diferenciais salariais no mercado de trabalho formal brasileiro, verificando até que ponto a variação salarial dos trabalhadores que migram advém da troca de emprego e não da migração propriamente dita.

Em geral, os principais resultados obtidos indicam que, após o controle dos EF dos trabalhadores, a mudança de emprego e a migração interestadual são importantes fatores na determinação dos diferenciais salariais. Após uma sensível

redução dos coeficientes estimados das *dummies* de estado e da *dummy* de mudança de firma – indicativo da importância da heterogeneidade não observada –, a magnitude do efeito firma é menor que a magnitude do efeito migração intermunicipal sobre os salários no setor formal, porém bastante próximos.

Os coeficientes estimados por EF, de modo geral, têm suas magnitudes e significâncias reduzidas, corroborando o argumento a favor da importância dos controles dos efeitos não observáveis no diferencial salarial interestadual. Na busca da verificação da robustez dos resultados, isto é, da correta identificação da parcela referente aos efeitos regional e firma sobre os diferenciais salariais dos trabalhadores formais brasileiros, a regressão de EF foi realizada para uma amostra de trabalhadores não migrantes entre os estados brasileiros, mas que migraram internamente aos estados. Esta migração interna foi captada pela variável *dummy* de migração de município, que assume o valor 1 para trabalhadores que mudaram de município dentro do estado, e 0, caso contrário. O coeficiente estimado para a variável de migração entre municípios foi significativo e positivo (cerca de +3,5%), percebendo-se a existência de um efeito decorrente da mudança espacial interna para os estados sobre os diferenciais salariais.

Ainda considerando a robustez dos resultados, a regressão de EF foi feita para uma amostra de trabalhadores não migrantes entre os estados e as RMs brasileiras. Como o coeficiente estimado para estes trabalhadores não migrantes foi significativo e negativo (cerca de -3,4%), percebe-se a existência de um efeito decorrente da mudança de firma sobre os diferenciais salariais mesmo para aqueles trabalhadores que não se moveram espacialmente. Esses resultados mostram que o viés que se origina de uma possível indeterminação dos diferenciais salariais decorrentes da correlação entre o efeito da migração interestadual e o efeito da mobilidade entre firmas é bastante minimizado.

ABSTRACT

This study examines the wage differentials arising from the job change and from migration of workers among states in the formal labor market in Brazil. Specifically, we investigate the situation where workers shift their job without migrating among states to identify whether the wage losses associated with worker mobility may occur due to changing jobs (firm effect). To this end, we use estimates to the wages differentials by pooled OLS, fixed effects, and random effects methods, applied to the database from Raismigra (Labor Ministry), a panel of data covering the years 1995 to 2006. We also performed robustness tests to identify the correct identification of the part relating to the regional's effects and firm's effects on the wage differentials of Brazilian's workers in the formal market. The main results indicate that, after controlling for worker's fixed effects, the change interstate migration and employment are important factors in determining wage differentials. After a significant reduction in the estimated coefficients of the state's dummies and of firm change dummy - indicative of the importance of unobserved heterogeneity - the magnitude of the firm effect is lower than the magnitude of the effect of migration on wages in the formal sector.

Keywords: wage differentials; firm effect; interstate migration; fixed effects.

8 REFERÊNCIAS

- AGUAYO-TELLEZ, E.; MUENDLER, M.-A.; POOLE, J. P. Globalization and formal-sector migration in Brazil, **World development**, v. 38, n. 6, p. 840–856, 2010.
- ANGRIST, J.; KRUGER, A. Empirical strategies in labor economics. In: ASHENFELTER, O.; CARD, D. (Ed.). **Handbook of labor economics**. Elsevier, 1999. v. 3A.
- ARBACHE, J. S. A comparison of different estimates of inter-industry wage differentials: the case of Brazil. **Applied economic letters**, v. 6, p. 67–71, 1999.
- AZZONI, C.; CARMO, H.; MENEZES, T. Comparação da paridade do poder de compra entre cidades: aspectos metodológicos e aplicação ao caso brasileiro. **Pesquisa e planejamento econômico**, Rio de Janeiro, v. 33, n. 1, p. 91–126, abr. 2003.
- AZZONI, C.; SERVO, L. Education, cost of living and regional wage inequality in Brazil. **Papers in regional science**, 2001.
- BACHA, E.; TAYLOR, L. Brazilian income distribution in the 60's: facts, model results and controversy. **The journal of development studies**, v. 14, n. 3, p. 271–297, 1978.
- BARROS, R. P.; MENDONÇA, R. A evolução do bem-estar e da desigualdade no Brasil. **Revista brasileira de economia**, v. 49, p. 329–52, 1995.
- BEHRMAN, J. R.; BIRDSALL, N. The quality of schooling: quantity alone is misleading. **American economic review**, v. 73, p. 928–946, 1983.
- BORJAS, G. J. Assimilation, changes in cohort quality, and the earnings of immigrants. **Journal of labor economics**, Chicago, v. 3, n. 4, p. 463–489, 1985.
- BREUSCH, T.; PAGAN, A. The Lagrange multiplier test and its applications to model specification in econometrics. **The review of economic studies**, v. 47, n.1, p. 239–253, 1980.
- CHISWICK, B. R. The effect of Americanization on the earnings of foreign-born men. **Journal of political economy**, Chicago, v. 86, p. 897–921, Oct. 1978.
- COLE, W. E.; SANDERS, R. D. Internal migration and urban employment in the third world. **American economic review**, v. 75, n. 3, p. 481–494, 1985.
- CORSEUIL, C. H.; SANTOS, D. D. Fatores que determinam o nível salarial no setor formal brasileiro. In: CORSEUIL, C. H. *et al.* (Org.). **Estrutura salarial: aspectos conceituais e novos resultados para o Brasil**. Rio de Janeiro: Ipea, 2002.
- CORSEUIL, C. H.; SERVO, L. S. **Criação, destruição e realocação de empregos no Brasil**. Brasília: Ipea, 2006.
- COWELL, F. A.; FERREIRA, F. H. G.; LITCHFIELD, J. **Income distribution in Brazil 1981–1990: parametric and non-parametric approaches**. London School of Economics, 1996 (Discussion Paper, n. DARP 21).
- FARBER, H. Mobility and stability: the dynamics of job change. In: ASHENFELTER, O.; CARD, D. (Ed.). **Handbook of labor economics**, v. 3b, p. 2.439–2.483, 1999.
- FIESS, N.; VERNER, D. **Migration and human capital in Brazil during the 1990's**. World Bank, 2003 (Policy Research Working Paper, n. 3.093),

FONTES, G.; SIMÕES, R.; HERMETO, A. M. Diferenciais regionais de salário no Brasil, 1991 e 2000: uma aplicação dos modelos hierárquicos. *In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA*, 34., 2006, Salvador, BA. **Anais...** Salvador: ANPEC, 2006.

GATICA, J.; MIZALA, A.; ROMAGUERA, P. Interindustry wage differentials in Brazil. **Economic development and cultural change**, v. 43, n. 2, p. 315-31, 1995.

GITTLEMAN, M.; WOLFF, E. N. International comparisons of inter-industry wage differentials. **Review of income and wealth**, v. 39, p. 295-312, 1993.

GRAHAM, D. H. Divergent and convergent regional economic growth and internal migration in Brazil: 1940-1960. **Economic development and cultural change**, v. 18, n. 3, p. 362-382, 1970.

HAUSMAN, J. A. Specification tests in econometrics. **Econometrica**, v. 46, n. 6, 1978.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Contas regionais do Brasil**, 2006.

KAHN, L. M. Collective bargaining and the inter-industry wage structure: international evidence. **Economica**, v. 65, p. 507-534, 1998.

KRUEGER, A. B.; SUMMERS, L. H. Efficiency wages and the inter-industry wage structure. **Econometrica**, v. 56, p. 259-293, 1988.

LANGONI, C. G. **Distribuição da renda e desenvolvimento econômico do Brasil**. Rio de Janeiro: Expressão e Cultura, 1973.

MARTINE, G. Brazil. *In: CHARLES B. N.; WILLIAM, J. International handbook of internal migration*, 1990.

MENEZES FILHO, N. **Equações de rendimentos: questões metodológicas**. Estrutura salarial: aspectos conceituais e novos resultados para o Brasil. Rio de Janeiro: Ipea, 2002.

MINCER, J. **Schooling, experience, and earnings**. New York, NBER, 1974.

PEREIRA, V. M. **O recente processo migratório brasileiro e seus determinantes**. Dissertação (Mestrado em Economia Aplicada) – ESALQ-USP, Piracicaba, 2000.

PINHEIRO, A. C.; RAMOS, L. Inter-industry wage differentials and earning inequality. **Estudios de economia**, v. 21, n. 1, p. 79-111, 1994.

RAMALHO, H. M. de B.; QUEIROZ, V. dos S. Migração interestadual de retorno e autoseleção: evidências para o Brasil. **Pesquisa e planejamento econômico**, Rio de Janeiro, v. 41, n. 3, 2011.

RIBEIRO, E. Fluxos de empregos, fluxos de trabalhadores e fluxos de postos de trabalhos no Brasil. ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 35., Recife-PE, 2007. **Anais...** Recife: ANPEC, 2007.

RIBEIRO, E. P.; BASTOS, V. M. Viés de seleção, retornos à educação e migração no Brasil. *In: ENCONTRO BRASILEIRO DE ECONOMETRIA*, 26., João Pessoa-PB, 2004, **Anais...** João Pessoa: SBE, 2004.

SAHOTA, G. S. An economic analysis of internal migration in Brazil. **Journal of political economy**, v. 76, n. 2, p. 218-245, 1968.

SANTOS JÚNIOR, E. **Migração e seleção: o caso do Brasil**. Rio de Janeiro: Escola de Pós-Graduação em Economia (EPGE), Fundação Getúlio Vargas, 2002.

SANTOS JÚNIOR, E. R.; MENEZES-FILHO, N.; FERREIRA, P. C. Migração, seleção e diferenças regionais de renda no Brasil. **Pesquisa e planejamento econômico**, v. 35, n. 3, 2005.

SAVEDOFF, W. Wage dynamics in urban Brazil: evidence of regional segmentation or national markets. **Revista de econometria**, v. 11, n. 2, 1991.

TEAL, F. The size and sources of economic rents in developing country manufacturing labor market. **Economic journal**, v. 106, n. 473, p. 963-976, 1996.

BIBLIOGRAFIA COMPLEMENTAR

BARROS, R. P. de *et al.* Uma análise das principais causas da queda recente na desigualdade de renda brasileira. **Econômica**, v. 8, n. 1, p. 55-81, jun. 2006.

COSTA, A. C.; KERSTENETZKY, C. L. Desigualdade intragrupos educacionais e crescimento. **Economia e sociedade**, Campinas, v. 14, n. 2, p. 337-364, jul./dez. 2005.

HAMERMESH, D.; HASSINK, W. H. J.; VANOURS, J. Job turnover and labor turnover: a taxonomy of employment dynamics. **Annales d'économie et de statistique**, v. 41/42, p. 21-40, 1996.

SOARES, R. R.; GONZAGA, G. Determinação de salários no Brasil: dualidade ou não-linearidade no retorno à educação. **Revista de econometria**, v. 19, n. 2, p. 377-404, 1999.

(Originais submetidos em dezembro de 2011. Última versão recebida em abril de 2013.
Aprovado em julho de 2013.)

MOBILIDADE OCUPACIONAL E INCOMPATIBILIDADE EDUCACIONAL NO BRASIL METROPOLITANO

Luciano Machado*

Ana Maria Hermeto Camilo de Oliveira**

Este artigo analisa os determinantes da mobilidade sócio-ocupacional no mercado de trabalho metropolitano brasileiro, enfocando o efeito de condições cíclicas sobre os movimentos ascendente e descendente dos indivíduos. A análise é feita com base no *status* de incompatibilidade educacional dos indivíduos nas ocupações, verificado a partir da comparação entre a escolaridade observada dos indivíduos e a escolaridade requerida numa dada ocupação. A estratégia de identificação dos modelos baseou-se na construção de um pseudopainel no nível de coortes de nascimento, utilizando os dados da Pesquisa Mensal do Emprego (PME), do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), no período 2002-2008. A principal evidência obtida foi que a ascensão ocupacional dos sobre-educados apresenta um comportamento pró-cíclico em relação às flutuações na taxa de desemprego no mercado de trabalho metropolitano. Esse resultado contribui para o entendimento dos determinantes da mobilidade socioeconômica e da incompatibilidade educacional no país.

Palavras-chave: mobilidade; ocupação; ciclos.

JEL: J62; J24.

1 INTRODUÇÃO

A incompatibilidade educacional no mercado de trabalho é caracterizada a partir da existência de indivíduos com escolaridade maior do que a requerida pela ocupação, os sobre-educados, e indivíduos com escolaridade menor do que a requerida pela ocupação, os subeducados (Rubb, 2005). Esse fenômeno torna-se mais relevante na medida em que impacta os rendimentos individuais, como mostra o considerável número de regularidades empíricas na literatura de sobre-educação,¹ bem como o próprio processo de alocação dos trabalhadores nas ocupações.²

* Economista do Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social (BNDES). E-mail: lmachado@bndes.gov.br

** Professora-associada do Departamento de Ciências Econômicas da Universidade Federal de Minas Gerais (UFMG). Chefe do Departamento de Ciências Econômicas da UFMG (2012-2013). E-mail: ahermeto@cedeplar.ufmg.br

1. A literatura de sobre-educação está bem documentada nos países desenvolvidos. Groot e Maassen van den Brink (2000) e Rubb (2003) fornecem uma ampla metanálise dos resultados sobre a incidência e o impacto da incompatibilidade educacional nesses países.

2. Shimer (2005) discute os mecanismos de ajuste entre oferta e demanda por trabalho à luz da teoria da incompatibilidade (*mismatch theory*), em comparação com outras teorias existentes, como a teoria da procura (*search theory*). O autor desenvolve um modelo dinâmico de incompatibilidade que é consistente com evidências empíricas sobre a dinâmica do mercado de trabalho para os diferentes movimentos de trabalhadores observados, que são as taxas agregadas de entrada e de saída do desemprego e de rotatividade.

No Brasil, essa literatura tem-se desenvolvido mais recentemente e apresenta algumas contribuições importantes para o debate, sobretudo em relação à discussão das evidências empíricas no tema (Santos, 2002; Schwartzman, 2004; Machado, Oliveira e Carvalho, 2004; Diaz e Machado, 2008; Esteves, 2009; Vianna e Oliveira, 2010). A alta incidência da incompatibilidade educacional no mercado de trabalho brasileiro e o consequente impacto sobre a produtividade que esse fenômeno parece implicar, como evidenciado nesses trabalhos, mostram a necessidade de acompanhar a evolução ao longo do tempo. Adicionalmente, o mercado de trabalho tem passado por várias transformações nos últimos anos, como a tendência de redução na taxa de desemprego, a partir de 2004, e um considerável crescimento na proporção de indivíduos ocupados que possuem nível médio e superior de escolaridade, como mostram os dados da Pesquisa Mensal do Emprego (PME) do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Essas mudanças apresentam claramente impactos sobre o quadro da incompatibilidade educacional no Brasil.

A preocupação com a compatibilidade educacional dos indivíduos nas ocupações está associada à busca por um maior grau de eficiência nas alocações no mercado de trabalho, na medida em que indivíduos sobre-educados encontram uma espécie de barreira nas ocupações para apresentarem uma produtividade maior ou utilizarem plenamente o capital humano acumulado (Hartog, 2000). Dessa forma, espera-se que os sobre-educados apresentem uma propensão maior à mudança ocupacional relativamente aos indivíduos compatíveis, na procura por uma ocupação que se adeque ao seu nível de escolaridade. Nesse contexto, considera-se relevante analisar os determinantes da mobilidade ocupacional dos sobre-educados e dos subeducados no caso brasileiro no período recente, de modo que permita caracterizar as transições ocupacionais associadas à incompatibilidade educacional na ocupação.

O objetivo deste estudo é, portanto, analisar os determinantes da mobilidade sócio-ocupacional no mercado de trabalho metropolitano no período 2002-2008, com base em uma abordagem que considere as mudanças observadas na oferta e na demanda por trabalho nesse período. Especificamente, objetiva-se analisar a relação entre o processo de compatibilidade educacional nas ocupações e as condições cíclicas no mercado de trabalho para as seguintes transições ocupacionais: ascendente dos sobre-educados, descendente dos subeducados, ascendente dos adequados e descendente dos adequados. Os dados da PME 2002-2008 foram utilizados para gerar as transições ocupacionais ao longo desse período e a estratégia de identificação baseou-se na construção de um pseudopainel no nível de coortes para as estimações dos modelos. A principal evidência obtida foi a de que a ascensão ocupacional dos sobre-educados apresenta um comportamento pró-cíclico em relação às flutuações na taxa de desemprego no mercado de trabalho metropolitano brasileiro.

Este trabalho está dividido em quatro seções, além da introdução. A segunda seção apresenta a revisão teórica e empírica dos temas da sobre-educação e da mobilidade ocupacional. A terceira seção trata das questões metodológicas de preparação da base de dados e relativas à estratégia econométrica adotada. Na quarta seção, é apresentada a análise dos resultados das estimações dos modelos e, na última seção, são feitas as considerações finais.

2 REVISÃO DA LITERATURA

O rápido crescimento dos níveis educacionais da população foi ponto de partida para a literatura da sobre-educação, que tem procurado avaliar as condições em que a oferta adicional de indivíduos mais escolarizados está sendo absorvida pelo mercado de trabalho. Foram verificadas a existência de indivíduos sobre-educados nos países desenvolvidos e uma tendência de crescimento na incidência da sobre-educação nesses países (Freeman, 1976; Tsang e Levin, 1985). Duncan e Hoffman (1981) foram os primeiros a estimar os efeitos da incompatibilidade educacional nas ocupações sobre os rendimentos individuais. A especificação do modelo Overeducation, Required Education and Undereducation (ORU), introduzida pelos autores, tem sido a função de rendimentos mais utilizada na literatura para estimar esses efeitos.³ Hartog (2000) apresenta as regularidades nos resultados obtidos a partir da estimação desse modelo para economias desenvolvidas, evidenciando que os indivíduos incompatíveis são penalizados em relação aos retornos da educação.⁴

Diaz e Machado (2008) mensuram a incidência da incompatibilidade educacional no mercado de trabalho brasileiro, a partir do Censo Demográfico 2000 do IBGE e da Classificação Brasileira das Ocupações (CBO) 2002, elaborada pelo Ministério do Trabalho e Emprego (MTE), e estimam seus efeitos sobre os rendimentos individuais com base no modelo ORU. Os autores evidenciam um grau de incompatibilidade entre escolaridade demandada e ofertada significativo no Brasil e, em relação aos efeitos sobre os rendimentos, mostram resultados em linha com as regularidades obtidas para os países desenvolvidos.⁵

Vianna e Oliveira (2010) avançam em relação à mensuração da incompatibilidade no mercado de trabalho brasileiro ao realizarem uma análise com foco na evolução das características da oferta de trabalho no período 1981-2005. As autoras caracterizam a evolução da sobre-educação em relação a três dimensões

3. Constituem variáveis explicativas desse modelo em substituição à variável anos de estudo utilizada no modelo de Mincer (1974).

4. Os retornos marginais de cada ano de sobre-educação são positivos, porém menores do que os retornos marginais de cada ano de escolaridade requerida na ocupação, enquanto os retornos de cada ano de subeducação são negativos.

5. A incidência de subeducação foi de 53% e a de sobre-educação de 17%, de modo que os adequados representavam cerca de 30% dos trabalhadores para as ocupações analisadas naquele ano. Com respeito aos retornos do modelo ORU, foram estimados retornos da escolaridade requerida, da sobre-educação e da subeducação, para homens, de 16,2%, 12,1% e -10,1%, respectivamente.

demográficas, idade, período e coorte, a partir de uma desagregação por gênero.⁶ Com base nisso, estimam efeitos de ciclo de vida, de conjuntura e de geração na incidência da sobre-educação ao longo do período analisado utilizando dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) do IBGE. Entre as mulheres, os efeitos de geração foram significativos e evidenciam uma probabilidade maior de sobre-educação nas coortes mais jovens. Já entre os homens, as evidências obtidas mostram que os efeitos de período podem explicar o crescimento da sobre-educação, sinalizando que o crescimento da escolaridade demandada não tem acompanhado o crescimento da escolaridade ofertada no mercado de trabalho. Desse modo, efeitos conjunturais podem estar afetando a inserção dos indivíduos em ocupações compatíveis em termos da escolaridade requerida no Brasil.

Moscarini e Vella (2008) propõem um modelo no qual a decisão individual de mudar de ocupação se baseia nas condições vigentes observadas do mercado de trabalho. Os autores testam empiricamente se a taxa de desemprego de grupos específicos de trabalhadores afeta a mobilidade ocupacional e mostram a existência de um padrão pró-cíclico da mobilidade ocupacional e da qualidade da alocação dos trabalhadores com relação à taxa de desemprego nos Estados Unidos. O padrão pró-cíclico da mobilidade é interpretado pela possibilidade de obter melhores empregos quando as condições cíclicas são favoráveis no mercado de trabalho.

Com respeito ao padrão pró-cíclico da qualidade das alocações, Moscarini (2001) argumenta que os indivíduos estão mais dispostos a aceitar qualquer vaga disponível no mercado de trabalho para se manterem empregados quando o número de empregos disponíveis é relativamente reduzido, o que resulta numa menor qualidade das alocações. Por outro lado, quando o número de empregos disponíveis é relativamente ampliado, as características individuais se tornam mais relevantes, de modo que os indivíduos procuram empregos visando a ocupações mais adequadas ao capital humano específico acumulado. Esses resultados se traduzem numa explicação possível para o fenômeno da incompatibilidade educacional nas ocupações, pelo menos no curto prazo. Seguindo a linha desses autores, a existência da sobre-educação e da subeducação pode ser explicada, em parte, pelas flutuações agregadas no emprego da economia, que podem alterar as escolhas ocupacionais dos indivíduos. Dessa maneira, entende-se que um maior nível de incompatibilidade educacional-ocupacional observado num determinado período pode ser resultado de um período de maior desemprego, que tenha afetado as decisões de participação no mercado de trabalho e as decisões de mobilidade ocupacional.

6. Os resultados mostram uma tendência de crescimento na incidência da sobre-educação para ambos os gêneros no período e que a sobre-educação incide mais sobre as mulheres relativamente aos homens. A proporção de sobre-educadas passou de 18% em 1981 para 45% em 2005, enquanto a proporção de sobre-educados oscilou entre 16% e 42% no mesmo intervalo.

No Brasil, a questão da mobilidade ocupacional foi tratada em Oliveira e Machado (2000), que analisam como atributos da oferta de trabalho – gênero, raça, idade e escolaridade – estão associados às transições sócio-ocupacionais observadas no mercado de trabalho metropolitano brasileiro, com base nos dados da PME, no período 1991-1996.⁷ Não são conhecidos, contudo, na literatura nacional, estudos que tenham levado em consideração o efeito das condições cíclicas no mercado de trabalho brasileiro sobre a mobilidade sócio-ocupacional observada, o que mostra a importância do objetivo deste estudo de se avançar nessa direção.

3 METODOLOGIA

3.1 Definições e base de dados

Pretende-se modelar movimentos sócio-ocupacionais sob a ótica da incidência da incompatibilidade educacional nas ocupações, que classifica os indivíduos ocupados em sobre-educados, subeducados e adequados. O enfoque está na mobilidade dos indivíduos ocupados, de forma que os indivíduos desocupados não fazem parte da amostra do estudo. Com base nisso, são definidas as transições sócio-ocupacionais, que serão objeto da análise proposta, mostradas a seguir.

- 1) Mobilidade ascendente do sobre-educado: indivíduo sobre-educado muda para uma ocupação na qual é adequado ou subeducado.
- 2) Mobilidade descendente do subeducado: indivíduo subeducado muda para uma ocupação na qual é adequado ou sobre-educado.
- 3) Mobilidade ascendente do adequado: indivíduo adequado muda para uma ocupação na qual é subeducado.
- 4) Mobilidade descendente do adequado: indivíduo adequado muda para uma ocupação na qual é sobre-educado.

Esses movimentos sócio-ocupacionais são classificados em ascendentes ou descendentes com base no *status* associado à transição ocupacional observada.⁸ As definições adotadas na literatura de sobre-educação permitem caracterizar, de forma objetiva, a mudança no *status* ocupacional do indivíduo, por meio da comparação do nível de escolaridade requerida na ocupação antes e depois da transição ocupacional. Assim, de um lado, à medida que o indivíduo se move para uma ocupação que exige maior escolaridade, está em movimento ascendente, mesmo que isso implique incompatibilidade entre a escolaridade requerida e a escolaridade do indivíduo. De outro lado, à medida que o indivíduo se move para uma ocupação que exige

7. Neste estudo, as transições são caracterizadas segundo categorias sócio-ocupacionais definidas com base em três níveis de qualificação exigidos para a ocupação: superior, média e manual.

8. Segundo Oliveira e Machado (2000).

menor escolaridade, está em movimento descendente, mesmo que isso implique compatibilidade entre a escolaridade requerida e a escolaridade do indivíduo.

Ressalta-se que a definição adotada, neste estudo, para caracterizar os movimentos sócio-ocupacionais no mercado de trabalho representa um refinamento em relação às definições tradicionais de mobilidade sócio-ocupacional utilizadas em outros estudos dessa literatura. Pelo fato de se basear em uma classificação prévia em relação à qualidade da alocação do indivíduo na ocupação, os movimentos ocupacionais analisados podem ser caracterizados e interpretados não só em termos da diferença de *status* ocupacional entre os postos de trabalho mas também no que envolve a compatibilidade educacional ou não.

Os dados utilizados para a realização do estudo foram obtidos com base na PME/IBGE e se referem ao período 2002-2008, devido à reformulação da metodologia da pesquisa ocorrida em 2002. Essa pesquisa foi adotada por disponibilizar microdados longitudinais contendo informações sobre os trabalhadores dos setores formal e informal da economia, de modo a permitir a análise das transições ocupacionais da população economicamente ativa (PIA), o que fornece maior possibilidade de generalização dos resultados. A PME é um painel rotativo no nível do indivíduo, que abrange a área urbana de seis regiões metropolitanas (RMs), cujo desenho amostral foi planejado de forma a garantir os resultados para os níveis geográficos nos quais se baseia.⁹

Essas características da pesquisa fazem com que os indivíduos ocupados possam ser acompanhados apenas por no máximo um ano, permitindo a geração de apenas uma transição ocupacional nesse intervalo. Isso implica uma restrição para a análise proposta, pois não garante uma variabilidade temporal mínima para a estimação consistente dos parâmetros dos modelos para dados em painel, que é a técnica mais adequada para a abordagem metodológica da questão. Uma alternativa existente para a obtenção dessa variabilidade temporal é a construção de um pseudopainel baseado no acompanhamento de grupos homogêneos ou coortes seccionais de indivíduos repetidas ao longo do tempo, em vez de acompanhar os indivíduos.¹⁰ As características da PME permitem sua construção, a partir da geração desses grupos homogêneos para cada transição analisada, de

9. A pesquisa abrange as RMs de Recife, Salvador, Belo Horizonte, Rio de Janeiro, São Paulo e Porto Alegre. A amostra de unidades domiciliares da pesquisa é distribuída pelas quatro semanas de referência do mês para compor seu resultado. A coleta de dados segue uma metodologia na qual cada unidade domiciliar selecionada fica quatro meses consecutivos sendo pesquisada, oito meses sem ser pesquisada e, após este período, é pesquisada novamente por mais quatro meses, sendo finalmente excluída da amostra. A amostra mensal da PME é subdividida em oito grupos de rotação, de modo que, a cada mês, 25% da amostra de unidades domiciliares é substituída, seguindo um esquema de grupos de rotação e painéis. Cada painel corresponde a um conjunto de unidades domiciliares e os grupos de rotação são conjuntos de setores. Dessa forma, para o mesmo mês, em pares de anos consecutivos, são garantidos 50% de parte comum da amostra. Devido a efeitos de atrito nas amostras dos pares de anos consecutivos, foram obtidos cerca de 25% de parte comum para as transições consideradas neste estudo.

10. Podem ser citados como vantagens da utilização do pseudopainel a solução do problema de atrito presente nos microdados longitudinais e o fato de permitir a combinação de pesquisas distintas na construção das coortes.

maneira a viabilizar o cálculo aproximado dos modelos para os tipos de mobilidade ocupacional especificados. O próximo passo é descrever a estratégia de identificação adotada para a estimação consistente dos modelos para o pseudopainel.

3.2 Estratégia de identificação

Os problemas de identificação dos efeitos modelados se relacionam a um possível viés de seleção da amostra, conforme apontado em Moscarini e Vella (2008). Os autores argumentam que o problema da endogeneidade na análise da mobilidade dos indivíduos ocupados surge pelo fato de a amostra ser restrita apenas aos indivíduos ocupados em ambos os períodos de cada transição. Esse fato pode resultar em estimativas consistentes apenas para os ocupados e não necessariamente para toda a força de trabalho. Dessa maneira, os fatores não observados (endógenos) no nível dos indivíduos, que explicam a decisão de estar empregado, provocam a endogeneidade dos regressores no modelo para a decisão de mudar de ocupação, via seleção da amostra restrita aos ocupados.

Para lidar com essa questão, uma estratégia convencionalmente adotada é a estimação por meio de técnicas de painel, como o modelo de efeitos fixos, com amostra de grande representatividade e alta frequência de indivíduos ao longo do tempo. Dada a indisponibilidade desse tipo de dados, Moscarini e Vella (2008) adotam uma estratégia alternativa baseada na construção de um pseudopainel no nível de coortes de nascimento, a partir dos dados individuais na *Current Population Survey* no período 1979-2004. A construção do pseudopainel se baseia na hipótese de que os fatores não observados no modelo estimado são específicos da coorte de nascimento. Isso parece plausível, na medida em que se verifica que indivíduos nascidos num mesmo ano estão sujeitos a fatores não observáveis similares, como, por exemplo, às mesmas mudanças no sistema educacional. Dessa forma, a hipótese de identificação desses autores considera que as características não observadas específicas das coortes de nascimento, que afetam tanto a decisão de estar empregado como a de mudar de ocupação, não variam ao longo do tempo.

A estratégia de identificação baseada no pseudopainel lida com a questão da endogeneidade em duas etapas. Na primeira, grande parte da heterogeneidade não observada no nível do indivíduo é eliminada ao obter a média das variáveis de interesse entre os integrantes das coortes. Na segunda, os efeitos residuais dessa heterogeneidade nas coortes, contidos por hipótese na parte constante de seus termos de erro, são devidamente capturados por meio da inserção de *dummies* de coortes (Deaton, 1985). Nos modelos estimados neste trabalho, a mesma fonte de endogeneidade dos regressores pode estar presente, pois a amostra também se restringe aos indivíduos ocupados em ambos os períodos das transições. Assim, a mesma estratégia de identificação e de estimação foi adotada, com base na construção do pseudopainel, no nível de coortes de nascimento.

3.3 Preparação da base de dados

Inicialmente, foram selecionados os meses da pesquisa a serem trabalhados para gerar as transições ocupacionais. Visando controlar a presença de sazonalidade nas amostras da PME, os meses de março, julho e novembro foram escolhidos para compor a base de dados de cada transição, de forma a obter amostras com unidades domiciliares completamente distintas em cada mês. Foram então separados os indivíduos ocupados nesses meses para cada ano do período 2002-2008 para compor a amostra do estudo. Consideraram-se apenas os indivíduos entre 25 e 54 anos para cada transição no período analisado, havendo indivíduos nascidos entre 1948 (que tinham 54 anos de idade em 2002) e 1982 (que tinham 25 anos de idade em 2007).¹¹ A amostra do estudo, então, é composta de 128.392 observações distribuídas entre as seis transições analisadas.

Os indivíduos da amostra foram, na etapa seguinte, classificados em sobre-educados, subeducados e adequados, por meio da comparação de sua escolaridade com a escolaridade requerida na ocupação para cada ano do período 2002-2008. A PME possibilita esse procedimento, pois utiliza uma versão da CBO/MTE para pesquisas domiciliares na definição das ocupações individuais, a qual apresenta uma correspondência com a CBO 2002, responsável por codificar e descrever as ocupações no mercado de trabalho brasileiro. Dessa forma, a escolaridade requerida das ocupações foi obtida a partir da CBO 2002, método considerado mais objetivo na literatura para definição dessa variável.¹² A CBO 2002 apresenta a seguinte estrutura: dez grandes grupos (quadro 1), 47 subgrupos principais, 192 subgrupos e 596 grupos de base ou famílias ocupacionais (nível para o qual são feitas as descrições na CBO 2002), as quais agrupam 2.422 ocupações.

Na PME, as ocupações individuais são classificadas de acordo com o subgrupo principal a que pertencem. Dessa maneira, para obter a escolaridade requerida das ocupações, foi preciso adotar um critério que atribuisse adequadamente a escolaridade requerida das famílias ocupacionais para os subgrupos principais aos quais se referem. Para isso, utilizou-se uma medida de tendência central da distribuição de escolaridades requeridas das famílias ocupacionais em um dado subgrupo principal. A medida adotada foi a moda de distribuição, visto que o objetivo é captar a escolaridade requerida mais comum para cada subgrupo principal.

11. Essa faixa etária engloba adultos em idade ativa que já completaram seus ciclos educacionais, visto que a amostra foi restrita aos indivíduos que não frequentavam escola. Desse modo, é factível considerar a escolaridade como fixa ao longo do período analisado.

12. Verhaest e Omey (2006) fazem uma análise comparativa detalhada sobre os métodos existentes para determinação da escolaridade requerida na literatura de sobre-educação, considerando o método aqui adotado o mais adequado para o cálculo da incidência da incompatibilidade.

QUADRO 1

CBO 2002: grandes grupos (GGs)

Título do GG
0 – Forças Armadas, policiais e bombeiros militares.
1 – Membros superiores do Poder Público, dirigentes de organizações de interesse público e de empresas e gerentes.
2 – Profissionais das ciências e das artes.
3 – Técnicos de nível médio.
4 – Trabalhadores de serviços administrativos.
5 – Trabalhadores dos serviços, vendedores do comércio em lojas e mercados.
6 – Trabalhadores agropecuários, florestais, da caça e pesca.
7 – Trabalhadores da produção de bens e serviços industriais.
8 – Trabalhadores da produção de bens e serviços industriais. ¹
9 – Trabalhadores de manutenção e reparação.

Fonte: Brasil (2002).

Nota: ¹No GG 7 foram agrupados os trabalhadores de sistemas de produção que tendem a ser discretos e que lidam mais com a forma do produto do que com o seu conteúdo físico-químico. No GG 8 agruparam-se os trabalhadores de sistemas de produção que são ou tendem a ser contínuos (química, siderúrgica, dentre outros).

Considerando que os grandes grupos da CBO 2002 utilizam em sua agregação o conceito de nível de competência,¹³ optou-se por utilizar a determinação de escolaridades requeridas para as famílias ocupacionais feita em Diaz e Machado (2008). Nesse artigo, os autores determinaram a escolaridade requerida para 84 famílias ocupacionais com base na CBO 2002. Utilizou-se, então, a moda das escolaridades requeridas dessas famílias como sendo a escolaridade requerida do subgrupo principal ao qual pertencem.¹⁴ Para os casos em que não foi possível determinar uma única escolaridade requerida pela moda, usou-se a média dos valores que representam a moda no subgrupo.¹⁵ A partir disso, foi atribuída a escolaridade, em anos de estudos, necessária para o desempenho da ocupação para cada indivíduo.

Em seguida, foram geradas as variáveis sobre-educação (SOE) e subeducação (SUE) para os indivíduos, as quais são obtidas de acordo com a seguinte definição na literatura de sobre-educação:

13. Os GGs são agregados por nível de competência e similaridade nas atividades executadas. O nível de competência é função da complexidade, amplitude e responsabilidade das atividades desenvolvidas no emprego ou outro tipo de relação de trabalho. A estrutura da CBO 2002 pressupõe somente um nível de competência possível por ocupação, família, subgrupo, subgrupo principal e grande grupo ocupacional. Por falta de outro indicador homogêneo entre países, a *Clasificación Internacional Uniforme de Ocupaciones* (CIUO 88) (classificação internacional de ocupações na qual a CBO 2002 se baseia) usou como nível de competência a escolaridade.

14. Para os subgrupos principais que não estavam representados no referido artigo, consultou-se a CBO 2002 para a determinação da moda das escolaridades requeridas do subgrupo, por meio da consulta a todas as suas famílias ocupacionais.

15. Para o total de 54 ocupações consideradas na PME, apenas doze não permitiram a determinação da escolaridade requerida, as quais pertencem em sua maioria aos GGs 0 e 1, cujos níveis de competência não são definidos na CBO 2002.

$$SOE = AE - ER \text{ se } AE > ER, \text{ caso contrário } SOE = 0 \quad (1)$$

$$SUE = ER - AE \text{ se } ER > AE, \text{ caso contrário } SUE = 0 \quad (2)$$

onde AE representa os anos de estudo do indivíduo e ER a escolaridade requerida na ocupação. Nos casos em que a variável escolaridade requerida compreende uma faixa de anos de estudo, as variáveis são assim definidas:

$SOE = AE - \max(ER)$, na qual $\max(ER)$ é o máximo dos valores da faixa de anos de estudo requeridos para a ocupação. A definição do cálculo da variável permanece conforme (1).

$SUE = \min(ER) - AE$, na qual $\min(ER)$ é o mínimo dos valores da faixa de anos de estudo requeridos para a ocupação. A definição do cálculo da variável permanece conforme (2).

Com base nessas variáveis, os indivíduos foram classificados em sobre-educados, subeducados ou adequados para o período 2002-2008. O próximo passo foi acompanhá-los com relação à evolução ocupacional para cada transição observada nesse período, isto é, 2002-2003, 2003-2004, 2004-2005, 2005-2006, 2006-2007 e 2007-2008. A partir desse acompanhamento, foram obtidas as variáveis binárias que identificam o tipo de mobilidade sócio-ocupacional realizada pelo indivíduo, segundo a definição acima.

Seguindo a estratégia de identificação explicitada, foi gerada a variável que identifica a coorte de nascimento dos indivíduos entre 25 e 54 anos para cada ano do período 2002-2007, a fim de obter as *dummies* de coorte (tabela A.1 do apêndice). Para captar efeitos de composição da oferta, as coortes de nascimento foram identificadas segundo gênero, raça e escolaridade, que são atributos individuais invariáveis ao longo do tempo. A variável gênero classifica os indivíduos em homens ou mulheres; a variável raça classifica-os em brancos ou negros (pretos e pardos); e a variável escolaridade agrega os indivíduos em cinco faixas de anos de estudo: 0 a 3, 4 a 7, 8 a 10, 11 a 14 e 15 ou mais. As coortes de nascimento foram identificadas segundo o ano da amostra a que pertencem (2002-2007), a fim de captar efeitos de período. O efeito das condições cíclicas no mercado de trabalho sobre a mobilidade foi obtido a partir da variação na taxa de desemprego entre as coortes. Essa taxa foi calculada como a razão entre a população desocupada e a PIA em cada coorte nos anos iniciais de cada transição observada, utilizando a própria PME.

Feito isso, foi obtida a média das variáveis modeladas entre os indivíduos nas coortes identificadas, ou seja, nos grupos de indivíduos gerados a partir de combinações das variáveis que caracterizam as coortes (gênero, raça, escolaridade,

coorte de nascimento e período), a fim de se chegar às observações do pseudopanel. O número de observações da amostra é uma combinação do número de categorias das variáveis que identificam as coortes, resultando em 3.600 observações.

3.4 Especificação dos modelos

Com base no pseudopanel construído, a etapa seguinte consistiu na estimação dos modelos de mobilidade sócio-ocupacional no nível das coortes. A seguir, são apresentadas as especificações das equações estimadas, cujos resultados são apresentados na próxima seção:

$$mob_asc_SOE_{c,t} = \beta_0 + \beta_1 desemprego_{c,t} + \beta_2 gênero_c + \beta_3 raça_c + escolaridade'_c \delta + ano'\theta + coorte'_c \gamma + u_t \quad (3)$$

$$mob_desc_SUE_{c,t} = \beta_0 + \beta_1 desemprego_{c,t} + \beta_2 gênero_c + \beta_3 raça_c + escolaridade'_c \delta + ano'\theta + coorte'_c \gamma + u_t \quad (4)$$

$$mob_asc_ADEQ_{c,t} = \beta_0 + \beta_1 desemprego_{c,t} + \beta_2 gênero_c + \beta_3 raça_c + escolaridade'_c \delta + ano'\theta + coorte'_c \gamma + u_t \quad (5)$$

$$mob_desc_ADEQ_{c,t} = \beta_0 + \beta_1 desemprego_{c,t} + \beta_2 gênero_c + \beta_3 raça_c + escolaridade'_c \delta + ano'\theta + coorte'_c \gamma + u_t \quad (6)$$

Nesses modelos, a variável $mob_asc_SOE_{c,t}$ é a mobilidade ocupacional ascendente do sobre-educado média da coorte c entre os anos t e $t+1$; $mob_desc_SUE_{c,t}$ é a mobilidade ocupacional descendente do subeducado média da coorte c entre os anos t e $t+1$; $mob_asc_ADEQ_{c,t}$ é a mobilidade ocupacional ascendente do adequado média da coorte c entre os anos t e $t+1$; e $mob_desc_ADEQ_{c,t}$ é a mobilidade ocupacional descendente do adequado média da coorte c entre os anos t e $t+1$. Essas variáveis são contínuas e representam as taxas específicas das coortes dos tipos de mobilidade sócio-ocupacional analisadas.

As variáveis independentes são as mesmas para as quatro equações: a variável $desemprego_{c,t}$ é a taxa de desemprego da coorte c em t , $gênero_c$ é uma *dummy* para as coortes femininas (categoria de referência: coortes masculinas), $raça_c$ é uma *dummy* para as coortes de indivíduos negros (categoria de referência: coortes de indivíduos brancos), o vetor $escolaridade'_c$ é composto por *dummies* para as coortes segundo as faixas de escolaridade definidas (categoria de referência: coortes de indivíduos com 0 a 3 anos de estudo), o vetor ano' contém *dummies* para cada ano no intervalo

2002-2007 (categoria de referência: 2002) e, por último, os efeitos de coorte são captados pelo vetor $coorte'_c$, contendo *dummies* para as coortes de nascimento definidas (categoria de referência: coorte de indivíduos com 25 anos em 2007, coorte mais jovem da amostra). Ainda, u_t é a média do termo de erro das coortes, que capta efeitos não observáveis que variam ao longo do tempo.

Os modelos especificados foram estimados pelo método de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), que foi aplicado para os dados do pseudopainel de coortes construído. Ressalta-se que o processo de estimação levou em consideração o peso das coortes no pseudopainel, isto é, as estimativas foram ponderadas pelo número de observações (quantidade de indivíduos originalmente agrupados) em cada coorte, visando à obtenção de coeficientes estimados que refletissem os diferentes tamanhos das coortes. Pode ser visto que a especificação dos modelos leva em consideração variáveis do lado da oferta e da demanda por trabalho, aspecto fundamental para uma adequada identificação dos efeitos. Assim, os modelos estimados permitem avaliar como efeitos de ciclos econômicos, de período, de composição da oferta e de coorte estão relacionados à mobilidade socioeconômica no mercado de trabalho metropolitano brasileiro no período 2002-2008.¹⁶

4 RESULTADOS

4.1 Estatísticas descritivas

Antes da análise dos resultados dos modelos estimados, são apresentadas algumas estatísticas descritivas das bases de dados empregadas. É importante observar que as estatísticas apresentadas na tabela 1 foram elaboradas com base nos dados de indivíduos ocupados, que foram utilizados para a obtenção das coortes e do pseudopainel construído neste estudo. Já as estatísticas apresentadas nas demais tabelas e nos gráficos desta subseção foram elaboradas baseadas nos dados de coortes desse pseudopainel, que é a unidade de análise deste estudo.

A tabela 1 mostra que a participação feminina entre os indivíduos ocupados analisados quase não se alterou no período 2002-2008: cerca de 44% dos ocupados eram mulheres em 2002 e, em 2008, essa proporção alcançou 46%. O mesmo comportamento foi observado com respeito à participação de negros e para a média de idade dos indivíduos no período. Já a composição por faixa educacional dos trabalhadores variou consideravelmente. Enquanto a proporção dos indivíduos no grupo com escolaridade de 0 a 3 anos de estudos reduziu-se em mais de 30% entre 2002 e 2008, a proporção dos indivíduos com mais de 15 anos aumentou cerca

16. A especificação final adotada não controla explicitamente pela variável idade dos indivíduos nas coortes, embora seja considerada uma variável bastante relevante para explicar a mobilidade ocupacional. Foram testadas estratégias de identificação distintas dos efeitos idade, período e coorte, contudo as alternativas resultaram em efeitos não significativos para as três dimensões quando consideradas simultaneamente, o que levou à opção por mostrar os resultados da especificação que controla apenas pelas dimensões período e coorte.

de 15% no mesmo intervalo, chegando a aproximadamente 16% dos ocupados. Analisando a evolução da proporção de indivíduos nas faixas de 4 a 7 e 8 a 10 anos de estudo, nota-se uma redução na composição desses grupos na amostra de ocupados em 2008. Por outro lado, o grupo de indivíduos com 11 a 14 anos de estudo foi o que mais cresceu no período (quase 20%), contendo a maior proporção de indivíduos em todo o período e cerca de 36% dos ocupados em 2008.

TABELA 1

Evolução das características de composição da oferta de trabalho: indivíduos ocupados analisados (2002-2008)

	2002-2003	2003-2004	2004-2005	2005-2006	2006-2007	2007-2008
Participação de mulheres (%)	43,5	44,2	45,2	44,9	45,2	46,0
Participação de negros (%)	46,2	45,7	46,6	45,1	46,5	46,8
0-3 anos de estudo (%)	9,7	8,7	8,8	7,5	7,3	6,7
4-7 anos de estudo (%)	28,5	28,5	27,7	26,9	25,5	24,8
8-10 anos de estudo (%)	18,2	17,9	17,3	17,6	17,7	17,3
11-14 anos de estudo (%)	30,0	30,5	31,8	33,5	34,9	35,7
15 ou + anos de estudo (%)	13,6	14,4	14,4	14,5	14,7	15,5
Escolaridade requerida nas ocupações (média)	9,43	9,46	9,45	9,48	9,49	9,52
Anos de estudo (média)	8,61	8,74	8,80	8,98	9,09	9,25
Idade (média)	38,4	38,7	38,9	38,8	38,8	39,0

Fonte: PME 2002-2008. Elaboração dos autores.

A tabela 1 mostra também que a média da escolaridade requerida nas ocupações individuais permaneceu estável ao longo do tempo, em torno de 9,5 anos de estudo. Foi verificado um aumento na escolaridade média dos indivíduos, que passou de 8,6 anos de estudo em 2002 para 9,3 em 2008. O comportamento dessas variáveis tem impacto sobre a incidência da incompatibilidade educacional no mercado de trabalho metropolitano, como mostra a tabela 2.

A tabela 2 mostra que a média das taxas de sobre-educação das coortes aumentou ao longo do tempo, passando de 24% em 2002 para quase 29% em 2008 (estatisticamente diferente da média do período inicial). Já a incidência da subeducação caiu consideravelmente entre as coortes no período 2002-2008, passando de uma média de 44% para aproximadamente 36%. O nível de compatibilidade educacional médio das coortes variou pouco no período, apenas 3 pontos percentuais (p.p.), chegando a quase 36%. Isso significa que o aumento do nível médio de escolaridade da oferta de trabalho observado no período resultou apenas em uma alteração na composição da incompatibilidade educacional, com tendência de queda na subeducação e aumento na sobre-educação, sem grandes impactos sobre o nível de adequação das coortes.

TABELA 2

Evolução da média da incompatibilidade educacional nas coortes (2002-2008)

(Em %)

Período	Adequação	Sobre-educação	Subeducação
2002-2003	32,4	24,0	43,6
2003-2004	33,3	24,8	41,9
2004-2005	33,5	25,8	40,7
2005-2006	34,3	26,7(*)	39,0(*)
2006-2007	35,1(*)	27,7(*)	37,2(*)
2007-2008	35,5(*)	28,8(*)	35,7(*)

Fonte: PME 2002-2008. Elaboração dos autores.

Nota: *Taxas médias das coortes estatisticamente diferentes da taxa média inicial com índice de significância de 5%.

Obs.: Foi realizado um teste de diferenças de média (teste t) para cada uma das variáveis mostradas na tabela, que comparou se as médias das taxas ao longo do período são estatisticamente diferentes da média do período inicial (transição 2002-2003).

A tabela 3 mostra que as coortes femininas e masculinas são heterogêneas quanto à incompatibilidade educacional nas ocupações, na medida em que os homens apresentam maiores níveis de sobre-educação e menores de subeducação do que as mulheres. A tendência da incompatibilidade é a mesma para ambos os gêneros: aumento da sobre-educação e queda na subeducação, essa última mais evidente para os homens, de quase 10 p.p.

TABELA 3

Evolução da média da incompatibilidade educacional nas coortes por gênero (2002-2008)

(Em %)

Período	Homens			Mulheres		
	Adequação	Sobre-educação	Subeducação	Adequação	Sobre-educação	Subeducação
2002-2003	33,2	25,8	41,0	31,7	22,6	45,7
2003-2004	34,1	26,8	39,1	32,6	23,2	44,2
2004-2005	34,6	27,7	37,8	32,7	24,2	43,1
2005-2006	35,6	28,9	35,5	33,2	24,9	41,9
2006-2007	35,3	30,6	34,1	34,9	25,4	39,8
2007-2008	35,5	32,0	32,5	35,6	26,2	38,2

Fonte: PME 2002-2008. Elaboração dos autores.

A tabela 4 mostra a evolução da incompatibilidade educacional por faixa de escolaridade considerada neste estudo. Vê-se que a sobre-educação permanece relativamente estável entre as coortes com escolaridade até 10 anos de estudo. Contudo, aumenta na coorte de 11 a 14 anos de estudo e oscila bastante na coorte de graduados, sem apresentar uma tendência clara, sugerindo um papel importante dessas coortes na explicação da elevação da sobre-educação ao longo do tempo mostrada na tabela 1. Já a subeducação cai em todas as faixas de escolaridade que

apresentam subeducados. A queda mais forte foi observada nas coortes com 8 a 10 anos de estudo, saindo de cerca de 31% para cerca de 28%. É interessante notar que a compatibilidade educacional na ocupação é maior nas coortes mais escolarizadas (graduados), contudo praticamente metade dos graduados são sobre-educados nas RMs brasileiras no período pesquisado. Outra análise interessante é a de que as ocupações que exigem menos de 8 anos de estudo estão deixando de existir, devido à alta taxa de subeducação nas coortes na faixa de 4 a 7 anos de estudo.

TABELA 4

Evolução da média da incompatibilidade educacional nas coortes por faixa de escolaridade (2002-2008)

(Em %)

Período	4 a 7		8 a 10		11 a 14		15 ou +	
	Sobre- -educação	Subeduca- ção	Sobre- -educação	Subeduca- ção	Sobre- -educação	Subeduca- ção	Sobre- -educação	Subeduca- ção
2002-2003	3,6	84,3	20,0	30,6	46,6	6,2	48,8	0,0
2003-2004	3,4	84,2	21,6	30,9	46,1	5,9	47,6	0,0
2004-2005	3,4	84,0	20,1	30,6	48,0	5,6	48,1	0,0
2005-2006	3,3	84,0	19,5	29,6	48,5	5,1	49,3	0,0
2006-2007	3,5	83,9	20,3	27,8	49,5	4,9	47,3	0,0
2007-2008	3,6	83,3	21,7	27,5	49,3	5,1	48,3	0,0

Fonte: PME 2002-2008. Elaboração dos autores.

Obs.: As estatísticas da faixa de escolaridade de 0 a 3 anos foram omitidas da tabela pelo fato de a subeducação atingir praticamente todos os indivíduos, haja vista que as ocupações analisadas exigem mais do que três anos de estudos em sua imensa maioria.

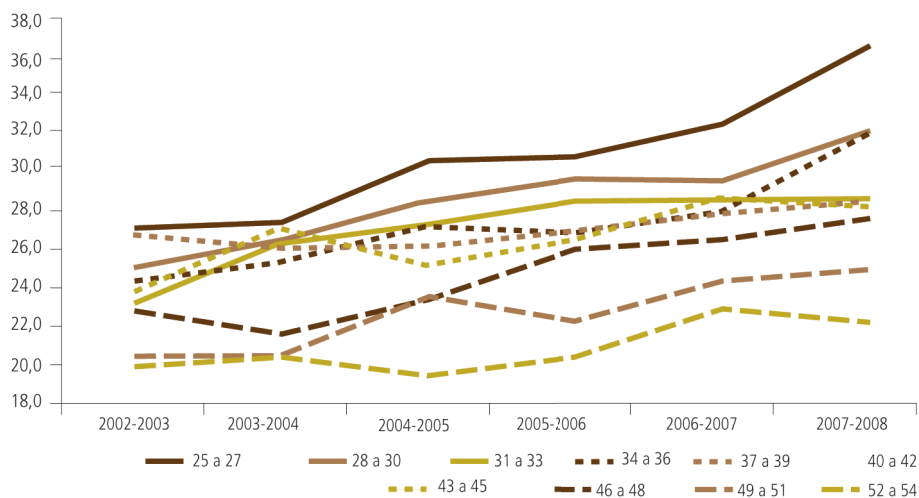
O gráfico 1 mostra a evolução da sobre-educação por faixa etária das coortes, evidenciando uma tendência de crescimento na incidência da sobre-educação mais forte nas coortes mais jovens. Por exemplo, nas coortes de indivíduos com 25-27 anos, a sobre-educação passa de aproximadamente 27% para mais de 36% entre 2002 e 2008. As coortes nas faixas etárias superiores têm um comportamento da sobre-educação crescente, mas com variação pequena. Os resultados desse gráfico mostram que, apesar de a tendência de crescimento ser observada em todas as faixas etárias, ela é mais evidente nas coortes mais jovens, sinalizando uma dificuldade crescente para uma inserção compatível do ponto de vista educacional no mercado de trabalho metropolitano entre os jovens.

O gráfico 2 mostra uma tendência de queda na subeducação para todas as faixas etárias consideradas. Assim como no caso da sobre-educação, a tendência observada é mais evidente nas coortes mais jovens, como entre as coortes de 25 a 27 anos, nas quais a subeducação cai de aproximadamente 38% para 24% no período 2002-2008. Isso significa que há uma tendência de que os jovens que entram no mercado de trabalho metropolitano brasileiro tenham pelo menos a escolaridade exigida na ocupação.

GRÁFICO 1

Evolução da média da sobre-educação nas coortes por faixa etária (2002-2008)

(Em %)

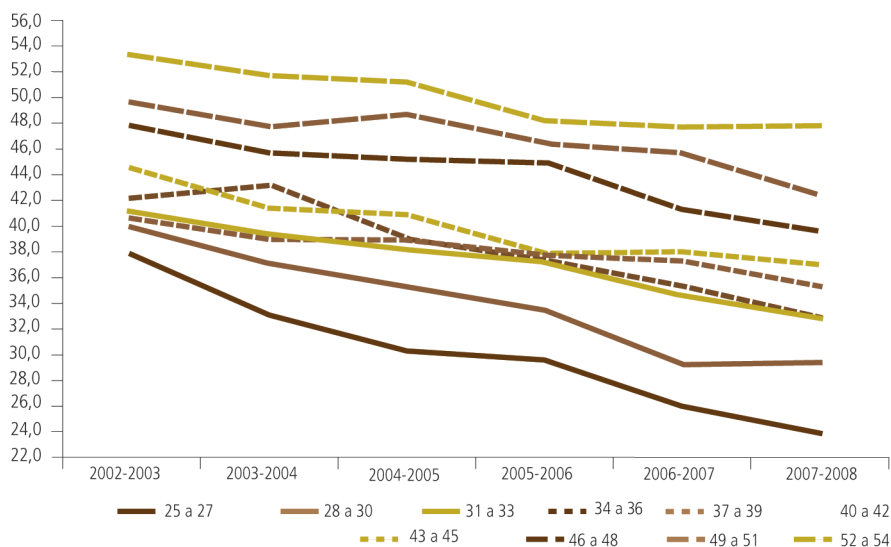


Fonte: IBGE/PME 2002-2008. Elaboração dos autores.

GRÁFICO 2

Evolução da média da subeducação nas coortes por faixa etária (2002-2008)

(Em %)



Fonte: IBGE/PME 2002-2008. Elaboração dos autores.

Por fim, com relação às taxas de mobilidade sócio-ocupacional das coortes no período, a tabela 5 mostra que a variação observada na média da mobilidade ascendente

dos sobre-educados das coortes (de 4,6% para 4,9% no período) não resultou em médias estatisticamente diferentes, na comparação entre as taxas obtidas nos períodos em relação à taxa do período inicial, o mesmo acontecendo no caso da mobilidade descendente do adequado. Já as quedas observadas nas médias das taxas de mobilidade descendente do subeducado e ascendente do adequado evidenciaram diferenças de médias estatisticamente significativas nos períodos finais analisados em relação ao período inicial. Observa-se que a média da taxa de desemprego das coortes se reduziu consideravelmente a partir de 2003, saindo de 9,2% para 7% no final do período, indicando uma tendência de expansão relativa da economia brasileira.

TABELA 5

Evolução das médias da mobilidade sócio-ocupacional e da taxa de desemprego nas coortes (2002-2008)

(Em %)

Período	Mobilidade ascendente do sobre-educado	Mobilidade descendente do subeducado	Mobilidade ascendente do adequado	Mobilidade descendente do adequado	Taxa de desemprego
2002-2003	4,6	3,2	1,9	3,0	8,9
2003-2004	4,5	3,2	1,7	2,7	9,2
2004-2005	4,4	2,9	1,6	2,9	8,8
2005-2006	4,3	2,9	1,5*	2,8	7,6*
2006-2007	4,4	2,7*	1,4*	2,9	7,7*
2007-2008	4,9	2,8*	1,5*	2,9	7,0*

Fonte: PME 2002-2008. Elaboração dos autores.

Nota: *Taxas médias das coortes estatisticamente diferentes da taxa média inicial com nível de significância de 5%.

Obs.: Foi realizado um teste de diferenças de média (teste t) para cada uma das variáveis mostradas na tabela, que comparou se as médias das taxas ao longo do período são estatisticamente diferentes da média do período inicial (transição 2002-2003).

4.2 Análise dos resultados dos modelos

A tabela 6 mostra que a mobilidade ascendente dos sobre-educados apresenta um padrão pró-cíclico em relação à taxa de desemprego no mercado de trabalho para as RMs no Brasil. Logo, a ascensão ocupacional dos sobre-educados ocorre mais quando as taxas de desemprego observadas previamente à transição ocupacional são menores. Já quando o mercado de trabalho oferece relativamente menos oportunidades, os sobre-educados tendem a se adequar menos frequentemente. Esse resultado implica uma procura maior pela compatibilidade educacional quando o mercado de trabalho é mais favorável. O padrão pró-cíclico da mobilidade dos sobre-educados está em linha com os resultados obtidos em Moscarini e Vella (2008), que apresentam evidências de comportamento pró-cíclico da qualidade das alocações no mercado de trabalho norteamericano. Com relação à mobilidade descendente dos subeducados, observa-se que o coeficiente da variável desemprego não foi estatisticamente significativo, evidenciando que os ciclos econômicos não são relevantes para explicar esse tipo de mobilidade para o

período analisado. Esse comportamento pode estar associado ao fato de os subeducados apresentarem, em média, remunerações superiores às que receberiam para o caso em que fossem adequados, conforme apontam as regularidades empíricas da literatura, o que cria um incentivo para a permanência na ocupação independente dos ciclos observados.

TABELA 6

Resultados das estimações dos modelos para as mobilidades ocupacionais a partir da incompatibilidade educacional

	Mobilidade ascendente do sobre-educado	Mobilidade descendente do subeducado
Desemprego	-0,0407*** (0,0127)	-0,0114 (0,0107)
Mulheres	0,0032** (0,0013)	-0,0105*** (0,0011)
Negros	0,0085*** (0,0012)	-0,0042*** (0,0010)
4-7 anos de estudo	0,0064*** (0,0022)	0,0331*** (0,0019)
8-10 anos de estudo	0,0253*** (0,0024)	0,0644*** (0,0020)
11-14 anos de estudo	0,0770*** (0,0022)	0,0157*** (0,0019)
15 ou + anos de estudo	0,0905*** (0,0027)	-0,0052** (0,0022)
2003	-0,0029 (0,0021)	0,0004 (0,0018)
2004	-0,0049** (0,0021)	-0,0030* (0,0018)
2005	-0,0086*** (0,0021)	-0,0037** (0,0018)
2006	-0,0088*** (0,0021)	-0,0051*** (0,0018)
2007	-0,0070*** (0,0022)	-0,0049*** (0,0018)
Constante	0,0293*** (0,0083)	0,0325*** (0,0070)
Observações	3.597	3.597
R ² ajustado	0,52	0,39

Fonte: PME 2002-2008. Elaboração dos autores.

Notas: Desvio-padrão entre parênteses.

Nível de significância: * 10%; ** 5%; *** 1%.

Obs.: Os efeitos de coortes nos modelos estimados são mostrados de forma separada, logo após a análise dos efeitos de ciclos, composição da oferta e de período, a fim de dar maior clareza à apresentação dos resultados.

Os efeitos de composição da oferta de trabalho revelam que as mulheres realizam em média mais o movimento ascendente em comparação com os homens, diferentemente do resultado apresentado em Oliveira e Machado (2000), no qual são evidenciadas probabilidades de mobilidade ocupacional ascendente mais altas entre os homens. Os sobre-educados negros apresentam mobilidade ascendente média acima da mobilidade dos brancos, resultado também diferente do evidenciado em Oliveira e Machado (2000). Os efeitos da educação mostram que os indivíduos com 4 a 7 anos de estudo apresentam mobilidade ligeiramente superior à do grupo de indivíduos com até 3 anos de estudo. Conforme esperado, os diferenciais dessa mobilidade crescem com o nível de escolaridade das coortes. As coortes com ensino médio apresentam mobilidade 7,7 p.p. mais alta que a do grupo de referência e as coortes com nível superior chegam a um diferencial de 9,1 p.p.

Para a mobilidade descendente dos subeducados, nota-se que as mulheres realizam menos o movimento do que os homens. Esse resultado, contrastado com aquele para a mobilidade ascendente, evidencia movimentos ocupacionais mais vantajosos das mulheres relativamente aos homens no período avaliado, já que elas realizam em média mais o movimento ascendente e menos o descendente a partir de situações de incompatibilidade. Com relação à raça, obteve-se que os indivíduos subeducados negros realizam, em média, menos a mobilidade descendente do que os subeducados brancos. Assim como as mulheres, os indivíduos negros apresentam mobilidades, a partir da incompatibilidade, relativamente vantajosas em relação aos indivíduos brancos. Os efeitos da educação mostram que os subeducados com escolaridade entre 4 e 7 anos de estudo apresentam mobilidade razoavelmente maior que a mobilidade dos indivíduos com até 3 anos de estudo. Já os indivíduos com 8 a 10 anos de estudo apresentam o maior diferencial de mobilidade descendente, com cerca de 6 p.p. acima da mobilidade média do grupo de referência. A partir daí, os efeitos da escolaridade sobre a mobilidade passam a apresentar um padrão decrescente nos grupos de escolaridade, sendo a mobilidade dos indivíduos com 11 a 14 anos de estudo um pouco maior que a do grupo de referência, e a dos indivíduos com mais de 15 anos de estudo menor que a desse grupo.¹⁷

Os efeitos de período tendem a reduzir a mobilidade ascendente dos sobre-educados ao longo de 2002-2008. Na comparação em relação a 2002, com exceção de 2003, que apresentou coeficiente não significativo, os demais anos apresentaram efeitos negativos crescentes sobre a mobilidade até 2006, cujo efeito foi quase 1 p.p. inferior ao ano de referência. Para a mobilidade descendente dos subeducados, esses efeitos mostram também uma tendência de redução, que se torna mais evidente ao longo de todo o período. Comparando os resultados para as duas mobilidades, pode-se

17. Isso ocorre por construção, já que para esse grupo de escolaridade não existem indivíduos classificados como subeducados.

afirmar que os efeitos de conjuntura têm levado a uma tendência de redução na mobilidade ocupacional a partir da incompatibilidade no mercado de trabalho metropolitano, o que pode implicar uma redução da mobilidade em direção à adequação. Entretanto, a evolução das taxas de mobilidade dos sobre-educados ao longo de 2002-2008 mostra uma interrupção na queda nessa mobilidade a partir de 2006, que deve estar associada à redução no desemprego observada a partir de 2004, de modo que os ciclos econômicos parecem explicar as oscilações dessa mobilidade em torno da tendência.

Os efeitos de coorte estimados tendem a captar principalmente efeitos de ciclo de vida sobre as mobilidades analisadas em vez de captar efeitos de geração.¹⁸ Isso ocorre devido à ausência do controle por idade nos modelos estimados e ao curto período em que as coortes são acompanhadas no pseudopainel. Desse modo, a hipótese testada é de que as coortes mais jovens tendem a realizar mais os movimentos ocupacionais ascendentes e descendentes partindo da incompatibilidade relativamente às coortes mais velhas, o que deve refletir uma propensão maior dos jovens a buscar diferentes oportunidades nas carreiras. O gráfico 3 compara os efeitos captados para as *dummies* de coortes para essas mobilidades, as quais apresentam coeficientes majoritariamente significativos. A tabela A.2 do apêndice reporta as estimativas dos efeitos de coorte para todos os modelos estimados.

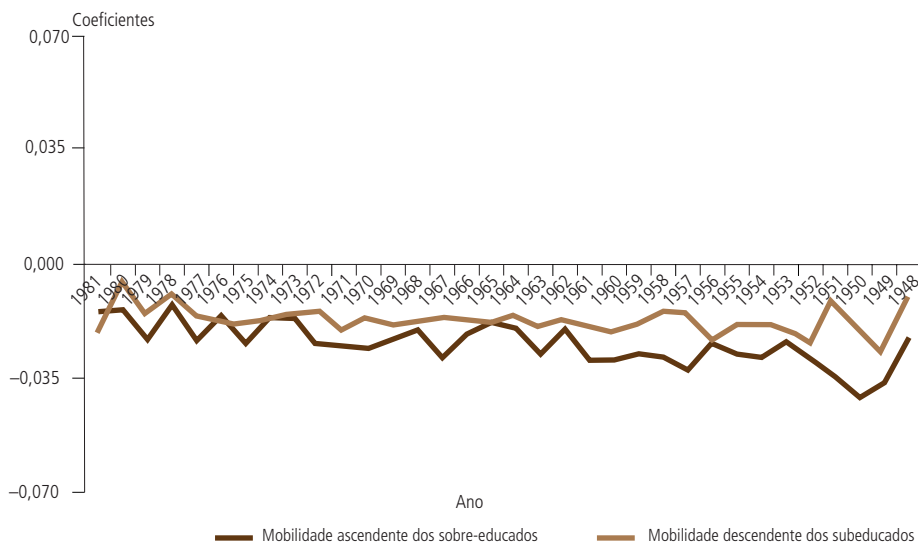
Observa-se que a mobilidade ascendente do sobre-educado apresenta uma tendência de redução das coortes mais jovens para as mais velhas. O mesmo padrão é notado para a mobilidade descendente do subeducado, contudo de forma menos evidente do que para a mobilidade ascendente. Esses comportamentos confirmam a hipótese levantada de que ambas as mobilidades ocorrem menos à medida que os indivíduos se tornam mais velhos no mercado de trabalho, de modo a captar os efeitos de ciclo de vida esperados. Em Oliveira e Machado (2000), os efeitos de redução na mobilidade entre os indivíduos mais velhos são notados apenas para a mobilidade descendente. Comparando as estimativas entre os modelos para a mobilidade ascendente dos sobre-educados, os efeitos de coortes são bem mais acentuados, de forma que as coortes nascidas antes de 1960 apresentam mobilidade bem menor do que as nascidas depois desse período. Para as coortes de 1950 a 1953, a redução na mobilidade é cerca de duas vezes maior do que a redução nas coortes de 1976 a 1979. Para a mobilidade descendente dos subeducados, a tendência de queda é bem suave, tornando-se mais evidente apenas para as coortes da década de 1950. A forte relação entre a propensão ao movimento ascendente dos sobre-educados e os estágios iniciais da carreira pode

18. Rios-Neto e Oliveira (1999) e Antigo (2010) apresentam a discussão sobre modelos idade-período-coorte e sobre a distinção desses efeitos.

estar associada à interpretação da sobre-educação como um fenômeno de curto prazo. Já o comportamento evidenciado para os subeducados pode ser explicado por fatores como experiência ou capacitação no trabalho, compensando o déficit de escolaridade desses trabalhadores (Sicherman, 1991).

GRÁFICO 3

Estimativas dos coeficientes das *dummies* de coortes para as mobilidades a partir da incompatibilidade



Fonte: IBGE/PME 2002-2008. Elaboração dos autores.

A taxa de desemprego não apresentou efeitos significativos sobre a mobilidade ascendente do adequado, ao contrário do que foi obtido para a mobilidade descendente, que apresenta um comportamento pró-cíclico em relação a essa taxa (tabela 7). Apesar de este efeito sobre o movimento descendente não ser esperado, é possível que o resultado seja explicado pela maior propensão a ascender dos sobre-educados em períodos de *boom* da economia, o que pode implicar maior competição por ocupações com maiores requerimentos educacionais, resultando em algum grau de perda de compatibilidade para os adequados.

Com relação às características das coortes, observa-se que as mulheres realizam o movimento ascendente relativamente menos que os homens. Os efeitos da escolaridade revelam que esse tipo de mobilidade é mais comum para as coortes nos grupos de escolaridade entre 4 e 10 anos de estudo, ou seja, entre aquelas com níveis de escolaridade intermediários, pelo fato de os indivíduos com mais de 11 anos de estudo não apresentarem mobilidade estatisticamente diferente daquela dos indivíduos com 0 a 3 anos de estudo. Para a mobilidade descendente, as mulheres

tendem a realizar relativamente menos o movimento do que os homens, evidenciando, junto com o resultado para o movimento ascendente, que as adequadas estão menos dispostas a mudar de ocupação do que os adequados. Por fim, os adequados com níveis de escolaridade médio e superior realizam consideravelmente mais a mobilidade descendente do que os indivíduos nos grupos com menos de 11 anos de estudo. Isso significa que esse perfil de adequados tende a apresentar mais dificuldades para permanecer nas suas ocupações do que os menos escolarizados, o que pode estar relacionado a uma competição maior por ocupações com maiores exigências de escolaridade. Essa relação entre o movimento descendente e a educação não era esperada, dados os resultados em Oliveira e Machado (2000), no qual se obtém uma relação inversa entre a mobilidade descendente e a educação. Todavia, a evidência obtida corrobora o argumento apresentado para a relação entre a mobilidade descendente e os ciclos, ao mostrar que a mobilidade descendente é mais presente entre os mais escolarizados, grupo que enfrenta a concorrência dos sobre-educados mais escolarizados no *boom* da economia.

Os efeitos de período tendem a reduzir a mobilidade ascendente dos adequados no período 2005-2007, praticamente na mesma magnitude para cada ano desse intervalo. Há também uma tendência de redução na mobilidade descendente dos adequados no intervalo 2002-2008, que se acentua durante o período considerado. Analisados em conjunto, esses resultados implicam uma tendência à manutenção da compatibilidade educacional, que pode ser interpretada como uma tendência em direção a uma qualidade maior das alocações no mercado de trabalho metropolitano. Esse comportamento está em linha com os efeitos de período para as mobilidades dos sobre-educados e subeducados, que também apresentaram uma tendência de redução, evidenciando uma dificuldade maior de deixar a incompatibilidade educacional no período.

Os efeitos das *dummies* de coorte não foram, em sua grande maioria, significativos para explicar as mobilidades dos adequados, de modo que a mobilidade a partir da compatibilidade não parece evidenciar efeitos distintos ao longo do ciclo de vida desses indivíduos, possivelmente por se tratar de alocações que apresentam relativamente maior qualidade (tabela A.2 do apêndice). Uma hipótese para explicar os efeitos positivos nas coortes mais jovens sobre a mobilidade descendente dos adequados é a da competição pelas ocupações com os sobre-educados, visto que eles apresentam mobilidade consideravelmente superior nas coortes mais jovens. Esse resultado mais uma vez confirma a interpretação de que o comportamento pró-cíclico da mobilidade descendente dos adequados está associado à competição pelas ocupações de maior nível educacional com os sobre-educados, assim como mostra os efeitos da educação sobre essa mobilidade.

TABELA 7

Resultados das estimações dos modelos para as mobilidades ocupacionais a partir da compatibilidade educacional

	Mobilidade ascendente do adequado	Mobilidade descendente do adequado
Desemprego	-0,0011 (0,0081)	-0,0258*** (0,0099)
Mulheres	-0,0131*** (0,0008)	-0,0024** (0,0010)
Negros	0,0012 (0,0008)	0,0031*** (0,0010)
4-7 anos de estudo	0,0257*** (0,0014)	0,0002 (0,0017)
8-10 anos de estudo	0,0412*** (0,0015)	0,0076*** (0,0018)
11-14 anos de estudo	0,0017 (0,0014)	0,0592*** (0,0017)
15 ou + anos de estudo	-0,0003 (0,0017)	0,0600*** (0,0021)
2003	-0,0016 (0,0013)	-0,0038** (0,0016)
2004	-0,0023* (0,0013)	-0,0042*** (0,0016)
2005	-0,0034** (0,0013)	-0,0066*** (0,0016)
2006	-0,0042*** (0,0013)	-0,0062*** (0,0016)
2007	-0,0036*** (0,0014)	-0,0069*** (0,0017)
Constante	0,0158*** (0,0053)	-0,0018 (0,0064)
Observações	3.597	3.597
R^2 ajustado	0,39	0,53

Fonte: PME 2002-2008. Elaboração dos autores.

Notas: Desvio-padrão entre parênteses.

Nível de significância: * 10%; ** 5%; *** 1%.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

A incompatibilidade educacional dos indivíduos nas ocupações é uma questão bastante relevante, no caso brasileiro, devido à sua expressiva incidência (acima dos 60%) e à tendência de crescimento da sobre-educação observada no mercado de trabalho metropolitano no período analisado (em torno de 20%). Nesse contexto, o objetivo do trabalho foi analisar a mobilidade sócio-ocupacional no Brasil metropolitano, a partir de mudanças observadas no *status* ocupacional dos indivíduos em termos da escolaridade requerida na ocupação no período 2002-2008. A principal evidência obtida é que os movimentos ocupacionais ascendentes dos sobre-educados apresentam um comportamento pró-cíclico em relação à taxa de desemprego no mercado de trabalho metropolitano.

Os efeitos de coorte sobre as mobilidades a partir da incompatibilidade tendem a reduzir esses movimentos à medida que as coortes vão envelhecendo. Esse padrão é bem mais claro para os sobre-educados, mostrando que as chances de se adequar estão associadas aos estágios iniciais das carreiras dos indivíduos, que podem estar ligados à transitoriedade da sobre-educação nas coortes mais jovens. Por sua vez, essa transitoriedade deve estar relacionada a uma dificuldade maior, no momento da entrada no mercado de trabalho, para encontrar uma ocupação que compatibilize a escolaridade do indivíduo com a escolaridade requerida, dados os custos de procura dessa ocupação ideal. Os efeitos de composição da oferta evidenciam que as mulheres apresentam um padrão de mobilidade ocupacional mais vantajoso em relação aos homens no período analisado, principalmente para os movimentos a partir da incompatibilidade. Além disso, obteve-se que a mobilidade ascendente dos sobre-educados é crescente entre os grupos de escolaridade, com as coortes de nível superior apresentando uma mobilidade quase 10 p.p. maior que a do grupo de referência.

Os resultados deste estudo mostram que a qualidade das alocações no mercado de trabalho metropolitano brasileiro, em termos da compatibilidade educacional dos trabalhadores, pode estar diretamente associada a condições favoráveis pelo lado da demanda por trabalho, pois se obteve que os sobre-educados tendem a se adequar relativamente mais em períodos de expansão econômica. A relação pró-cíclica obtida apresenta efeitos também sobre a duração desse tipo de incompatibilidade nas carreiras individuais, que pode ter características de curto ou longo prazo dependendo, entre outros fatores, das flutuações agregadas na economia. A esse respeito, os efeitos de conjuntura mostram uma tendência declinante nessa mobilidade entre 2002 e 2008, período no qual foi observado um crescimento da sobre-educação. Logo, é plausível considerar que a oferta de trabalho nas metrópoles esteja aumentando seu nível de escolaridade numa velocidade maior do que a demandada pelas ocupações no mercado de trabalho dessas regiões e/ou maior do que a velocidade de adequação dos indivíduos nas ocupações, tendo em vista a tendência de redução no desemprego no período da análise.

No Brasil observa-se que o mercado de trabalho passa por um período de *boom*; na Europa e nos Estados Unidos, entretanto, as condições nesse mercado indicam uma situação oposta. Nesse contexto, pode-se esperar um aumento na velocidade do processo de compatibilidade educacional no Brasil, enquanto, nesses países, a sobre-educação deve continuar a crescer. Essas previsões, caso confirmadas, podem apresentar impactos distintos sobre as decisões futuras dos indivíduos em relação ao investimento em capital humano. Outra questão relevante diz respeito à escassez relativa de mão de obra qualificada no Brasil, que vem sendo apontada recentemente como uma possível restrição do lado da oferta de trabalho. As estatísticas aqui apresentadas indicam que essa escassez deve estar mais relacionada a alguns tipos de formação específica do que à escolaridade formal dos trabalhadores.

ABSTRACT

This article examines the determinants of socio-occupational mobility in Brazilian metropolitan labor market focusing on the effect of cyclical conditions on the upward and downward movements from the individual education-occupation mismatch status. This mismatch is defined from the comparison between the observed individual level of schooling and the required schooling of their occupations. The identification strategy of the models was based on the construction of a pseudo-panel at the birth-cohort level using data from the Monthly Employment Survey (PME-IBGE) over the 2002–2008 period. The main empirical evidence found is that the upward occupational mobility of the overeducated is pro-cyclical with the rate of unemployment in the Brazilian metropolitan labor market. This result contributes to the understanding of the determinants of both the socioeconomic mobility and educational mismatch in Brazil.

Keywords: mobility; occupation; cycles.

REFERÊNCIAS

- ANTIGO, M. F. **Mobilidade de rendimentos no Brasil:** uma análise a partir de dados *cross section* e longitudinais. 2010. 144 p. Tese (Doutorado em Economia) – Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte, 2010.
- BRASIL. Ministério do Trabalho e Emprego (MTE). **Classificação brasileira das ocupações de 2002.** Brasília: MTE/CBO, 2002.
- DEATON, A. Panel data from times series of cross-sections. **Journal of econometrics**, Amsterdam, v. 30, n. 1-2, p. 109-126, Oct./Nov. 1985.
- DIAZ, M. D. M.; MACHADO, L. Overeducation e undereducation no Brasil: incidência e retornos. **Estudos econômicos**, São Paulo, v. 38, n. 3, p. 431-460, 2008.
- DUNCAN, G.; HOFFMAN, S. D. The incidence and wage effects of overeducation. **Economics of education review**, Columbia, v. 1, n. 1, p. 75-86, 1981.
- ESTEVES, L. A. Incompatibilidade escolaridade-ocupação e salários: evidências de uma empresa industrial brasileira. **Revista brasileira de economia**, Rio de Janeiro, v. 63, n. 2, p. 77-90, abr./jun. 2009.

FREEMAN, R. B. **The overeducated American**. New York: Academic Press, 1976.

GROOT, W.; MAASSEN VAN DEN BRINK, H. Overeducation in the labor market: a meta-analysis. **Economics of education review**, Columbia, v. 19, n. 2, p. 149-158, 2000.

HARTOG, J. Over-education and earnings: where are we, where should we go? **Economics of education review**, Columbia, v. 19, n. 2, p. 131-147, 2000.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Diretório trabalho e rendimento**: pesquisa mensal de emprego – microdados 2002-2008. Rio de Janeiro: IBGE, [2009?].

MACHADO, A. F.; OLIVEIRA, A. M. H. C.; CARVALHO, N. F. Tipologia de qualificação da força de trabalho: uma proposta com base na noção de incompatibilidade entre ocupação e escolaridade. **Nova economia**, Belo Horizonte, v. 14, n. 2, p. 11-33, 2004.

MINCER, J. **Schooling, experience, and wages**. New York: National Bureau of Economic Research, 1974.

MOSCARINI, G. Excess worker reallocation. **Review of economic studies**, Bristol, v. 68, n. 3, p. 593-612, June 2001.

MOSCARINI, G.; VELLA, F. G. **Occupational mobility and the business cycle**. New York: National Bureau of Economic Research, 2008 (Working Paper Series, n. 3.369).

OLIVEIRA, A. M. H. C.; MACHADO, A. F. Mobilidade ocupacional e rendimentos no Brasil metropolitano – 1991/96. **Pesquisa e planejamento econômico**, Rio de Janeiro, v. 30, n. 1, p. 117-156, 2000.

RIOS-NETO, E. L. G.; OLIVEIRA, A. M. H. C. Aplicação de um modelo de idade-período-coorte para a atividade econômica no Brasil metropolitano. **Pesquisa e planejamento econômico**, Rio de Janeiro, v. 29, p. 243-271, 1999.

RUBB, S. Overeducation in the labor market: a comment and re-analysis of a meta-analysis. **Economics of education review**, Columbia, v. 22, p. 621-629, 2003.

_____. Overeducation, undereducation, and the theory of career mobility: a comment and a note on underemployment. **Applied economics letters**, Coventry, v. 12, n. 2, p. 115-118, 2005.

SANTOS, A. M. Overeducation no mercado de trabalho brasileiro. **Revista brasileira de economia de empresas**, Brasília, v. 2, n. 2, p. 1-22, 2002.

SCHWARTZMAN, S. Equity, quality and relevance in higher education in Brazil. **Anais da Academia Brasileira de Ciências**, v. 76, n. 1, p. 173-188, 2004.

SHIMER, R. **Mismatch**. Cambridge: National Bureau of Economic Research, 2005 (Working Paper, n. 11.888).

SICHERMAN, N. Overeducation in the Labor Market. **Journal of labor economics**, Chicago, v. 9, n. 2, p. 101-122, 1991.

TSANG, M. C.; LEVIN, H. M. The economics of overeducation. **Economics of education review**, Columbia, v. 4, p. 93-104, 1985.

VERHAEST, D.; OMEY, E. Discriminating between alternative measures of over-education. **Applied economics**, v. 38, n. 18, p. 2.113-2.120, 2006.

VIANNA, C. H.; OLIVEIRA, A. M. H. C. Sobre-escolarização nas ocupações brasileiras: uma análise dos efeitos de idade, período e coorte. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 38., 2010, Salvador, Bahia. **Anais...** Salvador: ANPEC, 2010.

BIBLIOGRAFIA COMPLEMENTAR

BAUER, T. K. Educational mismatch and wages: a panel analysis. **Economics of education review**, Columbia, v. 21, p. 221-229, 2002.

KORPI, T.; TAHLIN, M. **Skill mismatch, wages, and wage growth**: overeducation in Sweden, 1974-2000. Stockholm: Swedish Institute for Social Research, 2006.

McGUINNESS, S. Overeducation in the labour market. **Journal of economic surveys**, Clevedon, v. 20, n. 3, p. 387-418, June 2006.

RUBB, S. Overeducation: a short or long run phenomenon for individuals? **Economics of education review**, Columbia, v. 22, p. 389-394, 2003.

(Originais submetidos em março de 2012. Última versão recebida em abril de 2013.
Aprovada em julho de 2013.)

APÊNDICE

TABELA A.1

Identificação das coortes de nascimento na amostra

Idade	2002	2003	2004	2005	2006	2007
25	C30	C31	C32	C33	C34	C35
26	C29	C30	C31	C32	C33	C34
27	C28	C29	C30	C31	C32	C33
28	C27	C28	C29	C30	C31	C32
29	C26	C27	C28	C29	C30	C31
30	C25	C26	C27	C28	C29	C30
31	C24	C25	C26	C27	C28	C29
32	C23	C24	C25	C26	C27	C28
33	C22	C23	C24	C25	C26	C27
34	C21	C22	C23	C24	C25	C26
35	C20	C21	C22	C23	C24	C25
36	C19	C20	C21	C22	C23	C24
37	C18	C19	C20	C21	C22	C23
38	C17	C18	C19	C20	C21	C22
39	C16	C17	C18	C19	C20	C21
40	C15	C16	C17	C18	C19	C20
41	C14	C15	C16	C17	C18	C19
42	C13	C14	C15	C16	C17	C18
43	C12	C13	C14	C15	C16	C17
44	C11	C12	C13	C14	C15	C16
45	C10	C11	C12	C13	C14	C15
46	C9	C10	C11	C12	C13	C14
47	C8	C9	C10	C11	C12	C13
48	C7	C8	C9	C10	C11	C12
49	C6	C7	C8	C9	C10	C11
50	C5	C6	C7	C8	C9	C10
51	C4	C5	C6	C7	C8	C9
52	C3	C4	C5	C6	C7	C8
53	C2	C3	C4	C5	C6	C7
54	C1	C2	C3	C4	C5	C6

Elaboração dos autores.

Obs.: O número de coortes identificadas corresponde ao número de diagonais da tabela, que contém trinta categorias de idade (nas linhas) e seis períodos (nas colunas). Os indivíduos que mais recentemente entraram na faixa etária definida para a amostra denotam a coorte C35, de modo que os demais indivíduos são categorizados seguindo essa lógica.

TABELA A.2

Efeitos das *dummies* de coortes de nascimento sobre as mobilidades ocupacionais

	Mobilidade ascendente do sobre-educado	Mobilidade descen- dente do subeducado	Mobilidade ascendente do adequado	Mobilidade descen- dente do adequado
1981	-0,0145	-0,0212***	-0,0011	0,0104
1980	-0,0139	-0,0051	-0,0056	0,0175***
1979	-0,0231***	-0,0156**	-0,0017	0,0168**
1978	-0,0124	-0,0087	-0,0006	0,0125*
1977	-0,0234***	-0,0155**	-0,0025	0,0145**
1976	-0,0157*	-0,0175**	-0,0048	0,0117*
1975	-0,0243***	-0,0183***	-0,0046	0,0139**
1974	-0,0156*	-0,0159**	-0,0058	0,0103
1973	-0,0166**	-0,0144**	-0,0030	0,0075
1972	-0,0236***	-0,0138**	-0,0078	0,0072
1971	-0,0251***	-0,0204***	-0,0041	0,0084
1970	-0,0258***	-0,0162**	-0,0074	0,0101
1969	-0,0229***	-0,0182***	-0,0033	0,0083
1968	-0,0201**	-0,0172**	-0,0057	0,0109*
1967	-0,0287***	-0,0158**	-0,0054	0,0113*
1966	-0,0214***	-0,0173**	-0,0044	0,0125**
1965	-0,0178**	-0,0182***	-0,0029	0,0081
1964	-0,0196**	-0,0157**	-0,0061	0,0067
1963	-0,0276***	-0,0200***	-0,0074	0,0053
1962	-0,0199**	-0,0159**	-0,0057	0,0053
1961	-0,0295***	-0,0178***	-0,0071	0,0101
1960	-0,0294***	-0,0207***	-0,0056	0,0102
1959	-0,0275***	-0,0186***	-0,0063	0,0096
1958	-0,0285***	-0,0133*	-0,0082	0,0043
1957	-0,0325***	-0,0146**	-0,0036	0,0087
1956	-0,0244***	-0,0240***	-0,0064	0,0087
1955	-0,0276***	-0,0181***	-0,0076	0,0070
1954	-0,0286***	-0,0175**	-0,0099*	0,0043
1953	-0,0238***	-0,0191***	-0,0102*	0,0052
1952	-0,0290***	-0,0238***	-0,0025	0,0093
1951	-0,0346***	-0,0093	-0,0119**	0,0052
1950	-0,0410***	-0,0193**	0,0013	0,0072
1949	-0,0364***	-0,0277***	-0,0089	-0,0009
1948	-0,0225*	-0,0100	-0,0133*	0,0065

Fonte: PME 2002-2008 (IBGE). Elaboração dos autores.

Nota: nível de significância: * 10%; ** 5%; *** 1%.

EFEITOS ASSIMÉTRICOS DAS TRANSFERÊNCIAS GOVERNAMENTAIS SOBRE OS GASTOS PÚBLICOS LOCAIS: EVIDÊNCIAS EM PAINEL PARA OS MUNICÍPIOS BRASILEIROS*

Sergio Naruhiko Sakurai**

Com base em um painel de municípios brasileiros entre os anos de 1989 e 2005, este artigo procura investigar, em primeiro lugar, se aumentos e quedas das transferências governamentais afetam de forma simétrica o comportamento dos gastos públicos realizados pelos municípios brasileiros. Em segundo lugar, o artigo procura investigar se estas despesas estão sujeitas ao *flypaper effect*. Os resultados obtidos sugerem não só que as transferências governamentais exercem um impacto assimétrico sobre as despesas públicas locais mas que esse efeito gera uma recomposição entre gastos correntes e investimentos, além de estar sujeito à influência de fatores políticos. Finalmente, os resultados indicam que os gastos públicos municipais são mais sensíveis a aumentos das transferências governamentais do que a aumentos da renda local.

Palavras-chave: municípios brasileiros; dados em painel; transferências governamentais; *flypaper effect*.

JEL: C33; H72; H77.

1 INTRODUÇÃO

As transferências governamentais representam um dos principais mecanismos associados ao federalismo fiscal. A teoria tradicional de finanças públicas argumenta que, por meio de fundos transferidos do governo central para unidades locais de um dado país, é possível desfrutar da redução de custos em função de ganhos de escala, assim como promover uma trajetória de crescimento mais homogênea entre as diferentes regiões, por exemplo. Especialmente no caso do Brasil, sabe-se que esses recursos desempenham papel relevante no sistema fiscal, uma vez que representam parte significativa da renda de que dispõem os estados e, em especial, os municípios. Por isso, analisar o desempenho das despesas públicas realizadas pelos municípios brasileiros, condicional ao comportamento das transferências recebidas a partir de níveis superiores de governo, é de singular interesse para a literatura.

Para os fins do estudo que aqui se propõe, considere-se, por exemplo, um aumento marginal das receitas de transferências governamentais recebidas por um determinado município, relativamente ao ano anterior, e que esse aumento gere uma elevação dos gastos em um determinado montante ψ . Caso os efeitos fossem

* O autor agradece o suporte financeiro provido pela Fundação de Amparo à Pesquisa do Estado de São Paulo (FAPESP) e pelo Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq), assim como os comentários apresentados pelos pareceristas desta revista.

** Professor do Departamento de Economia da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto, da Universidade de São Paulo (FEARP/USP).

perfeitamente simétricos, uma queda marginal das transferências acarretaria uma queda dos gastos municipais no mesmo montante ψ .

A literatura considera a existência de alguns fatores que podem fazer com que este efeito não seja perfeitamente simétrico e sugere, em particular, que o efeito do aumento das transferências sobre os gastos é, em valor absoluto, superior ao efeito de redução das transferências. Em primeiro lugar, algumas categorias de despesa pública são relativamente rígidas, ou seja, não podem ser facilmente reduzidas quando ocorrem quedas das transferências – serviços públicos intensivos em trabalho, como saúde e educação, assim como obras de longo prazo de maturação, são possivelmente os exemplos mais típicos. Em segundo lugar, contenções de gastos públicos tendem a gerar desgaste político ao governante local, inibindo consequentemente a adoção de medidas que contribuem para a diminuição da execução de recursos públicos quando da queda de transferências. Em terceiro lugar, governos poderiam assumir déficits para assegurar a provisão de bens públicos, em especial quando se espera que a redução das transferências seja temporária.

Outra discussão igualmente importante referente ao efeito das transferências governamentais é o chamado *flypaper effect*, segundo o qual, assumindo a existência de um eleitor mediano representativo, os gastos locais seriam, em teoria, igualmente sensíveis a aumentos das transferências e a aumentos da renda pessoal local, pois um aumento em uma transferência *lump sum* representaria, para tal indivíduo, o mesmo que um aumento em sua renda privada. Contudo, as evidências providas por Gramlich (1977), Inman (1979), Fisher (1982) e Hines e Thaler (1995), para mencionar somente alguns, sugerem que transferências recebidas a partir de esferas superiores de governo exercem um efeito sobre os gastos locais proporcionalmente maior do que seria observado caso a renda privada local sofresse aumentos de mesma magnitude.

Com base nas discussões apresentadas, o objetivo deste estudo é, em primeiro lugar, averiguar se aumentos e reduções das despesas dos municípios do Brasil ocorrem de forma simétrica frente a aumentos e reduções das transferências governamentais recebidas a partir dos estados e da União. Com vistas a aprofundar essa discussão, o artigo considera elementos de natureza política como potenciais fontes de caracterização do eventual efeito assimétrico. Em segundo lugar, paralelamente à questão das transferências governamentais, há como propósito adicional procurar evidências do *flypaper effect* nos municípios brasileiros.

Apesar de já existirem no Brasil alguns trabalhos que abordam o fenômeno do *flypaper effect*,¹ há uma lacuna importante na literatura brasileira a ser preenchida quanto à forma como as despesas públicas de unidade subgovernamentais se

1. Ver, por exemplo, Cossio e Carvalho (2001) e Mattos, Rocha e Arvate (2011).

comportam em situações de aumento e queda das transferências. Esta é uma avaliação importante, pois, a partir da Constituição de 1988 (CF/1988), houve não só um aumento da responsabilidade dos governos locais quanto à provisão de serviços públicos (por meio das transferências) mas também um crescimento significativo de municípios, boa parte de porte populacional reduzido, o que aumenta o número de unidades oficialmente dependentes dos repasses governamentais. Mais recentemente, durante a crise financeira de 2008 e 2009, outro fato importante foi o crescimento das dificuldades fiscais dos municípios brasileiros em função da diminuição de arrecadação e consequente queda das transferências destinadas aos municípios.² Finalmente, nas extensões, ao incorporar fatores de natureza política, o artigo procura encontrar possíveis elementos que influenciem o efeito assimétrico dos aumentos e diminuições das transferências governamentais sobre as despesas locais. Dessa forma, com base nesses argumentos, este estudo procura não só trazer contribuições de natureza teórica como também subsídios que possam ser importantes para a formulação de políticas para a administração dos recursos públicos pelos governos locais do país.

Os resultados obtidos com esta análise corroboram a existência do *flypaper effect*, dado que os gastos locais são mais sensíveis às variações das transferências do que às variações na renda privada local. Por sua vez, embora os resultados indiquem que aumentos e quedas das transferências exercem um efeito simétrico sobre as despesas locais totais, este efeito varia significativamente, de acordo com categorias específicas de despesa, assim como varia de acordo com fatores políticos e institucionais.

Este artigo está dividido em cinco seções, incluindo esta introdução. A segunda seção apresenta uma breve revisão da literatura, ao passo que a terceira realiza uma discussão a respeito do referencial metodológico e da base de dados utilizada nos testes empíricos, cujos resultados são apresentados e discutidos na quarta seção. Por fim, a quinta seção apresenta as considerações finais.

2 REVISÃO DA LITERATURA

Conforme discutido anteriormente, este artigo procura investigar a existência do *flypaper effect* sobre os gastos públicos locais, assim como testar se estes são influenciados de forma simétrica ou assimétrica por aumentos e quedas das transferências governamentais.

Em uma das primeiras referências, com o propósito de testar a existência do efeito simétrico das transferências sobre os gastos locais, Gamkhar e Oates (1996) consideram uma amostra composta por municípios e estados americanos entre 1953 e 1991, e os resultados obtidos sugerem que o efeito é simétrico, isto é, aumentos

2. Ver reportagem intitulada *Prefeituras querem que governo crie repasse fixo do FPM de 4,2 bilhões*, disponível em: <<http://www1.folha.uol.com.br/folha/brasil/ult96u548512.shtml>>.

e quedas das receitas de transferências causam impactos sobre os gastos públicos com o mesmo sinal e magnitude. Além disso, os resultados obtidos sugerem a existência do *flypaper effect*, ou seja, o impacto das transferências governamentais sobre os gastos locais é maior que o impacto exercido pela renda privada.

Uma segunda referência é o estudo realizado por Volden (1999), que considera um painel de estados americanos entre os anos de 1965 e 1994 e tem como foco analisar os gastos assistenciais realizados por essas unidades: as evidências encontradas sugerem que a concessão desses benefícios aumentou nos momentos de incremento dos recursos recebidos por meio de transferências federais, mas não são observadas reduções desses auxílios quando ocorrem quedas das receitas.

Além deste, outro artigo com perfil semelhante ao aqui proposto é o de Levaggi e Zanola (2003), cujo propósito de encontrar evidências de que aumentos e quedas das receitas de transferências governamentais apresentam influência assimétrica sobre os gastos locais em saúde, foi alcançado por meio da análise de um painel de regiões administrativas da Itália entre os anos de 1989 e 1993.³ Os resultados obtidos por estes autores são distintos dos obtidos por Gamkhar e Oates (1996) e sugerem que um aumento nas receitas de transferências causa crescimento dos gastos em saúde, mas quando há uma queda exatamente igual destes recursos, a diminuição dos gastos é comparativamente menor, além de apontar também a existência do *flypaper effect*.

Similarmente, o artigo realizado por Heyndels (2001), ao analisar um painel de municípios belgas entre 1989 e 1996, encontra evidências do *flypaper effect*, bem como sinais de que a assimetria da reação dos gastos é de tal ordem que aumentos de transferências elevam os gastos públicos locais, mas queda das transferências diminui os dispêndios em uma magnitude comparativamente menor. Numa extensão ainda referente aos municípios belgas, Heyndels e Van Driessche (2002) analisam o efeito de choques orçamentários, comparando o efeito de quedas da receita de tributação local com o de quedas das transferências governamentais. Os resultados reafirmam o efeito assimétrico das transferências sobre os gastos, além de indicar diferentes reações dos gastos locais frente à queda das transferências e da tributação local.

O estudo realizado por Deller e Maher (2005) analisa o impacto das transferências governamentais sobre os gastos públicos executados pelas unidades locais do estado americano de Wisconsin entre os anos de 1990 e 2000. Além de encontrar evidências do *flypaper effect*, os resultados obtidos sugerem que as despesas executadas por estas unidades reagem de forma assimétrica frente aos aumentos e quedas das transferências recebidas, em linha com os resultados obtidos por Levaggi e Zanola (2003), por exemplo.

3. Mais especificamente, os autores consideram, além dos gastos totais, componentes específicos como pagamento de funcionários, medicamentos e serviços médicos, entre outros.

Já os resultados obtidos por Lago-Penás (2008), originados da análise de um painel de municípios espanhóis entre os anos de 1985 e 1995, indicam que um aumento das transferências gera um aumento dos gastos locais superior, em módulo, à redução dos gastos que ocorre quando há uma queda de mesma magnitude das transferências. Além disso, ao decompor as receitas entre transferências correntes e transferências de capital, o autor constata que o efeito assimétrico é relativamente maior para este último tipo de recurso, ou seja, parece haver mais dificuldade em diminuir os gastos municipais quando há uma queda das transferências de capital, comparativamente ao efeito que decorreria de uma mesma queda das transferências correntes. Por fim, ao incluir variáveis de natureza política, os resultados obtidos pelo autor ainda sugerem que o efeito assimétrico é mais proeminente quando o município é administrado por um partido considerado de esquerda, embora a ocorrência de anos eleitorais não afete de forma significativa a magnitude da assimetria.

3 REFERENCIAL METODOLÓGICO E DESCRIÇÃO DOS DADOS

Conforme discutido anteriormente, o objetivo deste artigo é procurar evidências de que variações nas transferências recebidas pelos municípios brasileiros exercem impactos assimétricos sobre as despesas públicas locais, assim como investigar a eventual presença do *flypaper effect*.

De forma semelhante a outros países, o sistema federativo brasileiro contempla três níveis de governo (União, estados e municípios), mas caracteriza-se por ser altamente centralizado em relação a tributação e transferência dos recursos. Em boa parte constituído ao longo do governo militar (1964-1984), que procurou centralizar a gestão fiscal, o governo federal é responsável por impostos altamente relevantes, como o Imposto sobre a Renda e Proventos de Qualquer Natureza (IR) e o Imposto sobre Produtos Industrializados (IPI), justamente os principais tributos que compõem o Fundo de Participação dos Estados (FPE) e o Fundo de Participação dos Municípios (FPM), respectivamente. Para os governos estaduais, por sua vez, os impostos mais relevantes são: o Imposto sobre Operações Relativas à Circulação de Mercadorias e sobre a Prestação de Serviços de Transporte Interestadual e Intermunicipal e de Comunicações (ICMS) e o Imposto sobre a Propriedade de Veículos Automotores (IPVA), parte dos quais também é transferida aos seus respectivos municípios. No caso dos municípios, os impostos mais relevantes são o Imposto sobre Serviços de qualquer Natureza (ISSQN) e o Imposto Predial Territorial Urbano (IPTU), entre outras contribuições locais. Em 2008, por exemplo, os impostos federais representaram aproximadamente 25% do Produto Interno Bruto (PIB), ao passo que os impostos estaduais e municipais representaram em torno de 9,2% e 1,6%, respectivamente.⁴

4. Os valores apresentados neste parágrafo foram calculados com base nos dados do Finbra, da Secretaria do Tesouro Nacional (STN).

Embora os municípios tenham autonomia para administrar seu próprio sistema tributário, nota-se que os recursos obtidos via arrecadação própria são residuais, o que faz com que, à exceção dos grandes municípios (capitais de estado, por exemplo), exista uma grande dependência das transferências governamentais. Para a cidade de São Paulo, a maior e mais rica do país, as receitas próprias representaram 42% de sua receita total, ao passo que em Aroeiras do Itaim, município localizado no Piauí com uma população inferior a 3 mil habitantes, as receitas próprias representaram menos de 1% de seu orçamento.⁵ Contudo, ao mesmo tempo em que os municípios brasileiros recebem um montante significativo de transferências a partir da União e dos governos estaduais, a CF/1988 transfere importantes funções aos governos locais, como a provisão de saúde, educação e saneamento, entre outros, de forma que, não raramente, estas áreas absorvem mais da metade do orçamento local. Estas particularidades do sistema federativo brasileiro, em que os municípios exibem capacidade limitada de arrecadação de recursos próprios, mas responsabilidades significativas quanto à provisão de serviços públicos, evidenciam a importância das transferências governamentais.

Os dados utilizados neste estudo constituem um painel de 4.846⁶ municípios entre os anos de 1989 e 2005, contemplando não só informações sobre a despesa municipal total (despesa orçamentária), mas também de três componentes específicos, quais sejam, a despesa corrente, os investimentos e uma terceira categoria aqui denominada “despesa social”, que consiste no somatório das despesas realizadas pelas funções saúde e saneamento, educação e cultura e assistência e previdência.⁷ A investigação destas quatro categorias distintas de despesa pode ser vista como uma das contribuições deste artigo, dado que o trabalho de Lago-Penás (2008) analisou somente os gastos locais totais, ao passo que o trabalho de Levaggi e Zanola (2003) buscou analisar apenas os gastos locais em saúde. Conforme será discutido na sequência do artigo, a análise de vários tipos de despesa pública provê resultados importantes para a literatura.

A especificação estimada neste artigo é bastante semelhante à utilizada por referências já existentes na literatura,⁸ e que pode ser representada pela equação (1):

5. Idem nota de rodapé 4.

6. O painel não considera todos os municípios brasileiros, uma vez que muitos dos mesmos não apresentavam valores para todos os anos pretendidos. Assim, optou-se por considerar uma amostra que fosse minimamente representativa para os propósitos deste estudo.

7. A decomposição entre despesa corrente e investimentos foi realizada porque esta divisão é representativa do horizonte de tempo (despesas de curto e de longo prazo) e do perfil (manutenção da máquina pública *versus* investimento público) associados a esses componentes do orçamento público. Ademais, as funções orçamentárias reunidas no grupo “despesa social” representam boa parte da despesa dos municípios brasileiros e estão fortemente relacionadas ao papel que a administração local muitas vezes desempenha em tais localidades, além da própria relevância política que as envolve.

8. Ver, por exemplo, os já mencionados trabalhos de Heyndels (2001), Levaggi e Zanola (2003) e Lago-Penás (2008).

$$G_{it} = \alpha + f_i + \beta.Y_{it} + \phi.TR_{it} + \gamma.(TR_{it} - TR_{it-1}).D_{it} + \\ + \psi.(TR_{it} - TR_{it-1}).(1 - D_{it}) + \sum_{h=1}^H \delta h.Xh_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

Nesta especificação, G se refere a cada uma das quatro categorias de despesa municipal; Y se refere à renda local; TR se refere às transferências governamentais (repassadas pelo governo federal e pelo respectivo governo estadual) recebidas pelos municípios; e D vem a ser uma variável *dummy* que assume o valor 1 quando há uma queda das receitas de transferências entre o ano anterior e o ano corrente (ou seja, quando $TR_{it} < TR_{it-1}$) e assume o valor 0, em caso contrário. Considera-se, adicionalmente, um conjunto de h variáveis de controle X , quais sejam, *i*) proporção de jovens (proporção da população com idade inferior a 15 anos) e *ii*) proporção de idosos (proporção da população com idade superior a 65 anos), bem como *iii*) suas respectivas taxas de urbanização e *iv*) população total (em logaritmo natural). Além destas variáveis, as estimações incluem também um termo de tendência linear e um termo de tendência quadrática, com vistas a controlar as estimações por eventuais efeitos de longo prazo existentes na amostra. Finalmente, f denota o efeito fixo de cada município e ε denota o componente de erro. Os subscritos i e t referem-se, respectivamente, a cada município e a cada ano da amostra.

A primeira hipótese a ser testada é que aumentos e quedas das transferências (entre dois anos consecutivos) exercem efeitos assimétricos sobre os gastos públicos realizados pelos municípios brasileiros. A segunda é a existência do *flypaper effect*, ou seja, as despesas municipais são mais sensíveis às transferências do que à renda privada local. Dessa forma, os quatro parâmetros mais importantes deste estudo são β , ϕ , γ e ψ . Se o *flypaper effect* for de fato observado, espera-se que ϕ seja maior do que β . Já em relação ao efeito assimétrico das transferências sobre os gastos locais, o coeficiente ϕ mensura a variação das despesas públicas municipais dada uma variação nas transferências, γ mensura o efeito da queda das receitas de transferências sobre as despesas municipais e o termo ψ mensura o efeito de aumentos de transferências – se γ e ψ forem estatisticamente iguais, existem evidências de que o efeito de aumentos e quedas das transferências governamentais sobre a despesa pública local é simétrico. É importante ressaltar que Levaggi e Zanola (2003) e Lago-Penás (2008), entre outros, não estimam o parâmetro ψ . A inclusão deste termo tem como objetivo tornar a discussão mais completa, pois o termo γ captura somente o efeito de queda das transferências, mas não o efeito de crescimento, separadamente.

Os dados de natureza fiscal foram obtidos junto ao STN, ao passo que as informações sobre a renda local foram obtidas a partir da Relação Anual de Informações Sociais (Rais), do Ministério do Trabalho e Emprego (MTE). As

informações políticas foram obtidas junto ao Tribunal Superior Eleitoral (TSE) e, por fim, os dados de natureza demográfica foram obtidos a partir do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Ressalta-se que os dados fiscais estão em valores *per capita* e deflacionados para o ano de 2008. A definição das variáveis e as estatísticas descritivas são apresentadas na tabela A.1. O gráfico B.1 mostra que a proporção dos municípios que apresentam queda nas receitas de transferências (frente ao ano anterior) varia significativamente ao longo do tempo, o que tende a tornar as estimações eficientes.

4 RESULTADOS

Esta seção apresenta e discute os resultados obtidos conforme metodologia descrita anteriormente.⁹ Os resultados apresentados são os obtidos por meio do estimador de efeitos fixos, dado que a estatística do teste de Hausman¹⁰ aponta para a consistência destes relativamente às estimações obtidas via estimador de efeitos aleatórios.¹¹

Os resultados expostos nas colunas A, B, C e D da tabela 1 são referentes às estimações nas quais as variáveis dependentes são, respectivamente, a despesa orçamentária, a despesa corrente, os investimentos e as despesas sociais. Em cada uma destas colunas, é apresentado o teste de igualdade entre γ e ψ – caso os mesmos sejam estatisticamente iguais, existem evidências de que quedas e aumentos das transferências exercem efeito simétrico sobre as despesas públicas locais.

Em primeiro lugar, os resultados indicam que as quatro categorias de despesa são positivamente associadas com as transferências – cada R\$ 1 é convertido em R\$ 0,78 de despesa total, sendo R\$ 0,61 convertido em despesa corrente, R\$ 0,15 em investimentos e R\$ 0,52 em despesas sociais. Os coeficientes referentes à renda local são também positivos, exceto para o caso dos investimentos, que apresenta um sinal negativo – dado que estes representam uma categoria particular de despesa pública, municípios com menor renda (e, possivelmente, menos desenvolvidos) provavelmente apresentam uma demanda maior por investimentos relativamente a municípios maiores, o que pode explicar esta relação negativa. Adicionalmente, municípios mais desenvolvidos muitas vezes recebem investimentos realizados diretamente do governo estadual ou federal, o que minimizaria a dependência do próprio orçamento para financiar projetos de maior prazo de maturação.

9. Para as estimações, considere as seguintes notações para a significância estatística dos coeficientes:

* = estatisticamente significativa a 10%; ** = estatisticamente significativa a 5%; e *** = estatisticamente significativa a 1%.

10. Teste de Hausman:

H_0 = o estimador de efeitos fixos e do modelo de efeitos aleatórios são ambos consistentes, mas o de efeitos aleatórios é eficiente; e H_a = só o estimador de efeitos fixos é consistente.

O teste é distribuído por meio de uma χ^2 com n (número de coeficientes estimados) graus de liberdade.

11. Os resultados obtidos por meio do método Ordinary Least Squares (OLS) e efeitos aleatórios podem ser obtidos por meio de solicitação junto ao autor.

TABELA 1

Efeitos assimétricos das transferências governamentais sobre os gastos municipais: transferências totais

	(A)	(B)	(C)	(D)
Coefficiente (desvio-padrão)	Despesa orçamentária	Despesa corrente	Investimento	Despesa social
Renda local (β)	0.01*** (0.001) [0.017]	0.01*** (0.001) [0.024]	-0.01** (0.001) [0.019]	0.01*** (0.001) [0.010]
Transferências totais (φ)	0.78*** (0.001) [0.738]	0.61*** (0.001) [0.695]	0.15*** (0.001) [0.959]	0.52*** (0.001) [0.897]
Interação positiva – transferências totais (ψ)	0.03*** (0.001)	-0.18*** (0.001)	0.21*** (0.001)	-0.06*** (0.001)
Interação negativa – transferências totais (γ)	0.02*** (0.001)	0.03*** (0.001)	-0.01** (0.001)	-0.03*** (0.001)
Jovens	-2.15*** (0.59)	0.98* (0.52)	-3.64*** (0.37)	2.45*** (0.40)
Idosos	-19.64*** (0.92)	-12.72*** (0.80)	-6.98*** (0.57)	-5.72*** (0.62)
Urbanização	-0.28** (0.12)	-0.22** (0.10)	-0.08 (0.07)	0.03 (0.08)
População	-81.89*** (5.74)	-92.45*** (5.04)	16.87*** (3.58)	12.87*** (3.89)
Tendência linear	71.89*** (0.79)	77.36*** (0.69)	-9.26*** (0.49)	28.64*** (0.54)
Tendência quadrática	-4.65*** (0.03)	-4.41*** (0.03)	-0.07*** (0.02)	-1.15*** (0.02)
Constante	995.56*** (57.25)	880.07*** (50.28)	88.61** (35.66)	-271.71*** (38.61)
R^2	0.606	0.575	0.220	0.692
Observações (N X T)	61,514	61,514	61,514	59,096
Teste $\gamma = \psi$	$F = 0.27$ Prob = 0.601	$F = 413.09$ Prob = 0.000	$F = 845.69$ Prob = 0.000	$F = 19.00$ Prob = 0.000
Teste de Hausman	Prob = 0.000	Prob = 0.000	Prob = 0.000	Prob = 0.000

Elaboração do autor.

Nota: * denota significância estatística a 10%, ** a 5% e *** a 1%.

Obs.: Desvios-padrão robustos (White) entre parênteses. Valor absoluto das elasticidades entre colchetes.

A comparação dos coeficientes referentes à renda local e às transferências governamentais sugere a existência do *flypaper effect*. Com o propósito de permitir uma investigação mais específica dos valores obtidos, são apresentados, entre colchetes, os valores absolutos das elasticidades calculadas nos valores médios da renda local e da receita de transferências governamentais. Para as despesas totais, os valores são, respectivamente, 0,017 e 0,738, sugerindo que a sensibilidade das despesas públicas

locais em relação às transferências é muito maior do que em relação à renda local. As elasticidades referentes às demais categorias de gastos reforçam esse resultado, dado não ser possível aceitar a hipótese nula de igualdade dos coeficientes mencionados, mesmo considerando níveis estatísticos inferiores a 1%.

Partindo para a investigação do efeito assimétrico das transferências fiscais, para cada uma das quatro categorias de despesa, os parâmetros referentes ao aumento e queda destes recursos são estatisticamente significantes. Para a despesa orçamentária, os resultados indicam que um aumento em R\$ 1 das transferências (relativamente ao ano anterior) causa aumento das despesas em R\$ 0,03, mas uma queda de R\$ 0,02 quando as transferências exibem uma queda de mesma magnitude. Como não se pode rejeitar a hipótese de igualdade desses coeficientes, os resultados sugerem que o efeito de quedas e aumentos das transferências sobre a despesa municipal total é simétrico.

Os resultados mais interessantes dizem respeito às despesas correntes e aos investimentos: um aumento de R\$ 1 nas transferências diminui os gastos correntes em R\$ 0,18, mas aumenta os investimentos em R\$ 0,21. Porém, há uma queda de R\$ 0,03 nos gastos correntes e um aumento de R\$ 0,01 nos investimentos caso as transferências sofram queda de igual magnitude. Para estes dois tipos de despesa, dada a rejeição da hipótese de igualdade entre ψ e γ , existem evidências de um tipo particular de assimetria, dado que as mesmas se comportam de forma diferente em momentos de aumentos e quedas das transferências, de forma a gerar uma recomposição entre gastos correntes e investimentos. Por fim, o efeito sobre os gastos sociais também é peculiar, dado que γ e ψ são ambos negativos, o que indica que um aumento unitário das transferências reduz esta categoria de despesa em R\$ 0,06, mas eleva em R\$ 0,03 quando as transferências sofrem queda unitária.¹²

No que diz respeito às variáveis de controle de natureza demográfica, observa-se que a proporção de idosos afeta as quatro categorias de despesa de forma sistematicamente negativa, ou seja, quanto maior a proporção de indivíduos com idade superior a 65 anos, menores as despesas analisadas. No caso da proporção de jovens, há uma influência negativa sobre a despesa total e os investimentos, mas positiva sobre a despesa corrente e sobre as despesas sociais. Em conjunto, estes resultados indicam que diferenças na estrutura etária da população alteram o padrão de demanda por diferentes bens e serviços públicos. Já no caso da taxa de urbanização, há uma relação negativa e estatisticamente significativa com a despesa orçamentária e com a despesa corrente, mas no caso dos investimentos e das despesas sociais, essa relação

12. É sabido que as despesas em educação – e, após a Emenda Constitucional (EC) n° 29/2000, as despesas em saúde – devem respeitar percentuais mínimos do orçamento. Se períodos de elevação das transferências coincidem com períodos de elevação da receita tributária local (hipótese esta corroborada pelos dados da amostra deste artigo), é possível que uma parcela menor da primeira e uma parcela maior da segunda sejam comprometidas com os gastos sociais. Já em momentos de queda das transferências (e queda da receita tributária local), uma parcela maior da primeira e uma parcela menor da segunda seriam comprometidas com estes gastos. Esses movimentos, que ocorreriam de modo a garantir os percentuais mínimos a serem gastos nestas funções orçamentárias, poderiam explicar o efeito assimétrico das transferências sobre os gastos sociais.

é estatisticamente nula. Por sua vez, o porte populacional tem influência positiva sobre os investimentos e os gastos sociais, mas negativa sobre a despesa orçamentária e sobre a despesa corrente. Já os termos de tendência sugerem, por um lado, uma trajetória de crescimento (a taxas decrescentes) da despesa orçamentária, bem como da despesa corrente e das despesas sociais. Por outro, contudo, indicam uma queda dos investimentos ao longo do período analisado. Esta combinação de resultados sugere uma mudança na estrutura de serviços públicos providos pelos governos locais, em que projetos que exigem maior prazo de maturação têm absorvido menos recursos orçamentários do que as despesas correntes.

4.1 Extensões¹³

Com vistas a aprofundar a análise da influência das transferências sobre as despesas municipais, são apresentadas quatro extensões. Na primeira delas, as receitas de transferências foram decompostas em dois itens, quais sejam: as transferências correntes e as transferências de capital. Esta decomposição é importante dado que as transferências correntes representam a maior parte dos recursos recebidos pelos municípios brasileiros (especialmente para os pequenos e localizados em regiões menos favorecidas do país), e seu repasse é geralmente definido por critérios exógenos.¹⁴ Por sua vez, as transferências de capital são recursos geralmente repassados de acordo com solicitações específicas dos governos locais para a realização de investimentos e outras ações com perfil distinto dos gastos correntes.

A segunda extensão inclui um novo conjunto de regressores, composto por variáveis de natureza política, em linha com algumas referências recentes como Veiga e Veiga (2007), o próprio trabalho de Lago-Penás (2008) e o de Drazen e Eslava (2010), entre outros. Este conjunto compreende: *i*) uma *dummy* denominada “ano eleitoral”, que assume o valor 1 nos anos em que ocorrem eleições municipais (1992, 1996, 2000 e 2004) e 0 nos demais anos; e *ii*) *dummies* de ideologia partidária do prefeito de cada município brasileiro. Dessa forma, a *dummy* associada aos partidos de esquerda assume o valor 1 caso o prefeito seja filiado a um partido pertencente a tal grupo ideológico (0 em caso contrário), sendo o mesmo raciocínio aplicado aos partidos de direita. Esta divisão ideológica segue a metodologia desenvolvida por Rodrigues (2002), conforme exposto no quadro do apêndice C. No entanto, como nem todos os partidos existentes na amostra foram classificados por essa referência, decidiu-se criar um grupo *ad hoc* constituído por estas agremiações, aqui denominado “outros partidos”, para o qual também foi construída uma *dummy*. Deve-se ressaltar que a *dummy* referente aos partidos de centro é excluída das estimações, sendo assim o grupo de referência do estudo.

13. A fim de simplificar a exposição, os resultados referentes às variáveis de controle não são apresentados, embora as mesmas tenham sido incluídas nas estimações. Seus resultados são semelhantes àqueles obtidos na análise das colunas A, B, C e D da tabela 1.

14. O repasse do FPM, por exemplo, é definido pelo porte populacional e pelo PIB estadual.

Como terceiro grupo de indicadores políticos, foram incluídas também duas *dummies*: uma que assume o valor 1 caso o prefeito municipal seja de um partido pertencente à coligação que elegeu o governador estadual (0 em caso contrário); e outra que assume o valor 1 caso o prefeito municipal seja de um partido pertencente à coligação que elegeu o presidente da República (0 em caso contrário).

A inclusão destas variáveis políticas permite realizar uma extensão adicional que possibilita analisar como as mesmas influenciam o efeito assimétrico de variações das transferências governamentais. A primeira modificação foi incluir um termo de interação entre a *dummy* de ano eleitoral, por um lado, e os termos associados à queda e ao aumento das transferências governamentais (ψ e γ), por outro (extensão 3). A segunda modificação foi incluir termos de interação entre as *dummies* de ideologia partidária e, novamente, os termos associados às quedas e aos aumentos das transferências (extensão 4).¹⁵ Assim, com base nestas modificações, é possível analisar o efeito de queda das transferências governamentais sobre as despesas municipais tanto especificamente nos anos eleitorais quanto considerando a forma com a qual os diferentes grupos partidários administram o orçamento público das unidades locais do país.

As extensões 1, 2, 3 e 4 podem ser representadas de acordo com as equações (2), (3), (4) e (5), respectivamente:

$$G_{it} = \alpha + f_i + \beta.Y_{it} + \phi_c.TRC_{it} + \phi_k.TRK_{it} + \gamma_c.(TRC_{it} - TRC_{it-1}).DC_{it} + \\ + \psi_c.(TRC_{it} - TRC_{it-1}).(1 - DC_{it}) + \gamma_k.(TRK_{it} - TRK_{it-1}).DK_{it} + \\ + \psi_k.(TRK_{it} - TRK_{it-1}).(1 - DK_{it}) + \sum_{h=1}^H \delta h.Xh_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

em que TRC se refere às transferências correntes, TRK às transferências de capital, $DC_{it} = 1$ se $TRC_{it} - TRC_{it-1} < 0$ (0 em caso contrário) e $DK_{it} = 1$ se $TRK_{it} - TRK_{it-1} < 0$ (0 em caso contrário).

$$G_{it} = \alpha + f_i + \beta.Y_{it} + \phi.TR_{it} + \gamma.(TR_{it} - TR_{it-1}).D_{it} + \\ + \psi.(TR_{it} - TR_{it-1}).(1 - D_{it}) + \tau.ano eleitoral_t + \theta_L.esquerda_{it} + \\ + \theta_R.direita_{it} + \theta_O.outros partidos_{it} + \\ + \omega_{MP}.alinhamento prefeito \& presidente_{it} + \\ + \omega_{MG}.alinhamento prefeito \& governador_{it} + \sum_{h=1}^H \delta h.Xh_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

15. Como não é possível decompor a receita de transferências quanto à sua origem (governo federal ou estadual), não se pôde incluir os termos de interação entre aumentos e quedas das receitas de transferências com as *dummies* de alinhamento político com os governos estadual e federal.

em que *ano eleitoral* é uma *dummy* que assume o valor 1 em anos de eleição municipal (0 em caso contrário); *esquerda*, *direita* e *outros partidos* são *dummies* indicadoras da ideologia do partido do prefeito municipal; *alinhamento prefeito & presidente* e *alinhamento prefeito & governador* são, respectivamente, *dummies* indicadoras do alinhamento partidário do prefeito municipal com o presidente da República e com seu respectivo governador estadual.

$$\begin{aligned}
 G_{it} = & \alpha + f_i + \beta.Y_{it} + \phi.TR_{it} + \gamma.(TR_{it} - TR_{it-1}).D_{it} + \\
 & + \psi.(TR_{it} - TR_{it-1}).(1 - D_{it}) + \tau.ano\ eleitoral_t + \\
 & + \theta_E.esquerda_{it} + \theta_D.direita_{it} + \theta_O.outros\ partidos_{it} + \\
 & + \omega_{pp}.alinhamento\ prefeito\ \&\ presidente_{it} + \\
 & + \omega_{PG}.alinhamento\ prefeito\ \&\ governador_{it} + \\
 & + \gamma_{ele}.(TR_{it} - TR_{it-1}).D_{it}.ano\ eleitoral_t + \\
 & + \psi_{ele}.(TR_{it} - TR_{it-1}).(1 - D_{it}).ano\ eleitoral_t + \sum_{h=1}^H \delta h.Xh_{it} + \varepsilon_{it} \quad (4)
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 G_{it} = & \alpha + f_i + \beta.Y_{it} + \phi.TR_{it} + \gamma.(TR_{it} - TR_{it-1}).D_{it} + \\
 & + \psi.(TR_{it} - TR_{it-1}).(1 - D_{it}) + \tau.ano\ eleitoral_t + \\
 & + \theta_E.esquerda_{it} + \theta_D.direita_{it} + \theta_O.outros\ partidos_{it} + \\
 & + \omega_{pp}.alinhamento\ prefeito\ \&\ presidente_{it} + \\
 & + \omega_{PG}.alinhamento\ prefeito\ \&\ governador_{it} + \\
 & + \gamma_E.(TR_{it} - TR_{it-1}).D_{it}.esquerda_{it} + \\
 & + \psi_E.(TR_{it} - TR_{it-1}).(1 - D_{it}).esquerda_{it} + \\
 & + \gamma_D.(TR_{it} - TR_{it-1}).D_{it}.direita_{it} + \\
 & + \psi_D.(TR_{it} - TR_{it-1}).(1 - D_{it}).direita_{it} + \\
 & + \gamma_O.(TR_{it} - TR_{it-1}).D_{it}.outros\ partidos_{it} + \\
 & + \psi_O.(TR_{it} - TR_{it-1}).(1 - D_{it}).outros\ partidos_{it} + \sum_{h=1}^H \delta h.Xh_{it} + \varepsilon_{it} \quad (5)
 \end{aligned}$$

Os resultados referentes à decomposição das transferências entre corrente e capital são apresentados na tabela 2: as colunas de A até D se referem, novamente, à despesa orçamentária, à despesa corrente, aos investimentos e à despesa social, respectivamente. Inicialmente, os resultados indicam que cada R\$ 1 de transferências correntes é convertido em R\$ 0,76 de despesa orçamentária, sendo R\$ 0,63 convertidos em despesas correntes, mas somente R\$ 0,11 em investimentos. Já para as transferências de capital, R\$ 0,91 é destinado para a despesa orçamentária,

mas a distribuição entre despesas correntes (R\$ 0,42) e investimentos (R\$ 0,46) parece ser mais homogênea relativamente às transferências correntes. Para as duas transferências, as despesas sociais absorvem aproximadamente metade de cada (R\$ 0,52). Todos os parâmetros são estatisticamente significantes a 1%.

Em relação ao efeito das variações das transferências, o impacto das transferências correntes sobre a despesa orçamentária parece ser simétrico, dado não ser possível rejeitar a hipótese de que os parâmetros associados aos aumentos (0,03) e quedas (0,02) dos repasses sejam estatisticamente iguais (valor-p igual a 0,436). Para as transferências de capital, por sua vez, somente o parâmetro associado às quedas é estatisticamente significativo, embora a hipótese nula de igualdade entre ψ_K e γ_K não possa ser rejeitada.

Para as despesas correntes, os termos referentes ao aumento de transferências correntes e de capital são ambos negativos e estatisticamente significantes, sugerindo uma queda destas despesas quando ocorre um aumento dos repasses. Para os termos referentes à queda das transferências, somente o coeficiente associado às transferências correntes é estatisticamente significativo, sugerindo uma queda das despesas correntes quando ocorre queda destes recursos. Contudo, dado o baixo valor-p, a hipótese nula de igualdade entre ψ_C e γ_C , assim como a hipótese de igualdade entre ψ_K e γ_K , deve ser rejeitada.

Em relação aos investimentos, somente a interação positiva das transferências correntes é positiva, sugerindo um aumento de R\$ 0,14 quando ocorre um aumento unitário daqueles recursos. Para as transferências de capital, os parâmetros apontaram que um aumento de R\$ 1 nestes recursos faz os investimentos se elevarem em R\$ 0,29, mas crescerem apenas R\$ 0,03 quando ocorre uma queda de mesma magnitude. Novamente, o baixo valor-p indica que os parâmetros associados a aumentos e quedas das transferências não são estatisticamente iguais, tanto para as transferências de capital como para as transferências correntes. Finalmente, um aumento unitário das transferências correntes e de capital faz com que os gastos sociais decresçam R\$ 0,06 e R\$ 0,03, respectivamente, mas aumentem R\$ 0,02 e R\$ 0,06 quando estas transferências sofrem uma queda unitária entre anos subsequentes.

As tabelas 3 e 4 apresentam os resultados obtidos com a inclusão das variáveis políticas. As colunas de A até D da tabela 3 sugerem que as quatro categorias de despesa analisadas se elevam em anos eleitorais – a despesa orçamentária, por exemplo, é R\$ 26,24 *per capita* maior do que em anos não eleitorais. Já em relação à ideologia política dos prefeitos, os resultados mostram que partidos de esquerda tendem a executar um menor nível de investimentos e maiores gastos sociais. Quanto aos prefeitos de partidos de direita, contudo, observa-se uma menor despesa orçamentária, resultante de um nível menor de despesas correntes. Finalmente, o alinhamento partidário entre governo local e governo estadual tende a gerar um menor nível de despesa corrente, mas um nível mais elevado de investimentos. O

alinhamento partidário local com o governo federal, por sua vez, tende a acarretar um menor nível de despesa orçamentária e de despesa corrente.¹⁶

Visando analisar o efeito das variáveis políticas sobre o efeito assimétrico das transferências sobre as despesas públicas municipais, o painel A da tabela 4 apresenta o valor das interações entre $(TR_{it} - TR_{it-1}) \cdot D_{it}$ e $(TR_{it} - TR_{it-1}) \cdot (1 - D_{it})$ com a *dummy* de ano eleitoral. O painel B apresenta o valor dos parâmetros referentes à interação dos termos $(TR_{it} - TR_{it-1}) \cdot D_{it}$ e $(TR_{it} - TR_{it-1}) \cdot (1 - D_{it})$ com as *dummies* de ideologia partidária.

De acordo com o painel A, enquanto um aumento de R\$ 1 das transferências eleva a despesa orçamentária em R\$ 0,03 em anos não eleitorais, este efeito se eleva para aproximadamente R\$ 0,06 ($0,03 + 0,03$) em anos eleitorais. E enquanto uma queda de R\$ 1 das transferências faz com que a despesa orçamentária decresça em R\$ 0,02 em anos não eleitorais, este efeito se transforma em um aumento de R\$ 0,13 ($0,02 - (-0,11)$) em anos eleitorais.

Para a despesa corrente e a despesa social, os parâmetros referentes à interação das quedas e aumentos das transferências com a *dummy* de ano eleitoral são estatisticamente significantes, sugerindo que o efeito assimétrico também varia de acordo com o calendário eleitoral: para ambos os tipos de despesa pública local, o efeito é similar ao observado no caso da despesa orçamentária. Já o efeito assimétrico sobre os investimentos parece não diferir entre anos em que ocorrem e anos em que não ocorrem eleições locais, uma vez que a interação da *dummy* de ano eleitoral com os termos referentes a aumentos e quedas das transferências é estatisticamente nula.

Em relação aos grupos partidários, os resultados apresentados no painel B da tabela 4 evidenciam que o efeito assimétrico das transferências sobre a despesa orçamentária é mais pronunciado caso o prefeito seja membro de um partido de direita: para a despesa orçamentária e os investimentos, os efeitos de aumentos e quedas de transferências parecem ambos diferir em relação aos partidos de centro, dada a significância estatística destes parâmetros. Em relação às despesas correntes e sociais, por sua vez, somente o efeito de aumentos ($-0,06$) e quedas ($-0,03$) dos repasses são, respectivamente, estatisticamente diferentes de zero. Para os partidos de esquerda, o efeito é observado no caso da despesa social, já que tanto os efeitos de aumento como de queda das transferências são estatisticamente não nulos. Por fim, para os investimentos, somente a influência de aumentos de transferências ($-0,03$) é estatisticamente significativa aos níveis usualmente aceitos.

16. Uma possível explicação do efeito negativo das transferências sobre alguns gastos é que as despesas locais podem estar sendo substituídas por execuções diretas de recursos por parte do governo estadual ou federal caso ocorra o alinhamento partidário, ou seja, os sinais negativos não necessariamente implicam uma menor provisão de serviços públicos nos municípios. Esta é, contudo, apenas uma hipótese, visto que sua corroboração dependeria da análise dos recursos empenhados diretamente pelos estados e pelo governo federal em cada município brasileiro, dados estes não disponibilizados nem pelo Tesouro Nacional, nem pelos órgãos estaduais equivalentes.

TABELA 2

Efeitos assimétricos das transferências governamentais sobre os gastos municipais: transferências correntes e de capital

	(A)	(B)	(C)	(D)
Coefficiente (desvio-padrão)	Despesa orçamentária	Despesa corrente	Investimento	Despesa social
Renda local (β)	0.01*** (0.001)	0.01*** (0.001)	-0.01 (0.01)	0.01*** (0.001)
Transferências correntes (φ_c)	0.76*** (0.001)	0.63*** (0.001)	0.11*** (0.001)	0.52*** (0.001)
Transferências de capital (φ_k)	0.91*** (0.02)	0.42*** (0.001)	0.46*** (0.001)	0.52*** (0.001)
Interação positiva – transferências correntes (ψ_c)	0.03*** (0.001)	-0.11*** (0.001)	0.14*** (0.001)	-0.06*** (0.001)
Interação negativa – transferências correntes (γ_c)	0.02** (0.001)	0.02* (0.001)	0.01 (0.01)	-0.02*** (0.001)
Interação positiva – transferências de capital (ψ_k)	-0.02 (0.02)	-0.32*** (0.02)	0.29*** (0.001)	-0.03** (0.001)
Interação negativa – transferências correntes (γ_k)	-0.04*** (0.001)	-0.01 (0.01)	-0.03*** (0.001)	-0.06*** (0.001)
Variáveis de controle ¹	Sim	Sim	Sim	Sim
R^2	0.607	0.584	0.281	0.692
Observações (N X T)	61,514	61,514	61,514	59,096
Teste $\gamma_c = \psi_c$	$F = 0.61$ Prob = 0.436	$F = 101.15$ Prob = 0.000	$F = 270.68$ Prob = 0.000	$F = 19.92$ Prob = 0.000
Teste $\gamma_k = \psi_k$	$F = 1.11$ Prob = 0.292	$F = 183.37$ Prob = 0.000	$F = 403.27$ Prob = 0.000	$F = 3.52$ Prob = 0.060
Teste de Hausman	Prob = 0.000	Prob = 0.000	Prob = 0.000	Prob = 0.000

Elaboração do autor.

Notas: ¹Variáveis de controle são proporção de jovens e de idosos, taxa de urbanização, população municipal (em logaritmo natural), tendência linear e quadrática.

* denota significância a 10%, ** a 5% e *** a 1%.

Obs.: Desvios-padrão robustos (White) entre parênteses.

TABELA 3

Efeitos assimétricos das transferências governamentais sobre os gastos municipais: variáveis políticas

Coeficiente (desvio-padrão)	(A)	(B)	(C)	(D)
	Despesa orçamentária	Despesa corrente	Investimento	Despesa social
Renda local (β)	0.01*** (0.001)	0.01*** (0.001)	-0.01* (0.001)	0.01*** (0.001)
Transferências totais (ϕ)	0.78*** (0.001)	0.61*** (0.001)	0.15*** (0.001)	0.52*** (0.001)
Interação positiva – transferências totais (ψ)	0.04*** (0.001)	-0.17*** (0.001)	0.21*** (0.001)	-0.05*** (0.001)
Interação negativa – transferências totais (γ)	0.01 (0.01)	0.02*** (0.001)	-0.01*** (0.001)	-0.04*** (0.001)
<i>Dummy</i> ano eleitoral	26.24*** (1.37)	21.14*** (1.20)	6.83*** (0.85)	17.59*** (0.91)
Esquerda	-3.81 (2.38)	0.92 (2.09)	-4.77*** (1.49)	3.53** (1.59)
Direita	-4.54*** (1.63)	-6.29*** (1.43)	1.34 (1.02)	1.30 (1.09)
Outros partidos	-8.55*** (2.93)	-8.19*** (2.58)	0.02 (1.83)	2.39 (1.95)
Alinhamento político prefeito e presidente	-5.33*** (1.56)	-4.55*** (1.37)	-0.58 (0.98)	1.35 (1.04)
Alinhamento político prefeito e governador	-0.46 (1.36)	-3.59*** (1.19)	3.26*** (0.85)	0.58 (0.91)
Variáveis de controle ¹	Sim	Sim	Sim	Sim
R^2	0.609	0.577	0.222	0.694
Observações (N X T)	61,514	61,514	61,514	59,096
Teste de Hausman	Prob = 0.000	Prob = 0.000	Prob = 0.000	Prob = 0.000

Elaboração do autor.

Notas: ¹Variáveis de controle são proporção de jovens e de idosos, taxa de urbanização, população municipal (em logaritmo natural), tendência linear e quadrática.

* denota significância estatística a 10%, ** a 5% e *** a 1%.

Obs.: Desvios-padrão robustos (White) entre parênteses.

TABELA 4

Efeitos assimétricos das transferências governamentais sobre os gastos municipais: interação com variáveis políticas

Coeficiente (desvio-padrão)	Painel A			Painel B		
	Despesa orçamentária	Despesa corrente	Investimento	Despesa social	Despesa orçamentária	Despesa corrente
Renda local (β)	0.01*** (0.001)	0.01*** (0.001)	-0.01* (0.001)	0.01*** (0.001)	0.01*** (0.001)	-0.01* (0.001)
Transferências totais (η)	0.78*** (0.001)	0.61*** (0.001)	0.15*** (0.001)	0.52*** (0.001)	0.78*** (0.001)	0.61*** (0.001)
Interação positiva – transferências totais (ν)	0.03*** (0.001)	-0.18*** (0.001)	0.21*** (0.001)	-0.06*** (0.001)	0.07*** (0.001)	-0.15*** (0.001)
Interação negativa – transferências totais (γ)	0.02*** (0.001)	0.04*** (0.001)	-0.02*** (0.001)	-0.03*** (0.001)	0.02** (0.001)	0.02* (0.001)
Dummy ano eleitoral	21.80*** (1.71)	15.77*** (1.50)	6.85*** (1.07)	15.22*** (1.14)	26.24*** (1.37)	21.12*** (1.20)
Esquerda	-3.95* (2.38)	0.76 (2.09)	-4.77*** (1.49)	3.50** (1.59)	-2.76 (2.93)	0.81 (2.57)
Direita	-4.48*** (1.63)	-6.23*** (1.43)	1.34 (1.02)	1.33 (1.09)	-0.97 (1.96)	-2.35 (1.72)
Outros partidos	-8.55*** (2.93)	-8.18*** (2.57)	0.02 (1.83)	2.39 (1.95)	-7.63** (3.78)	-4.95 (3.32)
Alinhamento político prefeito e presidente	-5.54*** (1.56)	-4.79*** (1.37)	-0.58 (0.98)	1.25 (1.04)	-5.10*** (1.56)	-4.29*** (1.37)
Alinhamento político prefeito e governador	-0.52 (1.36)	-3.64*** (1.19)	3.26*** (0.85)	0.58 (0.91)	-1.06 (1.36)	-3.24 (0.98)
Interação positiva – transferências totais x dummy ano eleitoral	0.03** (0.001)	0.04*** (0.001)	-0.01 (0.01)	0.02*** (0.001)	3.05*** (0.85)	-0.57 (0.85)

(Continua)

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este artigo procurou discutir duas importantes questões referentes ao federalismo fiscal brasileiro. Em primeiro lugar, e com maior ênfase, o objetivo foi procurar evidências de que aumentos e quedas das transferências governamentais recebidas pelos municípios brasileiros apresentam influência assimétrica sobre as despesas públicas locais. Em segundo lugar, o artigo também teve como objetivo procurar evidências do chamado *flypaper effect*, ou seja, verificar se a influência das transferências governamentais sobre as despesas públicas dos municípios brasileiros é relativamente maior que a influência exercida pela renda local. Para atingir estes objetivos, o estudo considerou um painel composto por mais de 4.500 municípios entre os anos de 1989 e 2005.

Em primeiro lugar, e em linha com o artigo de Mattos, Rocha e Arvate (2011), por exemplo, os resultados obtidos corroboram o *flypaper effect*, uma vez que a sensibilidade dos gastos públicos municipais frente a aumentos da renda local parece ser comparativamente menor do que a sensibilidade associada a aumentos das receitas de transferências governamentais. O fato de o federalismo fiscal brasileiro ser caracterizado por uma grande responsabilidade dos municípios quanto à provisão de serviços públicos e, ao mesmo tempo, por uma grande dependência das transferências recebidas do governo central e estadual, pode explicar a significativa magnitude do *flypaper effect* no Brasil.¹⁷ Esse resultado parece ser reforçado quando se considera que aproximadamente 70% dos municípios brasileiros têm uma população inferior a 20 mil habitantes, ou seja, municípios pequenos e com uma base tributária própria limitada, em que as transferências representam a única fonte estável de recursos.

A segunda contribuição provida por este estudo se refere à análise do efeito assimétrico das transferências sobre os gastos públicos locais. Os resultados não só indicam que aumentos e quedas dos repasses exercem um efeito simétrico sobre a despesa orçamentária mas também que, quando decompostos em despesa corrente e investimentos, o efeito assimétrico vigora de tal forma que aumentos e quedas das transferências tendem a causar um efeito recomposição entre estas duas categorias de despesa pública. Como os gastos correntes e os investimentos exibem características e objetivos distintos, o efeito assimétrico tende, inclusive, a alterar o padrão de serviços e bens públicos providos pela administração local.

As extensões proveram resultados adicionais importantes sobre o efeito assimétrico das transferências. Em primeiro lugar, a decomposição entre transferências correntes e de capital mostrou que estas duas fontes distintas de repasses exercem padrões distintos de assimetria, isto é, o efeito assimétrico sobre os gastos locais varia não só de acordo

17. Comparativamente ao estudo de Levaggi e Zanola (2003), por exemplo, a magnitude desse efeito parece ser maior no Brasil do que na Itália. A comparação do caso brasileiro com as demais referências apresentadas neste artigo não pode ser realizada, pois nestas não são apresentadas as elasticidades dos gastos locais em relação à renda local e às transferências.

com aumentos e quedas das transferências ou com diferentes categorias de despesa mas também de acordo com as próprias características dos repasses. Em segundo lugar, o efeito assimétrico também parece não só variar de acordo com o calendário eleitoral como também com a ideologia política do chefe do Executivo local: em anos eleitorais, o efeito positivo do aumento das transferências sobre os gastos locais é maior do que em anos não eleitorais, uma evidência em linha com a ideia de que, em períodos eleitorais, políticos possuem um incentivo maior a aumentar a provisão de serviços públicos com vistas a ampliar tanto seu capital político quanto suas chances de permanência no poder. Já em relação à ideologia política, os resultados sugerem que o efeito assimétrico tende a ser mais pronunciado quando o município está sob gestão de um partido de direita, apontando assim que a questão ideológica parece influenciar a gestão do orçamento público local. Dessa forma, a totalidade desses resultados revela que a gestão local dos recursos obtidos junto ao governo federal e junto aos governos estaduais é influenciada por uma série de elementos singulares, cujo conhecimento e análise são de significativa relevância neste contexto.

ABSTRACT

By evaluating a panel of Brazilian municipalities from 1989 to 2005, this paper investigates, firstly, whether increases and decreases in transfers received by local governments exert a symmetric influence on the level of local public expenditures. Secondly, the paper intends to find empirical evidence regarding the flypaper effect. The results do not only suggest that increases and decreases of grants exert asymmetrical influence on expenditures executed by Brazilian municipalities, but also indicate that this effect promotes a recomposition between current expenditures and investments. Furthermore, this effect also varies according to political factors. Finally, the results also suggest that public expenditures of Brazilian local governments are more sensitive to increases in transfers than to equivalent increases in local income.

Keywords: Brazilian municipalities; panel data; government transfers; flypaper effect.

REFERÊNCIAS

- COSSIO, Fernando Andrés Blanco; CARVALHO, Leonardo Mello de. Os efeitos expansivos das transferências intergovernamentais e transbordamentos espaciais de despesas públicas: evidências para os municípios brasileiros – 1996. **Pesquisa e planejamento econômico**, Rio de Janeiro, v. 31, n. 1, p. 75-124, 2001.
- DELLER, Steven C.; MAHER, Craig S. A model of asymmetries in the flypaper effect. **Publius: the journal of federalism**, v. 36, n. 2, p. 213-229, 2005.
- DRAZEN, Allan; ESLAVA, Marcela. Electoral manipulation via voter-friendly spending: theory and evidence. **Journal of development economics**, v. 92, n. 1, p. 39-52, 2010.
- FISHER, Ronald. Income and grant effects on local expenditures: the flypaper effect and other difficulties. **Journal of urban economics**, v. 12, p. 324-345, 1982.
- GAMKHAR, Shama; OATES, Wallace. Asymmetries in the response to increases and decreases in intergovernmental grants: some empirical findings. **National tax journal**, v. 49, n. 4, p. 501-512, 1996.

GRAMLICH, Edward. Intergovernmental grants: a review of the empirical literature. *In*: OATES, W. E. (Ed.). **The political economy of federalism**. Lexington, MA: Lexington Books, 1977. p. 219-240.

HEYNDELS, Bruno. Asymmetries in the flypaper effect: empirical evidence for the Flemish municipalities. **Applied economics**, v. 33, p. 1.329-1.334, 2001.

HEYNDELS, Bruno; VAN DRIESSCHE, Frank. How municipalities react to budgetary windfalls. **Economics of governance**, v. 3, p. 211-226, 2002.

HINES, James; THALER, Richard. Anomalies: the flypaper effect. **Journal of economic perspectives**, v. 9, p. 217-226, 1995.

INMAN, Robert. The fiscal performance of local governments: an interpretative review. *In*: MIESZKOWSKI, Peter; STRASZHEIM, Mahlon (Ed.). **Current issues in urban economics**. Baltimore: Johns Hopkins Press, 1979. p. 270-321.

LAGO-PENÁS, Santiago. Local governments asymmetric reactions to grants: causes and consequences. **Public finance review**, v. 36, n. 2, p. 219-235, 2008.

LEVAGGI, Rosella; ZANOLA, Roberto. Flypaper effect and sluggishness: evidence from regional health expenditure in Italy. **International tax and public finance**, v. 10, n. 5, p. 535-547, 2003.

MATTOS, Enlinson; ROCHA, Fabiana; ARVATE, Paulo Roberto. Flypaper effect revisited: evidence for tax collection efficiency in Brazilian municipalities. **Estudos econômicos**, v. 41, n. 2, p. 239-267, 2011.

RODRIGUES, Leôncio Martins. **Partidos, ideologia e composição social**: um estudo das bancadas partidárias na Câmara dos Deputados. São Paulo: EDUSP, 2002.

VEIGA, Linda Gonçalves; VEIGA, Francisco José. Political business cycles at the municipal level. **Public choice**, v. 131, p. 45-64, 2007.

VOLDEN, Craig. Asymmetric effects of intergovernmental grants: analysis and implications for U.S. welfare policy. **Publius: the journal of federalism**, v. 29, n. 3, p. 51-73, 1999.

(Originais submetidos em junho de 2012. Última versão recebida em março de 2013.
Aprovada em julho de 2013.)

APÊNDICE A

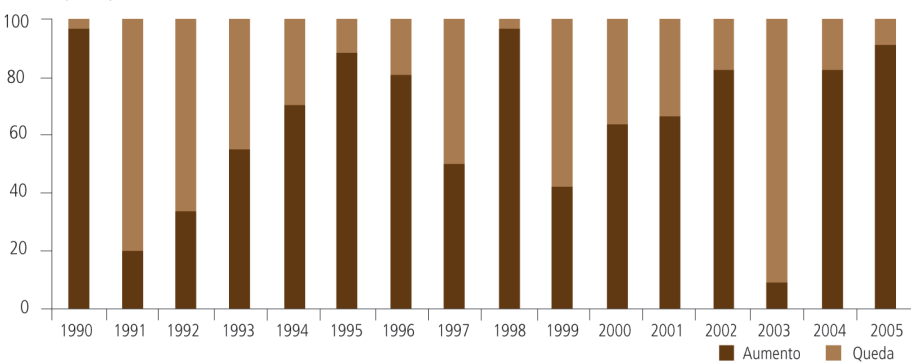
TABELA A.1
Estatísticas descritivas

Variável	Observações	Média	Desvio-padrão relativo (%)
Despesa orçamentária <i>per capita</i>	67.339	785,69	60,44
Despesa corrente <i>per capita</i>	67.339	647,49	60,02
Investimento <i>per capita</i>	67.339	121,83	110,17
Despesa social <i>per capita</i>	60.799	446,81	60,64
Receita total de transferências <i>per capita</i>	67.339	744,76	61,90
Receita de transferências correntes <i>per capita</i>	67.339	704,87	63,58
Receita de transferências de capital <i>per capita</i>	67.339	39,89	178,39
PIB municipal <i>per capita</i>	63.886	8.671,77	104,18
Proporção de jovens	67.339	32,34	18,03
Proporção de idosos	67.339	5,51	30,49
Taxa de urbanização	67.339	59,00	40,20
Logaritmo da população total	67.339	9,41	12,01

Elaboração do autor.

APÊNDICE B

GRÁFICO B.1
Distribuição dos municípios: aumentos e quedas de transferências
(Em %)



Elaboração do autor.

APÊNDICE C

QUADRO C.1
Partidos políticos, conforme Rodrigues (2002)

Esquerda	Centro	Direita
PT	PMDB	PFL
PDT	PSDB	PPB
PSB	PTB	PL
PC do B		PSD
PPS		PSC
PMN		Prona
PV		PSL

Fonte: Rodrigues (2002).

FUNÇÃO DE CAPITAL HUMANO DOS ESTADOS BRASILEIROS: RETORNOS CRESCENTES OU DECRESCENTES DA EDUCAÇÃO?*

Joilson Dias**

Waleska de Fátima Monteiro***

Maria Helena Ambrosio Dias****

Letícia Xander Russo*****

O objetivo deste artigo é estimar as funções de capital humano dos estados brasileiros. As estimativas de uma função contínua, baseadas no modelo teórico apresentado, visam obter as taxas de retornos de cada nível de escolaridade, por sexo e individualizadas por estado. O modelo teórico estabelece a possibilidade de existência de retorno crescente, sendo que as estimativas são capazes de verificar a partir de que nível de escolaridade o retorno se torna crescente (*threshold effect*). Os principais resultados indicam que, em nível de Brasil, a taxa de retorno da escolaridade se torna crescente a partir de 4,7 anos de escolaridade no agregado; quando considerado individualizado o cálculo para os sexos feminino ou masculino, a taxa de retorno se torna crescente a partir de 4,6 anos de escolaridade. Nas regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste, todos os estados apresentaram retornos crescentes. Na região Nordeste, apenas Alagoas indicou que sua taxa de retorno da educação é constante; enquanto a região Norte foi a que apresentou maior quantidade de estados com taxa de retorno constante, sendo eles: Amapá, Rondônia e Roraima. Como resultado geral, as estimativas do modelo teórico informam que a taxa de retorno é crescente no Brasil e para grande parte dos estados brasileiros a partir dos quatro anos de escolaridade. No entanto, a taxa de retorno para o primeiro ano de escolaridade (alfabetizado) é algo próximo de 9,5%, esta então declina para os graus de escolaridades seguintes e retorna a este mesmo patamar após a conclusão do segundo grau. Este importante resultado pode explicar a não continuidade dos estudos por parte dos indivíduos pelo fato de os ganhos adicionais por ano de escolaridade não serem suficientes para cobrir custos não aparentes, mas que são percebidos pelos indivíduos; custos estes não estudados neste artigo. Como resultado principal, o modelo teórico e suas estimativas indicam que os retornos crescentes são originados a partir da obtenção de graus mais elevados de educação, especialmente a conclusão do segundo e terceiro graus. Portanto, políticas que incentivam a conclusão destes níveis são bem-vindas de acordo com estes resultados.

Palavras-chave: retorno da escolaridade; modelo não linear; método de Heckman; capital humano.

JEL: E24; O15; O47.

* Os autores agradecem o apoio recebido do Capes, Ipea, CNPq e da Fundação Araucária.

** Professor titular do Departamento de Economia da Universidade Estadual de Maringá. *E-mail:* jdias@uem.br.

*** Doutoranda em Ciências Econômicas pela Universidade de Brasília. *E-mail:* wfmonteiro05@gmail.com

**** Professora titular do Departamento de Economia da Universidade Estadual de Maringá. *E-mail:* mhadias@uem.br.

***** Mestre em Economia pela Universidade Estadual de Maringá. *E-mail:* leticia_xr@hotmail.com

1 INTRODUÇÃO

A construção de estoques de capital humano a partir dos níveis de escolaridade presentes no censo populacional no Brasil foi realizada pelo Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea)¹ para os anos de 1980, 1991 e 2000. Na construção destes estoques foram utilizadas as taxas de retornos das escolaridades estimadas por Lam e Schoeni (1993) para o Brasil como um todo. Portanto, entende-se que os coeficientes estimados estão defasados, além de não diferirem por estados e por sexo.² Assim, o ponto principal envolto nas estimativas, além da atualização dos coeficientes *per se*, está relacionado às taxas de retornos das escolaridades se estas são: crescentes ou não e se diferem ou não por estado, questões ainda em aberto na literatura.

De acordo com Dias e McDermott (2012), a presença de retornos crescentes devido a maiores níveis de educação nos países está associada à existência ou não de um mecanismo de estímulo endógeno à acumulação de capital humano. Segundo os autores, a acumulação de capital humano em nível individual obedece a duas fases econômicas. A primeira, em que a acumulação de capital gera retornos decrescentes ou constantes em níveis individuais, refletindo no agregado a baixa contribuição da educação para o crescimento da produtividade da economia. Neste caso, o mecanismo de estímulo endógeno do mercado para o capital humano ainda não está presente e ainda não traz retornos atrativos para o capital humano em nível de indivíduo. A segunda fase ocorre quando se observam nos mercados taxas de retornos crescentes da educação em nível individual, resultantes ou não do capital humano agregado, conforme proposto por Lucas (1988) e Romer (1990). Este efeito da passagem, ainda segundo os autores, não é contínuo, pois existe o chamado efeito *threshold* do nível de educação. Ou seja, a partir de um determinado nível médio de educação da população, começa a se observar a presença de retornos crescentes em nível individual. O nível de *threshold* agregado foi estimado para os países em 4,5 anos médios de escolaridade, com desvio-padrão de 2,5 anos.

Portanto, testar a presença desse importante mecanismo endógeno, que atinge o nível individual nos mercados de capital humano, equivale a aprender em que estágio as economias dos estados se encontram. E mais, significa identificar se estas economias possuem ou não um mecanismo endógeno de estímulo à acumulação

1. Ver: <www.ipeadat.gov.br>. Valor esperado presente dos rendimentos anuais – descontados a 10% ao ano (a.a.) – associados à escolaridade e experiência (idade) da população em idade ativa (PIA) (15 a 65 anos). O estoque de capital humano é calculado pela diferença entre o rendimento obtido no mercado de trabalho e a estimativa daquele obtido por um trabalhador sem escolaridade e experiência. Para se calcular os rendimentos futuros esperados, utilizam-se os coeficientes de retorno à educação e à experiência, ambos estimados pelos dados dos Censos Demográficos para os anos 1980, 1991 e 2000 e da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) – ambos do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) – nos demais anos do período 1981-1999, deflacionados pelo Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA).

2. Embora alguns trabalhos brasileiros considerem as estimativas separando por gênero, como Resende e Wyllie (2006), tais estudos são realizados apenas em nível de Brasil.

de capital humano, ou, ainda, se possui um mercado que privilegia capital humano com mais escolaridade.

Neste trabalho, o objetivo é avançar nos dois aspectos mencionados acima: primeiro, oferecer novas estimativas de coeficientes que permitam a construção de estoques de capital humano por estado; e, segundo, verificar a presença ou não de retornos crescentes da educação para os estados e a partir de que grau de escolaridade estes retornos crescentes ocorrem tanto para o sexo feminino como para o masculino.

Assim, o artigo está dividido da seguinte forma. Além desta introdução, na seção 2, a revisão de literatura enfatiza a participação do capital humano nos retornos e sua contribuição para a geração de crescimento econômico de forma sustentada, com foco em estimativas empíricas realizadas com dados brasileiros. A seção 3 aborda a questão teórica dos retornos crescentes do capital humano e analisa qual o modelo a ser seguido nas estimativas. A seção 4 trata dos dados e das técnicas de estimativas. Por fim, a última seção apresenta as considerações finais.

2 ESTIMATIVAS EMPÍRICAS DE RETORNOS À ESCOLARIDADE NO BRASIL

O estudo sobre retornos devido ao investimento em capital humano foi iniciado por Mincer (1958, 1974). O autor propôs modelos de como calcular as taxas de retornos sociais e privadas e formas como estas poderiam ser aferidas a partir de uma equação de salários. A partir de seu estudo de 1974, vários trabalhos se dedicaram a estimar seu modelo, que aponta que a taxa de retorno da educação é linear. Um resumo internacional desse esforço, apresentado em Psacharopoulos (1994), demonstrou que linearidade não era um fator comum. Os resultados em geral indicavam que os retornos à escolaridade diferiam consideravelmente entre as nações, no entanto, o fator importante encontrado era que as taxas de retornos da escolaridade se apresentavam decrescentes para níveis superiores da educação. Ou seja, as taxas de retornos para a educação básica, até quatro anos de escolaridade, possuíam retornos superiores aos níveis de escolaridade secundária e terciária.

Diferentemente dos demais países, Psacharopoulos (1987) observou que os retornos da educação para o Brasil não obedeciam ao padrão internacional de ser decrescente; eram crescentes por nível de escolaridade de acordo com os dados do Censo de 1980. A taxa de retorno média da escolaridade estimada para o Brasil foi de 15%. As taxas marginais de retorno (incrementos adicionais à taxa média), para cada ano adicional, em relação ao primário, eram de 0,4%; no nível secundário, os incrementos marginais eram de 1,53%; e, no terciário, os incrementos médios subiam para 2,4% por ano de escolaridade adicional.

Esse diferencial nos retornos da escolaridade do Brasil em relação aos demais países fez com que Psacharopoulos (1987) estimasse também os retornos da

escolaridade por segmento educacional de forma agregada. No nível superior, os retornos marginais por área vocacional, no Brasil, diferiam: enquanto, na engenharia, a taxa de retorno por ano de escolaridade adicional era de 2,8%, na área social era de 2,0%. Em todos os casos, o Brasil apresentava taxas de retornos crescentes e elevadas.

No entanto, retornos crescentes dos níveis de escolaridade não prevaleceram no estudo realizado por Leal e Werlang (1991). Os autores utilizaram dados das PNADs de 1976 a 1989, dividindo-os em grupos de períodos para avaliação do retorno da escolaridade no Brasil. As estimativas de uma função *spline* minceriana resultaram em retornos decrescentes. A taxa média de retorno para o período 1986-1989 foi de 16% para o primário, de 8,4% para o ginásio, de 16,8% para o secundário e de 15,6% para o nível superior. Se for considerada somente a taxa de retorno do secundário e do superior, medidos em relação ao ensino fundamental, há retornos crescentes.

Estimativas usando a PNAD 1982 foram realizadas por Lam e Schoeni (1993). Os resultados obtidos foram taxas de retornos crescentes, mesmo quando controlados por variáveis omitidas, especialmente as representativas do estoque de capital humano das famílias ou suas características intrínsecas. Controlando para as características da família, a taxa média de retorno ficou entre 12% e 14%. No entanto, para os indivíduos que têm pais com educação de nível superior, esta taxa aumenta em até 35%, ou seja, $1,35 \times 14\%$ equivaleria a 18,9%. As taxas de retornos marginais por ano de escolaridade adicional foram estimadas em 0,23% para o primeiro ano e de 2,8% para dezessete anos de escolaridade. As taxas de retornos marginais médias por ano, considerando o sistema atual de ensino, seriam: *i*) ensino fundamental, 0,83%; *ii*) ensino médio, 1,59%; e *iii*) ensino superior, 2,44%. Portanto, as taxas de retornos da educação aumentariam de forma crescente com graus de escolaridade superiores.

Uma avaliação para um período mais longo foi realizada por Blom, Holm-Nielsen e Verner (2001). As estimativas foram feitas com base nos dados da PNAD para o período 1982-1998. O principal resultado dos autores está associado a uma mudança nas taxas de retorno que favoreceu a convexidade dos retornos, ou seja, tornaram-se crescentes. Segundo os autores, enquanto as taxas médias de retornos caíram no período, para o primário em 26%, para o ginásio em 35% e para o secundário em 8%, a terciária aumentou em 24%. Nesse período, então, houve uma mudança estrutural nas taxas de retorno da escolaridade, favorecendo a acumulação de capital humano em nível terciário. Portanto, esta mudança estrutural pode indicar a presença do mecanismo endógeno no mercado de trabalho que age como estímulo à acumulação de capital humano na visão de Dias e McDermott (2012).

Os estudos anteriores não consideravam os problemas de viés de seleção propostos por Heckman, Layne-Farrar e Todd (1996). As estimativas para o Brasil usando essa técnica iniciaram com o trabalho de Kassouf (1998). Considerar

especificações para o setor formal e informal fez com que essas taxas diferissem completamente. A estimativa para o masculino, no setor formal, foi de 19,1%, e no informal, 6,2%. O feminino, no setor formal, possui taxa de retorno média de 21,9%, e no informal, 14,5%. Este estudo diferiu dos anteriores por usar a base de dados da Pesquisa Nacional da Saúde e Nutrição e uma função minceriana linear.

Os trabalhos posteriores, utilizando a mesma forma de correção de viés de seleção e estimando coeficientes lineares, foram realizados por Loureiro e Galvão (2001), Sachsida, Loureiro e Mendonça (2004) e Resende e Wyllie (2006), entre outros.³ Resende e Wyllie (2006) fizeram uma excelente revisão dos trabalhos anteriores e inovaram ao utilizar uma base de dados diferenciada, que é a Pesquisa sobre Padrão de Vida, e ao estimar de forma não linear. Os resultados mostraram que as taxas de retornos corrigidas para masculino e feminino foram 12,6% e 15,9%, respectivamente. Os retornos foram decrescentes para ambos.

O trabalho realizado por Monteiro (2009) estimou as taxas de retornos da educação no Brasil para um período mais recente, 2003-2007, com emprego de dados da PNAD. Os resultados demonstram que nesse período houve retornos crescentes, mas os níveis desses retornos vêm diminuindo para as classes de categoria inferior, tendo reduzido de 21% para 12% em média. No entanto, as estimativas não consideraram características observadas dos indivíduos e isso fez com que as taxas de retorno obtidas possam ter sido superestimadas; por exemplo, para o ano de 2007 foram: primário, 10%; ensino médio, 18%; e ensino superior, 42%.

Entre os estudos para estados específicos, usando a correção proposta por Heckman, destacam-se os trabalhos de Sachsida, Loureiro e Mendonça (2004), Sampaio (2007) e Van Zaist, Nakabashi e Salvato (2008), que utilizam dados da PNAD para o estado do Paraná, porém com períodos diferentes. Para efeito de simplificação, serão comparados somente os resultados do primeiro e do último autor. No caso do primeiro, as taxas de retorno do primário passam de 12,8% por ano, para ligeiramente acima de 14,0%, para os níveis ensino fundamental em diante. Esse efeito *threshold* somente é observado, na passagem do ensino secundário para o terciário, no último autor, em que a taxa de retorno do secundário é 11% e a do nível superior 40%. No entanto, todos indicam a existência de retornos crescentes, mas que não foram devidamente explorados em seus estudos. Portanto, em geral, esses estudos apresentam taxas muito parecidas e bastante elevadas para o ensino superior, indicando possível omissão de informações individuais.

Paralelamente a esses estudos, existem os que utilizam o conceito de Taxa Interna de Retorno (TIR). O artigo de referência inicial é o de Langoni (1973),

3. Entre outros trabalhos, destacam-se os realizados por Soares e Gonzaga (1999) e Ueda e Hoffmann (2002). O primeiro artigo utilizou *switching – regressions* para obter o coeficiente de retorno da escolaridade; e o segundo aplicou variáveis instrumentais como forma de minimizar os efeitos de vieses de seleção.

com dados do Censo de 1970. A recente retomada dessa técnica tem por base o argumento de que o cálculo da TIR seria mais apropriado para refletir o retorno da escolaridade, enquanto os coeficientes mincerianos deveriam ser interpretados como preços marginais da educação. A TIR somente é possível de ser obtida se forem considerados os custos da educação. Como regra para o cômputo dos custos da educação, considera-se a participação destes na Pesquisa de Orçamento Familiar (POF). Os estudos recentes que utilizam essa técnica são os de Holanda-Filho e Pessoa (2008) e Moura (2008).

Para melhor explicitar as diferenças entre as estimativas mincerianas e a TIR será seguida a excelente exposição de Moura (2008). Em seu artigo, o autor avaliou as duas, usando os dados da PNAD para o período de 1992 a 2004.⁴ A primeira hipótese testada foi a da linearidade no nível educacional, imposta pelo modelo original de Mincer (1974). Os testes de especificação indicaram que os retornos não são lineares em relação ao nível educacional ou capital humano.

Outro aspecto interessante testado pelo autor foi com relação às hipóteses implícitas presentes nas estimativas mincerianas, que podem ser resumidas em duas: *i*) as pessoas primeiramente se educam e depois buscam o mercado de trabalho; e *ii*) os custos associados à educação são negligenciáveis. Segundo Moura (2008), estas hipóteses poderiam introduzir vieses no processo de estimação minceriana em função de, no Brasil, existir uma porcentagem de pessoas que trabalham e estudam e os custos da educação não serem negligenciáveis. O teste da hipótese (*i*) pelo autor não demonstrou ser um problema suficientemente grande para introduzir um viés nas estimativas, mas pode vir a ser se a porcentagem de estudantes trabalhadores continuar a crescer. A hipótese (*ii*), segundo o autor, leva a uma redução considerável nas taxas de retorno da educação em níveis inferiores e a uma superestimação em níveis superiores, usando a TIR não linear como técnica.

As estimativas do autor, considerando esses elementos, produziram taxas que diferem das estimadas até então. Por exemplo, para o ano de 2004 (estimativas mais recentes do autor), a taxa de retorno linear da equação de Mincer é 15,26%. Já as taxas de retorno não lineares, obtidas com a técnica TIR, foram as seguintes: fundamental (8 anos) sobre primário (4 anos), 6,35%; secundário (11 anos) sobre fundamental (8 anos), 10,77%; e superior (15 anos) sobre o secundário (11 anos), 19,01%.⁵ Esse último resultado demonstra evidências de que a taxa de retorno da educação é de fato crescente no Brasil. No entanto, Moura (2008, p. 19) fez uma importante ressalva com relação à técnica TIR: esta tende a subestimar para os níveis

4. Moura (2008) também efetuou estimativa usando dados dos censos do período. Além de testar as especificações, o autor avaliou o papel importante do desenho da amostra nas estimativas dos coeficientes. Com relação a isso, o autor concluiu que não considerar o plano amostral e o peso da amostra nas estimativas leva a resultados de vieses extremamente elevados nas taxas de retorno da educação.

5. Ver Moura (2008, tabela 11, terceira coluna), em que se consideram a correção de vies de seleção e a inclusão da desenho da amostra.

baixos de educação e superestimar para os níveis de educação mais elevados devido aos custos da educação, como proporção da renda, serem maiores na primeira fase da educação e menores quando da educação em nível superior.

Em geral, os estudos apresentam como resultado que os retornos do investimento em educação são crescentes. No entanto, observa-se a falta de um fundamento microeconômico que permita uma melhor compreensão dos resultados estimados. Outro aspecto é que os estudos que obtiveram retornos crescentes não consideraram a questão do viés de seleção. Os que consideraram a questão não abordaram o aspecto de retornos crescentes, ou seja, estimaram a função minceriana linear na escolaridade ou ainda não fizeram testes específicos para verificar a partir de que nível de escolaridade ocorrem retornos crescentes. Some-se a esses aspectos o fato de que a literatura não abrange estudos com estimativas para todos os estados brasileiros, considerando sexos.

A seção 3 apresenta o método adotado no presente artigo, o qual possibilita inferir se as taxas de retornos no Brasil são crescentes, decrescentes ou constantes.

3 FUNDAMENTAÇÃO MICROECONÔMICA: UMA BREVE DISCUSSÃO

A necessidade de uma teoria formal sobre a presença de retornos crescentes devido à acumulação de educação em nível microeconômico foi demonstrada por Acemoglu (1996). Segundo este autor, a decisão dos indivíduos de investir em educação ocorre *a priori*, ou seja, eles observam o mercado e tomam suas decisões de acumular capital humano ou não e até que nível. As empresas, por seu lado, investem em capital físico, visando captar os melhores capitais humanos. Esse processo não walrasiano, denominado *matching*, leva os investimentos realizados a se tornarem atrativos o suficiente para captar o capital humano desejado, ocorrendo então o *match*. Este processo de *matching* leva à ocorrência de retornos crescentes no mercado de capital humano, beneficiando a economia como um todo.

Acemoglu (1996) chamou a atenção para o fato de os retornos crescentes presentes em Lucas (1988) e Romer (1990) serem externos. Em ambos os modelos, o capital humano não obtém taxas de retornos crescentes devido ao seu próprio capital humano, mas ao capital humano presente no setor educacional ou no setor de pesquisa em nível agregado. Mais precisamente, nesses modelos, o capital humano agregado da economia ou de determinados setores afeta a produtividade individual e, por conseguinte, a economia como um todo.

Para compreender melhor esses efeitos, Schumacher e Dias (2010) testaram as formas de retorno para esses modelos em relação aos setores da economia brasileira. Os resultados demonstraram que as taxas de retorno dos setores são crescentes devido à educação dos indivíduos, sendo que a presença do capital humano altamente qualificado (mestrado e doutorado) nos setores de educação e

pesquisa é importante para melhorar os salários reais médios, mas não interfere na taxa de retorno da educação. Em síntese, os estoques de capital humano agregado dos setores não afetam diretamente as taxas de retornos da educação, mas somente o salário base médio que beneficia a todos.

Portanto, ao se encontrar taxas de retornos crescentes associadas ao capital humano do próprio indivíduo, isso significa que os modelos de Lucas (1988) e Romer (1990) estão incompletos. A razão parece estar relacionada à dissociação da decisão de acumulação de capital humano e o emprego futuro deste, conforme Acemoglu (1996). Assim, o modelo proposto por Acemoglu demonstra que as taxas de retornos crescentes ocorrem em nível microeconômico e de forma individual. No entanto, a proposta de fundamentação teórica do autor, compatível com este efeito individual, ocorre de forma não walrasiana, em que quanto maior o investimento em capital físico maior é o atrativo para o capital humano qualificado trabalhar na empresa. A razão é simples como será visto adiante, no modelo teórico, pois esses investimentos aumentam o salário médio desse capital humano. Apesar de ser um modelo interessante, optou-se por apresentar uma versão walrasiana de seu modelo de *matching* que será a base teórica deste artigo. O modelo teórico a seguir é uma versão do modelo proposto em Yamarik (2008).

Assuma-se a existência na economia de n empresas que são perfeitamente competitivas na produção do produto y_n . Estas empresas possuem estoque de capital (K_n) e parâmetro de eficiência técnica ou, simplesmente, eficiência técnica dos fatores (A_n) que dependem de capital humano com determinada qualificação. Portanto, o nível de produção depende da escolha do capital humano (H_n). Nesse caso, a função de produção da n ésima empresa é a seguinte:

$$y_n = A_n K_n^{1-\beta} H_n^\beta \quad (1)$$

O capital humano é definido da seguinte forma:

$$H_n = \sum_{i=1}^{L_n} h_i = \sum_{i=1}^{L_n} e^{\phi_i(S,E)} = L_n e^{\phi_i(S,E,O)} \quad (2)$$

em que $H_n = L_n h_i$ é a quantidade (L_n) de capital humano com qualificação i (h_i), contratado pela empresa n . Este capital humano é função da sua escolaridade (S), experiência (E) e outras características pessoais (O).

Como existe um tempo entre a decisão do indivíduo de investir em educação e a sua contratação por parte da empresa, e que, dependendo do grau de escolaridade escolhido pelo indivíduo, pode não existir mercado quando do término da sua

educação, isso faz, portanto, com que a escolha por parte da empresa seja a de contratação do capital humano disponível que melhor se ajuste a suas necessidades. Ou seja, a disponibilidade de capital humano com qualificação i na economia leva a empresa a escolher somente a quantidade ideal desse capital humano L_n , pois i , o nível educacional, está dado, bem como sua oferta.⁶ A condição de maximização de lucros nesse caso leva à seguinte condição:

$$w_{nhi} = \beta A_n K_n^{1-\beta} e^{\beta \phi_i(S,E,O)} L_n^{\beta-1} \quad (3)$$

ou

$$w_{hi} = \beta A_n k_n^{1-\beta} e^{\beta \phi_i(S,E,O)} \quad (4)$$

Note-se que $k_n = \left(\frac{K_n}{L_n} \right)$. A equação (4) estabelece que os salários associados

ao capital humano tipo i dependem da razão capital/trabalho, do parâmetro da eficiência técnica e da qualificação do capital humano na forma de educação e experiência. Considerando que, em qualquer ponto no tempo, k_n e A_n estão dados, o salário do indivíduo com conhecimento i prevalecente para um período específico está associado diretamente ao seu capital humano. Quanto menor a oferta (L_n) e maior o nível educacional, maior será o salário do capital humano i (w_{hi}). O simples aumento da oferta do capital humano no mercado i reduz o salário médio do indivíduo com qualificação i , mas não sua taxa de retorno, que está associada ao seu nível educacional.

Como se pode observar na equação (4), as taxas de retornos estão associadas ao nível de educação do indivíduo disponível no mercado. Se maiores níveis educacionais produzirem maiores taxas de retorno, então haverá retornos crescentes; se as taxas se mantiverem ao longo dos níveis educacionais, então os retornos serão constantes; e se decrescerem, então os retornos serão decrescentes. Assim, de acordo com este modelo, as taxas de retornos da escolaridade estão associadas aos indivíduos e às suas características de se tornarem ou não produtivos de forma crescente com a melhora de nível de escolaridade. As estimativas serão efetuadas por estado e gênero, visando obter como resultado a forma dos retornos da educação.

O nível de eficiência técnica da empresa – conforme proposta de Romer (1990) – e o estoque de capital por trabalhador (k_n) possuem influência direta nos

6. Esta condição explícita, de forma mais clara, a hipótese minceriana de que as pessoas se educam e depois buscam o mercado de trabalho, ou seja, o investimento ocorre *a priori*.

salários reais médios, mas não interferem na taxa de retorno da educação. O estoque de capital humano agregado na forma geográfica proposta por Lucas (1998) está sendo também captado no coeficiente (A_n).

Essa especificação é compatível com os testes empíricos realizados por Schumacher e Dias (2010) para o Brasil. Esses testes demonstraram que os estoques de conhecimento agregado dos estados e nos setores não afetam as taxas de retorno, mas somente os ganhos salariais médios obtidos por meio da melhora na eficiência técnica (A_n).⁷

Outro aspecto importante neste artigo é o fato de se considerar uma função minceriana contínua da equação (4). Esta versão permite verificar dois aspectos importantes: *i*) se há retornos crescentes devido ao próprio capital humano dos indivíduos; e *ii*) se há retornos crescentes, e a partir de que nível de escolaridade ocorrem.

$$\begin{aligned} \text{Ln}(w_{nbi}) = & \text{Ln}(\beta A_n k_n^{1-\beta}) + \beta\theta_1 S + \beta\theta_2 S^2 + \beta\theta_3 S^3 + \\ & + \beta\varphi_1 E + \beta\varphi_2 E^2 + \beta\delta O + \varepsilon_{bi} \end{aligned} \quad (5)$$

ou

$$\text{Ln}(w_{nbi}) = \beta_0 + \beta_1 S + \beta_2 S^2 + \beta_3 S^3 + \beta_4 E + \beta_5 E^2 + \beta_6 O + \varepsilon_{bi} \quad (6)$$

em que $\beta_0 = \text{Ln}(\beta A_n k_n^{1-\beta})$; $\beta_1 = \beta\theta_1$; $\beta_2 = \beta\theta_2$; $\beta_3 = \beta\theta_3$; $\beta_4 = \beta\varphi_1$; $\beta_5 = \beta\varphi_2$ e $\beta_6 = \beta\delta$. Nesse caso, O é uma matriz de variáveis de controles a serem definidas. Como as estimativas serão realizadas para cada estado, estão sendo considerados assim os efeitos fixos de cada estado em separado, bem como seus respectivos níveis de eficiência técnica e estoque de capital por trabalhador, coeficiente β_0 da equação (6).

A estimativa da taxa de retorno, ρ , é a seguinte:

$$\hat{\rho}(S) = \hat{\beta}_1 + 2\hat{\beta}_2 S + 3\hat{\beta}_3 S^2 \quad (7)$$

Sendo a taxa marginal a seguinte:

$$\frac{\partial^2 \ln(w)}{\partial S^2} = \frac{\partial \hat{\rho}}{\partial S} = 2\hat{\beta}_2 + 6\hat{\beta}_3 S \quad (8)$$

7. É fácil demonstrar que o estoque de capital humano em Lucas (1998) e o estoque de capital do setor de pesquisa em Romer (1990) podem ser considerados como afetando a produtividade agregada (A); ver, para maiores detalhes, Schumacher e Dias (2010).

Nesse caso, se $\partial\hat{p}/\partial S > 0$ (ou < 0), o resultado indica retornos crescentes (ou decrescentes) das taxas de retorno da escolaridade. Os coeficientes estimados sobre a educação são polinômios, com a taxa marginal de retorno implícita e sua mudança para vários anos de escolaridade. As estimativas desses coeficientes se darão de acordo com o modelo de Heckman (1974, 1979).

Dessa forma, este artigo utiliza esse modelo teórico, o qual apresenta a forma adequada de medir os ganhos advindos para cada ano de escolaridade adicional. A estimativa desse modelo permite testar as características dos retornos nos estados brasileiros e, de forma agregada, para o Brasil. Como aspectos adicionais, serão estimadas as funções de capital humano para cada estado e para os sexos masculino e feminino.

A seção 4 expõe uma análise dos dados utilizados aqui e apresenta o modelo da equação a ser estimado empiricamente.

4 ANÁLISE DOS DADOS E AS ESTIMATIVAS EMPÍRICAS

A metodologia consiste em estimar uma função tipo minceriana, considerando o salário por hora trabalhada e com distinção entre os sexos dos trabalhadores brasileiros. A base de dados é composta pelos microdados da PNAD 2009 do IBGE. A correção do viés de seleção das informações dos salários será efetuada conforme proposta de Heckman (1974, 1979).

Outro aspecto a destacar nas estimativas é o plano amostral, caso em que os pesos são usados para minimizar os vieses e os problemas de especificação do modelo, conforme demonstrado em Silva e Kassouf (1997) e Carvalho (2005). De acordo com o plano amostral, as variâncias serão diferenciadas de forma linear, com base nos pesos. A seleção da amostra utilizou como filtros: faixa etária entre 18 e 64 anos, com salário/hora inferior a R\$ 600,00 e foram desconsiderados da amostra indivíduos que reportaram ser empregadores.

Uma vez que a apresentação dos dados em detalhes requer espaço considerável, serão apresentados somente o nível de escolaridade média e o salário/hora mensal médio, com seus respectivos desvios-padrão para o Brasil e por sexo (tabela 1).

A escolaridade média do Brasil, de 8,1 anos, para a PNAD 2009, indica que, na média, os brasileiros possuem ensino fundamental completo. As mulheres com anos de escolaridade média superior aos homens já concluíram esta fase de estudos. Esse padrão se repete em todos os estados, em que homens apresentam, em geral, menor escolaridade média.

TABELA 1

Brasil: escolaridade e salário/hora mensal médio (2009)

Escolaridade (anos)		Salário/hora mensal		Sexo
Média	Desvio-padrão	Média	Desvio-padrão	
8,13	4,38	6,52	11,12	Agregado
8,44	4,36	6,08	10,52	Feminino
7,80	4,37	6,84	11,53	Masculino

Fonte: PNAD 2009.

4.1. Modelo empírico e os resultados das estimativas**4.1.1 Modelo empírico**

Esta seção apresenta os resultados econométricos obtidos com a aplicação da metodologia descrita. Para isso, será utilizada uma extensão não linear da equação-padrão de salário minceriana com as interações⁸ e considerando o método de Heckman (1979):

$$\ln(w_i) = \beta_0 + \beta_1 S + \beta_2 S^2 + \beta_3 S^3 + \beta_4 (exp) + \beta_5 (exp)^2 + \beta_6 (dsind) + \beta_7 (dcasado) + \beta_8 (dbranca) + \beta_9 (durbana) + \beta_{10} (dformal) + \varepsilon_i \quad (9)$$

$$y_i = \mu_0 + \mu_1 S + \mu_2 (nmembros) + \mu_3 (dcasado) + \mu_4 (dmulherfilho14) + \mu_5 (dsind) + \mu_6 (dformalanterior) + \mu_7 (idade) + \mu_8 (dbranca) + \mu_9 (rendapcfamiliar) + \varepsilon_i \quad (10)$$

sendo que $\ln(w_i)$ representa o logaritmo do salário/hora mensal; β_0 a constante; S a escolaridade; (exp) experiência;⁹ e $(exp)^2$ experiência ao quadrado. As seguintes variáveis *dummies*: $(dsind)$ assume 1 para trabalhadores sindicalizados; $(dcasado)$ assume 1 se for casado; $(dbranca)$ assume 1 para trabalhadores brancos; $(durbana)$ assume 1 para trabalhadores residentes em área urbana; e $(dformal)$ assume 1 para trabalhadores que pertencem ao setor formal.

A equação (10) é a equação de seleção especificada de acordo com a proposta de Heckman (1974, 1979). A especificação considerou os seguintes aspectos dos participantes ou não no mercado de trabalho na semana de referência (y_i): escolaridade (S); número de membros da família ($nmembros$); idade ($idade$); e

8. Mais detalhes em Van Zaist, Nakabashi e Salvato (2008) e Sachsida, Loureiro e Mendonça (2004).

9. Seguindo a literatura, a variável foi calculada da seguinte forma: $Exp = (Idade) - (escolaridade) - (6)$. Em que o número 6 se refere à idade com que o indivíduo inicia os estudos.

renda *per capita* familiar (*rendapcfamiliar*). As demais são variáveis *dummies*: se o indivíduo é casado (*dcasado*); se mulher com filho(s) menor(es) de 14 ano(s) (*dmulherfilho14*); se a pessoa é sindicalizada (*dsind*); se o trabalho anterior era formal (*dfomalanterior*); e se o indivíduo é branco (*dbranca*). ε_i e ϵ_i representam os resíduos das estimativas. Nas estimativas para o Brasil foram consideradas ainda as regiões, tanto na equação (9) como na (10).

A equação (10) é usada para estimar o salário médio dos não participantes do mercado de trabalho. O uso desta equação permite considerar na estimativa os indivíduos que escolheram não trabalhar ou estão desempregados. Esta função é conhecida como equação de seleção, o seu uso reduz o viés de seleção ao considerar também os trabalhadores que não participam do mercado de trabalho por vontade própria ou não.

As estimativas consideraram os pesos e a estratificação das unidades amostrais. Os resultados, em nível de Brasil e para cada estado, serão apresentados constando o teste estatístico *rho*.¹⁰ Essa estatística foi significativa e apontou a existência de viés de seleção amostral em todas as especificações, o que justifica o uso do método proposto por Heckman (1974, 1979).

4.1.2 Resultados empíricos para o Brasil

A tabela 2 apresenta os resultados da regressão para o Brasil agregado e para os sexos masculino e feminino. O resultado importante da regressão são as significâncias da variável educação na forma linear (S), quadrática (S^2) e ao cubo (S^3), pois implica a existência de retornos crescentes devido à acumulação de capital humano individualmente.

A tabela 3 é elaborada com base na tabela 2, a qual permite analisar a taxa de retorno no Brasil por anos de escolaridade, seguindo a metodologia descrita. As variáveis apresentadas nas colunas são as seguintes: anos S (anos de escolaridade); $\hat{\rho}$ é a taxa de retorno da escolaridade calculada; e $\partial \hat{\rho} / \partial S$ é a taxa marginal dos anos de escolaridade estimada. O @ representa o ano de escolaridade em que a taxa marginal de retorno da escolaridade torna-se crescente.

Na penúltima linha da tabela 3, temos a escolaridade média e a taxa de retorno associada a ela. Por exemplo, a escolaridade média do Brasil é de 8,1 anos, sendo a taxa de retorno de 6,7% e a marginal de 1,6%. O ensino fundamental possui taxa de retorno de 6,6%, a do ensino médio 13,2% e a do terceiro grau e da pós-graduação 28,5%. A taxa marginal por ano adicional de escolaridade, do fundamental para o secundário, sobe de 1,5% para 2,9%; e para o ensino superior, para 4,7%.

10. Verifica a existência de correlação serial entre a equação salário e a equação de seleção. Diferentemente de alguns autores, que utilizam o *lambda* para verificar se existe viés de seleção amostral, este trabalho usará o *rho* (coeficiente de correlação) para a análise.

TABELA 2

Brasil: estimativas

Variável	Brasil	Brasil – masculino	Brasil – feminino
S	0.0934*** (0.00487)	0.0795*** (0.00741)	0.102*** (0.00583)
S^2	-0.0110*** (0.000676)	-0.0113*** (0.000976)	-0.0104*** (0.000849)
S^3	0.000772*** (2.88e-05)	0.000826*** (3.93e-05)	0.000750*** (3.77e-05)
(exp)	0.0344*** (0.000586)	0.0275*** (0.000858)	0.0406*** (0.000747)
(exp) ²	-0.000392*** (1.13e-05)	-0.000286*** (1.77e-05)	-0.000496*** (1.41e-05)
(dsind)	-0.0685*** (0.0106)	-0.0697*** (0.0191)	-0.00192 (0.0104)
(dcasado)	0.151*** (0.00587)	0.133*** (0.00948)	0.0512*** (0.00956)
(dbranca)	0.124*** (0.00512)	0.116*** (0.00686)	0.124*** (0.00620)
(durbana)	0.196*** (0.0113)	0.168*** (0.0148)	0.235*** (0.0131)
(dformal)	0.179*** (0.00560)	0.169*** (0.00818)	0.172*** (0.00705)
(Centro-Oeste)	0.344*** (0.0117)	0.295*** (0.0142)	0.396*** (0.0139)
(Norte)	0.270*** (0.0127)	0.254*** (0.0144)	0.282*** (0.0163)
(Sudeste)	0.305*** (0.00940)	0.267*** (0.0120)	0.350*** (0.0111)
(Sul)	0.298*** (0.0107)	0.247*** (0.0135)	0.366*** (0.0133)
Constante	-0.103*** (0.0219)	0.0491 (0.0418)	-0.256*** (0.0248)
<i>Trabsemanaref</i>			
S	0.0131*** (0.00169)	0.0483*** (0.00225)	-0.00666** (0.00313)
(nmembrs)	-0.0137*** (0.00270)	-0.0282*** (0.00391)	-0.0176*** (0.00498)
(dcasado)	0.0863*** (0.00981)	-0.239*** (0.0136)	0.446*** (0.0177)
(dmulherfilho14)	0.159*** (0.0158)	0.292*** (0.0197)	0.0188 (0.0405)
(dsind)	1.066*** (0.0177)	1.143*** (0.0256)	0.782*** (0.0228)

(Continua)

(Continuação)

Variável	Brasil	Brasil – masculino	Brasil – feminino
<i>(dformalanterior)</i>	-0.684*** (0.0180)	-0.788*** (0.0279)	-0.866*** (0.0272)
<i>(idade)</i>	-0.00897*** (0.000338)	-0.00826*** (0.000466)	-0.00992*** (0.000576)
<i>(dbranca)</i>	-0.114*** (0.00775)	-0.111*** (0.0104)	-0.0968*** (0.0127)
<i>(rendpcfamiliar)</i>	0.000215*** (1.82e-05)	0.000147*** (2.00e-05)	0.000263*** (3.72e-05)
<i>(Centro-oeste)</i>	0.130*** (0.0149)	0.195*** (0.0185)	0.0989*** (0.0239)
<i>(Norte)</i>	0.0585*** (0.0153)	0.0630*** (0.0197)	0.0684*** (0.0239)
<i>(Sudeste)</i>	0.0713*** (0.0123)	0.204*** (0.0152)	-0.0615*** (0.0200)
<i>(Sul)</i>	0.173*** (0.0155)	0.315*** (0.0198)	0.0370 (0.0230)
<i>Constante</i>	0.450*** (0.0207)	0.0571* (0.0320)	0.869*** (0.0310)
<i>Athrho</i>	-0.796*** (0.0366)	-0.652*** (0.0616)	-0.766*** (0.0512)
<i>Lnsigma</i>	-0.336*** (0.00920)	-0.375*** (0.0159)	-0.391*** (0.0106)
Amostra	197,325	103,970	93,355

Fonte: PNAD 2009. Elaboração do autor.

Nota: *** significante a 1%; ** significante a 5%; e * significante a 10%.

TABELA 3

Retorno da escolaridade no Brasil para homens e mulheres (2009)

Brasil			Brasil – masculino			Brasil – feminino		
Anos <i>S</i>	$\partial \hat{p}(S)$	$\partial \hat{p} / \partial S$	Anos <i>S</i>	$\partial \hat{p}(S)$	$\partial \hat{p} / \partial S$	Anos <i>S</i>	$\partial \hat{p}(S)$	$\partial \hat{p} / \partial S$
4	0,042	-0,003	4	0,055	-0,003	4	0,029	-0,003
8	0,066	0,015	8	0,080	0,015	8	0,057	0,017
11	0,132	0,029	11	0,145	0,029	11	0,131	0,032
15	0,285	0,047	15	0,296	0,047	15	0,298	0,052
8,1	0,067	0,016	7,8	0,077	0,014	8,4	0,065	0,019
@	4.750		@	4.622		@	4.560	

Fonte: Microdados da PNAD 2009. Elaboração do autor.

De acordo com a tabela 3, a taxa de retorno do sexo masculino para o ensino médio é de 14,5% e para o sexo feminino, com a mesma escolaridade, de 13,1%; para os que possuem nível superior, a taxa de retorno é de 29,6% *versus* 29,8% para o sexo feminino.

O resultado relevante é que as taxas de retornos da educação no Brasil apresentam-se como crescentes a partir de aproximadamente 4,6 anos quando individualizados para os sexos feminino e masculino. Portanto, esses resultados confirmam os retornos crescentes encontrados por Pscharoupoulos (1987), Lam e Shoeni (1993), Blom, Holm-Nielsen e Verner (2001), Sachsida, Loureiro e Mendonça (2004), Sampaio (2007), Van Zaist, Nakabashi e Salvato (2008) e Moura (2008) e a existência de *threshold effect*, conforme proposta em Dias e McDermott (2012). Para a escolaridade, média do Brasil de 8,1 anos a taxa de retorno é 6,7% (0,067). Para a escolaridade média do sexo masculino de 7,8 anos é 7,7% enquanto a do sexo feminino de 8,4 anos é de 6,5%. Em geral, a taxa de retorno do sexo feminino é inferior à masculina até 15 anos de escolaridade.

Quando se comparam estatisticamente testes resultados com TIR não linear obtido por Moura (2008), verifica-se que a diferença somente aparece para o grau de educação em nível superior 28,5% na tabela 3 *versus* 19,01% obtida pelo autor.

No resultado acima, existe a indicação da necessidade de uma política impositiva para a conclusão dos anos iniciais do ensino fundamental de modo que os efeitos dos retornos por um maior nível educacional seja perceptível. Isso é importante para que o mecanismo de incentivo endógeno de aumento do retorno por maior investimento em educação individual apareça na forma de remuneração crescente na segunda parte da educação após aproximadamente 4,6 anos.

Os resultados sinalizam também a existência de ganhos sociais potenciais a serem realizados com o acesso ao nível superior. Dias *et al.* (2009) realizam medidas deste ganho potencial social para diversos países, em especial considerando um maior acesso ao nível de educação superior. O maior ganho social está sem dúvida associado a aumentos de longo prazo na taxa de crescimento da produtividade média. Portanto, essas estimativas em conjunto mais que justificam uma política mais intensa de acesso à educação em nível superior, visando potencializar ganhos individual e social agregados.

4.1.3 Resultado empírico para os estados

As tabelas a seguir apresentam a taxa de retorno e a taxa marginal para todos os estados brasileiros em agregado e separados por sexo. As tabelas são analisadas de forma a se verificar as características do retorno por região para que, com isso, haja melhor possibilidade de comparação. Os resultados das regressões que possibilitam a construção das tabelas abaixo são reportados no apêndice.

- Região Sul

Todos os estados da região Sul apresentam taxas de retornos da escolaridade crescentes por nível de escolaridade. São apresentados retornos crescentes a partir de 5,5 anos de educação para o Paraná (PR), 4,8 anos para Santa Catarina (SC) e 4,6 anos para o Rio Grande do Sul (RS) (tabela 4).

TABELA 4

Resumo da região Sul: agregado

Paraná			Santa Catarina			Rio Grande do Sul		
Anos S	$\partial \hat{p}(S)$	$\partial \hat{p} / \partial S$	Anos S	$\partial \hat{p}(S)$	$\partial \hat{p} / \partial S$	Anos S	$\partial \hat{p}(S)$	$\partial \hat{p} / \partial S$
4	0,044	-0,008	4	0,039	-0,003	4	0,035	-0,003
8	0,055	0,013	8	0,055	0,011	8	0,060	0,015
11	0,116	0,028	11	0,105	0,022	11	0,126	0,028
15	0,268	0,048	15	0,220	0,036	15	0,275	0,046
9,1	0,072	0,018	9,2	0,071	0,015	9,2	0,082	0,020
@	5,483		@	4,836		@	4,568	

Fonte: Microdados da PNAD 2009. Elaboração do autor.

As tabelas 5 e 6 expõem um resumo dos retornos da educação para homens e mulheres. A taxa de retorno se inicia como crescente para o sexo masculino no PR a partir de 5,8 anos de escolaridade, enquanto para o feminino ocorre mais cedo, com 4,5 anos de educação. A taxa de retorno para o sexo masculino nos estados de SC e RS são crescentes desde o primeiro ano de escolaridade, resultado este decorrente do fato de a equação de salários não apontar como significativa a escolaridade ao quadrado.¹¹ Nesses casos, a taxa de retorno do ensino superior aparece como bastante elevada, exemplo: SC e RS apresentam taxas acima de 40% para o sexo masculino. Essa taxa muito superior à média indica algum viés associado, provavelmente, ao tamanho da amostra; portanto, o mais coerente é que a taxa seja próxima da obtida em nível agregado. Já para o sexo feminino em SC, encontrou-se que os retornos são constantes, diferentemente dos demais casos na região Sul.

TABELA 5

Resumo da região Sul: masculino

Paraná			Santa Catarina			Rio Grande do Sul		
Anos S	$\partial \hat{p}(S)$	$\partial \hat{p} / \partial S$	Anos S	$\partial \hat{p}(S)$	$\partial \hat{p} / \partial S$	Anos S	$\partial \hat{p}(S)$	$\partial \hat{p} / \partial S$
4	0,061	-0,009	4	0,114	0,012	4	0,090	0,012
8	0,066	0,011	8	0,184	0,023	8	0,162	0,024
11	0,121	0,026	11	0,268	0,032	11	0,247	0,033
15	0,263	0,045	15	0,420	0,044	15	0,402	0,045
8,2	0,068	0,012	8,5	0,196	0,025	8,0	0,162	0,024
@	5,760		@	0,000		@	0,000	

Fonte: Microdados da PNAD 2009. Elaboração do autor.

11. Nos estados que apresentam o @ (que representa o ano de escolaridade em que a taxa marginal de retorno da escolaridade torna-se crescente) igual a zero, os retornos são crescentes para tais casos desde o primeiro ano de escolaridade. Como solução para esses casos, optou-se por substituir o valor do coeficiente por zero, resultando, portanto, em retornos sempre crescentes. No entanto, esses casos devem ser mais bem estudados, uma vez que se percebe que a taxa de retorno para níveis superiores estão superestimadas. Os estados em que se encontraram resultados semelhantes são: para sexo masculino, Espírito Santo (ES) e Tocantins (TO); para o sexo feminino, Piauí (PI), Rio Grande do Norte (RN) e Tocantins (TO).

TABELA 6

Resumo da região Sul: feminino

Paraná			Santa Catarina			Rio Grande do Sul		
Anos <i>S</i>	$\hat{\rho}(S)$	$\hat{\rho}/\hat{\sigma}$	Anos <i>S</i>	$\hat{\rho}(S)$	$\hat{\rho}/\hat{\sigma}$	Anos <i>S</i>	$\hat{\rho}(S)$	$\hat{\rho}/\hat{\sigma}$
4	0,016	-0,002	4	0,082	0,000	4	0,024	-0,007
8	0,045	0,017	8	0,082	0,000	8	0,045	0,018
11	0,119	0,032	11	0,082	0,000	11	0,126	0,036
15	0,284	0,051	15	0,082	0,000	15	0,320	0,061
8,6	0,057	0,020	8,8	0,082	0,000	8,8	0,061	0,023
@	4,486		@	-		@	5,146	

Fonte: Microdados da PNAD 2009. Elaboração do autor.

• Região Sudeste

A escolaridade média dos estados é a seguinte: 8,7 para ES, 8,6 para Minas Gerais (MG), 9,5 para o Rio de Janeiro (RJ) e 9,7 para São Paulo (SP). Na região Sudeste, os estados apresentaram retornos crescentes a partir de 3,3 anos de escolaridade para o RJ e a partir de 4 anos de escolaridade para SP, ES e MG, ou seja, a partir da conclusão das séries iniciais do ensino fundamental. As taxas de retorno associadas por ano de escolaridade apresentam comportamento próximo ao dos estados da região Sul. Para 11 anos de escolaridade, a taxa de retorno para a região Sudeste é de aproximadamente 13% e de 28% para o ensino superior (tabela 7).

TABELA 7

Resumo da região Sudeste: agregado

Espírito Santo			Minas Gerais			Rio de Janeiro			São Paulo		
Anos <i>S</i>	$\hat{\rho}(S)$	$\hat{\rho}/\hat{\sigma}$	Anos <i>S</i>	$\hat{\rho}(S)$	$\hat{\rho}/\hat{\sigma}$	Anos <i>S</i>	$\hat{\rho}(S)$	$\hat{\rho}/\hat{\sigma}$	Anos <i>S</i>	$\hat{\rho}(S)$	$\hat{\rho}/\hat{\sigma}$
4	0,040	-0,003	4	0,053	-0,003	4	0,020	0,003	4	0,023	0,000
8	0,062	0,014	8	0,073	0,014	8	0,065	0,019	8	0,058	0,017
11	0,120	0,026	11	0,134	0,027	11	0,141	0,031	11	0,130	0,030
15	0,255	0,042	15	0,274	0,044	15	0,299	0,048	15	0,285	0,047
8,7	0,072	0,016	8,6	0,082	0,016	9,5	0,098	0,025	9,7	0,094	0,025
@	4,629		@	4,782		@	3,254		@	3,929	

Fonte: Microdados da PNAD 2009. Elaboração do autor.

As tabelas 8 e 9 apresentam um resumo por sexo. Para os estados da região Sudeste, o retorno passa a ser crescente primeiro para os homens, com exceção de SP onde o retorno é crescente a partir de 3,8 anos de escolaridade tanto para homens como para mulheres. O ES apresenta uma taxa de 51,9% para o sexo masculino para o nível de educação superior. Este resultado é duas vezes superior à taxa média; portanto, novamente a amostra pode estar influenciando o resultado, o que demanda pesquisas adicionais.

TABELA 8

Resumo da região Sudeste: masculino

Espírito Santo			Minas Gerais			Rio de Janeiro			São Paulo		
Anos	S	$\partial\hat{p}(S)$	$\partial\hat{p}/\partial S$	Anos	S	$\partial\hat{p}(S)$	$\partial\hat{p}/\partial S$	Anos	S	$\partial\hat{p}(S)$	$\partial\hat{p}/\partial S$
4		0,127	0,015	4		0,055	-0,001	4		0,040	0,004
8		0,217	0,030	8		0,083	0,015	8		0,085	0,019
11		0,324	0,041	11		0,145	0,027	11		0,158	0,030
15		0,519	0,056	15		0,284	0,043	15		0,310	0,045
7,7		0,208	0,029	7,6		0,077	0,013	8,9		0,103	0,022
@		0,000		@		4,244		@		3,005	
										3,898	

Fonte: Microdados da PNAD 2009. Elaboração do autor.

TABELA 9

Resumo da região Sudeste: feminino

Espírito Santo			Minas Gerais			Rio de Janeiro			São Paulo		
Anos	S	$\partial\hat{p}(S)$	$\partial\hat{p}/\partial S$	Anos	S	$\partial\hat{p}(S)$	$\partial\hat{p}/\partial S$	Anos	S	$\partial\hat{p}(S)$	$\partial\hat{p}/\partial S$
4		-0,046	-0,002	4		0,053	-0,003	4		-0,025	0,003
8		-0,016	0,017	8		0,078	0,015	8		0,024	0,022
11		0,055	0,031	11		0,144	0,029	11		0,111	0,036
15		0,216	0,050	15		0,295	0,047	15		0,292	0,055
8,5		-0,007	0,019	8,3		0,083	0,017	8,9		0,046	0,026
@		4,433		@		4,570		@		3,355	
										3,832	

Fonte: Microdados da PNAD 2009. Elaboração do autor.

● Região Centro-Oeste

Dentro da região Centro-Oeste, o Distrito Federal (DF) apresenta comportamento atípico em relação aos demais estados brasileiros. Seu retorno passa a ser crescente após 2,9 anos de escolaridade, sendo anterior aos demais estados, que apresentam retornos crescentes por volta do final do quarto ano e início do quinto ano de escolaridade. Além disso, observa-se uma taxa de retorno de 40% para o nível superior maior que a taxa encontrada para os demais estados. Estes resultados são decorrentes das características do DF, como uma remuneração superior de funcionários públicos quando comparada à de funcionários inseridos no mercado privado. O DF é caracterizado por apresentar também a maior escolaridade média do país, 10 anos em média.

O estado da região que apresenta menores retornos para todos os anos de escolaridade é Goiás, (GO), embora esteja próximo de Mato Grosso (MT).

As tabelas 11 e 12 abordam as estimativas resumidas por sexo. A taxa de retorno crescente para o sexo feminino ocorre no estado de GO após 4 anos de escolaridade, enquanto para MT após 5,6 anos, havendo uma significativa diferença quando considerada por sexo, diferença não evidenciada quando analisados os resultados dos dados dos estados na forma agregada.

de média educacional e taxa de retorno crescente a partir de 4,2 anos; Maranhão (MA) 7,2 anos de média educacional e apresenta a taxa de retorno crescente mais tardia da região, sendo após 5,6 anos de estudo; Paraíba (PB) 7,1 anos de média e taxa de retorno crescente a partir de 4,8 anos de escolaridade; Pernambuco (PE) 8,1 anos de média e taxa de retorno crescente após 7,4 anos de escolaridade; PI 6,7 anos de média e taxa de retorno crescente após 5,2 anos de escolaridade; RN 7,7 anos de média e taxa de retorno crescente após os 4,9 anos de educação; e Sergipe (SE) 7,8 anos de média e taxa de retorno crescente após 3,3 anos de escolaridade.

TABELA 13

Resumo da região Nordeste: agregado

Alagoas			Bahia			Ceará		
Anos S	$\partial \hat{p}(S)$	$\partial \hat{p} / \partial S$	Anos S	$\partial \hat{p}(S)$	$\partial \hat{p} / \partial S$	Anos S	$\partial \hat{p}(S)$	$\partial \hat{p} / \partial S$
4	0,087	0,000	4	0,041	0,001	4	0,044	-0,001
8	0,087	0,000	8	0,077	0,017	8	0,081	0,020
11	0,087	0,000	11	0,147	0,030	11	0,164	0,036
15	0,087	0,000	15	0,298	0,046	15	0,348	0,057
6,6	0,087	0,000	7,9	0,075	0,017	8,2	0,085	0,021
@	-		@	3,874		@	4,229	
Maranhão			Paraíba			Pernambuco		
Anos S	$\partial \hat{p}(S)$	$\partial \hat{p} / \partial S$	Anos S	$\partial \hat{p}(S)$	$\partial \hat{p} / \partial S$	Anos S	$\partial \hat{p}(S)$	$\partial \hat{p} / \partial S$
4	0,057	-0,010	4	0,039	-0,004	4	0,039	-0,003
8	0,067	0,015	8	0,063	0,016	8	0,063	0,015
11	0,138	0,033	11	0,131	0,030	11	0,130	0,029
15	0,319	0,057	15	0,290	0,049	15	0,284	0,048
7,2	0,057	0,010	7,1	0,050	0,011	8,1	0,064	0,016
@	5,621		@	4,768		@	4,744	
Piauí			Rio Grande do Norte			Sergipe		
Anos S	$\partial \hat{p}(S)$	$\partial \hat{p} / \partial S$	Anos S	$\partial \hat{p}(S)$	$\partial \hat{p} / \partial S$	Anos S	$\partial \hat{p}(S)$	$\partial \hat{p} / \partial S$
4	0,065	-0,007	4	0,041	-0,006	4	0,052	0,003
8	0,083	0,016	8	0,071	0,021	8	0,092	0,017
11	0,155	0,032	11	0,162	0,040	11	0,161	0,028
15	0,329	0,055	15	0,377	0,067	15	0,304	0,043
6,7	0,067	0,008	7,7	0,065	0,019	7,8	0,089	0,017
@	5,229		@	4,879		@	3,273	

Fonte: Microdados da PNAD 2009. Elaboração do autor.

Os estados com as menores taxas de retorno por nível educacional são PB e PE, apresentando também retornos próximos entre si para todos os anos de escolaridade. Este resultado pode indicar que o incentivo à acumulação de conhecimento parece não estar presente neste mercado, algo que requer estudos mais detalhados.

Na análise, quando se separa por sexo (tabelas 14 e 15), observa-se que para MA e PE, os homens atingem retornos crescentes antes das mulheres, o que segue os resultados encontrados em nível de Brasil. Contudo, esse resultado não é evidenciado por outros estados da região, como BA e CE, e também em outros estados brasileiros; portanto, não há consenso de modo a assegurar se são mulheres ou homens que atingem retornos crescentes primeiro. Há que se ressaltar, ainda, que esses resultados dependem das características intrínsecas de cada estado. Todavia, salvo as diferenças de anos em que a taxa de retorno passa a ser crescente nos estados, se constata que estão variando entre 3 e 6 anos de escolaridade; logo, numa amplitude maior.

Os estados da região Nordeste apresentam as menores médias educacionais do Brasil, tanto em nível de estado agregado como separado por sexo. Além do mais, todas as médias educacionais dos estados do Nordeste para os sexos masculino e feminino estão abaixo da média nacional, que é de 7,8 anos para homens e 8,4 anos para mulheres.

TABELA 14

Resumo da região Nordeste: masculino

Alagoas			Bahia			Ceará		
Anos <i>S</i>	$\partial \hat{p}(S)$	$\partial \hat{p} / \partial S$	Anos <i>S</i>	$\partial \hat{p}(S)$	$\partial \hat{p} / \partial S$	Anos <i>S</i>	$\partial \hat{p}(S)$	$\partial \hat{p} / \partial S$
4	0,097	0,000	4	0,048	0,001	4	0,048	-0,004
8	0,097	0,000	8	0,086	0,019	8	0,086	0,023
11	0,097	0,000	11	0,162	0,032	11	0,186	0,044
15	0,097	0,000	15	0,325	0,050	15	0,416	0,071
5,7	0,097	0,000	6,4	0,062	0,011	6,6	0,060	0,014
@	-		@	3,824		@	4,620	
Maranhão			Paraíba			Pernambuco		
Anos <i>S</i>	$\partial \hat{p}(S)$	$\partial \hat{p} / \partial S$	Anos <i>S</i>	$\partial \hat{p}(S)$	$\partial \hat{p} / \partial S$	Anos <i>S</i>	$\partial \hat{p}(S)$	$\partial \hat{p} / \partial S$
4	0,057	-0,008	4	0,044	-0,005	4	0,049	-0,002
8	0,079	0,019	8	0,070	0,019	8	0,079	0,017
11	0,164	0,038	11	0,153	0,036	11	0,151	0,031
15	0,369	0,064	15	0,346	0,060	15	0,316	0,051
6,3	0,057	0,007	6,1	0,046	0,007	6,6	0,059	0,010
@	5,168		@	4,896		@	4,428	
Piauí			Rio Grande do Norte			Sergipe		
Anos <i>S</i>	$\partial \hat{p}(S)$	$\partial \hat{p} / \partial S$	Anos <i>S</i>	$\partial \hat{p}(S)$	$\partial \hat{p} / \partial S$	Anos <i>S</i>	$\partial \hat{p}(S)$	$\partial \hat{p} / \partial S$
4	0,058	-0,010	4	0,042	-0,006	4	0,052	0,001
8	0,077	0,019	8	0,075	0,023	8	0,091	0,018
11	0,167	0,041	11	0,176	0,044	11	0,164	0,031
15	0,388	0,070	15	0,409	0,073	15	0,320	0,047
5,6	0,052	0,002	6,7	0,052	0,013	6,6	0,070	0,012
@	5,333		@	4,818		@	3,659	

Fonte: Microdados da PNAD 2009. Elaboração do autor.

TABELA 15

Resumo da região Nordeste: feminino

Alagoas			Bahia			Ceará		
Anos S	$\partial \hat{p}(S)$	$\partial \hat{p} / \partial S$	Anos S	$\partial \hat{p}(S)$	$\partial \hat{p} / \partial S$	Anos S	$\partial \hat{p}(S)$	$\partial \hat{p} / \partial S$
4	0,155	0,000	4	0,035	0,001	4	0,033	0,000
8	0,155	0,000	8	0,073	0,018	8	0,073	0,020
11	0,155	0,000	11	0,146	0,030	11	0,154	0,035
15	0,155	0,000	15	0,301	0,047	15	0,332	0,054
6,8	0,155	0,000	7,6	0,067	0,016	7,7	0,067	0,018
@	-		@	3,689		@	3,957	
Maranhão			Paraíba			Pernambuco		
Anos S	$\partial \hat{p}(S)$	$\partial \hat{p} / \partial S$	Anos S	$\partial \hat{p}(S)$	$\partial \hat{p} / \partial S$	Anos S	$\partial \hat{p}(S)$	$\partial \hat{p} / \partial S$
4	0,054	-0,018	4	0,134	0,000	4	0,029	-0,007
8	0,045	0,014	8	0,134	0,000	8	0,045	0,015
11	0,122	0,038	11	0,134	0,000	11	0,117	0,032
15	0,336	0,070	15	0,134	0,000	15	0,292	0,055
7,5	0,039	0,010	7,2	0,134	0,000	7,5	0,038	0,013
@	6,291		@	-		@	5,272	
Piauí			Rio Grande do Norte			Sergipe		
Anos S	$\partial \hat{p}(S)$	$\partial \hat{p} / \partial S$	Anos S	$\partial \hat{p}(S)$	$\partial \hat{p} / \partial S$	Anos S	$\partial \hat{p}(S)$	$\partial \hat{p} / \partial S$
4	0,189	0,017	4	0,131	0,023	4	0,119	0,000
8	0,290	0,034	8	0,268	0,046	8	0,119	0,000
11	0,409	0,046	11	0,430	0,063	11	0,119	0,000
15	0,628	0,063	15	0,726	0,086	15	0,119	0,000
7,5	0,273	0,032	7,7	0,254	0,044	7,7	0,119	0,000
@	0,000		@	0,000		@	-	

Fonte: Microdados da PNAD 2009. Elaboração do autor.

O estado de AL demonstra um comportamento interessante: tanto para o sexo masculino quanto para o sexo feminino foram encontrados retornos constantes. No entanto, há uma significativa diferença entre eles, que é o retorno de 9,7% por ano adicional para os homens e de 15,5% para as mulheres, havendo também diferença na média educacional entre os grupos de 5,7 anos de estudo para os homens e de 6,8 anos para as mulheres.

Outro resultado interessante se refere aos estados de BA, CE, MA e PE para o sexo feminino, os quais apresentam praticamente a mesma escolaridade média e taxas de retorno próximas. Resultado evidenciado também nos estados de BA, PE, CE e RN para o sexo masculino. Contudo, embora os estados de CE e PE apresentem a mesma média de escolaridade entre os homens, suas taxas de retornos diferem principalmente para o nível superior, sendo de 42% no CE e de 32% em PE. Entender quais os fatores que causam este diferencial pode levar à melhor compreensão dos elementos que influenciam a taxa de retorno da educação em nosso país. Fica aí uma sugestão de pesquisa.

● Região Norte

Os estados da região Norte são os que mais apresentam retornos constantes. Em nível agregado, destacam-se Amapá (AP), Rondônia (RO) e Roraima (RR). Destes, o que apresenta maior taxa de retorno por ano adicional é RR.

TABELA 16

Resumo da região Norte: agregado

Acre			Amapá			Amazonas			Pará		
Anos	S	$\partial\hat{p}(S)$	$\partial\hat{p}/\partial S$	Anos	S	$\partial\hat{p}(S)$	$\partial\hat{p}/\partial S$	Anos	S	$\partial\hat{p}(S)$	$\partial\hat{p}/\partial S$
4		0,044	-0,008	4		0,083	0,000	4		0,013	-0,001
8		0,068	0,020	8		0,083	0,000	8		0,047	0,018
11		0,158	0,040	11		0,083	0,000	11		0,122	0,032
15		0,374	0,068	15		0,083	0,000	15		0,288	0,051
7,9		0,066	0,019	8,7		0,083	0,000	8,2		0,051	0,019
@		5,117		@		-		@		4,168	
Rondônia			Roraima			Tocantins					
Anos	S	$\partial\hat{p}(S)$	$\partial\hat{p}/\partial S$	Anos	S	$\partial\hat{p}(S)$	$\partial\hat{p}/\partial S$	Anos	S	$\partial\hat{p}(S)$	$\partial\hat{p}/\partial S$
4		0,078	0,000	4		0,100	0,000	4		0,060	-0,005
8		0,078	0,000	8		0,100	0,000	8		0,075	0,012
11		0,078	0,000	11		0,100	0,000	11		0,132	0,025
15		0,078	0,000	15		0,100	0,000	15		0,268	0,043
7,6		0,078	0,000	8,6		0,100	0,000	8,2		0,078	0,013
@		-		@		-		@		5,125	

Fonte: Microdados da PNAD 2009. Elaboração do autor.

Em nível agregado, o Acre (AC) é o segundo estado com maior taxa de retorno para o ensino superior, com 37%. Em primeiro, vem RN, com taxa de 38% (com exceção do DF). Este resultado, de acordo com o modelo teórico apresentado neste estudo, deve estar associado à oferta limitada de mão de obra de nível superior nesses estados, mas pode ser também ocorrência de problemas associados à amostra.

As tabelas 17 e 18, por gênero, indicam que o sexo masculino possui menor escolaridade média, mas maior taxa de retorno da escolaridade nos estados do AP, RO e RR.

Comparando as colunas das tabelas 17 e 18, vê-se que o AC apresenta uma taxa maior de retorno para nível superior para o sexo feminino, 42%, *versus* 36% para o sexo masculino, contudo esta taxa ocorre apenas para 15 anos de escolaridade ou mais. Os estados do PA e de TO apresentam comportamento semelhante. A elevadíssima taxa de retorno nesses estados para a educação superior, tanto para o sexo masculino como para o feminino, está certamente associada ao tamanho da amostra, sendo a taxa mais coerente a agregada de 26,8%, que é compatível com a obtida nos demais estados.

TABELA 17

Resumo da região Norte: masculino

Acre			Amapá			Amazonas			Pará		
Anos	S	$\partial \hat{p}(S)$	$\partial \hat{p} / \partial S$	Anos	S	$\partial \hat{p}(S)$	$\partial \hat{p} / \partial S$	Anos	S	$\partial \hat{p}(S)$	$\partial \hat{p} / \partial S$
4		0,062	-0,006	4		0,090	0,000	4		0,033	-0,002
8		0,086	0,018	8		0,090	0,000	8		0,069	0,019
11		0,165	0,035	11		0,090	0,000	11		0,151	0,035
15		0,355	0,059	15		0,090	0,000	15		0,335	0,057
7,4		0,076	0,014	8,3		0,090	0,000	7,8		0,065	0,018
@		4,985		@		-		@		4,336	
Rondônia			Roraima			Tocantins					
Anos	S	$\partial \hat{p}(S)$	$\partial \hat{p} / \partial S$	Anos	S	$\partial \hat{p}(S)$	$\partial \hat{p} / \partial S$	Anos	S	$\partial \hat{p}(S)$	$\partial \hat{p} / \partial S$
4		0,094	0,000	4		0,103	0,000	4		0,156	0,019
8		0,094	0,000	8		0,103	0,000	8		0,272	0,039
11		0,094	0,000	11		0,103	0,000	11		0,410	0,053
15		0,094	0,000	15		0,103	0,000	15		0,662	0,073
7,2		0,094	0,000	7,9		0,103	0,000	7,5		0,253	0,036
@		-		@		-		@		0,000	

Fonte: Microdados da PNAD 2009. Elaboração do autor.

TABELA 18

Resumo da região Norte: feminino

Acre			Amapá			Amazonas			Pará		
Anos	S	$\partial \hat{p}(S)$	$\partial \hat{p} / \partial S$	Anos	S	$\partial \hat{p}(S)$	$\partial \hat{p} / \partial S$	Anos	S	$\partial \hat{p}(S)$	$\partial \hat{p} / \partial S$
4		0,035	-0,012	4		0,078	0,000	4		0,061	0,000
8		0,055	0,022	8		0,078	0,000	8		0,061	0,000
11		0,159	0,048	11		0,078	0,000	11		0,061	0,000
15		0,418	0,082	15		0,078	0,000	15		0,061	0,000
8,4		0,065	0,025	9,0		0,078	0,000	8,5		0,061	0,000
@		5,423		@		-		@		-	
Rondônia			Roraima			Tocantins					
Anos	S	$\partial \hat{p}(S)$	$\partial \hat{p} / \partial S$	Anos	S	$\partial \hat{p}(S)$	$\partial \hat{p} / \partial S$	Anos	S	$\partial \hat{p}(S)$	$\partial \hat{p} / \partial S$
4		0,074	0,000	4		0,101	0,000	4		0,149	0,017
8		0,074	0,000	8		0,101	0,000	8		0,252	0,035
11		0,074	0,000	11		0,101	0,000	11		0,375	0,048
15		0,074	0,000	15		0,101	0,000	15		0,600	0,065
8,1		0,074	0,000	9,2		0,101	0,000	8,9		0,285	0,038
@		-		@		-		@		0,000	

Fonte: Microdados da PNAD 2009. Elaboração do autor.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Os resultados deste artigo demonstram que o uso de coeficientes estimados em nível agregado para calcular o estoque de capital humano do Brasil por estado não é o mais adequado. Considerando a disparidade das taxas de retornos da educação por

região e estado, é recomendado o uso dessas funções para melhorar a acuidade das estimativas do estoque de capital humano agregado em nível nacional. A diferença observada não é somente da taxa em si, mas também se estas são crescentes ou constantes para níveis mais elevados de educação.

O modelo teórico apresentado relaciona a taxa de retorno exclusivamente ao nível educacional obtido e desconsidera custos inerentes ao processo de investimento em educação. Segundo o modelo teórico, os efeitos de estoque de capital por trabalhador e da eficiência técnica estão associados a um maior salário médio, sem influência direta na taxa de retorno da educação. A característica de que o retorno da educação ocorre posteriormente à obtenção do nível educacional demonstra ser importante para a elaboração de políticas educacionais. Nesse caso, os investimentos em educação devem ser feitos considerando o potencial de aumento de produtividade associado aos níveis educacionais maiores obtidos da permanência na escola.

Uma política de incentivo à permanência na escola em nível nacional seria importante, pois a taxa de retorno somente se torna crescente a partir de 4,8 anos de escolaridade, mas declina muito entre 1 e 4 anos. Esta se inicia com 9,3% para pessoas com 1 ano de escolaridade e declina para 4,2% para pessoas com 4 anos de escolaridade. Sobe lentamente também. Com 10 anos de escolaridade, o indivíduo obtém uma taxa de retorno equivalente a 10,5%, portanto equivalente à que se obtém ao passar de analfabeto para alfabetizado, 1 ano de escolaridade. Esta taxa, no entanto, cresce de forma vertiginosa com o segundo e terceiro graus até atingir média acima de 28,0% para a educação em nível superior, em dados agregados do Brasil. Portanto, a melhor política seria criar incentivos para permanência na escola, se possível até a conclusão do ensino médio, pois a taxa de retorno somente se restabelece em nível equivalente ao do primeiro ano, quando o indivíduo está próximo da conclusão do ensino médio. Dado este mecanismo endógeno de retornos crescentes associados a níveis superiores de educação, políticas educacionais devem incentivar esta obtenção, pois o ganho social será tão maior quanto maior for a média educacional atingida pelos indivíduos em geral.

Em termos de estado, o mecanismo endógeno de incentivo à acumulação de capital humano, em que maiores níveis educacionais produzem maiores retornos, ainda não está presente de forma generalizada em todos os estados brasileiros, embora seja encontrado em regiões na íntegra. Aquelas onde todos os estados apresentam retornos crescentes são as regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste. Para a região Nordeste, apenas AL indicou que sua taxa de retorno da educação é constante. Já a região Norte foi a que apresentou maior quantidade de estados com taxa de retorno constante, sendo eles AM, RO e RR.

Assim como para o Brasil, observou-se nos estados que a taxa de retorno por ano adicional de escolaridade só atinge o mesmo retorno do primeiro ano de educação próximo aos 10 anos de escolaridade. Ou seja, a taxa de retorno declina até próximo

aos 4 e 5 anos de escolaridade, período em que a taxa passa a ser crescente, no entanto, só atinge o mesmo patamar do retorno inicial próximo à conclusão do ensino médio. Esse resultado pode se apresentar como uma justificativa para o abandono escolar e a baixa escolaridade média dos brasileiros nos níveis educacionais até o segundo grau, especialmente se forem considerados os custos da educação somados ao salário não recebido durante o período. Portanto, fica como sugestão o fato de se considerar esses custos como fatores explicativos do abandono escolar em estudos futuros.

Com relação ao gênero, somente a região Sudeste apresentou retornos crescentes para todos os estados e para ambos os sexos. Na região Sul o estado de SC não apresentou taxa de retorno crescente, apenas para o sexo feminino, enquanto na região Centro-Oeste apenas o estado de MT não a apresentou para o sexo masculino e o DF para o sexo feminino. Na região Nordeste, o estado de AL para o sexo masculino e, AL, PB e SE para o sexo feminino indicaram taxa de retorno da escolaridade constante. Por fim, para a região Norte, foi encontrado taxa de retorno crescente para os estados do AC, PA e TO para ambos os sexos, e AM para o sexo masculino.

Portanto, observa-se que, para alguns estados brasileiros, o incentivo ao investimento em educação está presente, mas as taxas não são crescentes. Como estas estão associadas à produtividade do nível educacional, faz-se necessário compreender melhor a causa dessas diferenças. Uma variável a ser investigada, sem dúvida, é a diferença na qualidade dos níveis educacionais entre os estados.

De modo geral, não é possível afirmar que homens ou mulheres possuem maiores taxas de retorno associadas a determinado nível educacional, tampouco que sua taxa de retorno passa a ser crescente anteriormente. Contudo, os resultados evidenciam que essas conclusões estão associadas às características intrínsecas de cada região e, principalmente, de cada estado.

Em suma, os aspectos apresentados indicam que este artigo, primeiro, contribui para confirmar que as taxas de retornos da educação são crescentes, mas não em todos os estados e para ambos os sexos; segundo, esses retornos obedecem à lei de *threshold*, proposta por Dias e McDermott (2012) em nível agregado; terceiro, conforme o modelo teórico, os retornos crescentes estão associados ao nível educacional dos indivíduos. Diferenças nas taxas de retorno observadas para um mesmo nível educacional estão associadas a diferenças intrínsecas dos estados, onde certamente qualidade educacional tem importante papel. Por fim, a taxa de retorno da educação torna-se crescente a partir de aproximadamente 4,6 anos e cresce lentamente até a conclusão do segundo grau. Incentivar a permanência até se completar 11 anos de educação maximizaria o retorno individual e social. Este deve ser um dos objetivos da política educacional.

ABSTRACT

The objective of this paper is to estimate human capital function for the Brazilian states. The rates of return are obtained by gender and states. For states that present increasing returns, the estimates also obtain the average year after which returns to education starts to increase (the threshold effect). The estimated empirical model has shown that in average the increasing returns starts at 4.8 years of education at aggregate level for Brazil. At the region level, South, Southeast and Center-West all states presented increasing returns to education while in the north region most of states show that the returns are constant. In the Northeast region only Alagoas presented constant returns to education. As general result the estimated theoretical model has shown that the returns to education starts normally between 4 and 5 years of education; however, the average rate of return for the first year of education (literacy) around 9,5% decreases very fast up to 5 years of education. This level is reached again only after almost concluding secondary education level. This major result may explain the high level of drop out in fundamental and secondary education level. The incentives for additional education may not be enough to overcome some potential existing hidden cost (not studied in this paper). As a general result, the theoretical model and its estimates indicates that the increasing returns originate from high level of education being attained by the individual, specially secondary and tertiary education. Thus an educational policy aimed at these levels will be a welcome one.

Keywords: returns to education; non-linear model; Heckman method; human capital.

REFERÊNCIAS

- ACEMOGLU, D. A Microfoundation for a social increasing returns in human capital accumulation. **The quarterly journal of economics**, v. 111, n. 3, 1996.
- BLOM, A.; HOLM-NIELSEN, L.; VERNER, D. Education, earnings, and inequality in Brazil, 1982-1998: implications for education policy. **Peabody journal of education**, v. 76, n. 3, p. 180-221, 2001.
- CARVALHO, A. P. **Decomposição do diferencial de salários no Brasil em 2003: uma aplicação dos procedimentos de Oaxaca e Heckman em pesquisas amostrais complexas**. 2005. Dissertação (Mestrado em Estudos Populacionais e Pesquisas Sociais) – Ence/IBGE, Rio de Janeiro, 2005.
- DIAS, J.; MCDERMOTT, J. Aggregate threshold effects in the generation of human capital: the cases of Latin America and Europe. *In*: PUNZO, L. F.; FEIJO, C. A.; ANYUL, M. P. (Ed.). **Beyond the global crisis: structural adjustments and regional integration in Europe and Latin America**. Londres: Routledge, 2012.
- DIAS, J. *et al.* **What are the gains to be made from accessing secondary and higher education?** Maringá: PCE, 2009. Mimeografado.
- HECKMAN, J. Shadow prices, market wages, and labor supply. **Econometrica: journal of the econometric society**, p. 679-694, 1974.
- _____. Sample selection bias as a specification error. **Econometrica: journal of the econometric society**, p. 153-161, 1979.
- HECKMAN, J.; LAYNE-FARRAR, A.; TODD, P. Human capital pricing equations with an application to estimating the effect of schooling quality on earnings. **The review of economics and statistics**, p. 562-610, 1996.

HOLANDA-FILHO, F.; PESSÔA, S. Retorno da educação no Brasil. **Pesquisa e planejamento econômico**, v. 38, n. 1, abr. 2008.

KASSOUF, A. Wage gender discrimination and segmentation in the Brazilian labor market. **Economia aplicada**, v. 2, n. 2, p. 243-269, 1998.

LAM, D.; SCHOENI, R. Effects of family background on earnings and returns to schooling: evidence from Brazil. **Journal of political Economy**, p. 710-740, 1993.

LANGONI, C. **Distribuição da renda e desenvolvimento econômico do Brasil**: uma reafirmação. Rio de Janeiro: EPGE, FGV, 1973 (Ensaio Econômico).

LEAL, C.; WERLANG, S. Retornos em educação no Brasil: 1976/89. **Pesquisa e planejamento econômico**, v. 21, n. 3, p. 559-574, 1991.

LOUREIRO, P.; GALRÃO, F. Discriminação no mercado de trabalho: uma análise dos setores rural e urbano no Brasil. **Economia aplicada**, v. 5, n. 3, p. 519-545, 2001.

LUCAS, R. On the mechanics of economic development. **Frontiers of research in economic theory**: the Nancy L. Schwartz memorial lectures, 1983-1997, 1998. p. 61.

MINCER, J. Investment in human capital and personal income distribution. **The journal of political economy**, p. 281-302, 1958.

_____. **Schooling, experience, and earnings**. National Bureau of Economic Research, distributed by Columbia University Press New York, 1974.

_____. **Human capital and growth**. National Bureau of Economic Research, 1981.

MONTEIRO, W. F. **Retorno da educação**: estimativa da função de capital humano dos estados brasileiros. 2009. Dissertação (Mestrado) – Universidade Estadual de Maringá, Programa de Pós-Graduação em Ciências Econômicas, 2009.

MOURA, R. Testando as hipóteses do modelo de Mincer para o Brasil. **Revista brasileira de economia**, v. 62, p. 407-449, 2008.

PSACHAROPOULOS, G. **Earnings and education in Brazil**: Evidence from the 1980 census. The World Bank, 1987 (EDT Discussion Paper Series, v. 90).

_____. Returns to investment in education: a global update. **World development**, v. 22, n. 9, p. 1.325-1.343, 1994.

RESENDE, M.; WYLLIE, R. Retornos para educação no Brasil: evidências empíricas adicionais. **Economia aplicada**, v. 10, n. 3, jul./set. 2006.

ROMER, P. Endogenous technological change. **Journal of political economy**, v. 98, n. S5, p. 71, 1990.

SACHSIDA, A.; LOUREIRO, P.; MENDONÇA, M. Um estudo sobre retorno em escolaridade no Brasil. **Revista brasileira de economia**, v. 58, p. 249-265, 2004.

SAMPAIO, A. **Retorno de escolaridade no Brasil e no Paraná em 2004**. V Ecpop, 2007.

SCHUMACHER, F. E.; DIAS, J. The human capital function: sectorial externalities. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 28., **Anais ...**, ANPEC, 2010.

SILVA, N.; KASSOUF, A. **Mercado de trabalho formal e informal**: uma análise da discriminação e da segmentação. Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Universidade São Paulo, 1997.

SOARES, R.; GONZAGA, G. Determinação de salários no Brasil: dualidade ou não linearidade no retorno à educação. **Revista de econometria**, v. 19, n. 2, p. 367-404, 1999.

UEDA, E.; HOFFMANN, R. Estimando o retorno da educação no Brasil. **Economia aplicada**, v. 6, n. 2, p. 209, 2002.

VAN ZAIST, J.; NAKABASHI, L.; SALVATO, M. **Retorno em escolaridade no Paraná**. 2008. Disponível em: <http://www.economiaetecnologia.ufpr.br/XI_ANPEC-Sul artigos pdf/ /a4/ANPEC-Sul-A4-15-retorno_em_escolaridade_.pdf>.

YAMARIK, S. J. Estimating returns to schooling from state-level data: a macro-Mincerian approach. **The B. E. journal of macroeconomics**, v. 8, n. 1, 2008.

BIBLIOGRAFIA COMPLEMENTAR

BECKER, G.; MURPHY, K.; TAMURA, R. Human capital, fertility, and economic growth. **Journal of political economy**, p. 12-37, 1990.

BILS, M.; KLENOW, P. Does schooling cause growth? **American economic review**, p. 1.160-1.183, 2000.

CARPENA, L.; DE OLIVEIRA, J. **Estimativa de estoque de capital humano para o Brasil: 1981 a 1999**. Brasília: Ipea, 2002.

GAREN, J. The returns to schooling: a selectivity bias approach with a continuous choice variable. **Econometrica: journal of the econometric society**, p. 1.199-1.218, 1984.

HALEY, W. Estimation of the earnings profile from optimal human capital accumulation. **Econometrica: journal of the econometric society**, p. 1.223-1.238, 1976.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Notas Técnicas da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios**. Rio de Janeiro, 2007.

KASSOUF, A. The wage rate estimation using the Heckman procedure. **Revista de econometria**, v. 14, n. 1, p. 89-107, 1994.

KASSOUF, A. The wage rate estimation using the Heckman procedure. **Revista de econometria**, v. 14, n. 1, p. 89-107, 1994.

PSACHAROPOULOS, G.; PATRINOS, H. Returns to investment in education: a further update. **Education economics**, v. 12, n. 2, p. 111-134, 2004.

ROCHA, M.; CAMPOS, M. Desigualdades salariais no mercado de trabalho urbano no Paraná: uma aplicação da metodologia de Heckman. **Revista paranaense de desenvolvimento**, v. 112, p. 47, 2007.

SALVATO, M.; SILVA, D. **O impacto da educação nos rendimentos do trabalhador: uma análise para a região metropolitana de Belo Horizonte**. 2008. Disponível em: <<http://www.marciosalvato.com/pdf/marcio denis. pdf>>. Acesso em: 10 jul. 2011.

(Originais submetidos em março de 2011. Última versão recebida em abril de 2013. Aprovada em julho de 2013.)

APÊNDICE

As tabelas a serem apresentadas a seguir referem-se às estimativas das equações (9) e (10) para os estados brasileiros. As estimativas da equação (10), usando o método de Heckman (1974, 1979), consideraram a significância dos coeficientes de qualidade de ajustamento *athrho* e *lnsigma*, conjuntamente. Os estados em que apenas *lnsigma* foi significativo são: PB para o sexo masculino; SE para o sexo masculino e feminino; ES, RS e GO para o sexo feminino (estes estados estão destacados nas tabelas com o símbolo *). Lembra-se, ainda que para o aceite da qualidade de ajustamento do método Heckman é suficiente que *athrho* ou *lnsigma* sejam significantes.

TABELA A.1

Região Sul: estimativas por estado e sexo

Variável	PR	PR – masculino	PR – feminino	SC	SC – masculino	SC – feminino	RS	RS – masculino	RS – feminino*
<i>S</i>	0.115*** (0.0135)	0.135*** (0.0154)	0.0643*** (0.0240)	0.0790*** (0.0204)	0.0901** (0.0391)	0.0817*** (0.00442)	0.0805*** (0.0179)	0.0663*** (0.0210)	0.102*** (0.0381)
<i>S</i> ²	-0.0139*** (0.00200)	-0.0141*** (0.00229)	-0.0109*** (0.00322)	-0.00856*** (0.00286)	-0.00694 (0.00561)		-0.0101*** (0.00238)	-0.00489 (0.00306)	-0.0159*** (0.00444)
<i>S</i> ³	0.00084*** (8.47e-05)	0.00082*** (0.000101)	0.00081*** (0.000128)	0.00059*** (0.000127)	0.00049** (0.000237)		0.00074*** (9.90e-05)	0.0005*** (0.000135)	0.00103*** (0.000161)
<i>(exp)</i>	0.0350*** (0.00225)	0.0424*** (0.00238)	0.0272*** (0.00304)	0.0383*** (0.00367)	0.0460*** (0.00475)	0.0283*** (0.00341)	0.0289*** (0.00178)	0.0360*** (0.00237)	0.0243*** (0.00277)
<i>(exp)</i> ²	-0.0004*** (4.10e-05)	-0.0005*** (4.75e-05)	-0.0003*** (5.84e-05)	-0.0005*** (6.76e-05)	-0.0006*** (9.23e-05)	-0.0003*** (7.45e-05)	-0.0003*** (3.24e-05)	-0.0004*** (4.53e-05)	-0.0003*** (5.99e-05)
<i>(dsind)</i>	0.0419 (0.0263)	0.0983*** (0.0266)	-0.0271 (0.0385)	0.0118 (0.0343)	0.0227 (0.0373)	0.0275 (0.0546)	0.0120 (0.0339)	0.0138 (0.0366)	0.0789 (0.0574)
<i>(dcasado)</i>	0.159*** (0.0226)	0.0515 (0.0379)	0.136*** (0.0290)	0.157*** (0.0357)	0.116** (0.0579)	0.0998*** (0.0323)	0.137*** (0.0209)	0.0540* (0.0326)	0.0416* (0.0240)
<i>(dbranca)</i>	0.122*** (0.0168)	0.138*** (0.0189)	0.117*** (0.0227)	0.0975*** (0.0224)	0.142*** (0.0246)	0.0523 (0.0371)	0.143*** (0.0151)	0.174*** (0.0224)	0.0986*** (0.0214)
<i>(durbana)</i>	0.131*** (0.0429)	0.188*** (0.0461)	0.0602 (0.0580)	0.150*** (0.0300)	0.158*** (0.0344)	0.122*** (0.0443)	0.0918*** (0.0312)	0.108*** (0.0387)	0.132*** (0.0356)
<i>(dformal)</i>	0.0578*** (0.0179)	0.0511** (0.0206)	0.0413 (0.0268)	-0.00589 (0.0207)	-0.00178 (0.0299)	-0.00395 (0.0244)	0.113*** (0.0220)	0.0773** (0.0316)	0.151*** (0.0204)
<i>Constante</i>	0.280*** (0.0640)	0.130* (0.0698)	0.617*** (0.0968)	0.429*** (0.0647)	0.265*** (0.0709)	0.317*** (0.0909)	0.360*** (0.0783)	0.312*** (0.0873)	0.317** (0.142)

(Continua)

(Continuação)

Variável	PR	PR – masculino	PR – feminino	SC	SC – masculino	SC – feminino	RS	RS – masculino	RS – feminino*
<i>Trabemnanaref</i>									
<i>S</i>	0.0123** (0.00573)	-0.0198** (0.00780)	0.0360*** (0.00711)	0.0173** (0.00788)	-0.0255** (0.0119)	0.0422*** (0.00939)	0.0194*** (0.00595)	-0.00453 (0.00975)	0.0493*** (0.00690)
	0.000513 (0.0112)	0.0197 (0.0220)	-0.00644 (0.0165)	0.0461*** (0.0159)	0.0906** (0.0381)	0.0411* (0.0242)	-0.0325*** (0.0124)	-0.0114 (0.0194)	-0.0696*** (0.0158)
<i>(dcasado)</i>	0.167*** (0.0388)	0.531*** (0.0772)	-0.158*** (0.0515)	0.0633 (0.0664)	0.272* (0.106)	-0.183** (0.0919)	0.170*** (0.0345)	0.548*** (0.0647)	-0.115** (0.0477)
<i>(dmulherfilho14)</i>	0.297*** (0.0723)	-0.212 (0.171)	0.448*** (0.0891)	0.159 (0.132)	-0.272 (0.258)	0.331* (0.180)	0.190*** (0.0650)	0.0494 (0.130)	0.276*** (0.0791)
<i>(dsind)</i>	0.988*** (0.0650)	0.656*** (0.0753)	0.982*** (0.102)	1.164*** (0.0967)	0.801*** (0.126)	1.296*** (0.149)	1.078*** (0.0688)	0.828*** (0.0901)	1.121*** (0.0717)
<i>(dformalanterior)</i>	-0.731*** (0.0601)	-0.798*** (0.0793)	-0.800*** (0.0887)	-0.758*** (0.0974)	-0.708*** (0.115)	-0.850*** (0.123)	-0.858*** (0.0607)	-0.934*** (0.0842)	-0.931*** (0.0838)
<i>(idade)</i>	-0.0132*** (0.00145)	-0.0147*** (0.00227)	-0.0147*** (0.00182)	-0.0258*** (0.00155)	-0.0262*** (0.00249)	-0.0276*** (0.00239)	-0.0154*** (0.00104)	-0.0177*** (0.00206)	-0.0151*** (0.00158)
<i>(dbranca)</i>	-0.0872*** (0.0281)	-0.0891* (0.0492)	-0.0805** (0.0407)	-0.0977* (0.0529)	-0.0841 (0.0901)	-0.0612 (0.0829)	-0.0841** (0.0329)	-0.0937* (0.0517)	-0.0909** (0.0458)
<i>(rendpcfamiliar)</i>	0.000265*** (6.28e-05)	0.000485*** (9.35e-05)	0.000225*** (6.93e-05)	0.000286*** (7.45e-05)	0.000522*** (0.000131)	0.000223*** (6.92e-05)	0.000120** (5.39e-05)	0.000268*** (9.83e-05)	2.83e-05 (4.51e-05)
<i>constante</i>	0.642*** (0.0894)	0.909*** (0.138)	0.475*** (0.127)	0.993*** (0.111)	1.195*** (0.235)	0.788*** (0.232)	0.886*** (0.0858)	1.021*** (0.123)	0.778*** (0.140)
<i>athrho</i>	-0.797*** (0.0859)	-0.893*** (0.0954)	-0.829*** (0.124)	-0.694*** (0.132)	-0.999*** (0.147)	-0.573*** (0.171)	-0.642*** (0.125)	-0.860*** (0.134)	-0.208 (0.216)
<i>Insigma</i>	-0.429*** (0.0212)	-0.464*** (0.0211)	-0.444*** (0.0364)	-0.513*** (0.0307)	-0.482*** (0.0289)	-0.569*** (0.0449)	-0.420*** (0.0296)	-0.398*** (0.0313)	-0.557*** (0.0220)
Amostra	10,318	4,922	5,396	5,436	2,669	2,767	14,929	7,075	7,854

Elaboração dos autores.

TABELA A.2
Região Sudeste: estimativas por estado e sexo

Variável	ES	ES – masculino	ES – feminino*	MG	MG – masculino	MG – feminino	RJ	RJ – masculino	RJ – feminino	SP	SP – masculino	SP – feminino
<i>S</i>	0.0820*** (0.0284)	0.0970*** (0.0354)	0.0598 (0.0461)	0.100*** (0.0138)	0.0904*** (0.0147)	0.0984*** (0.0229)	0.0404*** (0.0148)	0.0547*** (0.0192)	0.0177 (0.0210)	0.0560*** (0.0123)	0.0615*** (0.0152)	0.0473** (0.0185)
<i>S</i> ²	-0.00929*** (0.00405)	-0.00857 (0.00521)	-0.0104* (0.00620)	-0.0102*** (0.00189)	-0.00839*** (0.00223)	-0.0102*** (0.00291)	-0.00660*** (0.00215)	-0.00568*** (0.00285)	-0.00788*** (0.00300)	-0.00838*** (0.00174)	-0.00808*** (0.00214)	-0.00891*** (0.00248)
<i>S</i> ³	0.00067*** (0.000167)	0.00063*** (0.000225)	0.00078*** (0.000250)	0.00071*** (7.86e-05)	0.00066*** (0.000103)	0.00074*** (0.000112)	0.00068*** (9.37e-05)	0.00063*** (0.000125)	0.00078*** (0.000125)	0.00071*** (7.22e-05)	0.00069*** (9.02e-05)	0.00078*** (9.89e-05)
<i>(exp)</i>	0.0299*** (0.00438)	0.0395*** (0.00414)	0.0207*** (0.00613)	0.0342*** (0.00192)	0.0419*** (0.00248)	0.0284*** (0.00261)	0.0340*** (0.00191)	0.0368*** (0.00268)	0.0311*** (0.00279)	0.0348*** (0.00129)	0.0402*** (0.00162)	0.0310*** (0.00195)
<i>(exp)</i> ²	-0.0003*** (8.66e-05)	-0.00043*** (7.68e-05)	-0.00022 (0.000132)	-0.00047*** (3.65e-05)	-0.00059*** (4.37e-05)	-0.00037*** (5.34e-05)	-0.00040*** (3.86e-05)	-0.00042*** (5.19e-05)	-0.00042*** (5.58e-05)	-0.00041*** (2.71e-05)	-0.00050*** (3.31e-05)	-0.00037*** (4.12e-05)
<i>(dsind)</i>	-0.00498 (0.0379)	0.0746 (0.0462)	-0.0342 (0.108)	0.305*** (0.0240)	0.164*** (0.0258)	0.348*** (0.0378)	-0.0312 (0.0273)	-0.00254 (0.0276)	-0.0561 (0.0402)	0.0366* (0.0209)	0.0665*** (0.0183)	-0.0203 (0.0328)
<i>(dcasado)</i>	0.212*** (0.0308)	0.0755 (0.0581)	0.178*** (0.0652)	0.177*** (0.0146)	0.199*** (0.0248)	-0.00401 (0.0185)	0.161*** (0.0190)	0.0973*** (0.0307)	0.134*** (0.0262)	0.175*** (0.0152)	0.0679*** (0.0239)	0.140*** (0.0218)
<i>(dbranca)</i>	0.0421* (0.0229)	0.0622** (0.0299)	0.0259 (0.0293)	0.0912*** (0.0135)	0.101*** (0.0153)	0.0886*** (0.0188)	0.126*** (0.0157)	0.119*** (0.0178)	0.126*** (0.0241)	0.106*** (0.0118)	0.108*** (0.0144)	0.102*** (0.0161)
<i>(durbana)</i>	0.253*** (0.0407)	0.261*** (0.0510)	0.292*** (0.0578)	0.229*** (0.0272)	0.288*** (0.0305)	0.211*** (0.0435)	0.130*** (0.0354)	0.157*** (0.0480)	0.0938* (0.0554)	0.143*** (0.0245)	0.178*** (0.0316)	0.1000*** (0.0300)
<i>(dformal)</i>	0.125*** (0.0296)	0.108*** (0.0346)	0.133** (0.0506)	0.212*** (0.0132)	0.187*** (0.0175)	0.203*** (0.0177)	0.0873*** (0.0172)	0.0845*** (0.0222)	0.0458** (0.0226)	0.0840*** (0.0129)	0.0677*** (0.0153)	0.0668*** (0.0197)
Constante	0.124 (0.0826)	-0.0191 (0.0950)	0.325 (0.216)	-0.454*** (0.0480)	-0.387*** (0.0571)	-0.467*** (0.0875)	0.497*** (0.0642)	0.310*** (0.0848)	0.819*** (0.0855)	0.439*** (0.0442)	0.442*** (0.0555)	0.560*** (0.0674)

(Continua)

(Continuação)

Variável	ES	ES – masculino	ES – feminino*	MG	MG – masculino	MG – feminino	RJ	RJ – masculino	RJ – feminino	SP	SP – masculino	SP – feminino
<i>Trabsemamaref</i>												
<i>S</i>	0.00778 (0.00791)	-0.0113 (0.0142)	0.0452*** (0.0147)	0.0469*** (0.00342)	0.0334*** (0.00792)	0.0706*** (0.00437)	0.0105** (0.00418)	-0.0153** (0.00748)	0.0326*** (0.00525)	0.0279*** (0.00422)	0.0151** (0.00622)	0.0405*** (0.00526)
<i>(membros)</i>	-0.0322 (0.0258)	-0.0284 (0.0415)	-0.0414 (0.0320)	-0.0249*** (0.00725)	-0.0380*** (0.0124)	-0.0357*** (0.0114)	-0.00650 (0.00954)	0.0331* (0.0178)	-0.0514*** (0.0123)	-0.00192 (0.00820)	0.00181 (0.0130)	-0.0119 (0.0106)
<i>(dcasado)</i>	0.0985 (0.0722)	0.557*** (0.128)	-0.262*** (0.0890)	0.155*** (0.0296)	0.337*** (0.0496)	-0.0851** (0.0381)	0.0105 (0.0327)	0.404*** (0.0576)	-0.327*** (0.0424)	0.000965 (0.0295)	0.401*** (0.0541)	-0.343*** (0.0377)
<i>(dmulherfilho14)</i>	0.248** (0.104)	0.0655 (0.296)	0.344*** (0.118)	0.164*** (0.0473)	0.0824 (0.126)	0.266*** (0.0564)	0.195*** (0.0569)	-0.0202 (0.174)	0.250*** (0.0643)	0.232*** (0.0491)	0.111 (0.124)	0.269*** (0.0559)
<i>(dsind)</i>	0.970*** (0.0926)	0.543*** (0.109)	1.156*** (0.123)	1.050*** (0.0519)	0.856*** (0.0734)	1.061*** (0.0677)	1.180*** (0.0587)	0.963*** (0.0842)	1.145*** (0.0820)	1.076*** (0.0434)	0.752*** (0.0548)	1.160*** (0.0654)
<i>(dformalanterior)</i>	-0.794*** (0.0958)	-1.026*** (0.118)	-0.821*** (0.156)	-0.690*** (0.0447)	-0.910*** (0.0798)	-0.714*** (0.0639)	-0.770*** (0.0586)	-0.798*** (0.0781)	-0.943*** (0.0764)	-0.812*** (0.0450)	-0.919*** (0.0599)	-0.842*** (0.0622)
<i>(idade)</i>	-0.0119*** (0.00165)	-0.0134*** (0.00301)	-0.0113*** (0.00306)	-0.00514*** (0.00111)	-0.00737*** (0.00245)	-0.00413*** (0.00138)	-0.00914*** (0.00102)	-0.00986*** (0.00184)	-0.00974*** (0.00132)	-0.0141*** (0.000906)	-0.0146*** (0.00143)	-0.0157*** (0.00125)
<i>(dbranca)</i>	-0.0455 (0.0447)	-0.0317 (0.0722)	-0.0143 (0.0554)	-0.0235 (0.0220)	-0.0315 (0.0377)	-0.0177 (0.0257)	-0.145*** (0.0234)	-0.105*** (0.0382)	-0.171*** (0.0307)	-0.115*** (0.0213)	-0.0734** (0.0317)	-0.126*** (0.0280)
<i>(rendpcfamiliar)</i>	0.000264*** (8.94e-05)	0.000370*** (0.000165)	0.000149 (0.000154)	-0.00022*** (1.75e-05)	-0.00029*** (5.45e-05)	-0.00016*** (1.87e-05)	0.000204*** (3.54e-05)	0.000275*** (7.42e-05)	0.000173*** (3.54e-05)	0.000194*** (4.35e-05)	0.000287*** (5.96e-05)	0.000170*** (4.72e-05)
<i>constante</i>	0.729*** (0.132)	0.953*** (0.261)	0.444** (0.180)	0.437*** (0.0713)	1.024*** (0.138)	0.0701 (0.102)	0.525*** (0.0657)	0.662*** (0.109)	0.512*** (0.0911)	0.649*** (0.0563)	0.734*** (0.0898)	0.644*** (0.0814)
<i>athrho</i>	-0.701*** (0.160)	-0.681*** (0.157)	-0.546 (0.408)	0.793*** (0.0829)	0.638*** (0.158)	0.779*** (0.0865)	-0.758*** (0.112)	-0.752*** (0.161)	-0.762*** (0.114)	-0.603*** (0.0870)	-0.619*** (0.0947)	-0.639*** (0.114)
<i>Insigma</i>	-0.439*** (0.0456)	-0.504*** (0.0333)	-0.470*** (0.107)	-0.407*** (0.0163)	-0.500*** (0.0183)	-0.407*** (0.0285)	-0.391*** (0.0195)	-0.448*** (0.0215)	-0.383*** (0.0294)	-0.456*** (0.0177)	-0.501*** (0.0159)	-0.452*** (0.0304)
Amostra	3,758	1,819	1,939	18,673	8,936	9,737	13,739	6,273	7,466	23,009	10,806	12,203

Elaboração dos autores.

TABELA A.3
Região Centro-Oeste: estimativas por estado e sexo

Variável	DF	DF – masculino	DF – feminino	GO	GO – masculino	GO – feminino*	MS	MS – masculino	MS – feminino	MT	MT – masculino	MT – feminino
<i>S</i>	0.0705** (0.0294)	0.0933*** (0.0354)	0.166*** (0.00681)	0.0608*** (0.0175)	0.0661*** (0.0222)	0.0531* (0.0279)	0.122*** (0.0264)	0.122*** (0.0303)	0.0761* (0.0419)	0.0816*** (0.0211)	0.0890*** (0.00633)	0.109** (0.0424)
<i>S</i> ²	-0.00731* (0.00425)	-0.00890* (0.00520)		-0.00796*** (0.00263)	-0.00652* (0.00357)	-0.00760** (0.00365)	-0.0124*** (0.00387)	-0.0122*** (0.00450)	-0.0120** (0.00601)	-0.0104*** (0.00321)		-0.0150** (0.00597)
<i>S</i> ³	0.000815*** (0.000177)	0.000874*** (0.000220)		0.000622*** (0.000114)	0.000557*** (0.000163)	0.000638*** (0.000147)	0.000803*** (0.000167)	0.000832*** (0.000203)	0.000878*** (0.000248)	0.000721*** (0.000148)		0.000899*** (0.000249)
<i>(exp)</i>	0.0479*** (0.00324)	0.0535*** (0.00424)	0.0384*** (0.00441)	0.0295*** (0.00225)	0.0366*** (0.00270)	0.0258*** (0.00325)	0.0339*** (0.00366)	0.0455*** (0.00556)	0.0271*** (0.00520)	0.0334*** (0.00279)	0.0446*** (0.00437)	0.0227*** (0.00438)
<i>(exp)</i> ²	-0.00048*** (6.37e-05)	-0.00059*** (8.11e-05)	-0.000141 (9.53e-05)	-0.00033*** (4.52e-05)	-0.00043*** (5.24e-05)	-0.00031*** (7.40e-05)	-0.00043*** (7.46e-05)	-0.000601*** (0.000114)	-0.00037*** (9.75e-05)	-0.00040*** (6.90e-05)	-0.000521*** (9.39e-05)	-0.00023*** (8.81e-05)
<i>(dsind)</i>	0.0577 (0.0458)	0.164*** (0.0476)	-0.0543 (0.0529)	0.0607 (0.0408)	0.0860** (0.0363)	0.146 (0.105)	0.243*** (0.0398)	0.198*** (0.0486)	-0.129** (0.0499)	-0.112* (0.0597)	-0.0397 (0.0707)	-0.121* (0.0655)
<i>(dcasado)</i>	0.190*** (0.0277)	0.0634 (0.0488)	0.267*** (0.0384)	0.189*** (0.0254)	0.0406 (0.0396)	0.126** (0.0563)	0.223*** (0.0421)	0.294*** (0.0528)	0.0683 (0.0509)	0.188*** (0.0359)	0.0885 (0.0711)	0.185*** (0.0351)
<i>(dbranca)</i>	0.106*** (0.0248)	0.118*** (0.0295)	0.147*** (0.0395)	0.102*** (0.0196)	0.0870*** (0.0233)	0.0962*** (0.0301)	0.0809*** (0.0299)	0.0815** (0.0345)	0.0636** (0.0308)	0.193*** (0.0275)	0.206*** (0.0331)	0.192*** (0.0399)
<i>(durbana)</i>	0.0603 (0.0611)	-0.0103 (0.0857)	0.151* (0.0909)	0.163*** (0.0390)	0.188*** (0.0494)	0.209*** (0.0522)	0.0877 (0.0661)	0.0827 (0.0618)	0.124 (0.0925)	0.0683 (0.0465)	0.133** (0.0642)	0.00037 (0.0585)
<i>(dformal)</i>	0.0620** (0.0241)	0.0602* (0.0313)	0.0216 (0.0360)	0.0819*** (0.0210)	0.0422 (0.0255)	0.0952*** (0.0257)	0.103*** (0.0256)	0.0450* (0.0271)	0.0564 (0.0383)	0.107*** (0.0270)	0.106*** (0.0340)	0.0531 (0.0330)
<i>Constante</i>	0.135 (0.105)	0.119 (0.127)	-0.527*** (0.139)	0.384*** (0.0702)	0.375*** (0.0686)	0.221 (0.188)	-0.303*** (0.113)	-0.277** (0.133)	0.501*** (0.153)	0.463*** (0.0832)	0.0496 (0.100)	0.677*** (0.157)

(Continua)

(Continuação)

Variável	DF	DF – masculino	DF – feminino	GO	GO – masculino	GO – feminino*	MS	MS – masculino	MS – feminino	MT	MT – masculino	MT – feminino
<i>Trabsemaref</i>												
<i>S</i>	0.00795 (0.00845)	0.00299 (0.0100)	0.00123 (0.00886)	0.0214*** (0.00619)	-0.00520 (0.00795)	0.0622*** (0.00900)	0.0621*** (0.00586)	0.0651*** (0.00789)	0.0467*** (0.0101)	0.00477 (0.0109)	-0.0137 (0.0140)	0.0333*** (0.0111)
<i>(membros)</i>	-0.0506*** (0.0158)	-0.0667*** (0.0238)	-0.0315 (0.0194)	-0.00647 (0.0125)	0.0178 (0.0176)	-0.0210 (0.0192)	-0.0157 (0.0159)	-0.00971 (0.0281)	-0.0716*** (0.0232)	-0.00838 (0.0228)	-0.0549* (0.0287)	-0.0115 (0.0268)
<i>(casado)</i>	0.0917 (0.0582)	0.452*** (0.0956)	-0.276*** (0.0655)	0.0716** (0.0358)	0.465*** (0.0740)	-0.243*** (0.0514)	0.204*** (0.0662)	0.513*** (0.124)	-0.103 (0.102)	0.108 (0.0658)	0.436*** (0.147)	-0.232*** (0.0830)
<i>(dmulherfilho14)</i>	0.250*** (0.0795)	-0.163 (0.200)	0.386*** (0.0829)	0.202*** (0.0778)	-0.0649 (0.272)	0.407*** (0.0849)	0.0339 (0.125)	-0.122 (0.235)	0.253 (0.156)	0.319*** (0.104)	0.0386 (0.373)	0.492*** (0.129)
<i>(dsind)</i>	1.207*** (0.0749)	1.014*** (0.109)	1.136*** (0.0963)	1.064*** (0.0880)	0.638*** (0.129)	1.168*** (0.111)	0.784*** (0.118)	0.516*** (0.159)	1.005*** (0.169)	1.199*** (0.208)	1.093*** (0.245)	1.022*** (0.235)
<i>(dformalanterior)</i>	-0.705*** (0.0777)	-1.061*** (0.101)	-0.441*** (0.0991)	-0.775*** (0.0642)	-0.951*** (0.0800)	-0.879*** (0.0858)	-0.597*** (0.0799)	-0.653*** (0.107)	-0.950*** (0.143)	-0.478*** (0.0968)	-0.710*** (0.156)	-0.579*** (0.111)
<i>(idade)</i>	-0.00647*** (0.00178)	-0.00456 (0.00305)	-0.0116*** (0.00209)	-0.00685*** (0.00147)	-0.00868*** (0.00271)	-0.00485*** (0.00220)	0.00405* (0.00217)	0.00497 (0.00539)	-0.00519** (0.00247)	-0.00498** (0.00248)	-0.00747* (0.00420)	-0.00606** (0.00283)
<i>(dbranca)</i>	-0.115*** (0.0371)	-0.117* (0.0659)	-0.124*** (0.0471)	-0.105*** (0.0348)	-0.112** (0.0502)	-0.112** (0.0434)	0.0168 (0.0483)	-0.0288 (0.0912)	-0.0567 (0.0570)	-0.0434 (0.0480)	-0.0662 (0.0812)	-0.0887 (0.0664)
<i>(rendpfamiliar)</i>	6.41e-05* (3.41e-05)	2.00e-05 (3.15e-05)	0.000164*** (2.96e-05)	0.000119 (7.22e-05)	0.000375*** (0.000102)	2.44e-05 (7.25e-05)	-0.00027*** (3.86e-05)	-0.000366*** (4.65e-05)	0.000115 (7.93e-05)	0.000325** (0.000134)	0.000274 (0.000201)	0.000362*** (0.000111)
<i>constante</i>	0.565*** (0.119)	0.853*** (0.174)	0.556*** (0.144)	0.555*** (0.0914)	0.775*** (0.136)	0.137 (0.150)	0.00196 (0.113)	0.266 (0.257)	0.341** (0.143)	0.394*** (0.143)	1.186*** (0.228)	0.0566 (0.159)
<i>athrho</i>	-0.641*** (0.135)	-0.558*** (0.171)	-0.995*** (0.1000)	-0.665*** (0.160)	-0.847*** (0.123)	-0.247 (0.379)	0.999*** (0.0910)	0.975*** (0.151)	-0.581*** (0.201)	-0.784*** (0.185)	-0.578*** (0.237)	-1.012*** (0.173)
<i>Insigma</i>	-0.355*** (0.0322)	-0.390*** (0.0333)	-0.217*** (0.0288)	-0.401*** (0.0424)	-0.431*** (0.0367)	-0.497*** (0.0544)	-0.402*** (0.0285)	-0.521*** (0.0298)	-0.484*** (0.0528)	-0.354*** (0.0359)	-0.403*** (0.0323)	-0.327*** (0.0575)
Amostra	5.888	2.657	3.231	8.584	4.065	4.519	3.884	1.821	2.063	3.816	1.828	1.988

Elaboração dos autores.

TABELA A.4
Região Norte - I: estimativas por estado e sexo

Variável	AC	AC – masculino	AC – feminino	AP	AP – masculino	AP – feminino	AM	AM – masculino	AM – feminino	PA	PA – masculino	PA – feminino
<i>S</i>	0.129*** (0.0327)	0.132*** (0.0367)	0.152*** (0.0393)	0.0832*** (0.00764)	0.0903*** (0.00973)	0.0776*** (0.00987)	0.0533** (0.0211)	0.0829*** (0.0244)	0.0607*** (0.00835)	0.0673*** (0.0199)	0.0599*** (0.0208)	0.134*** (0.0459)
<i>S²</i>	-0.0175*** (0.00564)	-0.0147** (0.00628)	-0.0231*** (0.00686)				-0.00979*** (0.00308)	-0.0115*** (0.00330)		-0.00823*** (0.00276)	-0.00499 (0.00325)	-0.0179*** (0.00532)
<i>S³</i>	0.00114*** (0.000257)	0.000983*** (0.000283)	0.00142*** (0.000315)				0.000783*** (0.000134)	0.000884*** (0.000147)		0.000620*** (0.000119)	0.000485*** (0.000152)	0.00103*** (0.000201)
<i>(exp)</i>	0.0291*** (0.00755)	0.0385*** (0.00991)	0.0154 (0.0130)	0.0295*** (0.00691)	0.0398*** (0.00784)	0.0126 (0.00881)	0.0258*** (0.00361)	0.0397*** (0.00543)	0.00779* (0.00402)	0.0252*** (0.00244)	0.0317*** (0.00353)	0.0158*** (0.00503)
<i>(exp)²</i>	-0.000239 (0.000144)	-0.000392** (0.000183)	3.90e-05 (0.000240)	-0.000302** (0.000113)	-0.000532*** (0.000119)	8.33e-05 (0.000155)	-0.00034*** (8.22e-05)	-0.000495*** (0.000108)	5.62e-05 (8.79e-05)	-0.00028*** (4.92e-05)	-0.000372*** (6.47e-05)	-6.87e-05 (0.000104)
<i>(dsind)</i>	-0.133*** (0.0382)	-0.0385 (0.0614)	-0.140 (0.0857)	0.232*** (0.0779)	0.264** (0.109)	0.351*** (0.125)	-0.158*** (0.0453)	0.0841* (0.0469)	-0.0759 (0.0684)	-0.0978** (0.0408)	-0.00292 (0.0475)	0.0461 (0.0667)
<i>(dcasado)</i>	0.00161 (0.0792)	-0.0902 (0.157)	0.0274 (0.0712)	0.0803* (0.0462)	-0.122 (0.0784)	0.222*** (0.0700)	0.144*** (0.0352)	0.212*** (0.0477)	0.213*** (0.0505)	0.160*** (0.0214)	0.00443 (0.0377)	0.155*** (0.0396)
<i>(dbranca)</i>	0.0488 (0.0552)	0.0358 (0.0852)	0.0755 (0.0898)	0.0747 (0.0455)	-0.00636 (0.0641)	0.140 (0.0922)	0.120*** (0.0377)	0.106** (0.0435)	0.118** (0.0551)	0.102*** (0.0276)	0.110*** (0.0345)	0.0923*** (0.0340)
<i>(durbana)</i>	0.252*** (0.0554)	0.327*** (0.0682)	0.117 (0.183)	-0.00769 (0.0655)	0.00437 (0.0686)	-0.0693 (0.0801)	0.127*** (0.0360)	0.105** (0.0472)	0.138*** (0.0432)	0.0120 (0.0380)	0.0178 (0.0505)	0.0470 (0.0615)
<i>(dformal)</i>	0.196*** (0.0437)	0.197*** (0.0567)	0.176** (0.0807)	0.200*** (0.0603)	0.245*** (0.0668)	0.130* (0.0695)	0.131*** (0.0275)	0.179*** (0.0392)	0.106** (0.0451)	0.186*** (0.0298)	0.206*** (0.0404)	0.133*** (0.0365)
<i>Constante</i>	0.261* (0.136)	0.0224 (0.185)	0.466 (0.381)	0.477*** (0.159)	0.422* (0.188)	0.609*** (0.218)	0.712*** (0.0912)	-0.108 (0.110)	0.773*** (0.151)	0.559*** (0.0857)	0.427*** (0.0807)	0.334 (0.209)

(Continua)

(Continuação)

Variável	DF	DF – masculino	DF – feminino	GO	GO – masculino	GO – feminino*	MS	MS – masculino	MS – feminino	MT	MT – masculino	MT – femi- nino
<i>Trabsemaref</i>												
<i>S</i>	-0.000582 (0.0115)	-0.0482*** (0.0121)	0.0576*** (0.0191)	-0.0177 (0.0134)	-0.0433** (0.0189)	0.0265 (0.0217)	0.0194* (0.00746)	0.0378*** (0.00936)	0.0436*** (0.00834)	0.00995* (0.00526)	-0.0151 (0.00919)	0.0755*** (0.00797)
<i>(membros)</i>	-0.0152 (0.0170)	-0.0306 (0.0276)	-0.0120 (0.0215)	-0.0388* (0.0202)	-0.0959*** (0.0355)	-0.00577 (0.0364)	-0.000897 (0.00880)	-0.0430** (0.0183)	0.0341** (0.0140)	-0.00717 (0.00945)	-0.0145 (0.0179)	-0.0378** (0.0164)
<i>(casada)</i>	0.189** (0.0780)	0.273 (0.200)	0.0881 (0.114)	0.250* (0.127)	0.654*** (0.180)	-0.134 (0.157)	0.0359 (0.0494)	0.379*** (0.0920)	-0.396*** (0.0636)	0.0494 (0.0332)	0.615*** (0.0786)	-0.366*** (0.0503)
<i>(dmulherfilha14)</i>	0.198 (0.150)	0.282 (0.687)	0.589*** (0.181)	0.296* (0.162)	0.222 (0.196)	0.453** (0.193)	0.235*** (0.0761)	-0.0416 (0.200)	0.323*** (0.0934)	0.153** (0.0621)	-0.123 (0.141)	0.317*** (0.0798)
<i>(dsind)</i>	0.899*** (0.114)	0.675*** (0.212)	1.020*** (0.151)	1.559*** (0.438)	0.856* (0.476)	6.858*** (1.468)	1.085*** (0.116)	0.759*** (0.143)	0.875*** (0.179)	1.056*** (0.0648)	0.665*** (0.0944)	1.189*** (0.115)
<i>(dformalanterior)</i>	-0.581*** (0.174)	-0.584*** (0.183)	-0.861*** (0.191)	-0.677*** (0.175)	-0.779*** (0.179)	-0.849*** (0.307)	-0.800*** (0.110)	-0.939*** (0.112)	-0.750*** (0.106)	-0.523*** (0.0892)	-0.833*** (0.119)	-0.977*** (0.128)
<i>(idade)</i>	-0.000746 (0.00300)	-0.00531 (0.00658)	0.00638 (0.00487)	0.00298 (0.00375)	0.0152* (0.00784)	0.000401 (0.00577)	0.00884*** (0.00188)	0.0183*** (0.00319)	0.00712*** (0.00255)	0.00132 (0.00176)	-0.000908 (0.00276)	0.00527** (0.00225)
<i>(dbanca)</i>	-0.0616 (0.0699)	-0.154 (0.109)	0.0403 (0.104)	-0.218*** (0.0743)	-0.0256 (0.143)	-0.348** (0.133)	-0.196*** (0.0450)	-0.0270 (0.0778)	-0.160** (0.0619)	-0.0848** (0.0362)	-0.0793 (0.0595)	-0.0196 (0.0486)
<i>(rendpcfamiliar)</i>	0.000248** (0.000123)	0.000480*** (0.000113)	0.000161 (0.000121)	0.000561*** (0.000145)	0.000844*** (0.000223)	0.000361 (0.000259)	0.000458*** (0.000106)	-0.00033*** (5.82e-05)	0.000514*** (9.70e-05)	0.000548*** (8.20e-05)	0.000593*** (0.000153)	0.000285*** (0.000102)
<i>constante</i>	0.213 (0.189)	1.110*** (0.276)	-0.827** (0.352)	0.0279 (0.253)	0.0190 (0.433)	-0.322 (0.329)	-0.295** (0.131)	0.0107 (0.241)	-0.692*** (0.160)	-0.000695 (0.0971)	0.386** (0.163)	-0.528*** (0.126)
<i>athrho</i>	-0.948*** (0.137)	-1.108*** (0.120)	-0.806*** (0.267)	-1.077*** (0.169)	-1.174*** (0.181)	-0.885*** (0.332)	-0.960*** (0.114)	0.939*** (0.0932)	-1.287*** (0.0969)	-0.982*** (0.0903)	-0.895*** (0.120)	-0.546*** (0.165)
<i>Insigma</i>	-0.244*** (0.0409)	-0.250*** (0.0416)	-0.320*** (0.0689)	-0.408*** (0.0477)	-0.457*** (0.0451)	-0.461*** (0.106)	-0.369*** (0.0428)	-0.434*** (0.0335)	-0.245*** (0.0382)	-0.273*** (0.0196)	-0.381*** (0.0307)	-0.345*** (0.0465)
Amostra	1,807	908	899	1,489	736	753	4,790	2,308	2,482	9,879	4,682	5,197

Elaboração dos autores.

TABELA A.5
Região Norte – II: estimativas por estado

Variável	RO	RO – masculino	RO – feminino	RR	RR – masculino	RR – feminino	TO	TO – masculino	TO – feminino
<i>S</i>	0.0780*** (0.00784)	0.0935*** (0.0086)	0.0737*** (0.0132)	0.0997*** (0.00939)	0.103*** (0.0101)	0.101*** (0.0197)	0.114*** (0.0240)	0.117** (0.0440)	0.114** (0.0511)
<i>S₁</i>							-0.0111*** (0.00395)	-0.0118 (0.00709)	-0.0106 (0.00854)
<i>S₂</i>							0.000722*** (0.000172)	0.000808** (0.000314)	0.000720*** (0.000359)
<i>(exp)</i>	0.0277*** (0.00389)	0.0376*** (0.00428)	0.0110*** (0.00498)	0.0348*** (0.00483)	0.0473*** (0.00698)	0.0255*** (0.00856)	0.0277*** (0.00594)	0.0346*** (0.00691)	0.0250*** (0.00545)
<i>(exp)²</i>	-0.000170** (7.96e-05)	-0.00032*** (8.13e-05)	8.58e-05 (9.83e-05)	-0.00040*** (0.000106)	-0.00056*** (0.000143)	-0.000237 (0.000182)	-0.000310*** (0.000138)	-0.000389** (0.000168)	-0.00033*** (0.000113)
<i>(dsind)</i>	-0.145** (0.0597)	-0.0514 (0.0831)	0.00613 (0.0817)	0.0347 (0.0853)	0.0965 (0.110)	0.0701 (0.138)	0.302*** (0.0827)	0.170* (0.0960)	0.374*** (0.0638)
<i>(dcasado)</i>	0.204*** (0.0436)	0.149** (0.0583)	0.129** (0.0630)	0.194** (0.0748)	-0.0699 (0.145)	0.318*** (0.0840)	0.176*** (0.0285)	0.122 (0.0793)	0.0198 (0.0550)
<i>(dbanca)</i>	0.105*** (0.0323)	0.131*** (0.0457)	0.0527 (0.0451)	0.153*** (0.0527)	0.204** (0.0768)	0.101* (0.0561)	0.0978* (0.0515)	0.144** (0.0700)	0.0255 (0.0392)
<i>(durbana)</i>	0.0108 (0.0451)	0.0114 (0.0704)	0.0704 (0.0545)	0.0563 (0.0989)	0.0769 (0.0748)	0.0826 (0.0818)	0.247** (0.115)	0.309** (0.127)	0.129 (0.106)
<i>(dformal)</i>	0.0794** (0.0338)	0.125*** (0.0390)	0.0191 (0.0517)	0.227*** (0.0485)	0.272*** (0.0631)	0.191** (0.0739)	0.234*** (0.0430)	0.197*** (0.0638)	0.237*** (0.0433)
<i>Constante</i>	0.423*** (0.0916)	0.133 (0.115)	0.510*** (0.185)	0.125 (0.165)	-0.00617 (0.148)	0.171 (0.285)	-0.444*** (0.152)	-0.394* (0.203)	-0.418*** (0.157)

(Continua)

(Continuação)		RO –		RR –		TO –	
Variável	RO	masculino	feminino	masculino	feminino	masculino	feminino
<i>Trabsemanaref</i>							
<i>S</i>	-0.00300 (0.00794)	-0.0337*** (0.0114)	0.0542*** (0.0152)	-0.0187 (0.0115)	0.0224 (0.0181)	0.0418*** (0.0126)	0.0959*** (0.0102)
<i>(membros)</i>	-0.0211 (0.0133)	-0.0294 (0.0231)	-0.0347 (0.0248)	0.0216 (0.0206)	0.0273 (0.0409)	-0.0179 (0.0208)	-0.0406 (0.0381)
<i>(casado)</i>	0.0216 (0.0691)	0.239* (0.130)	-0.392*** (0.0956)	0.00418 (0.145)	-0.383* (0.209)	0.112 (0.0779)	-0.173 (0.107)
<i>(mulherfilho 14)</i>	0.110 (0.104)	0.188 (0.320)	0.153 (0.151)	0.290 (0.192)	0.291 (0.257)	-0.0737 (0.109)	0.144 (0.140)
<i>(dsind)</i>	1.029*** (0.0914)	0.716*** (0.151)	1.109*** (0.151)	0.599*** (0.165)	0.347 (0.245)	1.081*** (0.172)	0.941*** (0.166)
<i>(dformalanterior)</i>	-0.522*** (0.0764)	-0.671*** (0.110)	-0.830*** (0.143)	-0.544*** (0.118)	-0.984*** (0.174)	-0.430*** (0.153)	-1.144*** (0.209)
<i>(idade)</i>	-0.00530** (0.00235)	-0.00492 (0.00495)	-0.00383 (0.00378)	-0.00179 (0.00428)	0.00391 (0.00685)	-0.00317 (0.00439)	0.00394 (0.00334)
<i>(dbranca)</i>	-0.0692 (0.0503)	-0.102 (0.0701)	-0.0311 (0.0759)	-0.0260 (0.0879)	-0.0124 (0.134)	-0.0642 (0.0738)	0.107 (0.0949)
<i>(rendpfamiliar)</i>	0.000510*** (8.16e-05)	0.000731*** (0.000199)	0.000232* (0.000126)	0.000878*** (0.000135)	0.000742*** (0.000166)	-0.000218** (8.80e-05)	-0.00023*** (6.38e-05)
<i>constante</i>	0.385** (0.159)	0.886*** (0.213)	-0.00175 (0.229)	0.0442 (0.321)	0.444 (0.388)	0.489** (0.212)	1.306*** (0.403)
<i>athrho</i>	-1.079*** (0.100)	-1.216*** (0.141)	-0.623** (0.254)	-1.261*** (0.0909)	-1.053*** (0.162)	0.496* (0.282)	0.290** (0.132)
<i>Insigma</i>	-0.288*** (0.0413)	-0.317*** (0.0508)	-0.477*** (0.0708)	-0.209*** (0.0404)	-0.296*** (0.0607)	-0.349*** (0.0376)	-0.334*** (0.0553)
Amostra	3,144	1,574	1,570	1,183	541	2,517	1,273

Elaboração dos autores.

TABELA A.6
Região Nordeste - I: estimativas por estado

Variável	AL	AL – masculino	AL – feminino	BA	BA – masculino	BA – feminino	CE	CE – masculino	CE – feminino
<i>S</i>	0.0866*** (0.00722)	0.0969*** (0.00798)	0.155*** (0.0146)	0.0725*** (0.0124)	0.0802*** (0.0160)	0.0631*** (0.0230)	0.0903*** (0.0150)	0.120*** (0.0182)	0.0711*** (0.0252)
<i>S²</i>				-0.00802*** (0.00185)	-0.00850*** (0.00247)	-0.00767** (0.00327)	-0.0111*** (0.00208)	-0.0158*** (0.00303)	-0.00971*** (0.00346)
<i>S³</i>				0.000690*** (8.50e-05)	0.000741*** (0.000116)	0.000693*** (0.000136)	0.000875*** (0.000101)	0.00114*** (0.000149)	0.000818*** (0.000153)
<i>(exp)</i>	0.0343*** (0.00569)	0.0414*** (0.00872)	0.0296*** (0.00788)	0.0315*** (0.00231)	0.0383*** (0.00275)	0.0239*** (0.00368)	0.0359*** (0.00326)	0.0433*** (0.00433)	0.0251*** (0.00356)
<i>(exp)²</i>	-0.00035*** (0.000107)	-0.00047*** (0.000143)	-7.05e-05 (0.000184)	-0.00036*** (4.31e-05)	-0.00048*** (5.03e-05)	-0.00021*** (7.22e-05)	-0.00045*** (5.87e-05)	-0.00060*** (7.71e-05)	-0.00022*** (7.16e-05)
<i>(dsind)</i>	-0.125** (0.0584)	-0.0162 (0.0479)	0.705*** (0.109)	-0.136*** (0.0362)	0.158*** (0.0341)	-0.127*** (0.0477)	-0.326*** (0.0425)	-0.165*** (0.0491)	-0.374*** (0.0664)
<i>(dcasado)</i>	0.0858* (0.0489)	0.0173 (0.0634)	0.0235 (0.0687)	0.132*** (0.0197)	0.171*** (0.0302)	0.148*** (0.0257)	0.0929*** (0.0309)	-0.0283 (0.0389)	0.146*** (0.0436)
<i>(dbanca)</i>	0.135*** (0.0442)	0.110* (0.0559)	0.142** (0.0654)	0.148*** (0.0209)	0.123*** (0.0230)	0.170*** (0.0314)	0.0583*** (0.0156)	0.0550*** (0.0202)	0.0435 (0.0296)
<i>(durbana)</i>	0.189** (0.0824)	0.205** (0.0888)	0.193** (0.0784)	0.158*** (0.0282)	0.167*** (0.0319)	0.160*** (0.0413)	0.289*** (0.0337)	0.334*** (0.0386)	0.298*** (0.0602)
<i>(dformal)</i>	0.372*** (0.0586)	0.368*** (0.0602)	0.487*** (0.0774)	0.359*** (0.0208)	0.386*** (0.0290)	0.375*** (0.0291)	0.345*** (0.0179)	0.323*** (0.0250)	0.404*** (0.0316)
<i>Constante</i>	-0.0627 (0.133)	-0.321** (0.149)	-1.912*** (0.290)	-0.0182 (0.0576)	-0.551*** (0.0553)	-0.0243 (0.114)	-0.177** (0.0709)	-0.358*** (0.0981)	-0.0864 (0.113)

(Continua)

(Continuação)		AL –		BA		BA –		CE		CE –	
Variável	AL	AL – masculino	AL – feminino	BA	BA – masculino	BA – feminino	CE	CE – masculino	CE – feminino		
<i>Trabsemanaref</i>											
<i>S</i>	0.0128* (0.00735)	-0.00846 (0.0151)	0.104*** (0.00961)	0.000971 (0.00380)	0.0184*** (0.00482)	0.0495*** (0.00563)	-0.0117*** (0.00410)	-0.0254*** (0.00623)	0.0335*** (0.00814)		
<i>(membros)</i>	-0.0178* (0.00895)	-0.0367* (0.0204)	-0.0199 (0.0198)	-0.0197*** (0.00651)	-0.0370*** (0.0121)	-0.0315*** (0.00966)	-0.0191* (0.00997)	-0.0384** (0.0153)	-0.0390** (0.0181)		
<i>(dcasado)</i>	0.142 (0.0912)	0.460*** (0.104)	-0.113 (0.0842)	0.109*** (0.0276)	0.353*** (0.0530)	-0.154*** (0.0409)	0.176*** (0.0431)	0.571*** (0.0598)	-0.125** (0.0583)		
<i>(dmulherfilho14)</i>	-0.207* (0.106)	-0.425 (0.307)	0.100 (0.101)	0.191*** (0.0449)	-0.160 (0.116)	0.432*** (0.0598)	0.0850 (0.0525)	0.164 (0.116)	0.229*** (0.0659)		
<i>(dsind)</i>	1.121*** (0.109)	0.753*** (0.149)	1.260*** (0.173)	1.035*** (0.0436)	0.837*** (0.0736)	1.106*** (0.0722)	0.863*** (0.0642)	0.763*** (0.0783)	0.933*** (0.0945)		
<i>(dformalanterior)</i>	-0.432*** (0.106)	-0.672*** (0.152)	-0.634** (0.239)	-0.771*** (0.0510)	-1.103*** (0.0598)	-0.892*** (0.0897)	-0.356*** (0.0541)	-0.653*** (0.0849)	-0.390*** (0.0752)		
<i>(idade)</i>	0.000986 (0.00219)	-0.00407 (0.00459)	0.0151*** (0.00352)	-0.00399*** (0.00101)	0.000487 (0.00172)	-0.000886 (0.00146)	-0.00480*** (0.00129)	-0.00365 (0.00242)	-0.00209 (0.00184)		
<i>(dbranca)</i>	-0.105* (0.0540)	-0.0708 (0.0698)	0.0385 (0.0632)	-0.101*** (0.0293)	0.0688 (0.0423)	-0.152*** (0.0452)	-0.104*** (0.0269)	-0.119*** (0.0422)	-0.104*** (0.0384)		
<i>(rendpfamiliar)</i>	0.000387** (0.000153)	0.000417* (0.000231)	-0.000205** (0.000102)	0.000320*** (4.78e-05)	-0.00026*** (4.31e-05)	0.000243*** (5.25e-05)	0.000437*** (6.31e-05)	0.000428*** (8.00e-05)	0.000305*** (8.16e-05)		
<i>constante</i>	-0.184 (0.132)	0.496*** (0.172)	-1.389*** (0.224)	0.383*** (0.0587)	0.735*** (0.0855)	-0.196*** (0.0946)	0.395*** (0.0710)	0.718*** (0.136)	-0.0598 (0.106)		
<i>athrho</i>	-0.970*** (0.169)	-0.786*** (0.235)	1.025*** (0.260)	-0.864*** (0.0650)	0.693*** (0.0642)	-0.655*** (0.127)	-1.208*** (0.0677)	-1.022*** (0.108)	-1.044*** (0.134)		
<i>Insigma</i>	-0.188*** (0.0498)	-0.280*** (0.0443)	-0.168** (0.0829)	-0.244*** (0.0271)	-0.354*** (0.0277)	-0.252*** (0.0363)	-0.120*** (0.0258)	-0.257*** (0.0413)	-0.103*** (0.0492)		
Amostra	2,715	1,265	1,450	17,532	8,272	9,260	12,483	5,915	6,568		

Elaboração dos autores.

TABELA A.7

Região Nordeste - II: estimativas por estado e sexo

Variável	MA	MA – masculino	MA – feminino	PB	PB – masculino	PB – feminino	PE	PE – masculino	PE – feminino
<i>S</i>	0.146*** (0.0279)	0.140*** (0.0328)	0.191*** (0.0348)	0.0922*** (0.0269)	0.113*** (0.0240)	0.134*** (0.0173)	0.0906*** (0.0267)	0.0950*** (0.0304)	0.103*** (0.0356)
<i>S²</i>	-0.0172*** (0.00502)	-0.0169*** (0.00602)	-0.0251*** (0.00633)	-0.0115** (0.00438)	-0.0146*** (0.00468)		-0.0111*** (0.00346)	-0.0106** (0.00411)	-0.0149*** (0.00511)
<i>S³</i>	0.00102*** (0.000255)	0.00109*** (0.000310)	0.00133*** (0.000300)	0.000804*** (0.000214)	0.000994*** (0.000251)		0.000780*** (0.000134)	0.000798*** (0.000169)	0.000942*** (0.000202)
<i>(exp)</i>	0.0306*** (0.00524)	0.0375*** (0.00696)	0.0247*** (0.00646)	0.0357*** (0.00311)	0.0446*** (0.00571)	0.0178*** (0.00668)	0.0287*** (0.00276)	0.0355*** (0.00333)	0.0190*** (0.00441)
<i>(exp)²</i>	-0.00035*** (8.53e-05)	-0.000454*** (0.000114)	-0.000279** (0.000132)	-0.00045*** (6.20e-05)	-0.000603*** (9.73e-05)	-3.07e-05 (0.000138)	-0.00035*** (4.91e-05)	-0.00045*** (5.92e-05)	-0.000193*** (8.71e-05)
<i>(dsind)</i>	-0.336*** (0.0966)	0.0974 (0.0930)	-0.405*** (0.118)	-0.295*** (0.0634)	-0.179 (0.134)	0.450*** (0.136)	-0.294*** (0.0303)	-0.136*** (0.0319)	-0.219*** (0.0801)
<i>(dcasado)</i>	0.229*** (0.0586)	0.198*** (0.0567)	0.253*** (0.0750)	0.0305 (0.0466)	-0.0668 (0.120)	-0.0361 (0.0686)	0.0547** (0.0246)	-0.0991** (0.0496)	0.119*** (0.0361)
<i>(dbanca)</i>	0.0216 (0.0461)	-0.00538 (0.0548)	0.0189 (0.0449)	0.0518 (0.0328)	0.0334 (0.0426)	0.00935 (0.0556)	0.142*** (0.0252)	0.128*** (0.0235)	0.128*** (0.0390)
<i>(durbana)</i>	0.165** (0.0633)	0.298*** (0.0974)	-0.00884 (0.0722)	0.0342 (0.0589)	0.0524 (0.0519)	-0.0163 (0.107)	0.291*** (0.0350)	0.371*** (0.0508)	0.166*** (0.0642)
<i>(dformal)</i>	0.354*** (0.0375)	0.400*** (0.0576)	0.416*** (0.0779)	0.355*** (0.0458)	0.388*** (0.0630)	0.365*** (0.0598)	0.330*** (0.0192)	0.353*** (0.0228)	0.298*** (0.0330)
<i>Constante</i>	-0.0168 (0.116)	-0.704*** (0.138)	0.106 (0.231)	0.284* (0.143)	-0.00819 (0.292)	-0.945*** (0.302)	0.143** (0.0701)	-0.110 (0.100)	0.289** (0.128)

(Continua)

(Continuação)		Variável	MA	MA – masculino	MA – feminino	PB	PB – masculino	PB – feminino	PE	PE – masculino	PE – feminino
<i>Trabsemanaref</i>											
<i>S</i>		-0.00161 (0.0110)	0.0121 (0.0149)	0.0650*** (0.0143)	0.0194** (0.00770)	0.0121 (0.0152)	0.0954*** (0.00942)	0.00444 (0.00559)	-0.0216*** (0.00702)	0.0526*** (0.00706)	
	<i>(nmembrs)</i>	0.00211 (0.0120)	-0.0229 (0.0290)	-0.0239 (0.0169)	-0.0400** (0.0175)	-0.0547** (0.0251)	-0.0885*** (0.0258)	0.00221 (0.00862)	0.000269 (0.0147)	-0.0179 (0.0145)	
	<i>(dcasado)</i>	-0.0520 (0.0660)	0.122 (0.0872)	-0.431*** (0.119)	0.204*** (0.0606)	0.589*** (0.119)	-0.225*** (0.0651)	0.148*** (0.0293)	0.543*** (0.0468)	-0.244*** (0.0433)	
<i>(dmulherfilho14)</i>		0.0202 (0.0937)	0.00321 (0.239)	0.182 (0.134)	0.0804 (0.0962)	0.487* (0.271)	0.155 (0.0991)	0.111** (0.0485)	0.139 (0.139)	0.247*** (0.0636)	
	<i>(dsind)</i>	1.088*** (0.105)	0.711*** (0.0947)	1.317*** (0.145)	1.126*** (0.120)	0.802*** (0.148)	1.299*** (0.102)	1.024*** (0.0523)	0.626*** (0.0575)	1.222*** (0.0855)	
	<i>(dformalanterior)</i>	-0.574*** (0.0829)	-1.296*** (0.155)	-0.843*** (0.148)	-0.472*** (0.103)	-0.929*** (0.171)	-0.902*** (0.245)	-0.502*** (0.0532)	-0.734*** (0.0693)	-0.727*** (0.114)	
<i>(idade)</i>		-0.00292 (0.00226)	0.00238 (0.00476)	0.00191 (0.00321)	-0.00268 (0.00220)	0.00223 (0.00391)	0.00303 (0.00430)	-0.00365*** (0.00123)	-0.00590*** (0.00178)	0.000154 (0.00184)	
	<i>(dbranca)</i>	-0.0496 (0.0423)	0.0337 (0.119)	-0.0799 (0.0673)	-0.0888** (0.0353)	-0.0691 (0.0779)	-0.0845 (0.0551)	-0.139*** (0.0304)	-0.0972** (0.0398)	-0.0857* (0.0445)	
	<i>(rendprfamiliar)</i>	0.000402** (0.000167)	-0.000189 (0.000147)	0.000240* (0.000122)	0.000235* (0.000138)	6.91e-05 (0.000320)	-7.82e-05 (0.000102)	0.000376*** (6.02e-05)	0.000526*** (8.84e-05)	0.000237*** (6.04e-05)	
<i>constante</i>		0.218** (0.102)	0.819*** (0.203)	-0.475** (0.185)	-0.0109 (0.127)	0.314* (0.160)	-0.603** (0.237)	0.00325 (0.0753)	0.413*** (0.102)	-0.511*** (0.102)	
	<i>athrho</i>	-1.222*** (0.178)	0.338* (0.173)	-0.816*** (0.233)	-0.891*** (0.197)	-0.552 (0.728)	0.613** (0.297)	-1.164*** (0.0693)	-1.153*** (0.0823)	-0.847*** (0.141)	
	<i>lnsigma</i>	-0.138 (0.0851)	-0.341*** (0.0741)	-0.246*** (0.0862)	-0.262*** (0.0528)	-0.401*** (0.105)	-0.281*** (0.0892)	-0.134*** (0.0315)	-0.190*** (0.0395)	-0.255*** (0.0442)	
Amostra		3,129	1,484	1,645	3,669	1,731	1,938	12,054	5,518	6,536	

Elaboração dos autores.

TABELA A.8
Região Nordeste – III: estimativas por estado e sexo

Variável	PI	PI – masculino	PI – feminino	RN	RN – masculino	RN – feminino	SE	SE – masculino	SE – feminino
<i>S</i>	0.138*** (0.0228)	0.154*** (0.0270)	0.155*** (0.0440)	0.117*** (0.0339)	0.122*** (0.0357)	0.0851* (0.0497)	0.0707*** (0.0232)	0.0795*** (0.0247)	0.119*** (0.0195)
<i>S²</i>	-0.0147*** (0.00405)	-0.0192*** (0.00573)	-0.0110 (0.00674)	-0.0161*** (0.00552)	-0.0172*** (0.00589)	-0.0122 (0.00750)	-0.00601* (0.00351)	-0.00763* (0.00416)	
<i>S³</i>	0.000937*** (0.000205)	0.00120*** (0.000314)	0.000701** (0.000279)	0.00110*** (0.000244)	0.00119*** (0.000277)	0.000950*** (0.000315)	0.000612*** (0.000152)	0.000695*** (0.000191)	
<i>(exp)</i>	0.0206*** (0.00478)	0.0328*** (0.00706)	0.00873 (0.00740)	0.0246*** (0.00408)	0.0303*** (0.00650)	0.0196*** (0.00615)	0.0375*** (0.00354)	0.0456*** (0.00482)	0.0269*** (0.00731)
<i>(exp)²</i>	-0.000161** (7.52e-05)	-0.00035*** (9.18e-05)	7.06e-05 (0.000153)	-0.00026*** (8.95e-05)	-0.000353*** (0.000124)	-0.000125 (0.000138)	-0.00041*** (6.11e-05)	-0.00056*** (8.06e-05)	-0.000102 (0.000196)
<i>(dsind)</i>	0.0726 (0.0588)	-0.00928 (0.0707)	0.162* (0.0876)	0.276*** (0.0411)	0.137** (0.0601)	0.227** (0.0997)	0.293*** (0.111)	0.216* (0.129)	0.143 (0.395)
<i>(dcasado)</i>	0.115** (0.0514)	0.0894 (0.103)	-0.0745 (0.0624)	0.190*** (0.0666)	0.228** (0.0918)	0.0246 (0.0813)	0.204*** (0.0413)	0.225*** (0.0561)	0.0907 (0.145)
<i>(dbanca)</i>	0.0451 (0.0428)	0.0212 (0.0515)	0.0617 (0.0656)	0.0612** (0.0270)	0.0521 (0.0367)	0.100** (0.0476)	0.0902** (0.0376)	0.112** (0.0550)	0.0731 (0.0525)
<i>(durbana)</i>	0.311*** (0.0510)	0.388*** (0.0626)	0.176** (0.0760)	0.158** (0.0694)	0.238*** (0.0893)	0.00890 (0.0437)	0.332** (0.156)	0.311** (0.123)	0.427*** (0.136)
<i>(dformal)</i>	0.577*** (0.0552)	0.554*** (0.0732)	0.571*** (0.0484)	0.425*** (0.0352)	0.417*** (0.0377)	0.377*** (0.0579)	0.323*** (0.0419)	0.235*** (0.0614)	0.358*** (0.0504)
<i>Constante</i>	-0.886*** (0.139)	-0.851*** (0.196)	-0.980*** (0.150)	-0.665*** (0.108)	-0.619*** (0.102)	-0.341 (0.245)	-0.842*** (0.216)	-0.718*** (0.163)	-0.891* (0.474)

(Continua)

(Continuação)

Variável	MA	MA – masculino	MA – feminino	PB	PB – masculino	PB – feminino	PE	PE – masculino	PE – feminino
<i>Trabsemanaref</i>									
<i>S</i>	0.0236*** (0.00774)	-0.00509 (0.0133)	0.0800*** (0.0130)	0.0446*** (0.00490)	0.0386*** (0.00868)	0.0788*** (0.00835)	0.0339*** (0.0103)	0.0182 (0.0186)	0.0554** (0.0264)
<i>(membros)</i>	-0.0294 (0.0200)	-0.0174 (0.0307)	-0.0565*** (0.0192)	-0.00891 (0.0152)	-0.0107 (0.0241)	-0.00906 (0.0255)	-0.0372** (0.0149)	-0.0938* (0.0474)	-0.0224 (0.0262)
<i>(dcasado)</i>	0.300*** (0.0772)	0.663*** (0.168)	-0.0895 (0.0903)	0.283*** (0.0637)	0.492*** (0.160)	-0.0333 (0.0674)	0.325*** (0.0506)	0.587*** (0.0845)	-0.0308 (0.114)
<i>(dmulherfilho14)</i>	0.367*** (0.115)	0.166 (0.395)	0.463*** (0.138)	0.175** (0.0705)	-0.219 (0.305)	0.382*** (0.0884)	0.395*** (0.107)	0.302 (0.270)	0.662*** (0.128)
<i>(dsind)</i>	0.882*** (0.140)	1.044*** (0.233)	0.948*** (0.152)	1.106*** (0.0811)	0.749*** (0.139)	1.300*** (0.120)	1.293*** (0.103)	0.986*** (0.237)	1.424*** (0.330)
<i>(dformalanterior)</i>	-0.714*** (0.151)	-0.871*** (0.144)	-1.004*** (0.205)	-0.604*** (0.0927)	-0.872*** (0.118)	-0.758*** (0.180)	-0.843*** (0.107)	-1.149*** (0.186)	-0.895*** (0.179)
<i>(idade)</i>	0.00526** (0.00244)	0.00541 (0.00560)	0.00728* (0.00401)	0.00150 (0.00172)	0.00657* (0.00374)	0.000949 (0.00248)	-0.00102 (0.00336)	0.00133 (0.00633)	-0.00433 (0.00435)
<i>(dbranca)</i>	-0.0164 (0.0565)	-0.146 (0.0938)	0.0246 (0.0917)	-0.0305 (0.0443)	-0.180** (0.0735)	0.0469 (0.0609)	0.0468 (0.0724)	0.0494 (0.136)	0.0618 (0.0959)
<i>(rendpfamiliar)</i>	-0.00020*** (4.17e-05)	-0.000185** (7.73e-05)	-0.00026*** (4.40e-05)	-0.00017*** (2.47e-05)	-0.000244*** (3.77e-05)	-9.39e-05** (4.55e-05)	-0.000120** (5.49e-05)	-0.00021*** (7.78e-05)	8.66e-05 (0.000243)
<i>constante</i>	0.102 (0.172)	0.538** (0.267)	-0.415 (0.254)	-0.267** (0.124)	0.0735 (0.201)	-0.738*** (0.189)	0.0645 (0.196)	0.629 (0.527)	-0.264 (0.291)
<i>athrho</i>	0.643*** (0.137)	0.458*** (0.147)	0.783*** (0.135)	0.867*** (0.102)	0.832*** (0.114)	0.479* (0.243)	0.467* (0.237)	0.468 (0.365)	-0.375 (0.891)
<i>Insigma</i>	-0.194*** (0.0283)	-0.235*** (0.0458)	-0.186*** (0.0523)	-0.309*** (0.0342)	-0.377*** (0.0380)	-0.400*** (0.0679)	-0.316*** (0.0312)	-0.374*** (0.0347)	-0.301* (0.175)
<i>Amostra</i>	2,618	1,313	1,305	3,237	1,556	1,681	3,045	1,437	1,608

Elaboração dos autores.

ABERTURA COMERCIAL, CAPITAL HUMANO E CRESCIMENTO ECONÔMICO NO BRASIL *

Gilberto Joaquim Fraga**

Carlos José Caetano Bacha***

Este estudo tem por objetivo analisar a relação entre capital humano dos indivíduos empregados, abertura comercial e crescimento econômico dos estados brasileiros no período de 1995 a 2006. Por meio do procedimento de dados em painel dinâmico, estimaram-se dois modelos teóricos: o de Solow estendido e outro, com progresso tecnológico endógeno. Os resultados indicam que um aumento no nível de abertura comercial de 1%, em média, aumenta a taxa de crescimento do Produto Interno Bruto (PIB) *per capita* dos estados brasileiros entre 0,09 e 0,13 ponto percentual (p.p.). Já um aumento de um ano no nível médio da escolaridade dos trabalhadores gera aumento entre 0,06 p.p. e 0,07 p.p. na taxa de crescimento do PIB *per capita* desses estados.

Palavras-chave: abertura econômica; progresso tecnológico; painel dinâmico.

JEL: F15; O40.

1 INTRODUÇÃO

Após a estabilização da economia brasileira, a partir da segunda metade da década de 1990, parte do debate acadêmico ocorreu em torno de sugestões para aumentar a taxa de crescimento econômico do Brasil, considerando que, entre 1995 e 2006, a taxa média de crescimento anual do Produto Interno Bruto (PIB) brasileiro foi de 2,7% (Ipea, 2008) ante o crescimento de 3,8% ao ano (a.a.) do PIB mundial. No Brasil, os gestores de política econômica vêm trabalhando para alcançar uma taxa de crescimento econômico de forma sustentada, sem deterioração de outras variáveis macroeconômicas. Isso acontece, em parte, porque o país possui um histórico que o induz à cautela na gestão das políticas econômicas e é, também, uma pequena economia aberta e emergente, suscetível aos choques externos comuns às economias com esse perfil. A partir da segunda metade dos anos 1990, foi considerável o impacto do aumento e da consolidação da abertura comercial sobre a estrutura produtiva da economia brasileira, o que resultou em uma demanda por trabalhadores com viés para maiores níveis de capital humano acumulado.¹

* Os autores agradecem o apoio financeiro da Fundação de Amparo à Pesquisa do Estado de São Paulo (FAPESP), processo nº 2008/54731-8, e também as contribuições valiosas de dois pareceristas colaboradores. Ao mesmo tempo, responsabilizam-se por eventuais erros remanescentes.

** Professor do Departamento de Economia da Universidade Estadual de Maringá (UEM). *E-mail:* gjfraga@uem.br

*** Professor titular da Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz da Universidade de São Paulo (ESALQ/USP). *E-mail:* carlosbacha@usp.br

1. Ver, por exemplo, Giovanetti e Menezes-filho (2006), Ribeiro e Jacinto (2008) e Dias (2012).

Entre outras, duas recorrentes recomendações para gerar maiores taxas de crescimento econômico concentram atenção sobre políticas de promoção do comércio internacional de produtos de maior valor agregado e investimentos em capital humano. Defende-se a qualificação dos agentes econômicos para uma melhor adequação ao mercado e como forma de responder bem às novas necessidades das estruturas produtivas dos estados de assimilação de novas tecnologias. O nível de eficiência com que o país consegue absorver novas tecnologias é reflexo da qualificação dos trabalhadores.

O acesso a novos insumos importados permite que as empresas ampliem o escopo de produção por meio da introdução de novas variedades de produtos e serviços, o que gera ganho dinâmico do comércio.² O crescimento de uma economia em autarquia é menor do que o crescimento de uma economia completamente integrada ao mundo, afirmam Gould e Ruffin (1995).

Por intermédio do comércio internacional, as economias em desenvolvimento podem se beneficiar das pesquisas realizadas nos países desenvolvidos, considerando que a grande maioria dos investimentos em pesquisa e desenvolvimento (P&D) ocorre nos países avançados. Helpman (2004) cita alguns canais pelos quais a integração econômica pode gerar benefícios, entre estes, tem-se: *i*) tamanho do mercado, pois um grande mercado aumenta a lucratividade das atividades inovadoras e estimula o investimento em P&D; *ii*) maior exposição das firmas domésticas à competição; *iii*) mudanças nos preços dos fatores domésticos; *iv*) o comércio minimiza a redundância nas pesquisas, ou seja, quando um país participa do comércio mundial, cada firma está competindo com todas as demais empresas do mundo e não apenas com as firmas domésticas, como acontece nas economias fechadas; *v*) acesso a insumos intermediários especializados e bens de capital produzidos em outros países; e *vi*) obter benefícios com uma possível redução nos custos de gerar P&D, dado que esses custos podem ser divididos num mundo com muitos países.

A heterogeneidade dos estados brasileiros reflete-se no desempenho das variáveis econômicas. No período entre 1995 e 2006, enquanto o estado de Mato Grosso teve o maior aumento no nível da renda *per capita* (R\$ 3.009),³ o estado do Amapá registrou um pequeno aumento no seu nível de renda (de R\$ 269).⁴ Quanto ao nível do capital humano da força de trabalho, o estado do Acre ficou estagnado; Já o estado de Tocantins registrou maior aumento no nível médio do capital humano, com incremento de 2,49 anos de estudos na média. A abertura comercial dos estados possui, também, evolução diferenciada: em 2006, o estado

2. Ver Romer (1994), Eaton e Kortum (2001), Goldberg *et al.* (2009) e Feenstra (2010).

3. Valores em reais de 2000, deflacionados pelo deflator implícito do PIB.

4. Valores em reais de 2000, deflacionados pelo deflator implícito do PIB.

do Amazonas registrou o maior grau de abertura (49%) e o estado do Acre não alcançou 1%, enquanto na média o grau de abertura comercial do Brasil registrou 21,5% em 2006.

Nesse cenário, o objetivo desta pesquisa é analisar e quantificar os impactos de variações no capital humano dos indivíduos empregados e da abertura comercial dos estados brasileiros sobre os seus crescimentos econômicos no período de 1995 a 2006. Subsidiariamente, será apresentado um arcabouço teórico para analisar a relação entre o capital humano dos indivíduos, a abertura econômica e o crescimento econômico, além de definir e estimar modelos econométricos. Para alcançar o objetivo proposto, será utilizado o procedimento econométrico de dados em painel dinâmico que contorna os potenciais problemas de endogeneidade e causalidade reversa.

Esta pesquisa pretende contribuir para o debate econômico, apresentando novas evidências sobre a relação entre abertura comercial, capital humano e crescimento econômico no Brasil. Analisa-se, também, o efeito da complementaridade entre abertura comercial e capital humano sobre o crescimento econômico, como apresenta Chang, Kaltani e Loayza (2009). Para tanto, utilizam-se dados organizados em painel para os estados brasileiros, de maneira a contemplar as diferenças regionais que possam existir.

Além desta introdução, este artigo apresenta, na segunda seção, algumas evidências da literatura empírica referente ao tema. A terceira seção apresenta o arcabouço teórico. A quarta seção apresenta os dados e os procedimentos econométricos a serem utilizados. Na quinta seção, são apresentadas as estimativas econométricas e a discussão delas. Por fim, a sexta seção apresenta as considerações finais.

2 A RELAÇÃO ENTRE ABERTURA COMERCIAL, CAPITAL HUMANO E CRESCIMENTO ECONÔMICO: EVIDÊNCIAS DA LITERATURA EMPÍRICA

De acordo com Edwards (1992), a relação entre comércio internacional e crescimento econômico é uma questão antiga e controversa entre os economistas. Embora alguns sejam um pouco céticos quanto aos benefícios oriundos do comércio internacional sobre o crescimento econômico, vários estudos empíricos corroboram a hipótese de que economias voltadas para o exterior (e, portanto, mais abertas) têm obtido efeitos positivos sobre o crescimento econômico. Edwards (1992, 1993) argumenta que os desenvolvimentos recentes na geração de modelos de crescimento baseados em economias de escala, acumulação de capital humano e progresso tecnológico endógeno *à la* Lucas (1988) e Romer (1990) geram novos elementos para análise da forma pela qual o comércio internacional pode afetar o crescimento econômico.

Desde o início da década de 1990, têm surgido vários trabalhos empíricos, que buscaram analisar os canais pelos quais o comércio internacional afetaria o

crescimento econômico dos países. Os avanços dessa agenda de pesquisa são no sentido, principalmente, de resolver o problema de endogeneidade das variáveis utilizadas como *proxies* para indicar o grau de abertura comercial dos países.

Levin e Raut (1997) afirmam que essa relação interativa do capital humano e comércio internacional sobre o produto (renda) dos países tem sido negligenciada pela literatura. Para constatar empiricamente a existência dessa relação, os autores citados especificaram uma função de produção que permite analisar a relação de complementaridade entre exportações e capital humano no crescimento econômico para um grupo de trinta países semi-industrializados. Os autores confirmaram que existe evidência forte e robusta da interação entre educação média da força de trabalho e exportações (orientação comercial), indicando, portanto, alto grau de complementaridade entre as duas variáveis na contribuição para o crescimento econômico dos países. Para os autores, esses resultados dão suporte para o desenvolvimento de políticas que devem estimular o crescimento econômico de longo prazo por meio de políticas simultâneas de investimento em capital humano e no setor exportador.

Miller e Upadhyay (2000) partiram de uma função de produção agregada e analisaram o efeito da abertura comercial, da orientação comercial e do capital humano sobre a Produtividade Total dos Fatores (PTF) para um grupo de 83 países. As conclusões dos autores mostraram que abrir a economia ao comércio internacional (por exemplo, aumentar o percentual das exportações em relação ao PIB) é benéfico à PTF. O estoque de capital humano contribui positivamente para aumentar a produtividade na maioria das especificações. O efeito do capital humano sobre o crescimento econômico é negativo para os países de alta renda e positivo para os de média renda. Maior nível de educação amplia o efeito da abertura sobre o crescimento da produtividade. Já para os países considerados de baixa renda, o coeficiente do capital humano move-se de negativo para positivo à medida que aumenta o grau de abertura da economia.

Chuang (2000) verifica a relação de longo prazo e a causalidade entre acumulação de capital humano, exportações e crescimento econômico para a economia de Taiwan. Para realizar as estimativas, o autor utilizou o procedimento de causalidade de Granger e cointegração. Os resultados mostram que existe uma relação de longo prazo entre as variáveis (exportação, capital humano e crescimento) do modelo. Isso acontece porque a abertura comercial cria oportunidades e aumenta a taxa de retorno do investimento em capital humano, que, por sua vez, encoraja os trabalhadores qualificados a elevarem o nível de educação, o que reforça a competitividade no mercado internacional, alimentando o crescimento de longo prazo do país.

Chang, Kaltani e Loayza (2009) especificaram uma equação de crescimento não linear para verificar como a relação entre crescimento econômico e abertura comercial pode depender de outras variáveis, que representam reformas

complementares ao aumento no grau de abertura. Entre as possíveis reformas complementares ao indicador para abertura, pode-se ter um aumento do investimento em educação. Os autores concluem que um maior grau de abertura comercial, se combinado com reformas complementares, pode gerar uma taxa maior de crescimento econômico. Também, as reformas consideradas complementares podem ampliar positivamente a magnitude desse efeito encontrado, que é estatisticamente significativo e robusto, tanto para as mudanças na especificação quanto para as mudanças de método e medida de abertura.

Nesse contexto, a seção seguinte apresenta dois modelos teóricos: no primeiro, tanto a variável de comércio internacional quanto o capital humano se apresentam de forma direta, como insumos no modelo de crescimento; no segundo modelo apresenta-se uma estrutura que considera o progresso tecnológico como endógeno, e o comércio internacional interage com o nível do capital humano para afetar a economia.

3 MODELOS TEÓRICOS RELACIONANDO ABERTURA COMERCIAL, CAPITAL HUMANO E CRESCIMENTO ECONÔMICO

3.1 Modelo de Solow estendido⁵

Esta seção apresenta o modelo de Solow estendido com capital humano e adicionalmente modificado para a inclusão da variável comércio internacional. Segundo Mankiw, Romer e Weil (MRW) (1992), o ajustamento do modelo poderia melhorar ao se incluir o capital humano.

O modelo proposto parte de uma função de produção com tecnologia neutra e equação de acumulação de capital físico e humano com inspiração no modelo de MRW. A função de produção tem o seguinte formato:

$$Y(t) = F(AK_t H_t L_t) = (A_t K_t)^\alpha (H_t)^\beta (L_t)^{1-\alpha-\beta} \quad (1)$$

em que Y é o produto, A representa a tecnologia, K é o nível de capital físico, H é o capital humano, L é o fator trabalho que cresce a uma taxa exógena n . Adicionalmente, α e β têm valores entre 0 e 1: $\alpha, \beta \in [0, 1]$; α, β e $(1 - \alpha - \beta)$ são as parcelas de cada um dos insumos na renda, sob a hipótese de retornos constantes à escala. Quanto ao trabalho, tem-se:

$$L(t) = L(0)e^{nt} \quad (2)$$

5. Este item traz como mudança, em relação aos modelos teóricos que o inspiraram, a incorporação da variável que representa o comércio internacional a partir da equação (12).

Dividindo as variáveis do primeiro e do terceiro membros da equação (1) por L e chamando $y = (Y/L)$, $k = (K/L)$ e $h = (H/L)$, tem-se:

$$y_t = (Ak_t)^\alpha h_t^\beta \quad (3)$$

em que y é o produto por unidade de trabalho, k é o estoque de capital medido em unidades de trabalho e h é o capital humano medido em unidade de trabalho.

A equação (3) é uma função de produção que apresenta retornos decrescentes de escala para o produto *per capita*, ou seja, à medida que o capital físico e o humano *per capita* aumentam, o respectivo efeito torna-se cada vez menor, ou seja, $(\alpha + \beta) < 1$.

Assumindo os pressupostos da segunda equação fundamental de Solow para as equações que ditam a dinâmica da acumulação dos fatores, tem-se as equações que descrevem as evoluções do capital físico (K) e humano (H) especificadas por:⁶

$$\dot{K} = s_k Y - \delta K \quad (4)$$

$$\dot{H} = s_h Y - \delta H \quad (5)$$

em que s_k é a fração da renda investida em capital físico e s_h é a fração investida em capital humano. De acordo com as equações acima, as alterações nos estoques de capital físico ($\dot{K}$) e capital humano ($\dot{H}$) são, respectivamente, iguais ao montante do investimento bruto em capital físico ($s_k Y$) e humano ($s_h Y$), descontados os montantes da depreciação que ocorre durante o processo produtivo, cuja taxa (δ) é a mesma, por suposição, para ambos os estoques de capital (físico e humano). Como no modelo de MRW (1992), a mesma função de produção gera k , h e bens para consumo (c), ou seja, é possível abdicar de uma unidade de consumo para ter uma unidade extra de capital.

Definindo a acumulação do estoque de capital físico e humano por unidade de trabalho como $\dot{k} = \partial(K/L)/\partial t$ e $\dot{h} = \partial(H/L)/\partial t$, tem-se:

$$\dot{k} = \partial(K/L)/\partial t = (\dot{K}L - K\dot{L})/L^2 = \frac{\dot{K}}{L} - kn \quad (6)$$

6. Ver Barro e Sala-i-Martin (2003).

$$\dot{h} = \partial(H/L)/\partial t = (\dot{H}L - H\dot{L})/L^2 = \frac{\dot{H}}{L} - hm \quad (7)$$

Substituindo as equações (6) e (7) nas equações (4) e (5) em termos *per capita*, respectivamente, e reorganizando os termos pode-se expressar as equações em termos de crescimento do capital por unidade de trabalho:

$$\dot{k}_t = s_k y_t - (n + \delta)k_t \quad (8)$$

$$\dot{h}_t = s_h y_t - (n + \delta)h_t \quad (9)$$

Rearranjando os termos das equações acima e fazendo investimento em capital físico por unidade de capital físico $i_{k(t)} = (s_k y)/k_t$ e investimento em capital humano por unidade de capital humano $i_{h(t)} = (s_h y)/h_t$, estas podem ser representadas por:

$$\frac{\dot{k}_t}{k_t} = i_{k(t)} - (n + \delta) \quad (10)$$

$$\frac{\dot{h}_t}{h_t} = i_{h(t)} - (n + \delta) \quad (11)$$

A equação (3) considera o nível tecnológico potencializando o capital físico. Essa inovação tecnológica pode tanto ser gerada dentro do país quanto ser importada via comércio internacional. Para contemplar esse último efeito, modifica-se a função de produção incluindo o comércio internacional.

A introdução do comércio internacional (nível de abertura econômica) na função de produção justifica-se por este ser um importante meio de difusão de tecnologia entre os países desenvolvidos e os países em desenvolvimento (Helpman, 2004). Esse conhecimento encontra-se embutido em bens comercializáveis e assim pode ser transferido. Portanto, quando um país compra bens de capital e insumos de outras nações e os usa no processo de produção, a quantidade de tecnologia utilizada amplia-se. Entre as importações de uma nação, encontram-se, por exemplo, máquinas para o setor produtivo, que foram produzidas em outro país mais desenvolvido. Logo, o país importador em questão está fazendo uso de tecnologia

que foi desenvolvida com investimentos em P&D do inventor estrangeiro. Também, uma economia com maior nível de comércio (mais aberta) é suscetível a um maior nível de competição; conseqüentemente, aumentam as razões para que as empresas despendam maiores recursos para aumentar a inovação tecnológica (de produto ou processo) para permanecer competitiva.

Considere que, na equação (3), A é a inovação tecnológica associada ao capital físico (K) e depende de elementos domésticos (tecnologia desenvolvida dentro do país) e exógenos (desenvolvidos no estrangeiro). Estes últimos são absorvidos via comércio internacional e estariam representados na variável ac (abertura comercial). O restante seria gerado dentro do Brasil e captado por uma variável ψ . Assim, assumindo que⁷ $A^\alpha = (\psi \cdot ac)^\phi$, tem-se:

$$y_t = (\psi \cdot ac_t)^\phi k_t^\alpha h_t^\beta \quad (12)$$

De outra forma,

$$y_t = \psi^\phi \cdot ac_t^\phi k_t^\alpha h_t^\beta$$

em que ψ é o conhecimento gerado dentro do país em consideração que potencializa o capital físico e ac representa o volume de comércio do país com o exterior (abertura comercial). O parâmetro ϕ é o equivalente à parcela que o produto ($\psi \cdot ac$) terá na composição do produto *per capita*.

Fazendo o logaritmo natural de ambos os lados da equação (12), chega-se a:

$$\ln y = \phi \ln \psi + \phi \ln ac + \alpha \ln k + \beta \ln h \quad (13)$$

Derivando ambos os lados da equação (13) com relação ao tempo, obtém-se a taxa de crescimento do produto em função da taxa de crescimento dos insumos, ou seja:

$$\frac{\dot{y}}{y} = \phi \frac{\dot{\psi}}{\psi} + \phi \frac{\dot{ac}}{ac} + \alpha \frac{\dot{k}}{k} + \beta \frac{\dot{h}}{h} \quad (14)$$

em que $\frac{\dot{x}}{x}$ corresponde a $\frac{d \ln x}{dt}$, e x representa qualquer variável na equação (13).

7. Devido às interações não conhecidas previamente entre ac e ψ , não se assume *a priori* que ϕ e α sejam iguais.

Substituindo as equações (10) e (11) na equação (14), tem-se:

$$\frac{\dot{y}}{y} = \phi \frac{\dot{\psi}}{\psi} + \phi \frac{a\dot{c}}{ac} + \alpha(i_k) + \beta(i_h) - (\alpha + \beta)(n + \delta) \quad (15)$$

A equação (15), ao estilo dos modelos tradicionais de crescimento econômico utilizados pela literatura, mostra a taxa de crescimento da renda por unidade de trabalho ($\dot{y}/y$) em função do comércio internacional (abertura comercial/econômica) do país (medida por $a\dot{c}/ac$), da acumulação dos fatores de produção, do crescimento da população (n) e da taxa de depreciação δ .

Para realizar as estimativas, propõe-se a especificação empírica fundamentada na apresentação teórica da equação (15). Obtém-se, assim, a equação (16). Por simplicidade, assumem-se as seguintes notações: $gy = \dot{y}/y$ é a taxa de crescimento do PIB *per capita*, $\omega = \phi\dot{\psi}/\psi$ é uma constante e $gac = a\dot{c}/ac$ é a taxa de crescimento da abertura comercial. Dessa forma, tem-se:⁸

$$gy_{it} = \omega + \phi(gac_{it}) + \alpha(i_{k(it)}) + \beta(i_{h(it)}) - (\alpha + \beta)(n + \delta)_{it} + u_{it} \quad (16)$$

$$u_{it} = \mu_i + \eta_{it}$$

De acordo com a equação (16), a taxa de crescimento econômico dos estados brasileiros (gy) depende da taxa de crescimento da abertura comercial (gac), do investimento em capital físico (i_k), do investimento em capital humano (i_h), que se materializa na escolaridade média dos indivíduos, da taxa de crescimento do fator trabalho (n), da depreciação (δ) e do termo de erro (u) que é constituído dos efeitos fixos (EFs) (μ_i) dos estados (variáveis não observadas) e do termo de erro η_{it} .

3.2 Modelo de crescimento econômico com progresso tecnológico endógeno

Nesta subseção, propõe-se um modelo teórico de crescimento endógeno partindo de alguns pressupostos dos modelos desenvolvidos por Romer (1990) e Rivera-Batiz e Romer (1991). O modelo a ser desenvolvido destaca a importância do progresso tecnológico endógeno para o crescimento econômico pelo nível de capital humano dos agentes econômicos (trabalhadores) e do grau de abertura da economia, que é representado pela razão [(exportações+importações)/PIB]. A maneira proposta

8. A fórmula (16) mantém na mesma variável a soma da taxa de crescimento da força de trabalho (n) e a taxa de depreciação (δ), seguindo o proposto por MRW (1992).

para a incorporação do nível de abertura da economia (ac) é a inovação adicionada ao modelo e, acredita-se, é uma contribuição teórica do artigo, o qual tem por hipótese que o comércio internacional é um canal que, potencialmente, amplia o crescimento tecnológico de maneira sucessiva. A tecnologia, portanto, não é fixa e pode ser acumulada por meio do capital humano, do conhecimento já existente e pela transferência internacional – absorção de tecnologia gerada no exterior – via comércio internacional. Assim, a proposta para a evolução da tecnologia é representada da seguinte forma:⁹

$$\dot{A} = \phi[(1 + ac)H_A]A \quad (17)$$

sendo que ϕ capta a eficiência do país em utilizar o conhecimento e a tecnologia disponível, ac é o nível de abertura comercial do país e H_A é o capital humano alocado no setor de tecnologia.

A equação (17) mostra que, se a economia do país estiver em autarquia, o ac será 0 ($ac = 0$); portanto, o setor de tecnologia tem dinâmica doméstica e se desenvolve via capital humano acumulado, como na economia de Romer (1990), ou seja, $\dot{A}/A = \phi(H_A) > 0$. Já com economia aberta, comercializando com o resto do mundo, tem-se $ac > 0$ – a dinâmica tecnológica é potencializada pela transferência internacional de tecnologia via comércio internacional (ac) que interage com o capital humano existente, conforme $\dot{A}/A = [\phi(H_A) + \phi \cdot ac \cdot H_A] > 0$. É interessante observar que, se a economia tiver um alto valor para ac (isto é, alto grau de abertura) e o nível de eficiência (ϕ) e/ou o capital humano (H_g) forem muito baixos, o ac terá pouco impacto no desenvolvimento tecnológico do país e, conseqüentemente, sobre o crescimento econômico. Como ϕ , ac e H_A são positivos, a tecnologia cresce continuamente.

O capital humano, conforme proposto por Romer (1990), se mensura pela seguinte fórmula:

$$H_g = H_Y + H_A \quad (18)$$

sendo que H_g representa a quantidade geral de capital humano utilizado na economia, H_Y é o capital humano dos trabalhadores que estão no setor de produção de bens de consumo e H_A é o capital humano acumulado daqueles trabalhadores que não estão no setor de produção para o consumo e estão alocando capital humano,

9. No modelo seminal de Romer (1990), o progresso tecnológico evolui da seguinte maneira: $\dot{A} = \delta H_A$. No modelo para uma economia integrada com fluxo internacional de conhecimento, conforme Rivera-Batiz e Romer (1991), o progresso tecnológico evolui da seguinte forma: $\dot{A} = \delta H_A(A + A^*) = 2\delta H_A A$, onde A^* é o estoque de conhecimento desenvolvido internacionalmente.

de alguma maneira, para o avanço da tecnologia da economia no setor de capital. O nível de abertura da economia (ac), por hipótese, é determinado por políticas exógenas que afetam as importações e exportações.

A função de produção possui formato Cobb-Douglas com o produto (Y) sendo a função dos insumos – capital humano (H), trabalho (L) e capital físico (K) – representada por:

$$Y = (AH_Y)^\alpha (AL)^\beta (K)^{1-\alpha-\beta}$$

ou:

$$Y = A^{\alpha+\beta} H_Y^\alpha L^\beta K^{1-\alpha-\beta} \quad (19)$$

Nessa especificação, é importante ressaltar que a tecnologia endogenamente gerada, conforme proposto por Romer (1990), é poupadora tanto de capital humano quanto de trabalho, mas não de capital físico (K). Esse mesmo autor pressupõe que L é fixo e aqui é normalizado para 1 (isto é, $L = 1$).¹⁰ A equação (19) pode ser reescrita para produção em termos *per capita* – $y = Y/L$, $h = H/L$, $k = K/L$ – como segue:

$$y = A^{\alpha+\beta} h_Y^\alpha k^{1-\alpha-\beta} \quad (20)$$

na qual y é o produto *per capita*, A é o nível tecnológico endógeno que está associado ao capital humano do trabalhador (h_Y) e absorção de tecnologia externa (ac), e k é o estoque de capital físico por trabalhador (K/L).

A partir das equações (17) e (19), constata-se que, quanto maior for o nível do capital humano e a absorção de tecnologias externas, o capital físico fica mais produtivo e gera maior produção. Da mesma forma que o modelo de Romer (1990), a dinâmica de acumulação do capital *per capita* ($\dot{k} = y - c$) nessa economia é a diferença entre o produto e o consumo e possui o seguinte formato, considerando as equações (18) e (20):

$$\dot{k} = A^{\alpha+\beta} (h_g - h_A)^\alpha k^{1-\alpha-\beta} - c \quad (21)$$

10. Esta hipótese é utilizada por Romer (1990, p. 79 e 84) e serve para obter o fechamento de seu modelo. A mesma hipótese é assumida em Romer (2012, p. 128). Trata-se, portanto, de uma simplificação teórica.

O capital físico¹¹ se acumula por meio da parcela da produção que não vai para o consumo (c), ou seja, o capital físico se acumula por meio do investimento. Assumindo a função utilidade com Elasticidade de Substituição Intertemporal Constante – Constant Intertemporal Elasticity of Substitution (Cies) –, o comportamento maximizador do agente econômico representativo possui a seguinte representação:

$$U(c) = \frac{c^{1-\theta}}{1-\theta} \quad (22)$$

em que θ representa o coeficiente de aversão ao risco e um fator de desconto no consumo presente. Assumindo $\theta \neq 1$, a elasticidade de substituição intertemporal (Barro e Sala-i-Martin, 2003, p. 65) é constante e igual a $\sigma = 1/\theta$. Dada a função utilidade, o objetivo do agente representativo é maximizar a função de bem-estar, como apresenta a equação (23).

$$u(c) = \int_0^{\infty} \frac{c^{1-\theta}}{1-\theta} e^{-\rho t} dt \quad \text{para } \theta \neq 1 \quad (23)$$

Esta função depende do consumo *per capita* (c) e do coeficiente de elasticidade da substituição intertemporal do consumo (constante e igual a $1/\theta$). O agente representativo desconta a utilidade futura a uma taxa constante de preferência, ou seja, ρ é a taxa de desconto intertemporal. As restrições do planejador central são dadas pelas seguintes equações já apresentadas previamente:¹²

$$\dot{A} = \phi[(1+ac)h_A]A \quad (24)$$

$$\dot{k} = (h_g - h_A)^\alpha A^{\alpha+\beta} k^{1-\alpha-\beta} - c \quad (25)$$

e:

$$k(0) > 0 \text{ e } A(0) > 0$$

11. Atente-se ao fato de as equações (8) e (21) se referirem a modelos distintos e sujeitos a hipóteses diferentes.

12. Na equação (17) aparece o H_A e na equação (24) o h_A , sendo $h_A = H_A/L$. Mas, como suposto, o L é normalizado para 1.

sendo $k(0)$ e $A(0)$ os estoques iniciais de capital físico e tecnologia, respectivamente. A solução para o crescimento equilibrado (*steady state growth*) implica que as taxas de crescimento das variáveis de estados (k e A) devem ser iguais; h_A é o capital humano médio por trabalhador (H/L). Para tanto, aplica-se o hamiltoniano.

O hamiltoniano¹³ (J) do valor corrente das equações (23), (24) e (25) é representado por:

$$J = \frac{c^{1-\theta}}{1-\theta} + \lambda_1 [(h_g - h_A)^\alpha A^{\alpha+\beta} k^{1-\alpha-\beta} - c] + \lambda_2 [\phi(1+ac)h_A A] \quad (26)$$

A equação acima está expressa em valor presente, dada a taxa de desconto no tempo que é ρ . Os λ_1 e λ_2 representam, respectivamente, os preços nos setores de capital físico e tecnologia – são os preços-sombra. As condições de transversalidade são: $\lim_{t \rightarrow \infty} k(t)\lambda_1(t)e^{-\rho t} = 0$, e $\lim_{t \rightarrow \infty} A(t)\lambda_2(t)e^{-\rho t} = 0$. Ainda, para facilitar o desenvolvimento adota-se o seguinte,

$$Z = (h_g - h_A)^\alpha A^{\alpha+\beta} k^{1-\alpha-\beta} \quad (27)$$

A partir da maximização da função hamiltoniana¹⁴ chega-se às seguintes expressões:¹⁵

$$\frac{\partial J}{\partial c} = c^{-\theta} - \lambda_1 = 0 \Rightarrow c^{-\theta} = \lambda_1 \quad (28)$$

$$\dot{\lambda}_1 - \rho\lambda_1 = -\frac{\partial J}{\partial k} \Rightarrow \dot{\lambda}_1 = -\lambda_1[(1-\alpha-\beta)A^{\alpha+\beta}(h_g - h_A)^\alpha k^{-\alpha-\beta}] + \rho\lambda_1 \quad (29)$$

$$\begin{aligned} \dot{\lambda}_2 - \rho\lambda_2 = -\frac{\partial J}{\partial A} \Rightarrow \dot{\lambda}_2 = & -\lambda_1[(\alpha+\beta)A^{\alpha+\beta-1}(h_g - h_A)^\alpha k^{1-\alpha-\beta}] - \\ & -\lambda_2[\phi(1+ac)h_A] + \rho\lambda_2 \end{aligned} \quad (30)$$

13. Ver Dorfman (1969), para a interpretação da teoria do controle ótimo.

14. Ver Chiang (1992, cap. 7).

15. As expressões a seguir se distinguem das apresentadas por Chiang (1992, p. 272) pela adoção, neste trabalho, da equação (17) que inova em relação à equação de progresso tecnológico do modelo original de Romer (1990).

$$\frac{\partial J}{\partial h_A} = -\lambda_1[\alpha(h_g - h_A)^{-1}Z] + \lambda_2[\phi(1+ac)A] = 0 \quad (31)$$

$$Z = \frac{\lambda_2[\phi(1+ac)A]}{\alpha\lambda_1} \cdot (h_g - h_A) \quad (32)$$

A partir da equação (31), é possível verificar que os produtos marginais do capital humano nos setores de capital e tecnologia se igualam. Portanto,

$$\lambda_1\alpha(h_g - h_A)^{\alpha-1}A^{\alpha+\beta}k^{1-\alpha-\beta} = \lambda_2[\phi(1+ac)A] \quad (33)$$

A partir da equação (33), tirando o logaritmo natural de ambos os lados, derivando em relação ao tempo e assumindo $(h_g - h_A)$ como constante, obtém-se:

$$\frac{\dot{\lambda}_1}{\lambda_1} + (\alpha + \beta)\frac{\dot{A}}{A} + (1 - \alpha - \beta)\frac{\dot{k}}{k} = \frac{\dot{\lambda}_2}{\lambda_2} + \frac{\dot{A}}{A} \quad (34)$$

$$\frac{\dot{\lambda}_1}{\lambda_1} + (1 - \alpha - \beta)\frac{\dot{k}}{k} = \frac{\dot{\lambda}_2}{\lambda_2} + (1 - \alpha - \beta)\frac{\dot{A}}{A}$$

A expressão apresentada mostra que, em equilíbrio, as taxas de crescimento de k e A são iguais, o que implica que as taxas de crescimento dos preços-sombra também são iguais, dado que a abertura comercial (ac) é exógena (variável de política econômica).

O objetivo é solucionar o modelo sob a condição de crescimento equilibrado. Como existem quatro equações diferenciais – as equações (28), (29), (30), (31) –, o sistema não pode ser analisado, por exemplo, com o diagrama da fase (Chiang, 1992, cap. 9). Portanto, para alcançar o objetivo supracitado, concentram-se nas propriedades inerentes ao modelo e em como o crescimento é afetado pelos vários parâmetros, buscando identificar as políticas a serem sugeridas. A característica básica pressuposta, seguindo a regra de Romer (1990), é que, sob crescimento equilibrado, as variáveis y , k , A e c devem crescer à mesma taxa. Tem-se:

$$g_y = \frac{\dot{y}}{y} = \frac{\dot{k}}{k} = \frac{\dot{c}}{c} = \frac{\dot{A}}{A} = \phi[(1+ac)h_A] \quad (35)$$

em que g_y é a taxa de crescimento do produto. O último membro do lado direito da equação (35) é a taxa de crescimento de A , conforme a equação (17) com capital humano por trabalhador $-h_A$ no lugar H_A da equação (17). Por meio da solução para h_A , pode-se encontrar a taxa de crescimento em função de parâmetros. Derivando a equação (28) em relação ao tempo e utilizando a igualdade de (35), pode-se obter a seguinte expressão:

$$\frac{\dot{\lambda}_1}{\lambda_1} = -\theta \frac{\dot{c}}{c} = -\theta[\phi(1+ac)h_A] \quad (36)$$

A taxa de crescimento do preço-sombra da tecnologia, $\dot{\lambda}_2/\lambda_2$, pode ser obtida a partir da combinação das equações (30) e (32) e posterior divisão por λ_2 , obtendo a equação a seguir.¹⁶

$$\frac{\dot{\lambda}_2}{\lambda_2} = \rho - [\phi(1+ac)] \left[\frac{(\alpha+\beta)}{\alpha} h_g - \frac{\beta}{\alpha} h_A \right] \quad (37)$$

Partindo do pressuposto de que as taxas de crescimento dos preços-sombra são iguais¹⁷ e, portanto, igualando as equações (36) e (37) e resolvendo para h_A , obtém-se um valor constante de *steady state* para esta variável,¹⁸ que é:

$$h_A = \frac{[\phi(1+ac)](\alpha+\beta)h_g - \alpha\rho}{[\phi(1+ac)](\alpha\theta+\beta)} \quad (38)$$

Substituindo a equação (38) na equação (24) e rearranjando os termos, tem-se:

$$\frac{\dot{A}}{A} = \frac{(\alpha+\beta)[\phi(1+ac)]h_g - \alpha\rho}{(\alpha\theta+\beta)} \quad (39)$$

Como resultado, esta equação mostra a existência de uma relação positiva entre capital humano global da economia ($h_g = h$) e nível de abertura econômica (ac) com a taxa de crescimento da tecnologia e, conseqüentemente, com o crescimento econômico. Esta é a questão central proposta no modelo desenvolvido para explicar a taxa de crescimento econômico do produto *per capita*. Quanto aos

16. O desenvolvimento da equação (37) encontra-se no apêndice A.

17. Parte-se do pressuposto de que as taxas de crescimento dos preços ótimos (preços-sombra) do capital físico (λ_1) e da tecnologia (λ_2) são idênticas, tal como apresentado por Chiang (1992, p. 273).

18. Os passos para chegar à equação (38) encontram-se no apêndice B.

demaís parâmetros, tanto o crescimento da taxa de desconto intertemporal (ρ) com sinal negativo quanto o coeficiente de aversão ao risco (θ) afetam negativamente o crescimento do progresso tecnológico.

Para averiguar os determinantes do crescimento econômico com progresso tecnológico endógeno, conforme o modelo teórico apresentado, é necessária uma especificação direta dos respectivos determinantes. Supõe-se que $\alpha\rho$ seja constante (C). Das suposições das equações (35) e (39), chega-se à seguinte especificação:¹⁹

$$g_y = C + \frac{(\alpha + \beta)}{(\alpha\theta + \beta)} \cdot \phi \cdot h + \frac{(\alpha + \beta)}{(\alpha\theta + \beta)} \cdot \phi \cdot ac \cdot h \quad (40)$$

Esta equação mostra que a taxa de crescimento do produto *per capita* (g_y) depende do nível do capital humano da economia (h) e do nível de abertura econômica (ac) – comércio internacional – que interage com o capital humano. Fica evidente que para o comércio internacional, via transmissão tecnológica de fronteira, conseguir afetar a taxa de crescimento econômico do país é necessário haver capital humano ($h > 0$). Quanto maior for o nível de capital humano da força de trabalho, maior será a eficiência em que o país poderá incorporar novas tecnologias.

Da exposição teórica da relação positiva entre taxa de crescimento econômico, capital humano e abertura econômica, equação (40), propõe-se uma especificação empírica a ser estimada a partir dos dados dos estados brasileiros, que é:

$$gy_{it} = C + \xi(h_{it}) + \gamma(ac \cdot h)_{it} + u_{it} \quad (41)$$

$$u_{it} = \mu_i + \eta_{it}$$

em que gy é a taxa de crescimento do PIB *per capita* dos estados, h representa o capital humano (escolaridade média) e ac é o nível de abertura comercial dos estados representado pela razão [(exportações+importações)/PIB]; ξ e γ são parâmetros a serem estimados; μ_i são os EFs não observáveis; e η_{it} é o termo de erro.

19. O apêndice C apresenta a passagem das equações (35) e (39) para (40).

4 MÉTODOS ECONOMETRICOS E DADOS UTILIZADOS

4.1 Procedimentos econométricos

A metodologia econométrica proposta é a estimativa de equações dinâmicas para dados em painel, conforme sugerido por Arellano e Bond (1991) e Blundell e Bond (1998). Além de considerar os EFs, consideram-se, também, os potenciais problemas de endogeneidade e causalidade reversa das variáveis independentes.

Estimativas por meio dos procedimentos que combinam dados em séries temporais com dados *cross-section* têm se tornado frequentes na literatura econômica. Considerando que muitas relações econômicas são dinâmicas por natureza, o painel dinâmico permite um melhor entendimento da dinâmica do ajustamento dessas relações. Assume-se a seguinte expressão para o modelo dinâmico:

$$Y_{it} = \delta Y_{it-1} + \sum_{j=1}^k \beta X_{it}^j + u_{it} \quad |\delta| < 1; \quad i = 1, 2, \dots, N; \quad t = 2, 3, \dots, T \quad (42)$$

sendo $u_{it} = \mu_i + \eta_{it}$

em que Y_{it} é variável dependente. No presente artigo, ela é a taxa de crescimento econômico do estado i no ano t ; X_{it} é o vetor do valor corrente ou *lag* das variáveis explicativas; μ_i é o efeito específico não observável dos estados, sendo $\mu_i \sim (0, \sigma_\mu^2)$ e o termo de erro $\eta_{it} \sim (0, \sigma_\eta^2)$ independentes e identicamente distribuídos. O painel dinâmico proposto por Arellano e Bond (1991) é estimado pelo procedimento conhecido como Método dos Momentos Generalizados em Diferenças – *Generalized Method of Moments in Differences* (GMM-dif). A estimação da equação (42) pelo método GMM-dif, que elimina os efeitos específicos dos estados (μ_i desaparece), consiste na seguinte especificação:

$$Y_{it} - Y_{it-1} = \delta(Y_{it-1} - Y_{it-2}) + \beta(X_{it} - X_{it-1}) + (\eta_{it} - \eta_{it-1}) \quad (43)$$

Nesse modelo, para que tenha ortogonalidade, a seguinte condição de momento se faz necessária:

$$E[Y_{i,t-2} \cdot (\eta_{i,t} - \eta_{i,t-1})] = 0 \quad \forall \quad t = 3, \dots, T \quad (44)$$

$$E[X_{i,t-2} \cdot (\eta_{i,t} - \eta_{i,t-1})] = 0 \quad \forall \quad t = 3, \dots, T \quad (45)$$

Neste caso, Y_{t-2} é um instrumento válido na equação em primeira diferença, uma vez que é fortemente correlacionado com $(Y_{it-1} - Y_{it-2})$ e não é correlacionado com os erros $(\eta_{it} - \eta_{it-1})$. Valores defasados de Y_t superiores a três constituem instrumentos válidos (Baltagi, 2005). Dessa forma, quanto maior é a ordem, estatisticamente mais adequado é o instrumento. Como o modelo pode ser sobreidentificado, o teste de Sargan deve ser aplicado para verificar a validade dos instrumentos escolhidos.

Quanto aos erros, η_{it} , a estimativa GMM-dif produz erros correlacionados de primeira ordem. Arellano e Bond (1991, p. 282) apresentam um teste de hipótese de que não há correlação serial de segunda ordem dos distúrbios da equação de primeira diferença. Neste teste não se rejeita a hipótese nula de correlação dos erros de primeira ordem (AR1), mas rejeita-se a correlação de ordem superior.

Blundell e Bond (1998) alegam que o *lag* do nível das séries gera instrumentos fracos para estimativa em primeira diferença, principalmente quando δ se aproxima de uma unidade ou quando a variância do efeito específico aumenta, ampliando $\sigma_\mu^2 / \sigma_\eta^2$. Esses autores, com base em Arellano e Bover (1995) apresentam como sugestão estimar um sistema de equações utilizando GMM *system* (GMM-sys). Neste sistema, utilizam-se tanto a equação em primeira diferença, conforme apresentado previamente, quanto a equação em nível com as primeiras diferenças das variáveis como potencial instrumento para essa equação. A segunda parte do GMM-sys (regressão em nível) depende da seguinte condição:

$$E[(Y_{i,t-1} - Y_{i,t-2}).(\eta_{i,t})] = 0 \quad \forall \quad t = 3, \dots, T \quad (46)$$

$$E[(X_{i,t-1} - X_{i,t-2}).(\eta_{i,t})] = 0 \quad \forall \quad t = 3, \dots, T \quad (47)$$

A preferência pelo estimador por meio do método dos momentos generalizados é porque esse método, além de corrigir o viés dos EFs (específicos dos estados), elimina qualquer endogeneidade que pode surgir da correlação dos efeitos específicos dos estados com as variáveis independentes (Baltagi, Demetriades e Law, 2009, p. 287). Ao mesmo tempo, ele elimina o problema de causalidade reversa no modelo estimado. Portanto, desde que o banco de dados contempla uma série de tempo com tamanho suficiente para estimativas dinâmicas, esse procedimento dinâmico – GMM – se apresenta como método superior ao método estático de dados em painel.

4.2 Dados utilizados

Os dados utilizados na presente pesquisa foram extraídos do Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior (MDIC), do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea) – Ipeadata –, do Ministério de Minas e Energia (MME), da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE, 2009) e do Banco Central do Brasil (BCB, 2012) – Sisbacen.

O painel de dados é formado por 27 Unidades Federativas (UFs) (26 estados e o Distrito Federal) ao longo de doze anos (de 1995 a 2006). As variáveis utilizadas são as que se seguem.

- 1) PIB *per capita* (y), que é representado pelo PIB *per capita* em reais de 2000 deflacionado pelo deflator implícito do PIB, conforme disponibilizado pelo Ipeadata. A partir desta variável é gerada a taxa de crescimento do PIB *per capita* dos estados brasileiros.
- 2) Abertura comercial, representada pela notação ac , é definida como sendo a razão entre a soma das exportações (X) mais as importações (M) dividido pelo PIB dos respectivos estados, ou seja, $ac = (X + M)/PIB$. Essa *proxy* é uma variável abrangente no sentido de que reflete não só o componente de política comercial mas, também, outros componentes institucionais e geográficos dos estados. Além deste, outros indicadores de abertura comercial são utilizados nos estudos *cross-country*, mas, para grupos de estados de uma mesma nação, é mais complicado o seu uso, porque esses indicadores são mensurados para países. Alguns desses indicadores alternativos são: índice de barreiras tarifárias e não tarifárias; índice de distorção nas importações; índice de orientação externa do banco mundial.
- 3) Capital (K), para o qual se utiliza o consumo industrial de energia elétrica como *proxy* porque o Brasil não dispõe de informações sobre o estoque de capital físico (ou investimento) para cada estado brasileiro. Também foi considerada, como alternativa para o cálculo do K , a taxa de crescimento do investimento (inv) nos estados, representada pela soma das operações de crédito dos bancos nos estados, obtida por meio do *software* PASC10 do Sisbacen, mais o investimento público em capital realizado pelos estados, conforme Kroth e Dias (2006). Séries deflacionadas pelo Índice Geral de Preços do Mercado (IGP-M). Os resultados encontrados,²⁰ no entanto, não foram melhores do que considerar o consumo industrial de energia elétrica como medida do K .

20. Ver tabela D.1 do apêndice D.

- 4) Capital humano (h) definido como sendo a escolaridade média da parcela da população economicamente ativa (PEA) empregada. A escolaridade média é uma medida amplamente utilizada como *proxy* para o capital humano na literatura sobre crescimento econômico.²¹
- 5) Força de trabalho (L) = PEA (em milhares de trabalhadores). A sua taxa de crescimento (n) de um ano para outro é calculada por meio de: $[\ln(L_t) - \ln(L_{t-1})]/t$.
- 6) A taxa de depreciação do capital (δ), para a qual é utilizada a taxa de 3,5% ao ano (a.a.), é a taxa utilizada em alguns estudos como, por exemplo, por Ellery Júnior (2009).

5 ESTIMATIVAS ECONOMETRICAS E DISCUSSÃO DE SEUS RESULTADOS

5.1 Modelo de Solow estendido

Neste item são apresentados os resultados da estimativa da equação (16), chamada de modelo tradicional (tabela 1). Inicialmente, foram feitas as estimativas por meio do modelo com EFs, pois o procedimento de dados organizados em painel controlando para os efeitos específicos dos países (regiões ou estados) tem se tornado o principal método utilizado por grande parte da literatura que estuda os determinantes do crescimento econômico.

Para constatar se as estimativas devem realmente levar em consideração os efeitos específicos dos estados, é aplicado o teste de Hausman (1978). A estatística Qui-quadrado do teste Hausman ($\chi^2 = 20,71$) e nível de significância de 1% (valor-p = 0,00) confirmam que as estimativas devem considerar os EFs dos estados.

Outro teste realizado é o que constata haver uma possível presença de heteroscedasticidade nos grupos de painéis. Em específico, o teste consiste em verificar se $E(u_{it} u_{jt}) \neq I\sigma^2$ para $i \neq j$, onde I é a matriz identidade. Objetiva-se, portanto, verificar se as variâncias dos grupos são homocedásticas. Este teste – que se baseia na distribuição estatística χ^2 (Qui-quadrado) para painéis de dados – é apresentado por Greene (2000). De acordo com o resultado, no nível de significância de 1%, não é possível rejeitar a hipótese de heteroscedasticidade para o grupo de painéis.

O teste para verificar multicolinearidade para o modelo estático, que é o Fator de Inflação da Variância – Variance Inflation Factor (VIF) –, apresenta valor de 1,01. Isto indica que a multicolinearidade não se apresenta como um problema nas estimativas, pois como regra prática o VIF é considerado um problema sério quando seu valor é superior a 10 ($VIF > 10$).

21. Ver Dias, Dias e Lima (2009) e Cangussu, Salvato e Nakasbashi (2010).

TABELA 1

Estimativas dos modelos de painel: EFs e dinâmicos – GMM-dif, GMM-sys

Variável dependente: taxa de crescimento (gy)

Variáveis	Modelo estático	Modelo dinâmico	
	EF (1)	GMM-dif (2)	GMM-sys (3)
Constante	-0,1733* (0,028)	-0,0993 (0,234)	-0,1847 (0,228)
gy_{t-1}		-0,4984 (0,261)	-0,5426*** (0,301)
gy_{t-2}		0,0046 (0,232)	-0,0555 (0,237)
gac_t	0,0069 (0,015)	0,0348 (0,080)	0,02112 (0,079)
gac_{t-1}		0,1052 (0,080)	0,0934 (0,085)
gac_{t-2}		0,1242* (0,049)	0,1341* (0,046)
gac_{t-3}		0,1130** (0,042)	0,1208** (0,054)
h	0,0364* (0,003)	0,0609*** (0,037)	0,0502*** (0,030)
k	-0,0358* (0,010)	-0,0023 (0,099)	0,0461 (0,076)
k_{t-1}		-0,1384 (0,112)	-0,0736 (0,074)
$(n + \delta)$	0,0003 (0,007)	0,0379 (0,030)	0,0250 (0,019)
Hausman (chi ²)	20,71		
Correlação Arellano-Bond (valor-p) ²			
AR(1)		0,538	0,717
AR(2)		0,343	0,278
Validade dos instrumentos			
Teste de Sargan (valor-p)		0,507	0,544
Número de instrumentos		23	29
N	324	233	233

Elaboração dos autores.

Obs.: Os valores entre parênteses são os erros-padrão robustos.

Os valores reportados em AR(1) e AR(2) são os valores-p dos testes de autocorrelação dos erros em primeira e segunda ordem, respectivamente. Os valores das variáveis explicativas, exceto o capital humano (h), estão em taxas de crescimento (medido em valores decimais). O procedimento econométrico adotado considera os EFs.

* Nível de significância de 1%, ** nível de significância de 5% e *** nível de significância inferior a 10%.

Os resultados da regressão (1) na tabela 1, obtidos pelo método de EFs, mostram que o coeficiente associado à abertura comercial (*ac*) apresenta o sinal positivo, mas não é estatisticamente significativo. O coeficiente associado à variável capital humano (*h*) apresenta o sinal esperado e significância estatística. Já o coeficiente associado à variável capital físico (*k*) apresenta sinal contrário ao esperado e significância estatística. A constante é estatisticamente significativa, no entanto apresenta sinal negativo – contrário ao esperado.

O resultado da regressão com EFs se deu pela causalidade reversa da relação entre crescimento econômico e abertura econômica, levantado por Rodríguez e Rodrik (2000). Para contornar esse problema, Lee, Ricci e Rigobon (2004) e Chang, Kaltani e Loayza (2009) sugerem o uso do GMM, conforme apresentado no item 4.1. O procedimento GMM, além de controlar para os efeitos específicos não observados, aborda a questão da causalidade reversa que o modelo de EFs não leva em consideração, podendo gerar coeficientes viesados.

A tabela 1 também apresenta as estimativas da equação (16) por meio do procedimento dinâmico (GMM). Nesta regressão, a taxa de crescimento do PIB *per capita* foi regredida contra o grau de abertura da economia, capital humano e as demais variáveis de controle, conforme o modelo econômico apresentado – equação (16).

As regressões (2) e (3) na tabela 1 apresentam os resultados por meio do GMM em diferença (GMM-dif) e sistema (GMM-sys). Essas últimas visam contornar os potenciais problemas, como heteroscedasticidade nos painéis, por exemplo, que influenciam o resultado EF, buscando obter resultados mais consistentes.

A regressão (2) da tabela 1, obtida por meio do GMM-dif, consiste em estimar a equação em diferença utilizando como instrumentos os *lags* das variáveis explicativas em nível. Todos os coeficientes relacionados à variável abertura econômica foram positivos, mas apenas estatisticamente significativos nas defasagens $t - 2$ e $t - 3$. Por exemplo, o coeficiente associado a gac_{t-2} indica um crescimento de 1 ponto percentual (p.p.) na taxa de crescimento da abertura que poderá aumentar a taxa de crescimento econômico dos estados brasileiros em 0,124 p.p. em média, após dois anos. Apesar de não serem estatisticamente significativos, os coeficientes de *gac* nos momentos t e $t - 1$ não podem ser desprezados quanto a suas importâncias sobre o crescimento econômico, pois há efeitos recursivos de *gac* sobre o crescimento econômico nos períodos de t a $t - 3$.

A outra variável-chave da análise deste modelo, capital humano, é estatisticamente significativa e apresentou o sinal esperado. Um aumento de um ano na escolaridade média da força de trabalho ocupada aumenta a taxa de crescimento do PIB *per capita* dos estados em 0,0609 p.p., na média. A *proxy* para a variável investimento em capital físico (*k*) é estatisticamente não significativa.

O sinal dessa variável é igual ao encontrado por Nakabashi e Figueiredo (2008). Resultado similar é encontrado quando se utiliza a variável *inv* que representa a taxa de crescimento dos investimentos públicos e privados.²²

A estimativa por meio do GMM-sys – procedimento que estima a equação em nível e utiliza os *lags* da diferença das variáveis explicativas como instrumentos – gera melhores resultados que as demais equações estimadas. O coeficiente da variável *ac* defasada em dois períodos aumentou, enquanto o coeficiente do capital humano reduziu. Nessa regressão (3), o sinal do parâmetro da variável *k* passou a ser positivo, mas permanece estatisticamente não significativo. Quanto ao crescimento da população mais a taxa de depreciação ($n + \delta$), em todas as especificações foi mostrada uma insignificância estatisticamente.

A qualidade dos resultados do modelo dinâmico (tabela 1) está condicionada aos testes de autocorrelação – Arellano-Bond (AR1 e AR2) – dos erros e ao teste de Sargan que verifica se os instrumentos utilizados são válidos para as respectivas equações. A hipótese nula (H_0) do teste de autocorrelação é de que não existe autocorrelação. Os resultados são válidos mesmo na presença de autocorrelação de primeira ordem (AR1), mas não permanecem válidos na presença de AR2. Conforme os resultados – regressão (2) –, pelo procedimento GMM-dif, as probabilidades de não autocorrelação são de 0,54 e 0,34 para AR1 e AR2, respectivamente. O resultado para o teste de Sargan (valor-p) é de 0,50, portanto os instrumentos são válidos.

Para a regressão GMM-sys, as probabilidades de não autocorrelação para AR1 e AR2 são de 0,72 e 0,28, respectivamente; já o resultado do teste de Sargan (valor-p) é de 0,54. Portanto, verifica-se que não é possível rejeitar a validade dos instrumentos utilizados, e os resultados dos modelos dinâmicos (2) e (3) da tabela 1 não sofrem a interferência de problemas de autocorrelação.

Conforme os resultados apresentados, a partir do modelo econômico de Solow estendido, é possível afirmar que, na média, o aumento no nível de abertura comercial pode gerar aumentos nas taxas de crescimento econômico. No entanto, esse efeito de um aumento no grau de abertura sobre a taxa de crescimento não é instantâneo e tem uma defasagem mínima de dois anos.

5.2 Modelo de crescimento com progresso tecnológico endógeno

Esta subseção apresenta as estimativas da equação (41), deduzida na subseção 3.2, que é um modelo de crescimento econômico com progresso tecnológico endógeno.

22. Ver tabela D.1 do apêndice D.

Considerando a questão da causalidade reversa existente na relação entre taxa de crescimento econômico e abertura comercial e a heteroscedasticidade nos dados, aplica-se nesta subseção o modelo dinâmico por meio do GMM. O teste de Hausman para constatar se as estimativas devem realmente levar em consideração os efeitos específicos dos estados foi aplicado e, de acordo com a estatística Qui-quadrado ($\chi^2 = 17,78$) e nível de significância de 1% (valor-p = 0,00), pode-se sugerir que as estimativas devem considerar os EFs dos estados.

Primeiramente, são apresentadas as estimativas pelo procedimento GMM-dif e, em seguida, as estimativas GMM-sys (tabela 2).

TABELA 2

Estimativas dos modelos de painel dinâmicos: GMM-dif, GMM-sysVariável dependente: taxa de crescimento (*gy*)

Variáveis	Modelo dinâmico			
	GMM-dif		GMM-sys	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>C</i>	0,0224 (0,079)	-0,2281 (0,186)	-0,2555 (0,214)	-0,3524 (0,249)
<i>gy</i> _{<i>t</i>-1}	-0,1695 (0,165)1	-0,0712 (0,154)	-0,1007 (0,231)	-0,0775 (0,253)
<i>ach</i> _{<i>t</i>}	0,0256 (0,026)	0,0543 (0,035)	-0,0175 (0,016)	0,0065 (0,029)
<i>ach</i> _{<i>t</i>-1}	-0,0609* (0,021)	-0,0753* (0,028)	-0,0539* (0,018)	-0,0569** (0,029)
<i>ach</i> _{<i>t</i>-2}	0,0514** (0,025)	0,0706** (0,033)	0,0957* (0,036)	0,0901* (0,035)
<i>ach</i> _{<i>t</i>-3}	-0,0248 (0,017)	-0,0229 (0,016)	-0,0448 (0,0293)	-0,0457 (0,027)
<i>h</i>	0,0033 (0,014)	0,0079 (0,033)	0,0475 (0,033)	0,0728*** (0,042)
<i>k</i>		0,1709 (0,126)		-0,0785 (0,039)
Hausman (chi ²)	17,78			
Correlação Arellano-Bond2				
AR(1)	0,045	0,023	0,055	0,050
AR(2)	0,199	0,139	0,155	0,124
Validade dos instrumentos				
Teste de Sargan	0,118	0,189	0,137	0,241
Número de instrumentos	25	23	22	22
<i>N</i>	243	243	243	243

Elaboração dos autores.

Obs.: Os valores entre parênteses são os erros-padrão robustos.

Os valores reportados em AR(1) e AR(2) são os valores-p dos testes de autocorrelação dos erros em primeira e segunda ordem, respectivamente. As variáveis *ach* e *h* estão em nível com as demais em taxas de crescimento. O procedimento econométrico adotado considera os EFs.

* Nível de significância de 1%, ** nível de significância de 5% e *** nível de significância inferior a 10%.

Os resultados das estimativas por meio do GMM-dif, tanto da regressão (1) quanto da regressão (2) que controla para a variável capital (k), não apresentam a variável h como estatisticamente significativa. A inclusão da variável de controle (k) nas estimativas visa verificar se o sinal dos coeficientes ($ac \cdot h$ e h) e a significância estatística destes permanecem estáveis. Esse procedimento de incluir novas variáveis para verificar a estabilidade está de acordo com Edwards (1998). Tanto na regressão (1) quanto na regressão (2) (tabela 2), embora a variável capital humano não seja estatisticamente significativa, a variável de interação abertura econômica-capital humano ($ac \cdot h$) é significativa a partir de $t - 1$ e o coeficiente apresenta sinal negativo, tornando-se positivo em $t - 2$. Esse resultado mostra que o aumento na abertura econômica começa a surtir efeitos no ano seguinte, sendo que no primeiro momento esse efeito é negativo, mas ele é quantitativamente ampliado e torna-se positivo dois anos após o aumento no grau da abertura. O comportamento dessa relação pode ser explicado em parte pela rigidez do sistema produtivo, que leva algum tempo para executar os ajustes necessários para enfrentar o novo cenário. Os testes de autocorrelação mostram que não é possível rejeitar a hipótese de autocorrelação de primeira ordem, no entanto AR1 não invalida os resultados, conforme Arellano e Bond (1991). Quanto à autocorrelação de segunda ordem (AR2), o resultado permite rejeitar a hipótese nula de existência de autocorrelação (0,14) no modelo GMM-dif. Esses resultados referem-se às condições iniciais de momento. O teste de Sargan (valor- $p = 0,19$) confirma que os instrumentos usados são válidos.

As regressões (3) e (4) da tabela 2 apresentam os resultados do procedimento GMM-sys. Pode-se constatar uma pequena melhora nos testes estatísticos dos coeficientes em relação ao GMM-dif – em especial, a regressão (4) – e, ao mesmo tempo, estão corroborando a direção dos resultados anteriores para o capital humano e a abertura econômica.

Analisando primeiro os testes estatísticos, as estimativas confirmam que os instrumentos são válidos, com valor- p de 0,14 e 0,24, respectivamente, para o teste de Sargan. Tanto na regressão (3) quanto na regressão (4) não é possível rejeitar a presença de autocorrelação de primeira ordem (AR1). A estatística Arellano-Bond confirma que é possível rejeitar a presença de autocorrelação de segunda ordem (AR2), portanto constata-se que autocorrelação não é um problema que interfere nos resultados. É interessante ressaltar que os coeficientes da variável de interação ($ac \cdot h$), embora possuam o mesmo sinal que o modelo GMM-dif, nas últimas regressões da tabela 2 (regressões 3 e 4), observa-se que $ac \cdot h$ em $t - 1$ mantém o sinal negativo, mas tem menor magnitude absoluta do coeficiente do que no modelo GMM-dif. No entanto, enquanto em $t - 2$ o sinal é o mesmo do GMM-dif, a magnitude do parâmetro aumenta. Isso mostra que o procedimento, por meio do modelo em diferença e que utiliza variáveis em nível como instrumento, pode estar subestimando os parâmetros. A variável capital humano passa a ser estatisticamente significativa

na estimativa (4), no entanto, esperava-se que a mesma deveria ser significativa em todas as regressões. Conforme a regressão (4), o aumento de um ano no nível médio de escolaridade da PEA ocupada pode aumentar a taxa de crescimento do PIB *per capita* em 0,0728 p.p., resultado esse que está em linha com outros encontrados na literatura econômica.²³ Miller e Upadhyay (2000) sugerem que existe um alto grau de complementaridade entre essas duas variáveis (*ac* e *h*) para explicar as diferenças nas taxas de crescimento dos países.

Os resultados apresentados nas subseções 5.1 e 5.2 são discutidos na próxima seção e, no que se refere às variáveis-chave, estão em linha com aqueles encontrados pela literatura recente, por exemplo, Greenaway, Morgan e Wright (2002) e Chang, Kaltani e Loayza (2009).

5.3 Discussão dos resultados econométricos

Vários estudos apresentam uma relação positiva entre abertura comercial e crescimento econômico. Outros estudos apontam que essa relação pode ser complementada com o capital humano da força de trabalho, de maneira que a interação entre essas duas variáveis tem maior impacto sobre a taxa de crescimento econômico dos países, principalmente daqueles em desenvolvimento. Embora Rodriguez e Rodrik (2000) apresentem uma exaustiva análise crítica sobre a relação entre abertura comercial e crescimento econômico, os trabalhos posteriores a essa apresentação cética – como Greenaway, Morgan e Wright (2002); Lee, Ricci e Rigobon (2004); Chang, Kaltani e Loayza (2009) e Manole e Spatareanu (2010) – procuraram realizar estimativas por meio de métodos econométricos mais sofisticados, principalmente no que diz respeito ao controle da endogeneidade e causalidade reversa das variáveis, e a conclusão desses estudos é que a abertura comercial afeta positivamente o crescimento econômico dos países.

Este trabalho avaliou a mesma questão, porém considerando os estados brasileiros. As estimativas por meio do procedimento econométrico de painel dinâmico com dados anuais, tanto do modelo econômico tradicional quanto do modelo com progresso tecnológico endógeno, permitem afirmar que aumentos na abertura comercial afetam positivamente a taxa de crescimento do PIB *per capita* com defasagens de dois anos. Dessa forma, o efeito não é instantâneo.

Destacam-se as regressões do modelo com progresso tecnológico endógeno – regressões (3) e (4) na tabela 2 –, nos quais a variável de abertura comercial afeta a taxa de crescimento econômico por meio da interação com o nível do capital humano. Nestas estimativas, o coeficiente tem o seguinte comportamento: estatisticamente insignificante no ano corrente; negativo e significativo no ano $t-1$;

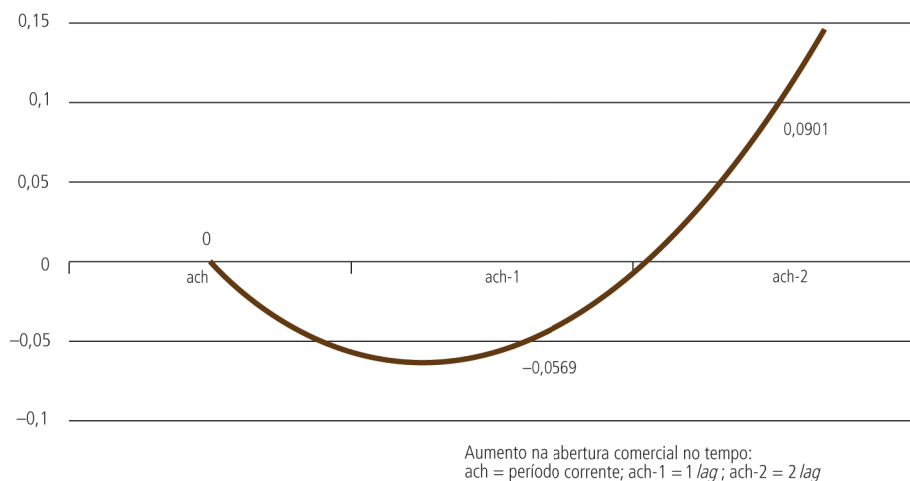
23. Para mais detalhes, ver Cangussu, Salvato e Nakabashi (2010).

tornando-se positivo, significativo e maior (em valor absoluto) no ano $t - 2$. Esses resultados guardam uma relação com aqueles encontrados por Greenaway, Morgan e Wright (2002) para países em desenvolvimento, nos quais os autores apresentam uma curva de reação do aumento da abertura sobre o crescimento econômico no formato de J (do tipo do gráfico 1, que retrata o caso dos estados brasileiros), ou seja, no primeiro período, após uma política de promoção comercial (liberalização), o efeito sobre o crescimento é negativo, mas, a partir do segundo período, os efeitos tornam-se positivos, caracterizando o que os autores denominaram de curva J. Chang, Kaltani e Loayza (2009) destacam que políticas de investimento em educação, por exemplo, são complementares à abertura econômica para aumentar o PIB *per capita* dos países, tanto dos desenvolvidos como dos países em desenvolvimento.

GRÁFICO 1

Impacto da abertura comercial/econômica sobre a taxa de crescimento do PIB dos estados brasileiros

(Impacto sobre o crescimento econômico)



Fonte: Tabela 2, resultados da regressão (4). Elaboração dos autores.

A variável capital humano se apresenta como estatisticamente significativa e com o sinal esperado em todas as especificações do modelo econômico de Solow estendido (tabela 1). No entanto, as estimativas com painel dinâmico (GMM) ampliam a magnitude do coeficiente desta variável, mostrando que o modelo estático (EF) pode estar subestimando o coeficiente. Os resultados do segundo modelo (tabela 2) apresentam, segundo as estimativas GMM-dif, a variável capital humano como estatisticamente insignificante (embora com coeficiente positivo). Na estimativa GMM-sys, o coeficiente dessa variável (h) permanece insignificante

na regressão (3); já na regressão (4), que se apresenta como melhor especificada, o coeficiente torna-se estatisticamente significativo com a inclusão da variável k (*proxy* para investimento em capital físico), como no primeiro modelo. Portanto, o coeficiente da variável capital humano é sensível à presença da variável de investimento em capital físico. Comparando esse resultado com as estimativas de trabalhos anteriores, a magnitude do coeficiente da variável capital humano encontrado nas regressões deste artigo (tabelas 1 e 2) é inferior aos coeficientes estimados por Lau *et al.* (1993) e Andrade (1997), que utilizaram regressões de *cross-section* para os estados brasileiros. No entanto, conforme Cangussu, Salvato e Nakabashi (2010, p. 173), essa diferença ocorre porque, nos primeiros trabalhos citados, as especificidades de cada estado não foram controladas e, desse modo, o coeficiente da *proxy* para capital humano também incorporou esses efeitos.

Como apresentado previamente, maior abertura comercial gera aumento de competição entre as empresas, estimula o investimento em P&D, o que aumenta a demanda por trabalho qualificado (Ribeiro e Jacinto, 2008) e por fim, aumenta a produtividade da economia. Em relação à produtividade, esta é apontada como um dos principais canais pelos quais a abertura comercial pode afetar o crescimento econômico e, nessa linha, Ferreira e Guillén (2004) constataram aumentos na produtividade da indústria²⁴ brasileira de transformação. Segundo estes autores, o acesso a insumos importados e o uso de novas tecnologias podem ser possíveis canais de aumento da produtividade. Cabe ressaltar que, segundo Puga (2007, p. 7), em média, nos setores com maior aumento nas importações, o crescimento da produção nacional foi também maior.

Os efeitos da abertura comercial sobre o crescimento do PIB *per capita* estimados neste artigo podem ter sido mitigados, em parte, pelo ambiente econômico que se apresentou em certa fase do período em análise (1995-2006). A partir da segunda metade dos anos 1990, apesar da melhora na estabilidade de preços, ocorreram choques em outras economias que não foram tão favoráveis à economia brasileira, considerando que o país estava em um momento de consolidação da estabilidade monetária e ainda sensível a choques externos. Segundo Tybout, Melo e Corbo (1990) e Ferreira e Guillén (2004), condições macroeconômicas adversas podem mascarar os efeitos positivos das reformas comerciais sobre a economia.

Para captar os choques externos, foram realizadas estimativas dos modelos de Solow estendido e com progresso tecnológico endógeno, adotando (como explicativa) a variável *dummy* de tempo para o período 1995-1999. No entanto, essa nova variável explicativa (*dummy*) não apresentou coeficiente estatisticamente

24. Foram analisados dezesseis setores da indústria de transformação no período pré e pós-abertura comercial.

significativo.²⁵ Ainda no campo macroeconômico, Pastore e Pinotti (2006) argumentam que a má qualidade do ajuste fiscal brasileiro tem sido entrave ao crescimento. Portanto, pode-se afirmar que o cenário macroeconômico que se configurou no final dos anos 1990 não foi dos mais favoráveis no sentido de permitir os efeitos plenos da abertura comercial sobre o crescimento do PIB. Não obstante, é possível constatar a contribuição da abertura comercial para o crescimento da renda *per capita* brasileira, no período de análise.

Quanto à robustez da relação entre abertura comercial, capital humano e crescimento econômico – considerando a relativa estabilidade dos parâmetros sob as diferentes especificações apresentadas e os procedimentos utilizados –, pode-se afirmar que os resultados encontrados são robustos e tanto o aumento da abertura comercial quanto o aumento no nível da escolaridade da PEA ocupada geram, em média, aumentos na taxa de crescimento do PIB *per capita* do Brasil. No entanto, esses impactos podem acontecer de formas diferenciadas entre os estados e/ou regiões, dada a heterogeneidade dos mesmos.

6 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Como a literatura recente tem investigado a relação entre abertura comercial, capital humano e crescimento econômico para grupo de países, torna-se relevante analisar essa relação para um grupo de estados de um mesmo país, onde todas as UFs (do painel) podem ter acesso à mesma tecnologia de produção, à mesma política comercial, às mesmas instituições e existe livre mobilidade de fatores. Foi dentro deste propósito que este trabalho procurou analisar, a partir de 1995, as relações entre abertura comercial, aumento do capital humano da força de trabalho e taxa de crescimento econômico dos estados brasileiros.

As estimativas econométricas apresentadas, tanto do modelo de Solow estendido quanto do modelo com progresso tecnológico endógeno, permitem afirmar que o aumento do grau de abertura comercial afeta positivamente a taxa de crescimento do PIB *per capita*, embora o efeito positivo possa não ser imediato. Constatou-se que esse impacto tem uma defasagem de dois anos. Estima-se que um aumento na taxa de crescimento da abertura comercial de 1 p.p., em média, aumenta entre 0,124 p.p. e 0,134 p.p. a taxa de crescimento do PIB *per capita*, quando é válido para a economia o modelo tradicional de Solow estendido. Ao se avaliar o impacto do capital humano, constata-se que, para cada aumento de um ano no nível médio da escolaridade da força de trabalho haverá o aumento entre 0,05 p.p. e 0,06 p.p. na taxa de crescimento do PIB *per capita*.

25. Ver, na tabela D.1 do apêndice D, as regressões (3) e (4).

A estimativa econométrica com melhor ajuste do modelo teórico com progresso tecnológico endógeno apresentou os seguintes resultados: o aumento de 1% no nível da variável de abertura comercial, dado o nível do capital humano médio da economia (interação abertura comercial-capital humano), aumenta, após dois anos, a taxa de crescimento do PIB *per capita* em 0,09 p.p., enquanto o aumento de um ano no nível médio de escolaridade da força de trabalho eleva a taxa de crescimento do PIB *per capita* em aproximadamente 0,073 p.p. – equação (4) da tabela 2. É interessante observar que, nas estimativas desse segundo modelo, o impacto de aumentos na abertura comercial sobre o crescimento econômico tem um efeito como uma curva em formato de J, porque, no ano seguinte ao impacto da abertura, o coeficiente é negativo, tornando-se positivo no segundo ano após o aumento da abertura. Já o capital humano, nessa especificação, apresentou resultado sensível à presença da variável capital físico.

Os resultados apontam que a estimativa do modelo estendido de Solow possui bom ajuste para avaliar o impacto da abertura comercial e do capital humano sobre a taxa de crescimento do PIB *per capita* dos estados brasileiros. Suas estimativas apresentaram maior estabilidade dos parâmetros, indicando que os resultados encontrados são consistentes.

Este artigo contribui para o debate nacional quanto ao rumo das políticas públicas de fomento ao crescimento econômico dos estados e do Brasil como um todo. Os resultados aqui apresentados apontam que se faz necessário não só aumentar o grau de abertura comercial, para permitir às empresas aqui instaladas o acesso a tecnologias desenvolvidas no exterior, mas que também é importante adotar políticas complementares que contemplem investimento contínuo em qualificação da força de trabalho, lembrando que o maior nível de qualificação permitirá o uso mais eficiente de tecnologia importada via máquinas e equipamentos modernos. Deve-se incentivar o aumento de P&D para gerar produtos diferenciados, tornar as empresas competitivas e dinamizar as exportações brasileiras.

ABSTRACT

This paper aims to analyze the relationship among human capital of employed labor force, trade openness and economic growth of the Brazilian states. Using a dynamic panel procedure, two theoretical models were estimated: one is the extended Solow model and the other model has endogenous technological progress. The results indicate that 1% – increased level of trade openness increases, on average, the GDP – per capita growth rate between 0.09 to 0.13 percentage points. Already an increase of 1 year in the average level of workers' schooling leads to an increase of 0.06 pp thru 0.07 pp in this GDP per capita growth rate.

Keywords: economic openness, technological advances; dynamic panel.

REFERÊNCIAS

- ANDRADE, M. V. Educação e crescimento econômico no Brasil: evidências empíricas para os estados brasileiros – 1970/1995. *In*: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 25., 1997, Recife. **Anais...** Rio de Janeiro: ANPEC, 1997.
- ARELLANO, M.; BOND, S. R. Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. **Review of economic studies**, v. 58, n. 2, p. 277-297, 1991.
- ARELLANO, M.; BOVER, O. Another look at the instrumental variable estimation of error-components models. **Journal of econometrics**, v. 68, n. 1, p. 29-51, 1995.
- BALTAGI, B. H. **Econometric analysis of panel data**. New York: John Wiley & Sons, 2005.
- BALTAGI, B. H.; DEMETRIADES, P. O.; LAW, S. H. Financial development and openness: evidence from panel data. **Journal of development economics**, v. 89, n. 2, p. 285-296, 2009.
- BCB – BANCO CENTRAL DO BRASIL. **Sistema de informações** (Sisbacen), 2012. Disponível em: <<http://www.bcb.gov.br/?SISBACEN>>. Acesso em: 5 set. 2012.
- BARRO, R.; SALA-I-MARTIN, X. **Economic growth**. 2.ed. Cambridge: The MIT Press, 2003.
- BLUNDELL, R.; BOND, S. Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. **Journal of econometrics**, v. 87, n. 1, p. 115-143, 1998.
- CANGUSSU, R. C.; SALVATO, M. A.; NAKABASHI, L. Uma análise do capital humano sobre o nível de renda dos estados brasileiros: MRW *versus* Mincer. **Estudos econômicos**, v. 40, n. 1, p. 153-183, 2010.
- CHANG, R.; KALTANI, L.; LOAYZA, N. V. Openness can be good for growth: the role of policy complementarities. **Journal of development economics**, v. 90, n. 1, p. 33-49, 2009.
- CHIANG, A. **Elements of dynamic optimization**. New York: McGraw-Hill, 1992.
- CHUANG, Y. Human capital, exports, and economic growth: a causality analysis for Taiwan, 1952-1995. **Review of international economics**, v. 8, n. 4, p. 712-720, 2000.
- DIAS, J.; DIAS, M. H. A.; LIMA, F. F. Os efeitos da política educacional no crescimento econômico: teoria e estimativas dinâmicas em painel de dados. **Revista de economia política**, v. 29, n. 3, p. 232-251, 2009.
- DIAS, J. **Restrição da oferta e demanda por capital humano qualificado e o crescimento econômico e das exportações dos estados brasileiros**. BNDES/ANPEC, 2012 (Séries Working Paper, n. 30).
- DORFMAN, R. An economic interpretation of optimal control theory. **American economic review**, v. 59, n. 5, p. 817-831, 1969.
- EATON, J.; KORTUM, S. Technology, trade, and growth: a unified framework. **European economic review**, v. 45, n. 4-6, p. 742-755, 2001.
- EDWARDS, S. Trade orientation, distortions and growth in developing countries. **Journal of development economics**, v. 39, n. 1, p. 31-57, 1992.
- _____. Openness, trade liberalization, and growth in developing countries. **Journal of economic literature**, v. 31, n. 3, p. 1.358-1.393, 1993.
- _____. Trade openness, productivity and growth: what do we really know? **The economic journal**, v. 108, n. 447, p. 383-398, 1998.

ELLERY JÚNIOR, R. G. Estratégias para o crescimento da economia brasileira. In: RENAUT, M.; CARVALHO, L. (Org.). **Crescimento econômico: setor externo e inflação**. Rio de Janeiro: Ipea, 2009. cap. 3.

FEENSTRA, R. **Product variety and the gains from international trade**. Cambridge: The MIT Press, 2010.

FERREIRA, P. C.; GUILLÉN. Estrutura competitiva, produtividade industrial e liberalização comercial no Brasil. **Revista brasileira de economia**, v. 58, n.4, p. 507-532, 2004.

GIOVANETTI, B.; MENEZES-FILHO, N. A. Trade liberalization and the demand for skilled labor in Brazil. **Economia**, v. 7, n. 1, p. 1-28, 2006.

GOLDBERG, P. K. *et al.* Trade liberalization and new imported inputs. **American economic review**, v. 99, n. 2, p. 94-100, 2009.

GOULD, D. M.; RUFFIN, R. J. Human capital, trade, and economic growth. **Review of world economics**, v. 131, n. 3, p. 425-445, 1995.

GREENAWAY, D.; MORGAN, W.; WRIGHT, P. Trade liberalisation and growth in developing countries. **Journal of development economics**, v. 67, n. 1, p. 229-244, 2002.

GREENE, W. H. **Econometrics analysis**. New Jersey: Prentice Hal, 2000.

HAUSMAN, J. A. Specification tests in econometrics. **Econometrica**, v. 46, n. 6, p. 1.251-1.272, 1978.

HELPMAN, E. **The mystery of economic growth**. Cambridge: The Belknap Press of Harvard University Press, 2004.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Pesquisa nacional por amostra de domicílio** (PNAD), 2009. Disponível em: <<http://www.ibge.gov.br/home/download/estatistica.shtm>>. Acesso em: 5 jul. 2009.

IPEA – INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA. **IPEADATA**. 2008. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br.htm>>. Acesso em: 10 jul. 2009.

KROTH, D. C.; DIAS, J. A contribuição do crédito bancário e do capital humano no crescimento econômico dos municípios brasileiros: uma análise em painéis de dados dinâmicos. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 34., 2006, Salvador. **Anais...** Rio de Janeiro: ANPEC, 2006.

LAU, L. J. *et al.* Education and economic growth: some cross-sectional evidence from Brazil. **Journal of development economics**, v. 41, n. 1, p. 45-70, 1993.

LEE, H.; RICCI, L. A.; RIGOBON, R. Once again, is openness good for growth? **Journal of development economics**, v. 75, n. 2, p. 451-472, 2004.

LEVIN, A.; RAUT, L. K. Complementarities between exports and human capital in economic growth: evidence from the semi-industrialized countries. **Economic development and cultural change**, v. 46, n. 1, p. 155-174, 1997.

LUCAS, R. On the mechanics of economic development. **Journal of monetary economics**, v. 22, n. 1, p. 3-42, 1988.

MANKIW, N. G.; ROMER, D.; WEIL, D. A. Contribution to the empirics of economic growth. **The quarterly journal of economics**, v. 107, n. 2, p. 407-437, 1992.

MANOLE, V.; SPATAREANU, M. Trade openness and income – a re-examination. **Economic letters**, v. 106, n. 1, p. 1-4, 2010.

MILLER, S. M.; UPADHYAY, M. P. The effects of openness, trade orientation, and human capital on total factor productivity. **Journal of development economics**, v. 63, n. 2, p. 399-423, 2000.

NAKABASHI, L.; FIGUEIREDO, L. Mensurando os impactos diretos e indiretos do capital humano sobre o crescimento. **Economia aplicada**, v. 12, n. 1, p. 151-171, 2008.

PASTORE, A. C.; PINOTTI, M. C. Política macroeconômica, choque externo e crescimento. **Estudos e pesquisas**, n. 141, p. 1-14, 2006.

PUGA, F. P. Aumento das importações não gerou desindustrialização. **Visão do desenvolvimento**, n. 26, p. 1-8, 2007.

RIBEIRO, E. P.; JACINTO, P. A. Estimando a demanda por trabalhadores qualificados no Brasil, 1997-2003. In: ENCONTRO BRASILEIRO DE ECONOMETRIA (SBE), 30., 2008, Salvador. **Anais...** Rio de Janeiro: SBE, 2008.

RIVERA-BATIZ, L.; ROMER, P. Economic integration and endogenous growth. **Quarterly journal of economics**, v. 106, n. 2, p. 531-555, 1991.

RODRIGUEZ, F.; RODRIK, D. Trade policy and economic growth: a skeptic's guide to the cross-national evidence. In: BERNANKE, B.; ROGOFF, K. (Ed.). **NBER macroeconomics annual**. Cambridge: The MIT Press, 2000. chap. 2.

ROMER, D. **Advanced macroeconomics**. 4. ed. McGraw-Hill, 2012.

ROMER, P. M. Endogenous technological change. **The journal of political economy**, v. 98, n. 5, p. s71-s102, 1990.

_____. New goods, old theory, and the welfare costs of trade restrictions. **Journal of development economics**, v. 43, n. 1, p. 5-38, 1994.

SOLOW, R. A Contribution to the theory of economic growth. **Quarterly journal of economics**, v. 70, n. 1, p. 65-94, 1956.

TYBOUT, J. R.; de MELO, J.; CORBO, V. **The effects of trade reforms on scale and technical efficiency**: new evidence from Chile. World Bank, 1990 (Working Paper, n. 481). Disponível em: <http://www-wds.worldbank.org/external/default/WDSCContentServer/IW3P/IB/1990/08/01/000009265_3960929223040/Rendered/PDF/multi0page.pdf>. Acesso em: out. 2012.

BIBLIOGRAFIA COMPLEMENTAR

MDIC – MINISTÉRIO DO DESENVOLVIMENTO, INDÚSTRIA E COMÉRCIO EXTERIOR. **Estatísticas de comércio exterior**. Disponível em: <<http://www.desenvolvimento.gov.br/sitio/interna/interna.php?area=5&menu=1078&refr=1076>>. Acesso em: 20 nov. 2008.

MME – MINISTÉRIO DE MINAS E ENERGIA. **Boletins anuais de consolidação do mercado de energia elétrica e da economia**. Disponível em: <http://www.epe.gov.br/mercado/Paginas/Mercado_9.aspx?CategoriaID=>>. Acesso em: 22 set. 2009.

(Originais submetidos em dezembro de 2011. Última versão recebida em novembro de 2012. Aprovada em julho de 2013).

APÊNDICE A

DEDUÇÃO DA EQUAÇÃO (37)

A equação (30) é:

$$\dot{\lambda}_2 - \rho\lambda_2 = -\frac{\partial J}{\partial A} \Rightarrow \dot{\lambda}_2 = -\lambda_1[(\alpha + \beta)A^{\alpha+\beta-1}(h_g - h_A)^\alpha k^{1-\alpha-\beta}] - \lambda_2[\phi(1+ac)h_A] + \rho\lambda_2 \quad (30)$$

Reescrevendo (30) com o termo Z definido em (27), tem-se:

$$\dot{\lambda}_2 = -\lambda_1[(\alpha + \beta)A^{-1}Z] - \lambda_2[\phi(1+ac)h_A] + \rho\lambda_2 \quad (B.1)$$

Agora substituindo a equação (32) na equação acima, tem-se:

$$\dot{\lambda}_2 = -\lambda_1 \left[(\alpha + \beta)A^{-1} \cdot \frac{\lambda_2[\phi(1+ac)A]}{\alpha\lambda_1} \cdot (h_g - h_A) \right] - \lambda_2[\phi(1+ac)h_A] + \rho\lambda_2 \quad (B.2)$$

Dividindo ambos os lados da expressão acima por λ_2 e rearranjando os termos, tem-se:

$$\frac{\dot{\lambda}_2}{\lambda_2} = \rho - [\phi(1+ac)h_A] - (\alpha + \beta) \cdot \frac{[\phi(1+ac)]}{\alpha} (h_g - h_A) \quad (B.3)$$

$$\begin{aligned} \frac{\dot{\lambda}_2}{\lambda_2} = \rho - [\phi(1+ac)h_A] - \frac{(\alpha + \beta)}{\alpha} \cdot [\phi(1+ac)] \cdot h_g + \frac{\alpha}{\alpha} [\phi(1+ac)]h_A + \\ + \frac{\beta}{\alpha} [\phi(1+ac)]h_A \end{aligned} \quad (B.4)$$

$$\frac{\dot{\lambda}_2}{\lambda_2} = \rho - \frac{(\alpha + \beta)}{\alpha} \cdot [\phi(1+ac)] \cdot h_g + \frac{\beta}{\alpha} [\phi(1+ac)]h_A \quad (B.5)$$

Realocando os termos, por fim chega-se à equação (37) apresentada no texto,

$$\frac{\dot{\lambda}_2}{\lambda_2} = \rho - [\phi(1+ac)] \left[\frac{(\alpha + \beta)}{\alpha} \cdot h_g - \frac{\beta}{\alpha} h_A \right] \quad (37)$$

APÊNDICE B

PASSAGEM DA EQUAÇÃO (37) PARA A (38)

Fazendo: $\varphi = [\phi(1 + ac)]$ e sendo $\frac{\dot{\lambda}_1}{\lambda_1} = \frac{\dot{\lambda}_2}{\lambda_2}$. Pode-se igualar as equações (36) e (37) para obter (38).

$$-\varphi\theta h_A = \rho - \varphi \left[\frac{\alpha + \beta}{\alpha} h_g - \frac{\beta}{\alpha} h_A \right] \quad (C.1)$$

$$-\varphi \left[\theta h_A + \frac{\beta}{\alpha} h_A \right] = \rho - \varphi \left[\frac{\alpha + \beta}{\alpha} h_g \right] \quad (C.2)$$

$$\varphi \left[\theta - \frac{\beta}{\alpha} \right] h_A = \varphi \frac{[(\alpha + \beta)h_g]}{\alpha} - \rho \quad (C.3)$$

Resolvendo (C.3) para h_A chega-se à equação (38) do texto, que é:

$$h_A = \frac{[\phi(1 + ac)](\alpha + \beta)h_g - \alpha\rho}{[\phi(1 + ac)](\alpha\theta + \beta)} \quad (38)$$

em que h_g é o capital humano médio dos trabalhadores de qualquer setor.

APÊNDICE C

PASSAGEM DAS EQUAÇÕES (35) E (39) PARA A (40)

Sendo a taxa de crescimento do PIB *per capita*:

$$g_y = \frac{\dot{A}}{A}$$

e

$$\frac{\dot{A}}{A} = \frac{(\alpha + \beta)[\phi(1 + ac)]h_g - \alpha\rho}{(\alpha\theta + \beta)} \quad (39)$$

Supondo $\frac{\alpha\rho}{(\alpha\theta + \beta)}$ ser uma constante C, tem-se:

$$g_y = \frac{(\alpha + \beta)[\phi(h_g + ach_g)]}{(\alpha\theta + \beta)} + C \quad (D.1)$$

Por fim, rearranjando os termos chega-se à equação (40) do texto:

$$g_y = C + \frac{(\alpha + \beta)}{(\alpha\theta + \beta)}\phi(h) + \frac{(\alpha + \beta)}{(\alpha\theta + \beta)}\phi(ach) \quad (40)$$

APÊNDICE D

TABELA D.1

Novas estimativas dos modelos de painel dinâmicos

Variável dependente: taxa de crescimento (gy), considerando nova definição para a variável K e $dummy$ para os anos de 1995 a 1999

Variável	Modelo exógeno			Modelo endógeno	
	GMM-sys (1)	GMM-dif (2)	GMM-sys (3)	GMM-sys (4)	GMM-sys (5)
gy_{t-1}	-0,534*** (0,283)1	-0,424*** (0,239)	-0,555*** (0,289)	-0,227 (0,228)	-0,121 (0,241)
gy_{t-2}	-0,0461 (0,225)	0,0119 (0,218)	-0,0563 (0,239)		
gac	0,0178 (0,0799)	0,0466 (0,0756)	0,0119 (0,0748)		
gac_{t-1}	0,0874 (0,0724)	0,102 (0,0632)	0,0891 (0,0834)		
gac_{t-2}	0,117** (0,0548)	0,120** (0,0516)	0,129* (0,0469)		
gac_{t-3}	0,114*** (0,0618)	0,123*** (0,0650)	0,114** (0,0573)		
h	0,0469*** (0,0257)	0,0477 (0,0344)	0,0424 (0,0368)	-0,0106 (0,0583)	0,0736*** (0,0441)
k			0,0602 (0,0857)		
k_{t-1}			-0,0867 (0,0863)		
inv	-0,00980 (0,0809)	-0,00386 (0,0988)			-0,0833 (0,0598)
inv_{t-1}	-0,0172 (0,0686)	0,0125 (0,0592)			
$(n + d)$	0,0288 (0,0207)	0,0344*** (0,0205)	0,0273 (0,0210)		
$dummy(1995-1999)$			-0,0173 (0,0279)	-0,0824 (0,136)	
ach				0,00590 (0,00982)	-0,00711 (0,0246)
ach_{t-1}				-0,0650* (0,0224)	-0,0730* (0,0278)
ach_{t-2}				0,0834** (0,0357)	0,103* (0,0397)
ach_{t-3}				-0,0335 (0,0218)	-0,0436 (0,0306)
Constante	-0,182 (0,187)	-0,176 (0,233)	-0,125 (0,281)	0,134 (0,406)	-0,428 (0,288)

(Continua)

(Continuação)

Variável	Modelo exógeno			Modelo endógeno	
	GMM-sys (1)	GMM-dif (2)	GMM-sys (3)	GMM-sys (4)	GMM-sys (5)
Correlação Arellano-Bond (valor-p) ²					
AR(1)	0,622	0,317	0,746	0,186	0,055
AR(2)	0,253	0,419	0,260	0,765	0,186
Validade dos instrumentos					
Sargan (valor-p)	0,434	0,353	0,472	0,142	0,163
Número de instrumentos	29	23	29	25	23
<i>N</i>	233	233	233	243	243

Elaboração dos autores.

Obs: Os valores entre parênteses são os erros-padrão robustos.

Os valores reportados em AR(1) e AR(2) são os valores-p dos testes de autocorrelação dos erros em primeira e segunda ordem, respectivamente.

As variáveis *ach* e *h* estão em nível.*inv.* corresponde à soma das operações bancárias de crédito mais o investimento público dos estados. O procedimento econométrico adotado considera os EFs.

* Nível de significância de 1%, ** nível de significância de 5% e *** nível de significância inferior a 10%.

Ipea – Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada

Editorial

Coordenação

Claudio Passos de Oliveira

Supervisão

Andrea Bossle de Abreu

Revisão

Carlos Eduardo Gonçalves de Melo
Cristina Celia Alcantara Possidente
Edylene Daniel Severiano (estagiária)
Elaine Oliveira Couto
Elisabete de Carvalho Soares
Lucia Duarte Moreira
Luciana Nogueira Duarte
Miriam Nunes da Fonseca

Editoração

Roberto das Chagas Campos
Aeromilson Mesquita
Aline Cristine Torres da Silva Martins
Carlos Henrique Santos Vianna
Hayra Cardozo Manhães (estagiária)

Brasília

SBS – Quadra 1 – Bloco J – Ed. BNDES,
Térreo – 70076-900 – Brasília – DF
Fone: (61) 3315-5336
Correio eletrônico: livraria@ipea.gov.br

Composto em Adobe Garamond 11/13,2 (texto)
Frutiger 47 (títulos, gráficos e tabelas)
Impresso off-set 90g/m²
Cartão supremo 250g/m² (capa)
Rio de Janeiro - RJ

NOTA AOS COLABORADORES DE PESQUISA E PLANEJAMENTO ECONÔMICO

1. A revista só analisa, com vistas a eventual publicação, artigos com conteúdo inédito, tanto no país quanto no exterior. Além disso, o seu tema deve se inserir em uma das áreas da ciência econômica, contribuindo de modo significativo ao avanço do conhecimento científico nessa área.
2. Resenhas de livros recentemente publicados poderão ser consideradas para publicação, mas resenhas temáticas e os textos essencialmente descritivos não serão, de um modo geral, aceitos.
3. As contribuições não serão remuneradas, e a submissão de um artigo à revista implica a transferência dos direitos autorais ao Ipea, caso ele venha a ser publicado.
4. Em geral, os artigos submetidos à revista devem ser escritos em português. Em casos excepcionais, poderão ser recebidos textos em língua inglesa para análise, mas se ele vier a ser aceito para publicação, o autor deverá se responsabilizar por sua tradução.
5. Só serão publicados artigos em português, mas sua versão em inglês poderá ser disponibilizada no sítio da revista na internet. Os anexos muito longos ou complexos para serem publicados, bem como as bases de dados necessárias para reproduzir os resultados empíricos do trabalho, serão também oferecidos aos leitores em versão virtual.
6. Caso o trabalho seja aceito para publicação, cada autor receberá 3 (três) exemplares do número da revista correspondente.
7. Para submeter um trabalho à revista, o autor deve acessar a página de Pesquisa e Planejamento Econômico na internet, em <http://ppe.ipea.gov.br/index.php/ppe/index>, e seguir os procedimentos ali descritos.
8. Os artigos recebidos que estejam de acordo com as instruções acima serão avaliados pelo Corpo Editorial com o auxílio de dois pareceristas escolhidos pelo Editor. O trabalho dos pareceristas é feito observando-se o método duplamente cego: o autor não saberá quem são os pareceristas, nem estes quem é o autor. Dessa análise poderá resultar a aceitação do artigo, condicionada, ou não, à realização de alterações; sua rejeição, com ou sem a recomendação de nova submissão após modificações; ou a rejeição definitiva. No caso de uma segunda submissão, o artigo será novamente avaliado por pareceristas, podendo vir a ser enquadrado em qualquer das situações acima. A rotina de análise se repete até que uma decisão final de rejeição ou aceitação seja alcançada. O processamento do artigo é conduzido pelo Editor, a quem cabe também a comunicação com os autores.
9. A decisão final quanto à publicação dos artigos cabe ao Corpo Editorial, que se reúne ordinariamente para decidir a composição de cada um dos números da revista, por recomendação do Editor. A aprovação do artigo para publicação só então é comunicada aos autores dos artigos respectivos, por escrito.

Missão do Ipea

Produzir, articular e disseminar conhecimento para aperfeiçoar as políticas públicas e contribuir para o planejamento do desenvolvimento brasileiro.



Apoio editorial



ipea Instituto de Pesquisa
Econômica Aplicada

