

1888

TEXTO PARA DISCUSSÃO

POTENCIAL DE CONVERGÊNCIA REGIONAL EM EDUCAÇÃO NO BRASIL

Marcelo Medeiros
Luis Felipe Batista de Oliveira

POTENCIAL DE CONVERGÊNCIA REGIONAL EM EDUCAÇÃO NO BRASIL

Marcelo Medeiros*

Luis Felipe Batista de Oliveira**

* Técnico de Planejamento e Pesquisa da Diretoria de Estudos e Políticas Sociais (Disoc) do Ipea e professor colaborador do Departamento de Sociologia da Universidade de Brasília (UnB).

** Técnico de Planejamento e Pesquisa da Disoc/Ipea.

Governo Federal

**Secretaria de Assuntos Estratégicos da
Presidência da República**
Ministro interino Marcelo Côrtes Neri

ipea Instituto de Pesquisa
Econômica Aplicada

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

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

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

Texto para Discussão

Publicação cujo objetivo é divulgar resultados de estudos direta ou indiretamente desenvolvidos pelo Ipea, os quais, por sua relevância, levam informações para profissionais especializados e estabelecem um espaço para sugestões.

© Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada – **ipea** 2013

Texto para discussão / Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada.- Brasília : Rio de Janeiro : Ipea , 1990-

ISSN 1415-4765

1. Brasil. 2. Aspectos Econômicos. 3. Aspectos Sociais.
I. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada.

CDD 330.908

As opiniões emitidas nesta publicação são de exclusiva e inteira responsabilidade do(s) autor(es), não exprimindo, necessariamente, o ponto de vista do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada ou da Secretaria de Assuntos Estratégicos da Presidência da República.

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

JEL: I24; H77.

SUMÁRIO

SINOPSE

ABSTRACT

1 INTRODUÇÃO 7

2 METODOLOGIA 11

3 RESULTADOS 14

4 CONCLUSÃO 20

REFERÊNCIAS 23

ANEXO 24

SINOPSE

Este estudo analisa fatores que afetam as desigualdades educacionais entre e dentro de regiões do Brasil, com foco em determinar como diferenças de características das populações e a forma diferenciada como essas características se distribuem influenciam resultados educacionais em cada região do país. Para isso, é analisada a população de jovens de 14 a 17 anos, em todo o Brasil, a partir de dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD). Por meio da decomposição da desigualdade entre efeitos de atributos observados, respostas observadas a esses atributos e resíduos das regressões lineares de predição da educação, conclui-se que, para explicar desigualdades entre e intrarregionais, as respostas aos atributos são mais importantes que diferenças nas distribuições de atributos. Há, portanto, a possibilidade de se reverter uma parte da desigualdade educacional por meio de políticas educacionais que promovam uma convergência regional na direção das regiões em melhores condições.

Palavras-chave: desigualdade educacional; estratificação educacional; desigualdade regional; federalização da educação.

ABSTRACTⁱ

We analyze the factors determining educational inequalities within and between regions in Brazil. We are interested in how characteristics and the return to these characteristics in each region affect educational outcomes. For this we analyze the population of people aged 14 to 17 years in Brazil using PNAD data. By decomposing inequality in the effect of observed attributes, return to these attributes and residuals from the linear regressions used for prediction, we conclude that differences in the returns to the attributes are more important to inequality than differences in the distributions of attributes. Therefore, it is possible to reduce at least part of regional inequalities by means of educational policies if education in the worst off regions improves in the direction of the better off regions.

Keywords: educational inequality; educational stratification; regional inequality; federalization of education.

ⁱ *The versions in English of the abstracts of this series have not been edited by Ipea's editorial department.*
As versões em língua inglesa das sinopses (*abstracts*) desta coleção não são objeto de revisão pelo Editorial do Ipea.

1 INTRODUÇÃO

O objetivo deste estudo é avaliar se a distribuição espacial de características dos indivíduos e suas famílias, que reconhecidamente afetam a educação das crianças e jovens, é um determinante importante das elevadas desigualdades regionais em educação que são observadas no Brasil. Interessam não apenas as diferenças na distribuição dessas características na população das regiões como também as diferenças regionais nos mecanismos que interagem com essas características e resultam em maior ou menor nível educacional e seus efeitos para a desigualdade dentro das regiões. Ao fazer essa avaliação, o estudo pretende verificar se as desigualdades regionais em fatores não escolares que afetam a educação são um elemento de limitação importante para que políticas educacionais alcancem seus resultados desejados.

Nos níveis primário e secundário, a educação no Brasil é altamente descentralizada, e essa descentralização se torna evidente na heterogeneidade de gastos e formas de gestão do sistema de ensino, não só entre estados como também entre municípios. Em larga medida, desigualdades educacionais refletem desigualdades regionais mais amplas (Castro, 2000; Rigotti, 2001) e os estados e municípios mais pobres são justamente aqueles que mais deveriam elevar o nível educacional de suas populações para alcançar os patamares das áreas com melhor desempenho (Beltrão, Camarano e Kanso, 2002).

A redução dessas desigualdades regionais é meta de várias iniciativas políticas. As propostas para enfrentar o problema variam, mas praticamente todas incluem algum grau de transferência de certas responsabilidades pelo ensino básico para o governo federal, particularmente aquelas relacionadas a seu financiamento. O que fundamenta esse argumento é a ideia de que a convergência regional não irá ocorrer espontaneamente, dentro de um prazo razoável, e que só o governo federal é capaz de mobilizar os recursos econômicos e políticos necessários para conduzir uma política igualitarista ativa.

A maior parte do debate sobre convergência educacional entre regiões tem foco no sistema de ensino, mais exatamente, na contratação ou qualificação de professores e, em menor escala, em infraestrutura. Expressão disso é a ênfase dada aos pisos salariais de professores e aos equipamentos escolares. Colocando de forma sintética, o debate centra-se na equiparação de escolas como mecanismo para a convergência regional. Há, evidentemente, propostas que vão além da equiparação de escolas e se preocupam

com outros itens como, por exemplo, políticas de segurança escolar (Buarque, 2011), todavia os itens não estritamente escolares dessas propostas têm uma posição secundária nos debates públicos.

Seja como for, para definir políticas de redução das desigualdades regionais, importa saber quais são seus determinantes. Como a educação é uma atividade relativamente complexa e seguramente ocorre também fora do ambiente escolar, uma lista de determinantes de desigualdades educacionais pode ser bastante extensa. Uma maneira de se organizar esses determinantes é dividi-los em grupos.

Um primeiro grupo pode ser denominado *escolas* e inclui – ainda que não se limite a isso – características dos professores e da administração, infraestrutura das instalações, currículos e técnicas de ensino. Um segundo grupo, que pode ser denominado *ambiente social*, tenta abarcar fatores não escolares da sociedade que afetam de modo relevante a educação, como, por exemplo, transporte, segurança e valores culturais relacionados à educação e ao trabalho. Finalmente, um terceiro grupo, que pode ser denominado *características individuais e familiares*, remete a educação dos pais, renda, composição da família e atributos individuais como raça, sexo e deficiências. Essa divisão por grupos é puramente analítica, pois há alguma interseção e muita interação entre as categorias.

Sob a ótica do desenho de políticas públicas, a divisão dos determinantes nesses três grupos faz sentido. Reformas educacionais conseguem ter impactos fortes sobre as características das escolas, em alguma medida podem tornar o ambiente social mais favorável a seus objetivos, mas apenas em alguns casos têm efeitos relevantes sobre os determinantes individuais e familiares da educação. Estes últimos determinantes se alteram mais lentamente e o mais comum é que os resultados dessa alteração sejam observáveis entre uma geração e outra.

A maioria da literatura sobre o Brasil e outros países argumenta na direção de que as escolas ou os fatores escolares não seriam o principal determinante da desigualdade educacional. Há bastante evidência apontando na direção de que a origem social, identificada por meio de características pessoais e familiares, possui um peso gigantesco no desempenho educacional de crianças e jovens (Albernaz, Ferreira e Franco, 2002; Alves, Ortigão e Franco, 2007; Alves e Soares, 2007; Cesar e Soares, 2001; Gonçalves e França, 2008) e, também, de que esse peso é o que mais determina a dinâmica das

desigualdades educacionais no Brasil (Silva e Hasenbalg, 2000) e que ele aumenta com a idade das pessoas (Barros *et al.*, 2001).

É de se presumir, portanto, que *características individuais e familiares* são um fator de limitação importante para que políticas educacionais alcancem os resultados desejados. Se uma parte expressiva das desigualdades regionais em educação no Brasil for determinada por essas características, não se deve esperar resultados relevantes de reformas que aumentem a qualidade das escolas, ou modifiquem o ambiente social dos estudantes. Neste caso, mesmo uma completa equiparação das escolas em piores condições com as melhores escolas do Brasil seria insuficiente para assegurar a convergência entre regiões. Cabe, portanto, examinar o assunto empiricamente.

Para realizar esse exame, este estudo tem como meta mensurar o efeito da distribuição espacial das *características individuais e familiares* nas desigualdades educacionais. O procedimento utilizado para essa mensuração consiste em estabelecer uma região de referência, estimar uma situação hipotética na qual todas as regiões teriam uma distribuição de características de *ambiente social e escola* semelhantes às da região de referência, mas manteriam suas distribuições de *características individuais e familiares* tais como observadas para então contrastar as desigualdades regionais existentes com as estimadas nessa situação hipotética. Implicitamente, o que o procedimento faz é estimar a resistência à redução das desigualdades regionais que seria causada pela inércia do peso das *características individuais e familiares* na determinação dos níveis educacionais das crianças.

Mais exatamente, o procedimento estima funções de predição de educação parciais (sem variáveis de escola) para todas as regiões do Brasil e, por meio de uma decomposição Juhn, Murphy e Pierce (JMP), estima contrafactuais para essas regiões tendo os coeficientes e os resíduos da função de São Paulo como referência (Juhn, Murphy e Pierce, 1993). As diferenças entre os contrafactuais e os observados são usadas para analisar os determinantes das desigualdades regionais e avaliar em que medida a convergência das características das escolas levaria à convergência educacional geral.

Os efeitos relacionados às *características individuais e familiares* podem ser decompostos em dois grupos. O primeiro são as características propriamente ditas, como educação dos pais, raça etc. Estas características podem ser tratadas como

atributos adscritos, isto é, como algo que não pode ser alterado ainda nesta geração de pessoas. O segundo é a resposta, em termos educacionais, dada a cada característica, ou seja, a forma como essa característica favorece ou impede a educação das crianças. Este segundo grupo pode ser alterado e o argumento aqui é que parte do efeito das escolas sobre a educação se manifesta nessa resposta. Em termos mais precisos, defende-se que, nas equações das funções de predição de educação, o efeito das escolas não se limita aos parâmetros das variáveis de *escola* e alcança, também, os parâmetros das outras variáveis. Por exemplo, a forma como a origem socioeconômica das crianças afeta sua educação depende de como a escola educa essa criança.

Nesse sentido, argumenta-se que não apenas os efeitos de variáveis relacionadas à *escola*, tais como a escolaridade dos professores ou a infraestrutura física das salas de aula, estariam dentro do escopo de ação de políticas educacionais. A interpretação que se dá é que parte da resposta dada a variáveis não escolares, como raça, também pode ser alterada por essas políticas. É justamente por essa razão que se aborda o problema a partir de uma metodologia de decomposição de efeitos dos diversos componentes das funções de predição de educação.

Um exemplo análogo sobre o funcionamento do mercado de trabalho torna a ideia mais clara. Pessoas negras sistematicamente recebem salários menores que os de pessoas brancas com características similares. Esta resposta à raça, dada pelo mercado de trabalho, pode ser considerada efeito da discriminação. Políticas de regulação do mercado de trabalho não alteram a raça das pessoas, mas podem alterar a resposta do mercado à raça e impedir a discriminação. De modo similar, políticas educacionais não alteram diversas características das pessoas e seus ambientes, mas modificações nas escolas podem alterar a resposta que essas características recebem.

A abordagem analítica deste estudo lida com essa possibilidade, ao tratar, hipoteticamente, do que aconteceria se algumas *características individuais e familiares* da população de cada região fossem mantidas, mas as respostas a essas características fossem equalizadas em todo o país. Admite-se, portanto, a possibilidade de que a rigidez da estrutura de estratificação educacional seja menor do que a determinada exclusivamente por variáveis educacionais: as escolas fazem a diferença à medida que regulam os mecanismos que convertem origem social em desempenho educacional. Com isso, implícita está a ideia de que o peso da origem social é de fato gigantesco,

mas pode ser reduzido por escolas mais eficazes, uma ideia que, de certo modo, é compartilhada pela maior parte da literatura brasileira, ainda que não chegue a ser devidamente desenvolvida nela.

Três ressalvas preliminares merecem ser feitas. A primeira delas é que este estudo usa um indicador bastante limitado de educação, anos de estudo. A razão para isso é que esse é o único indicador de educação disponível para jovens que não frequentam escolas e, portanto, não realizam testes padronizados. A segunda é que as simulações usadas também são limitadas pelo fato de não usarem, diretamente, variáveis escolares em suas equações, fato determinado pela indisponibilidade de dados escolares para toda a população. Finalmente, a terceira é que as interpretações feitas se dão sobre o pressuposto de que as escolas modificam a forma como a origem social afeta a educação, mas não se é capaz de isolar o efeito puro das escolas, em parte devido à segunda limitação, mencionada anteriormente. Ainda assim, acredita-se que o estudo traz resultados que merecem atenção, os quais serão discutidos a seguir.

2 METODOLOGIA

2.1 Dados

Foram utilizados os microdados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) de 2011, levada a campo em setembro desse ano pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). A amostra do levantamento é desenhada para representar toda a população do Brasil. Essa amostra registra 358,9 mil indivíduos, que representam uma população total de 195,2 milhões de pessoas. É objeto do estudo apenas a população com idades entre 14 e 17 anos, o que, em termos de amostra, significa 26,5 mil registros, representando uma população de 14,2 milhões de pessoas. Com a eliminação de registros com dados faltantes que impossibilitariam as regressões, permaneceram na base de dados 24,9 mil registros. A escolha por um inquérito domiciliar, em contraposição a exames escolares de proficiência, deve-se ao fato de que, diferentemente dos exames escolares, a PNAD levanta também informações sobre jovens que não frequentam a escola, um grupo muito importante para as políticas educacionais, em particular para políticas de redução de desigualdades regionais.

A população na PNAD foi dividida em sete unidades geográficas, baseadas na divisão em cinco grandes regiões, normalmente utilizada pelo IBGE. Duas dessas foram subdivididas. A região Sudeste foi subdividida em duas partes, uma denominada São Paulo (formada exclusivamente pelo estado de São Paulo), uma vez que as características daquele estado são a base das comparações realizadas no estudo; e outra denominada Estados do Sudeste (contemplando os demais estados da região). Da região Centro-Oeste foi destacado o Distrito Federal, criando assim a subdivisão denominada Estados do Centro-Oeste, que reúne os estados da região excluindo o Distrito Federal, que foi tratado como uma região à parte. A separação foi feita para lidar o mais adequadamente possível com a grande desigualdade na qualidade das escolas e nas características das populações do Distrito Federal e dos demais estados do Centro-Oeste. Desagregações mais refinadas, por Unidades da Federação (UFs), por exemplo, foram testadas e descartadas, devido a problemas de micronumerosidade (o Amapá, por exemplo, possuiria apenas 269 casos em uma regressão com mais de quarenta variáveis de controle).

2.2 Procedimentos

Os anos de estudo concluídos com aprovação das pessoas, seja em regimes com promoção automática ou regimes com promoção condicional a notas e reprovação, são o indicador educacional utilizado para as crianças e seus pais. Evidentemente os anos de estudo são um indicador insuficiente da qualidade da educação, uma vez que contemplam informação muito limitada sobre a proficiência dos alunos. No entanto, eles são o único indicador disponível, nos dados existentes, que atendem aos propósitos deste estudo.

O procedimento adotado consiste em três etapas. Primeiro, estimar, por regressão linear, uma função de predição de educação para cada uma das unidades geográficas. Em seguida, estimar, usando a decomposição JMP, qual seria a distribuição de anos de estudo da população caso o efeito dos determinantes (parâmetros das variáveis independentes) e a distribuição de resíduos das equações de predição de cada unidade geográfica fossem os mesmos de São Paulo (Juhn, Murphy e Pierce, 1993). E, finalmente, calcular a diferença entre os valores observados e os simulados. Para efeitos de comparação, o mesmo procedimento foi repetido, sem, porém, alterar os resíduos observados, imputando apenas os parâmetros de São Paulo.

Na equação de regressão linear a variável dependente é o número de anos de estudo das crianças de 14 a 17 anos, e as variáveis independentes são: o logaritmo da renda domiciliar *per capita*; idade; cor (brancos e amarelos = 1, negros = 0); sexo (homem = 1, mulher = 0); número de irmãos no domicílio; *dummies* de escolaridade do pai e da mãe, com categorias separadas para a ausência de pai ou mãe; *dummy* para mãe que trabalha 15 ou mais horas semanais; natureza institucional ou dependência da escola (não frequenta como base e *dummies* separadas de cada situação administrativa, seja a escola privada, municipal, estadual ou federal); e controle das características geográficas do local de residência (uma identificando municípios autorrepresentativos na amostra, inclusive os de regiões metropolitanas – onde os não autorrepresentativos são iguais à zero – e outra identificando zonas urbanas, com o rural igual a zero).

A educação contrafactual dos indivíduos pôde então ser usada não só para a decomposição JMP mas também para gerar distribuições simuladas de educação. Ao se considerar as sete grandes regiões especiais j propostas anteriormente, o número de anos de estudo y para os alunos, em cada uma delas, pode ser estimado pelo seguinte modelo:

$$y_{ij} = \beta_j X_{ij} + u_j \quad (1)$$

no qual X representa o conjunto de atributos (listados acima), β_j é o vetor de respostas a cada um deles e u denota os resíduos ou, melhor dizendo, aquilo que não é medido em termos de respostas ou atributos.

Ao assumir-se que o sistema educacional brasileiro funciona sem distinção entre seus alunos, as respostas implícitas seriam as mesmas em todas as regiões. Por exemplo: o fato de estudar em escolas urbanas afetaria a escolaridade de todos os alunos da mesma forma, independentemente de residirem em São Paulo ou no Nordeste. Em termos formais, isso equivale a dizer, por contrafactual (*cf*), que $y_{NE}^* = \beta_{SP}^* X_{NE}$. Entretanto, na presença de desigualdade regional, algum atributo será mais ou menos sensível caso o indivíduo que o possui não resida em São Paulo.

Uma preocupação relevante se refere a como tratar os resíduos das regressões, o que torna a simulação contrafactual desse exemplo incompleta. Como eles representam um conjunto de características não observáveis, a ausência de um vetor

de respostas adjacente constitui uma omissão importante. Diante disso, existem dois tipos de tratamentos: *i*) supor que os resíduos são os mesmos para os diferentes grupos, transportando-os de uma equação para outra; ou *ii*) supor que são distintos. Neste caso, considera-se F_j a distribuição acumulada dos resíduos na região. Assim, tem-se que:

$$p_{ij} = F_j(u_{ij} | X_j) \quad (2)$$

é a fração quantílica à qual pertence um resíduo individual na distribuição. Assim, por definição, os resíduos podem ser escritos em função da distribuição acumulada

$$u_{ij} = F_j^{-1}(p_{ij} | x_{ij}) \quad (3)$$

Quando os resíduos não são livres, considera-se \tilde{F}^{-1} como uma distribuição residual de referência (como a distribuição residual de São Paulo) e $\tilde{\beta}$ uma estimativa de referência para os coeficientes (como as respostas encontradas em São Paulo). Portanto, podem-se determinar valores hipotéticos para a variável dependente quando as quantidades variam, mas as respostas e a distribuição do resíduo se mantêm fixas usando $y_{ij}^{eff} = \tilde{\beta}X_{ij} + \tilde{F}^{-1}(\cdot)$, assim como quando apenas as respostas são fixas por meio de $y_{ij}^{eff} = \tilde{\beta}X_{ij} + u_{ij}$. O que a metodologia proposta realiza, portanto, é a decomposição das diferenças, a partir dessas informações, em componentes que retratam, isoladamente, a diferença devida aos atributos, aos parâmetros e aos resíduos.

3 RESULTADOS

As diferenças regionais nas médias de anos de estudo da população brasileira de 14 a 17 anos são elevadas, em termos absolutos, a desvantagem é maior entre os estados das regiões Norte e Nordeste. Comparadas a São Paulo, estas regiões apresentam uma defasagem média de cerca de 1,3 ano de estudo, como mostra a tabela 1. Em relação à média de São Paulo, que é de 7,8 anos de estudo, a defasagem é de cerca de 17%. Também se observam desvantagens importantes dos demais estados da região Sudeste em relação a São Paulo, com a diferença em torno de 0,8 ano de estudo. Essas desvantagens não devem ser negligenciadas. O bloco de estados mais ricos, composto por Rio de Janeiro, Minas Gerais e Espírito Santo, está em posição pior do que o formado por estados notadamente

mais pobres, como Mato Grosso, Mato Grosso do Sul, Goiás e Tocantins. Como se discutirá adiante, compondo essa desigualdade regional estão tanto diferenças de nível quanto de distribuição dentro de cada região.

TABELA 1
Decomposição das desigualdades educacionais regionais médias em relação a São Paulo (2011)

	Norte	Nordeste	Estados do Sudeste	Sul	Estados do Centro-Oeste	Distrito Federal
1. Diferença nas características (X)	0.43	0.58	0.18	0.00	0.06	-0.11
1.1. Renda	0.15	0.20	0.05	0.01	0.02	-0.05
1.2. Outras características individuais e familiares	0.18	0.24	0.06	-0.02	0.05	0.00
1.3. Dependência administrativa da escola	0.12	0.18	0.07	0.04	0.00	-0.09
1.4. Localização geográfica	-0.02	-0.03	-0.01	-0.02	-0.02	0.03
2. Diferença nas respostas (parâmetros)	0.90	0.68	0.61	0.27	0.30	0.50
3. Diferenças em não observados (resíduos)	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.01
4. Diferença total em anos de estudo	1.33	1.26	0.79	0.28	0.36	0.40

Fonte: IBGE (2011).

Não se deve subestimar o significado educacional da defasagem de um ano de estudo concluído com aprovação. Estudos em outros países mostram que, à medida que sistemas educacionais se expandem, as desigualdades na quantidade de anos de estudo diminuem, mas as desigualdades na qualidade da educação mantêm-se, refletindo a origem socioeconômica dos alunos, fenômeno conhecido como Desigualdade Efetivamente Mantida (Lucas, 2001). Portanto, à medida que o sistema se expande, pequenas diferenças nas médias de anos de estudo entre populações tendem a estar associadas a desigualdades muito superiores na educação dos jovens. Se fosse possível o uso de outro indicador mais refinado, é provável que as diferenças observadas fossem de magnitude ainda maior.

A composição social das populações possui relação com as desigualdades regionais; filhos de pais pobres, por exemplo, tendem a ter menos educação que filhos de pais ricos. Por este motivo, regiões com maior proporção de pobres tendem a ter médias educacionais mais baixas que as demais. Raciocínio análogo se aplicaria a outras características observadas dos indivíduos e suas famílias, como raça, educação dos pais etc. No entanto, os resultados obtidos neste estudo sugerem que não é a desigualdade regional na distribuição das características dos indivíduos e das famílias e sim a desigualdade na resposta a essas características entre distintas regiões o que explica a maior parte da diferença regional em educação.

Colocando de outro modo, a maioria da desigualdade regional em educação não é determinada por distinções nas características das populações de cada região e sim pela forma diferenciada como essas características afetam a educação. Para influenciar o nível educacional dos jovens, suas características individuais e familiares precisam ser transformadas ou convertidas em educação pela ação de algum mecanismo social. Por exemplo, isoladamente, ser negro só resulta menos educação quando atuam mecanismos discriminatórios. A desigualdade regional está mais associada à força desse tipo de mecanismo do que a diferenças características das populações.

O efeito total da composição das características da população em cada região na defasagem em relação a São Paulo oscila bastante, mas é sempre menos que a metade da diferença total. Nas regiões Nordeste e Norte, que apresentam a maior defasagem em relação a São Paulo, as características respondem por, respectivamente, 46% e 32% da defasagem. Nos estados do Sudeste, excluindo São Paulo, 23% da defasagem; na região Sul, que possui uma composição populacional de jovens próxima à de São Paulo, apenas 1%. O efeito maior é o da desigualdade nas respostas a essas características, que são medidas pelos parâmetros das regressões. Esse efeito responde por mais da metade da defasagem do Nordeste, dois terços da defasagem do Norte, três quartos nos Estados do Sudeste e praticamente toda a defasagem do Sul.

Parte dos mecanismos que fazem com que haja respostas em termos educacionais para determinadas características dos jovens atua dentro das escolas; outra parte, porém, atua fora delas. Este estudo não é capaz de distinguir cada uma dessas partes. O que importa é que mesmo a resposta a variáveis que não são tipicamente escolares, como raça, pode ser determinada pela forma como as escolas se relacionam com os alunos. Portanto, a resposta a características medidas nos parâmetros das regressões pode ser compreendida como algo que pode ser modificado pelas escolas. Como as escolas provavelmente teriam capacidade de modificar apenas uma fração dessas respostas, estas devem ser vistas como um limite máximo de ação de políticas educacionais. O limite mínimo seria dado pela modificação apenas de variáveis estritamente escolares, aspecto que não é tratado em detalhe neste estudo, salvo pela consideração dos efeitos do tipo de rede de ensino frequentado pelos alunos.

A composição do sistema escolar segundo tipo de rede ou dependência administrativa das escolas – redes privada, municipal, estadual ou federal – tem peso relevante para as

desigualdades regionais, mas geralmente o peso maior é o das características individuais e familiares. O efeito da composição por dependência administrativa deve-se a dois fatores básicos: o macro e microgerenciamento das escolas e a seletividade de clientela de alunos que cada rede é capaz de determinar. O efeito agregado das características individuais e familiares, por sua vez, deve-se a uma série de fatores, entre eles aqueles relacionados a como a escola responde a essas características e os relacionados à educação extraescolar que ocorre nas famílias. A tabela 1 mostra que, nas regiões com as maiores defasagens, apenas os Estados do Sudeste tem os dois pesos aproximadamente iguais.

Tudo indica que uma redução expressiva das desigualdades regionais em educação no Brasil exige uma mudança muito radical no papel que as escolas têm na educação. Atualmente, a educação escolar não é suficiente para neutralizar o peso da origem social na determinação da escolaridade dos jovens, embora diferenças em escolas pareçam afetar bastante a educação. Isso se torna evidente quando se considera que renda e outras características individuais e familiares têm, cada uma, aproximadamente o mesmo peso de dependências administrativas. Se a renda for tratada como uma característica familiar adicional, então o conjunto amplo das características individuais e familiares tem o dobro do peso das características das escolas, ao menos no que se refere aos fatores que se expressam na divisão por dependência administrativa.

Características que não foram observadas – como, por exemplo, as referentes a seus professores ou à infraestrutura de suas escolas – não aparecem como explicação relevante para as desigualdades regionais nas decomposições realizadas. Este resultado, porém, deve ser interpretado com muita cautela. É verdade que a diferença atribuível a desigualdades regionais no nível e na distribuição dos resíduos das equações de previsão educacional não é expressiva. Essa conclusão, porém, baseia-se em uma análise de resíduos não conhecidos, os quais provavelmente combinam efeitos positivos e negativos sobre a educação que não foram observados. Não é possível dizer com segurança se alguns dos elementos não observados neste estudo têm relevância para explicar as desigualdades regionais.

Os parâmetros de resposta às características dos indivíduos e suas famílias não são importantes somente para determinar os níveis médios de escolaridade, eles também afetam a desigualdade entre os jovens. São Paulo não só tem maior nível médio de educação como também menor desigualdade educacional. Portanto, é provável que uma aproximação ao sistema educacional de São Paulo não reduza apenas as diferenças

entre as regiões, mas também as desigualdades destas. Colocando em outras palavras, se a conversão das características individuais e familiares em educação nas diversas regiões do Brasil seguisse um padrão semelhante ao observado em São Paulo, então seria de se esperar uma redução da desigualdade interna em todas as regiões.

A tabela 2 apresenta uma estimativa das mudanças ocorridas na desigualdade se as características da população das diversas regiões brasileiras fossem mantidas mas a resposta a essas características fossem alteradas para aquelas observadas em São Paulo. Nela é possível notar que, nas simulações, as características não observadas – os resíduos das equações – têm muito mais influência sobre a desigualdade do que sobre o nível educacional médio. Enquanto o efeito da simulação de transposição dos resíduos sobre as médias pode ser considerado irrelevante, sobre o coeficiente de Gini ele tem alguma importância, particularmente nas regiões mais desiguais.

TABELA 2
Brasil: decomposição dos coeficientes de Gini (2011)

	Observações reais (1)	Betas e efeitos não observáveis de São Paulo fixos (2)	Diferença (2) – (1)	Efeitos não observáveis fixos (3)	Diferença (3) – (1)
Norte	0.21	0.15	-0.06	0.18	-0.03
Nordeste	0.21	0.15	-0.06	0.18	-0.03
Sudeste sem São Paulo	0.17	0.14	-0.03	0.16	-0.01
São Paulo	0.13
Sul	0.14	0.13	-0.01	0.14	0.00
Centro-Oeste sem Distrito Federal	0.15	0.13	-0.02	0.14	-0.01
Distrito Federal	0.15	0.13	-0.02	0.15	0.00

Fonte: IBGE (2011).

Nas regiões Norte, Nordeste e Sudeste, exceto São Paulo, as simulações sugerem que a desigualdade interna das regiões seria reduzida entre 8% e 13% caso nelas fosse observada a distribuição de resíduos de São Paulo. A magnitude do efeito em si não é tão relevante, porque aqui também se aplicam as ressalvas de que, em uma análise de resíduos, podem estar atuando forças em direções opostas. O que merece mais destaque é que o efeito conjunto da interação de fatores observados – como a qualidade das escolas, a atratividade do mercado de trabalho, entre outros – tem uma importância imediata para a desigualdade educacional que não deve ser subestimada. Métodos baseados somente em médias tendem a negligenciar essa importância.

Efeito maior é o causado pela resposta às características observadas dos indivíduos e suas famílias, especialmente nas regiões com maior desigualdade interna. Esses efeitos respondem por entre 12% e 18% das desigualdades internas, isto é, se o processo de conversão de características em educação, em todo o Brasil, seguisse o padrão de São Paulo, a desigualdade tenderia a ser entre um décimo e um quinto menor do que a atualmente observada nas regiões Norte, Nordeste e Sudeste (sem São Paulo). Estes efeitos, somados aos efeitos das variáveis não observadas, explicam até quase 30% da desigualdade interna no Norte e Nordeste.

Os resultados obtidos para a desigualdade apontam em direções gerais similares aos resultados das simulações sobre os níveis médios: uma parte expressiva das desigualdades dentro das regiões não se deve apenas ao fato de as populações destas possuírem características desiguais, mas também ao fato de a forma como essas características se convertem em educação ser muito distinta. Há, evidentemente, vários fatores influenciando a conversão de atributos pessoais e familiares em educação, e a escola é apenas um deles; todavia, os resultados indicam que é provável que uma convergência regional na qualidade das escolas tenha um impacto importante, não somente na desigualdade entre regiões, mas também nas desigualdades internas dessas regiões. Os resultados obtidos, porém, não permitem isolar adequadamente qual seria esse impacto, apenas indicar sua direção e fazer especulações sobre seus limites.

Considerando que o efeito simulado da convergência das regiões na direção de São Paulo afeta não só o nível como também a dispersão da educação nas regiões, resta perguntar que grupos, dentro de cada região, seriam mais beneficiados por uma convergência desse tipo. Para isso, usaram-se as simulações baseadas na decomposição JMP para gerar distribuições de educação dentro de cada região. Em seguida, construiu-se a tabela 3, comparando os valores simulados e observados dessas distribuições.

Uma convergência regional em educação beneficiaria, principalmente, a população que hoje tem os menores níveis educacionais. No caso das regiões com maiores níveis de desigualdade, Norte e Nordeste, a elevação dos níveis educacionais do quinto inferior da distribuição seria muito expressiva. A elevação generalizada das pessoas na base da distribuição faria com que os níveis de desigualdade internos de cada região, apontados na tabela 2, caíssem. Além disso, a melhora contribuiria para o aumento das médias de cada região apresentadas na tabela 1 e, portanto, para a redução

das desigualdades regionais em educação. Caso fosse possível fazer com que a relação entre as características individuais e familiares dos jovens e sua educação em todo o Brasil fosse a mesma de São Paulo, seriam menores tanto os níveis de desigualdade entre as regiões como os níveis de desigualdade internos de cada região.

TABELA 3

Varição relativa de educação por décimos de anos de estudo acumulados (simulado/observado)

(Em %)

Décimo	Norte	Nordeste	Estados do Sudeste sem São Paulo	Sul	Estados do Centro-Oeste	Distrito Federal
10	121	93	44	4	21	25
20	45	35	24	5	10	15
30	36	23	14	3	6	12
40	14	13	7	2	2	6
50	10	7	9	4	5	8
60	11	8	5	2	1	4
70	2	0	5	11	5	6
80	9	7	4	1	1	2
90	2	2	5	4	2	5
100	0	1	3	4	2	3

Fonte: IBGE (2011).

4 CONCLUSÃO

Há desigualdades regionais importantes nas médias de anos de estudo da população brasileira de 14 a 17 anos. O estado de São Paulo é a região com médias mais altas, e as regiões com maior desvantagem são Norte, Nordeste e, em menor grau, os demais estados da região Sudeste. Além de uma marcada desigualdade entre regiões, observam-se, no Brasil, inclusive em São Paulo, níveis relativamente altos de desigualdade dentro das regiões. Esses níveis altos de desigualdade em anos de estudo chamam ainda mais a atenção porque pequenas diferenças em quantidade de educação geralmente estão associadas a diferenças maiores na qualidade dessa educação.

Parte das desigualdades regionais pode ser explicada pela composição social das populações de cada região. Como a origem social afeta muito o nível educacional dos jovens, regiões com maiores proporções de pessoas vindas de famílias com características desvantajosas

tendem a apresentar menores níveis educacionais. Todavia, os resultados obtidos com este estudo sugerem que o maior diferencial entre as regiões não é a desigualdade regional na distribuição das características dos indivíduos e das famílias, mas sim a forma pela qual essas características afetam a educação em cada região. Diferenças nas respostas a características, observadas nos parâmetros das regressões das funções de predição educacional, explicam mais da metade da defasagem do Nordeste, dois terços da defasagem do Norte, três quartos nos Estados do Sudeste e quase toda a defasagem do Sul.

Além de ser o mais importante determinante da desigualdade entre regiões, a resposta às características dos indivíduos e suas famílias é também o mais importante determinante das desigualdades dentro das regiões. Se a relação entre características e escolaridade em todo o Brasil seguisse o padrão de São Paulo, a desigualdade seria entre um décimo e um quinto menor do que a atualmente observada nas regiões Norte, Nordeste e Sudeste sem São Paulo. Estes efeitos, somados aos efeitos de variáveis não observadas, explicam até quase um terço da desigualdade interna no Norte e Nordeste.

É muito provável que parte da diferença nas respostas – mas não toda – esteja associada a diferenças nas escolas de cada região. Parte pode estar ligada a diferenças mais amplas relacionadas à educação, como, por exemplo, acessibilidade, valores culturais ou atratividade do mercado de trabalho. Seguramente, haverá uma parte que não tem relação com o sistema educacional. Este estudo não explora os determinantes das diferenças nos parâmetros das funções de predição e, portanto, não faz qualquer afirmação mais específica sobre o assunto.

Uma convergência regional na direção de São Paulo beneficiaria, principalmente, a população de menor nível educacional. Se a forma como a educação em cada região se relaciona com as características individuais e familiares dos jovens em todo o Brasil fosse a mesma de São Paulo cairiam os níveis de desigualdade entre as regiões e os níveis de desigualdade internos de cada região. Isso tenderia a ocorrer em função apenas de modificações nas respostas às características, ou seja, em decorrência da forma como esses atributos se convertem em educação, mesmo que os atributos atuais das populações não fossem alterados.

É provável que estas conclusões gerais se mantenham caso, no lugar de anos de estudo, um indicador mais refinado de educação fosse utilizado. O uso de outro

indicador seguramente implicaria valores distintos das mudanças observadas, mas não há razão para se crer que a direção dessas mudanças seria oposta à discutida neste estudo. De todo modo, seria útil replicar o que foi estudado, usando medidas as mais refinadas de desempenho que se obtém com testes padronizados, ainda que com o ônus de omitir da análise a população que não frequenta escolas. Além disso, o uso de dados provenientes desses testes permitiria, ainda, construir as funções de predição, levando-se em conta variáveis referentes às características mais detalhadas das escolas, o que seguramente adicionaria informação relevante às conclusões.

No curto prazo, o sistema escolar não é capaz de mudar atributos adscritos das pessoas e suas famílias, mas pode, sim, alterar a forma como essas características afetam a educação, ou seja, a resposta, em termos de educação, a uma dada característica. Todavia, ao se interpretar os resultados obtidos não se deve perder de vista que é muito provável que uma parte dessa resposta não possa ser alterada pelo sistema educacional. Educação certamente não é uma panaceia para problemas de mobilidade social. Os resultados aqui apresentados devem, portanto, ser entendidos como um limite superior do que poderia acontecer com a educação sob a hipótese de uma convergência regional em um futuro relativamente próximo. Com as informações disponíveis não seria prudente arriscar uma estimativa mais precisa desses efeitos.

Em termos de implicações para políticas educacionais, o estudo sugere que, sem a atuação de mecanismos capazes de reduzir radicalmente o peso da origem social na educação dos jovens, não é de se esperar uma redução das desigualdades regionais em educação, bem como nas desigualdades internas de cada região. Há discussões sobre várias medidas possíveis para isso, tais como alongamento dos anos letivos e educação em tempo integral (duplo turno). Os resultados não permitem especular sobre quais devem ser essas medidas, porém é possível afirmar com segurança que, tal como se encontra hoje, o sistema educacional tem capacidades mínimas para reduzir a vinculação entre origem e destino em uma sociedade altamente estratificada.

Se, por um lado, pode soar óbvio dizer que, sem uma melhora muito expressiva nos sistemas educacionais das regiões defasadas, há chances ínfimas de uma aceitável convergência regional em educação, por outro, os resultados deste estudo indicam que um grau não desprezível de convergência pode ser obtido por uma melhora nesses sistemas.

REFERÊNCIAS

- ALBERNAZ, Â.; 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. 453-476, 2002.
- ALVES, F.; ORTIGÃO, I.; FRANCO, C. Origem social e risco de repetência: interação raça capital econômico. **Cadernos de pesquisa**, v. 37, p. 161-180, 2007.
- ALVES, M. T. G.; SOARES, J. F. As pesquisas sobre o efeito das escolas: contribuições metodológicas para a sociologia da educação. **Sociedade e Estado**, Brasília, v. 22, n. 2, p. 435-473, 2007.
- BARROS, R. P. de *et al.* Os determinantes do desempenho educacional no Brasil. **Pesquisa e planejamento econômico**, Rio de Janeiro, v. 31, n. 1, p. 1-42, 2001.
- BELTRÃO, K. I.; CAMARANO, A. A.; KANSO, S. Ensino fundamental: diferenças regionais. **Revista brasileira de estudos de população**, v. 19, n. 2, p. 135-157, 2002.
- BUARQUE, C. **A revolução republicana na educação: ensino de qualidade para todos**. São Paulo: Moderna, 2011.
- CASTRO, M. H. G. As desigualdades regionais no sistema educacional brasileiro. *In*: HENRIQUES, R. (Org.). **Desigualdade e pobreza no Brasil**. Rio de Janeiro: Ipea, 2000. p. 425-458.
- CESAR, C. C.; SOARES, J. F. Desigualdades acadêmicas induzidas pelo contexto escolar. **Revista brasileira de estudos de população**, v. 18, n. 1-2, p. 97-110, 2001.
- GONÇALVES, F. de O.; FRANÇA, M. T. A. Transmissão intergeracional de desigualdade e qualidade educacional: avaliando o sistema educacional brasileiro a partir do SAEB 2003. **Ensaio: avaliação e políticas públicas em educação**, v. 16, n. 61, p. 639-662, 2008.
- IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Pesquisa nacional por amostra de domicílios (PNAD)**. Rio de Janeiro, 2011.
- JUHN, C.; MURPHY, K. M.; PIERCE, B. Wage inequality and the rise in returns to skill. **Journal of political economy**, v. 10, n. 3, p. 410-442, 1993.
- LUCAS, S. R. Effectively maintained inequality: education transitions, track mobility, and social background effects. **American journal of sociology**, v. 106, n. 6, p. 1642-1690, 2001. Doi:10.1086/321300
- RIGOTTI, I. A transição da escolaridade no Brasil e as desigualdades regionais. **Revista brasileira de estudos de população**, v. 18, n. 1-2, p. 59-73, 2001.
- SILVA, N. do V.; HASENBALG, C. Tendências da desigualdade educacional no Brasil. **Dados**, v. 43, n. 3, p. 423-445, 2000.

ANEXO**Predição de anos de estudo por área geográfica – regressão linear**

Variáveis	Norte	Nordeste	Sudeste sem São Paulo	São Paulo	Sul	Centro-Oeste sem Distrito Federal	Distrito Federal
ln(renda domiciliar per capita)	0.185*** (0.0310)	0.118*** (0.0245)	0.249*** (0.0341)	0.222*** (0.0377)	0.209*** (0.0306)	0.201*** (0.0468)	0.236*** (0.0726)
Mãe trabalha mais de 15h	-0.161 (0.790)	-0.494 (0.570)	-0.388 (0.816)	-0.789 (0.817)	-0.0137 (0.475)	0.462 (0.877)	
Idade	0.718*** (0.0270)	0.681*** (0.0213)	0.841*** (0.0269)	0.867*** (0.0323)	0.764*** (0.0248)	0.751*** (0.0376)	1.055*** (0.0645)
Homem	-0.611*** (0.0579)	-0.755*** (0.0449)	-0.542*** (0.0564)	-0.250*** (0.0689)	-0.569*** (0.0522)	-0.492*** (0.0795)	-0.380*** (0.140)
Branco ou amarelo	0.00922 (0.0700)	0.141*** (0.0509)	0.159*** (0.0598)	0.130* (0.0718)	0.171*** (0.0619)	0.0384 (0.0830)	0.180 (0.154)
Número de irmãos	-0.118*** (0.0276)	-0.0551** (0.0226)	-0.149*** (0.0332)	-0.165*** (0.0415)	-0.105*** (0.0288)	-0.0290 (0.0502)	-0.0693 (0.0741)
Pai estudou 1 ano	0.121 (0.186)	0.310** (0.135)	0.151 (0.209)	0.306 (0.544)	0.255 (0.217)	0.551 (0.337)	1.558 (1.616)
Pai estudou 2 anos	0.0736 (0.144)	0.414*** (0.111)	0.151 (0.178)	0.0334 (0.238)	-0.285 (0.188)	0.293 (0.268)	-0.271 (0.682)
Pai estudou 3 anos	0.0620 (0.125)	0.202* (0.108)	0.530*** (0.147)	-0.121 (0.243)	0.188 (0.146)	-0.435* (0.249)	-0.225 (0.512)
Pai estudou 4 anos	0.210* (0.109)	0.388*** (0.0915)	0.249** (0.0983)	0.288** (0.138)	0.248*** (0.0925)	0.193 (0.152)	0.508 (0.321)
Pai estudou 5 anos	0.336** (0.137)	0.469*** (0.112)	-0.0420 (0.135)	0.259 (0.187)	0.0956 (0.110)	0.367** (0.175)	-0.906** (0.437)
Pai estudou 6 anos	0.0905 (0.186)	0.113 (0.165)	-0.0194 (0.178)	0.595*** (0.215)	0.0778 (0.154)	0.212 (0.234)	0.653 (0.440)
Pai estudou 7 anos	0.445** (0.180)	0.296** (0.141)	0.342** (0.158)	0.313 (0.195)	0.240* (0.143)	0.186 (0.211)	-0.0822 (0.451)
Pai estudou 8 anos	0.367*** (0.115)	0.428*** (0.0980)	0.202* (0.108)	0.197 (0.120)	0.196** (0.0937)	0.0859 (0.141)	-0.520* (0.268)
Pai estudou 9 anos	0.216 (0.213)	0.130 (0.200)	0.128 (0.227)	0.267 (0.251)	0.247 (0.217)	0.627** (0.266)	-0.748 (0.666)

(Continua)

(Continuação)

Variáveis	Norte	Nordeste	Sudeste sem São Paulo	São Paulo	Sul	Centro-Oeste sem Distrito Federal	Distrito Federal
Pai estudou 10 anos	0.822*** (0.217)	0.228 (0.205)	0.201 (0.218)	0.306 (0.260)	0.521*** (0.189)	0.254 (0.266)	-1.165* (0.595)
Pai estudou 11 anos	0.400*** (0.101)	0.611*** (0.0836)	0.425*** (0.0938)	0.284*** (0.100)	0.416*** (0.0864)	0.217* (0.127)	0.185 (0.201)
Pai estudou 12 anos	0.362 (0.341)	1.067*** (0.300)	0.531 (0.347)	0.280 (0.377)	0.0907 (0.222)	0.755 (0.530)	-0.418 (0.679)
Pai estudou 13 anos	1.000* (0.605)	0.452 (0.424)	0.346 (0.406)	0.409 (0.430)	-0.154 (0.299)	-0.293 (0.666)	-0.325 (0.814)
Pai estudou 14 anos	0.626 (0.407)	0.681 (0.464)	0.680* (0.364)	0.0450 (0.402)	0.177 (0.263)	0.279 (0.495)	0.0507 (0.647)
Pai estudou 15 anos	0.630*** (0.177)	0.895*** (0.162)	0.149 (0.148)	0.226 (0.165)	0.358*** (0.132)	0.353* (0.214)	0.178 (0.283)
Mãe estudou 1 ano	0.0394 (0.185)	0.240* (0.136)	-0.0420 (0.229)	0.0445 (0.368)	0.00354 (0.207)	-0.392 (0.339)	-0.0958 (0.772)
Mãe estudou 2 anos	0.245* (0.142)	0.0434 (0.115)	-0.0967 (0.170)	-0.339 (0.249)	-0.0355 (0.186)	-0.618** (0.248)	0.433 (0.563)
Mãe estudou 3 anos	0.388*** (0.136)	0.269*** (0.0991)	0.426*** (0.157)	-0.0959 (0.233)	0.271* (0.144)	0.314 (0.240)	0.833* (0.472)
Mãe estudou 4 anos	0.429*** (0.116)	0.346*** (0.0822)	0.431*** (0.110)	0.111 (0.149)	0.271** (0.107)	0.284 (0.178)	0.604* (0.320)
Mãe estudou 5 anos	0.547*** (0.134)	0.443*** (0.101)	0.311** (0.134)	0.00707 (0.178)	0.279** (0.120)	0.234 (0.187)	0.520 (0.379)
Mãe estudou 6 anos	0.557*** (0.181)	0.324** (0.132)	0.153 (0.155)	0.201 (0.212)	-0.00914 (0.150)	0.131 (0.220)	0.660* (0.400)
Mãe estudou 7 anos	0.853*** (0.148)	0.735*** (0.125)	0.240 (0.152)	0.117 (0.187)	0.352** (0.138)	0.622*** (0.193)	1.313*** (0.470)
Mãe estudou 8 anos	0.817*** (0.119)	0.876*** (0.0906)	0.504*** (0.113)	0.207 (0.138)	0.441*** (0.107)	0.690*** (0.153)	1.169*** (0.310)
Mãe estudou 9 anos	0.564*** (0.201)	0.851*** (0.175)	0.837*** (0.203)	0.749*** (0.231)	0.602*** (0.187)	1.150*** (0.246)	0.333 (0.495)

(Continua)

(Continuação)

Variáveis	Norte	Nordeste	Sudeste sem São Paulo	São Paulo	Sul	Centro-Oeste sem Distrito Federal	Distrito Federal
Mãe estudou 10 anos	0.890*** (0.205)	0.884*** (0.165)	0.187 (0.204)	0.234 (0.227)	0.595*** (0.180)	0.851*** (0.227)	1.282** (0.510)
Mãe estudou 11 anos	1.005*** (0.0974)	1.017*** (0.0794)	0.827*** (0.106)	0.351*** (0.129)	0.721*** (0.104)	1.115*** (0.145)	0.788*** (0.245)
Mãe estudou 12 anos	1.241*** (0.241)	0.865*** (0.229)	0.475** (0.233)	0.589* (0.339)	0.814*** (0.190)	1.030*** (0.394)	0.262 (0.585)
Mãe estudou 13 anos	1.348*** (0.303)	1.284*** (0.307)	0.540* (0.301)	0.370 (0.363)	1.056*** (0.294)	1.265*** (0.398)	0.517 (0.690)
Mãe estudou 14 anos	1.268*** (0.257)	1.376*** (0.271)	0.756*** (0.262)	0.341 (0.287)	0.463** (0.219)	1.100*** (0.308)	1.448** (0.580)
Mãe estudou 15 anos	1.433*** (0.150)	0.927*** (0.127)	0.840*** (0.148)	0.393** (0.180)	0.700*** (0.135)	1.018*** (0.191)	0.790** (0.320)
Sem mãe no domicílio	-0.137* (0.0830)	-0.182*** (0.0690)	-0.143 (0.0995)	-0.288** (0.130)	-0.122 (0.0886)	0.0258 (0.134)	-0.318 (0.261)
Chefe não é o pai	-0.0110 (0.120)	-0.0351 (0.0963)	-0.301** (0.136)	-0.281 (0.175)	-0.0672 (0.115)	-0.0144 (0.173)	0.537 (0.375)
Particular	2.557*** (0.164)	2.210*** (0.112)	1.427*** (0.139)	0.883*** (0.158)	1.447*** (0.121)	1.107*** (0.196)	1.307*** (0.352)
Municipal	0.875*** (0.0997)	0.860*** (0.0760)	0.284*** (0.107)	0.268* (0.145)	0.270*** (0.101)	0.199 (0.166)	1.049** (0.411)
Estadual	2.216*** (0.0903)	2.126*** (0.0723)	1.379*** (0.0936)	1.041*** (0.113)	1.123*** (0.0814)	1.036*** (0.130)	0.748*** (0.275)
Federal	2.899*** (0.306)	2.525*** (0.246)	1.683*** (0.269)	1.060* (0.581)	1.883*** (0.285)	2.087*** (0.418)	1.529*** (0.471)
Rm ou autorrepresentativo	0.00745 (0.0642)	-0.164*** (0.0524)	-0.117* (0.0630)	-0.101 (0.0768)	-0.175*** (0.0546)	0.180** (0.0851)	
Urbana	0.130* (0.0735)	0.00729 (0.0554)	-0.0108 (0.0963)	-0.000793 (0.198)	-0.254*** (0.0754)	-0.258* (0.135)	0.499 (0.445)

(Continua)

(Continuação)

Variáveis	Norte	Nordeste	Sudeste sem São Paulo	São Paulo	Sul	Centro-Oeste sem Distrito Federal	Distrito Federal
Constante	-7.701*** (0.469)	-6.228*** (0.370)	-8.676*** (0.482)	-7.907*** (0.605)	-6.512*** (0.444)	-6.559*** (0.678)	-12.29*** (1.195)
Número de observações	4,587	7,822	4,036	2,241	3,725	1,952	546
R ²	0.382	0.355	0.366	0.335	0.359	0.336	0.458

Fonte: IBGE (2011).

Obs.; 1. Erros-padrão entre parênteses

2. *** p < 0.01, ** p < 0.05, * p < 0.1

EDITORIAL

Coordenação

Cláudio 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 Bastos Dias
Luciana Nogueira Duarte
Míriam Nunes da Fonseca

Editoração eletrônica

Roberto das Chagas Campos
Aeromilson Mesquita
Aline Cristine Torres da Silva Martins
Carlos Henrique Santos Vianna
Hayra Cardozo Manhães (estagiária)

Capa

Luís Cláudio Cardoso da Silva

Projeto Gráfico

Renato Rodrigues Bueno

Livraria do Ipea

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 Pro 12/16 (texto)
Frutiger 67 Bold Condensed (títulos, gráficos e tabelas)
Impresso em offset 90g/m²
Cartão supremo 250g/m² (capa)
Rio de Janeiro-RJ

Missão do Ipea

Produzir, articular e disseminar conhecimento para aperfeiçoar as políticas públicas e contribuir para o planejamento do desenvolvimento brasileiro.

