

QUALIDADE DA ESCOLA E *BACKGROUND* FAMILIAR NA FORMAÇÃO DE CAPITAL HUMANO NO BRASIL¹

Luiz Honorato da Silva Júnior²

Yony Sampaio³

Este artigo procura verificar o efeito marginal da qualidade da escola, mensurada pela razão aluno por professor nas Unidades da Federação (UFs) do Brasil, e do *background* familiar, mensurado pelos níveis de educação dos pais dos indivíduos contidos em uma amostra obtida a partir da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (Pnad) de 1996, do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), sobre os resultados educacionais destes indivíduos e sobre seus retornos à educação no mercado de trabalho. Verifica-se que uma diminuição na razão aluno por professor é positivamente relacionada aos aumentos na educação média dos indivíduos, mas a educação dos pais possui um efeito ainda mais forte sobre a escolarização destes indivíduos. As evidências empíricas encontradas sugerem que uma melhoria na qualidade da escola traria resultados positivos sobre a educação média e sobre os retornos à educação no mercado de trabalho, além de estes retornos terem a peculiaridade de serem maiores para indivíduos nascidos em regiões e grupos etários com *background* familiar mais pobre. Verifica-se, ainda, que a qualidade da escola tenha sido uma substituta técnica do *background* familiar como fator de produção de capital humano. Assim, investimentos feitos de forma mais eficiente em educação poderiam reduzir as diferenças nos resultados educacionais induzidas pela desigualdade de educação dos pais.

Palavras-chave: qualidade da escola; *background* familiar; educação; capital humano; Brasil.

SCHOOL QUALITY AND FAMILY BACKGROUND IN HUMAN CAPITAL FORMATION IN BRAZIL

This paper estimates the marginal effect of the school quality, represented by the student-teacher ratio, of family background, measured by parental education, on the educational attainment of individuals and on labor market returns in a sample from Pnad 1996. It is verified that a reduction in the student-teacher ratio is positively correlated with increases in the average education of the individuals; however the improvement of the education of the parents have a still more strong effect on the education of these individuals. The empirical evidences also suggest that an improvement in the school quality brings positive results on the average education and on the returns to the education in the work market and, these returns have the peculiarity of being bigger for the individuals born in regions and cohorts with poorer family background. Finally, it is verified that the school quality has been a technical substitute of parental education as a production factor of human capital. Thus, a greater and more efficient investment in education can be used to reduce the differences induced by unequal parental education.

Keywords: school quality; family background; education; human capital; Brazil.

1. Os autores agradecem o Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq) pelo apoio recebido.

2. Doutor em economia pelo Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal de Pernambuco (Pimes/UFPE). Professor da Universidade de Brasília (UnB). *E-mail:* <luizhonorato@unb.br>.

3. Professor no Departamento de Economia do Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal de Pernambuco (Pimes/UFPE). *E-mail:* <yonysampaio@gmail.com>.

CALIDAD ESCUELA Y ANTECEDENTES DE LA FAMILIA EN FORMACIÓN DE CAPITAL HUMANO EN BRASIL

Este trabajo tiene por objeto verificar el efecto marginal de la calidad escolar, medido por el estudiante al cociente del profesor en las unidades federales de Brasil, y *background* familiar, medida por los niveles de educación de los padres de las personas que figuran en una muestra obtenida de la Encuesta Nacional de Hogares (Pnad) 1996, sobre los resultados educativos para estas personas y los retornos de la educación en el mercado laboral. Se ha encontrado que una disminución en la relación alumno-profesor se relaciona positivamente con aumentos en el promedio de educación de las personas, pero la educación de los padres tiene un efecto aún más fuerte sobre la escolarización de estos individuos. La evidencia empírica encontrada sugiere que una mejora en la calidad de la escuela traería resultados positivos en la educación media y el rendimiento de la educación en el mercado laboral, y estos retornos tienen la peculiaridad de ser mayor para las personas nacidas en las regiones y grupos de edad con antecedentes familiares más pobre. También parece que la calidad de la escuela ha sido un sustituto técnico del *background* familiar como factor de producción de capital humano. Por lo tanto, las inversiones de manera más eficiente en la educación podrían reducir las diferencias en la desigualdad inducidos por los resultados educativos de educación de los padres.

Palabras clave: calidad de la escuela; los antecedentes familiares; la educación; el capital humano; Brasil.

QUALITÉ D'ÉCOLE ET *BACKGROUND* DE LA FAMILLE DANS LA FORMATION DU CAPITAL HUMAIN AU BRÉSIL

Ce travail vise à vérifier l'effet marginal de la qualité de l'école, mesurée par le ratio élève enseignant dans les unités fédérales du Brésil, et les antécédents familiaux, mesurée par les niveaux de scolarité des parents de personnes contenues dans un échantillon obtenu à partir de l'Enquête Nationale sur les Ménages (Pnad) 1996 sur les résultats scolaires de ces personnes et de leurs rendements de l'éducation sur le marché du travail. Il est constaté que la diminution du ratio élèves-enseignant est positivement liée à l'augmentation du niveau d'instruction moyen des individus, mais l'éducation des parents a un effet encore plus fort sur la scolarisation de ces personnes. La preuve empirique trouvée suggère que l'amélioration de la qualité de l'école donnerait des résultats positifs sur l'éducation moyenne et sur le rendement de l'éducation sur le marché du travail, et ces rendements ont la particularité d'être plus élevé pour les personnes nées dans les régions et les groupes d'âge avec les antécédents familiaux pauvres. Il apparaît également que la qualité de l'école a été un fond substitut de la famille en tant que technique de production du facteur de capital humain. Ainsi, des investissements plus efficacement dans l'éducation pourraient réduire les différences d'inégalité induite par l'éducation les résultats scolaires des parents.

Mots-clés: la qualité de l'école; les antécédents familiaux; l'éducation; le capital humain; Brésil.

JEL: I24.

1 INTRODUÇÃO

É amplamente reconhecido, no Brasil, o papel que a educação desempenha no processo de seu desenvolvimento. Muitos novos esforços têm sido feitos no sentido de aumentar a escolarização da população, assim como de melhorar o seu

nível educacional. Muito se tem questionado sobre políticas eficientes de alocação de recursos e esforços que elevem a escolaridade e a qualidade da educação, assim como levem o país na direção de uma sociedade mais educada e com mais igualdade de oportunidade.

Discute-se sobre a importância dos fatores de produção educacionais. Sabe-se, por exemplo, que o talento dos indivíduos e os investimentos em educação podem contribuir para o aumento da acumulação em capital humano e expansão educacional. Mais especificamente, existe uma considerável literatura que investiga os efeitos da qualidade da escola e do *background* familiar na produção de capital humano e nos retornos à educação.

Trabalhos como os de Hanushek (2002; 2003) e Card e Krueger (1996) investigam a importância da qualidade da escola no processo de formação de capital humano dos indivíduos. Na mensuração da qualidade, o número de alunos por sala de aula e a razão aluno por professor são as principais variáveis que são postas na investigação em relação a testes e escores escolares. Há uma vasta literatura que têm investigado os efeitos de indicadores da escola, tais como tamanho da classe e a razão aluno por professor, sobre os testes escolares, resultados educacionais e retornos à educação. De modo geral, tem-se verificado que existe um tamanho de classe ótimo, em que este ótimo é quase sempre menor que a realidade verificada, conforme trabalhos de Oliveira (2010), Angrist e Lavy (1999), Duraisamy *et al.* (1997) e Krueger (1999; 2003). Assim, quanto mais próxima à razão aluno por professor estiver deste ótimo, melhor será o desempenho dos alunos. A causalidade por trás destes parâmetros ótimos é pouco clara: tanto há uma ideia de dimensão ideal para propiciar a interação aluno-professor quanto destaca-se a necessidade de distribuição das aulas em função da competência, evitando-se o modelo usual, principalmente no ensino básico, de uma mesma professora ser responsável por todas as disciplinas de uma classe e, às vezes, de várias classes. Por essas razões, estas duas variáveis vêm sendo utilizadas para representar qualidade.

Os trabalhos de Lee e Barro (2001), Wöbmann (2003), Miller, Mulvey e Martin (1997), Ermisch e Francesconi (2001), Oliveira (2010), Barros (2001), Riani e Rios-Neto (2008), Rios-Neto, César e Riani (2002), além do de Sacerdote (2002), mostram a importância do *background* familiar nos resultados escolares. Tais estudos mostram que a educação dos pais é um poderoso determinante da escolarização dos filhos. De modo geral, a literatura econômica tem mostrado como a educação dos pais é um elemento importante na formação de capital humano dos filhos. Os trabalhos de Card e Krueger (1992), Heckman, Layne-Ferrari e Todd (1997), Strayer (2002) e, principalmente, de Brunello e Checchi (2005), discutem diretamente essa temática. Filhos de pais mais educados tendem a alcançar maiores níveis de escolarização. Pais mais educados

conseguem motivar mais, têm maior predisposição para investir mais recursos e podem fornecer um ambiente familiar mais propenso ao estudo e à reflexão.

O estudo de Brunello e Checchi (2005) analisou se a combinação da redução do número de alunos por professor e o aumento na educação dos pais observados na Itália no período entre final da Segunda Guerra Mundial e final dos anos 1980 tiveram significativo impacto na escolarização média e no retorno à educação no mercado de trabalho. Os referidos autores constataram que uma menor proporção de aluno por professor era positivamente correlacionada a uma maior escolaridade, mas que a educação dos pais possuía um impacto ainda mais forte para trazer tais melhorias. O trabalho ainda conclui que eventuais melhorias na qualidade da educação trariam retornos ainda mais fortes para indivíduos nascidos em regiões mais pobres da Itália.

Este artigo usa de metodologia similar para analisar o caso brasileiro àquela utilizada por Brunello e Checchi (2005). Assumindo que a qualidade da escola e o *background* familiar são duas importantes variáveis na formação de capital humano dos indivíduos, como ocorre em um processo de produção de um bem qualquer, esses fatores podem contribuir para a produção de conhecimento individualmente e, também, em suas inter-relações.

Conhecer a relação técnica entre qualidade da escola e *background* familiar na produção de conhecimento no Brasil parece importante para a formulação de políticas alocativas. Afinal, é mais fácil, no curto prazo, melhorar a qualidade da escola do que alterar o *background* familiar. Portanto, deve-se inquirir de que forma esses dois fatores têm interagido no processo produtivo de capital humano no Brasil e qual o papel e as relações que estes fatores têm com o nível de educação e o retorno à educação no Brasil. Este trabalho investiga e tenta responder a essas questões a partir de um estudo empírico, à luz da teoria do capital humano.

Observe que se esses fatores forem substitutos técnicos, um aumento nos investimentos em educação pode ser utilizado para reduzir as desigualdades na educação e, conseqüentemente, na renda. Em outras palavras, uma melhoria na qualidade dos serviços educacionais poderia, em certa medida, compensar as diferenças nas habilidades entre os indivíduos, acelerando a redução na desigualdade observada no Brasil.

Nesse sentido, em se confirmando tal hipótese, a qualidade da escola poderia atuar como um fator substituto na produção de capital humano para indivíduos que possuíssem baixo *background* familiar. Alternativamente, dadas especificidades tecnológicas produtivas, tal combinação pode apresentar características de complementaridade.

2 DETERMINANTES DO NÍVEL EDUCACIONAL E DO RETORNO À EDUCAÇÃO

A fim de se verificar tais hipóteses, assume-se que os resultados educacionais são medidos por níveis de educação completados. Para isso foi usado o seguinte modelo *probit* ordenado:

$$E_{icrs} = \Phi(\delta Z_{icrs}), \quad (1)$$

onde Z é um vetor de características individuais, incluídas as seguintes variáveis: qualidade da escola, *background* familiar e variáveis *dummies* de controle. Mas também foram feitas regressões em mínimos quadrados ordinários (MQO), em função do melhor ajuste obtido com esse modelo; neste caso, os resultados educacionais são medidos por anos de educação completados.

A variável dependente no modelo probabilístico multinomial foi ordenada como sendo igual a 1 se o indivíduo havia completado a quarta série do ensino fundamental; igual a 2 se ele havia concluído até a oitava série do ensino fundamental; igual a 3 se o indivíduo possuía o ensino médio; e 4 para o ensino superior. No caso dos modelos em MQO, os anos de estudos de cada indivíduo foram a variável dependente.

Para estimar o impacto do *background* familiar e a qualidade da escola nos retornos à educação, usou-se um modelo de dois estágios. Para o primeiro estágio foi feita a seguinte regressão:

$$Y_{icrs} = \alpha_{crs} + \beta_{crs} X_{icrs} + \gamma_{crs} E_{icrs} + \varepsilon_{icrs}, \quad (2)$$

onde i é o indivíduo; c o grupo de idade;⁴ r a região de nascimento e s a região de residência; Y é o *log* dos ganhos anuais; α_{crs} são *dummies* da região de nascimento x grupo de idade x região de residência; X é um vetor de controle individual, incluindo *background* familiar; E são anos de educação do indivíduo; e γ mede o retorno à educação,⁵ que se faz variar de acordo com grupos de idade, região de nascimento e região de residência.

No segundo estágio foi recuperado o valor estimado de γ em (2) e estimou-se em mínimos quadrados ponderados (MQP):

$$\gamma_{crs} = \lambda_c + \lambda_r + \lambda_s + \lambda_{cs} + \lambda_{rs} + \phi Q_{cr} + \psi W_{cr} + \sigma Q_{cr} W_{cr} + \varepsilon_{cr}, \quad (3)$$

4. Conforme será detalhado em seguida.

5. Ou, de forma mais precisa, as diferenças salariais advindas da escolarização dos indivíduos.

onde λ são *dummies* de grupo de idade, região de nascimento, região de residência, grupo de idade x região de residência e região de nascimento x região de residência; Q é a qualidade da escola, que varia por região de nascimento e grupo de idade; e W é o *background* familiar médio, por região de nascimento e grupo de idade. Observe que *background* familiar afeta os ganhos individuais diretamente e via sua interação com os resultados educacionais. Da mesma maneira que no trabalho de Brunello e Checchi (2005), W foi definido como o maior nível de educação recebido pelos pais na família.⁶ Portanto, se o pai tem somente o ensino fundamental incompleto e a mãe completou o ensino superior, prevalecerá, no valor de W para este indivíduo, a educação da mãe. O valor de W para a região e o grupo de nascimento é obtido pela média dos indivíduos.

A *dummy* da região de residência em (3) procura captar o efeito do mercado de trabalho local sobre o retorno à educação. Esses efeitos podem variar com o grupo de idade. A interação das *dummies* por região de nascimento e região de residência capta os efeitos de migração entre regiões. Variações na qualidade da escola e no *background* familiar tentam captar a variabilidade no retorno à educação associado à região e ao grupo de nascimento. Finalmente, a interação entre Q e W é informativa se estes dois fatores são complementares ou substitutos técnicos na produção de capital humano.

2.1 Relação entre *background* familiar e qualidade da escola

Para se distinguir se os fatores são complementares ou substitutos, pode-se verificar a partir da segunda derivada parcial de uma função de produção educacional (Lazear, 2001; Pritchett e Filmer, 1999). Os fatores de produção serão complementares ou substitutos conforme a produtividade marginal de um aumento ou diminua o crescimento do outro, reciprocamente.

Assuma, agora, para especificação empírica, a hipótese de que os ganhos são iguais à produtividade, e assumo, ainda, a seguinte função de produção proposta por Brunello e Checchi (2005):

$$H = e^{\gamma E}, \quad (4)$$

onde E representa os resultados educacionais e γ os retornos à educação. A segunda derivada de H com respeito à razão aluno por professor Q e o *background* familiar W é:

6. Brunello e Checchi (2005) experimentaram diferentes combinações para compor a variável *background* familiar: média dos anos de educação dos pais e nível mínimo de educação entre eles. Entretanto, os referidos autores afirmam que não se verificou significativas diferenças.

$$\frac{\partial^2 H}{\partial Q \partial W} = \left[\frac{\partial^2 \gamma}{\partial Q \partial W} E + \frac{\partial \gamma}{\partial Q} \frac{\partial E}{\partial W} + \frac{\partial \gamma}{\partial W} \frac{\partial E}{\partial Q} + \frac{\partial^2 E}{\partial Q \partial W} \gamma \right] H. \quad (5)$$

A variável qualidade da escola é mensurada pela razão aluno por professor nas UFs brasileiras durante o período 1937-1977, e essa medida mostra que quanto maior for a razão, pior será a qualidade da escola. Portanto, na análise empírica deste artigo, a interpretação para o teste da segunda derivada parcial deve ser interpretada da seguinte maneira:

$\frac{\partial^2 H}{\partial Q \partial W} >$	substitutos
$\frac{\partial^2 H}{\partial Q \partial W} = 0$	independentes
$\frac{\partial^2 H}{\partial Q \partial W} <$	complementares

Tal resultado dá as evidências acerca da substituíbilidade ou complementaridade entre *background* familiar e qualidade da escola.

3 METODOLOGIA E DESCRIÇÃO DOS DADOS DA AMOSTRA

A partir das equações (1), (2) e (3) verifica-se a necessidade de informação de quatro variáveis: qualidade da escola, *background* familiar, formação escolar e renda de indivíduos.

As informações acerca da qualidade da escola referem-se ao período em que cada indivíduo estudou, ou seja, pertinente ao período em que de fato frequentou a escola. *Background* familiar pode ser representado pelos anos de estudo dos pais desse indivíduo. Os dados sobre os ganhos individuais e a formação escolar estão disponíveis nas Pesquisas Nacionais por Amostra de Domicílios (Pnads), do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), e têm sido amplamente utilizados em pesquisas desta natureza. Entretanto, entre as Pnads de anos mais recentes, apenas a de 1996 dispõe de informações acerca do *background* familiar dos indivíduos. Por este motivo, este trabalho utiliza as informações da Pnad de 1996 (IBGE, 1996).

Foram considerados somente indivíduos com renda anual do trabalho positiva nascidos entre 1931 e 1970. Tal escolha se deu por dois motivos. Primeiro, os indivíduos nascidos neste período compreendem um grupo etário que varia dos 26 aos 66 anos de idade, além de se tratar de indivíduos que se encontram na população economicamente ativa (PEA) do país e já superaram a idade escolar. Segundo, em função da disponibilidade de informações agregadas acerca da qualidade da escola no país, conforme será discutido em seguida.

2.1 Background familiar

O *background* familiar W é medido pelo nível máximo de estudo dos pais do indivíduo. A Pnad não disponibilizou os anos de educação dos pais, mas informou o nível escolar do pai e da mãe do indivíduo atribuindo valores numéricos em função do nível escolar obtido, da seguinte maneira: 0 = nunca frequentou escola ou não concluiu a primeira série do ensino fundamental; 1 = elementar incompleto ou da primeira a terceira séries concluídas do ensino fundamental; 2 = elementar completo ou quarta série concluída do ensino fundamental; 3 = médio primeiro ciclo incompleto ou da quinta a sétima séries concluídas do ensino fundamental; 4 = médio primeiro ciclo completo ou oitava série concluída do ensino fundamental; 5 = médio segundo ciclo incompleto ou ensino médio incompleto; 6 = médio segundo ciclo completo ou ensino médio completo; 7 = superior incompleto; 8 = superior completo; e 9 = mestrado ou doutorado completo.

O valor médio de W na amostra demonstra um aumento significativo, comparando dois períodos de tempo, conforme verifica-se na tabela 1. A referida tabela apresenta os percentuais das realizações educacionais do pai e da mãe do indivíduo da amostra, assim como o percentual do valor que será assumido como sendo o *background* familiar. Observe que houve uma significativa queda entre os mais jovens no percentual dos pais que nunca frequentou a escola e um crescimento significativo daqueles que frequentaram níveis escolares mais elevados.

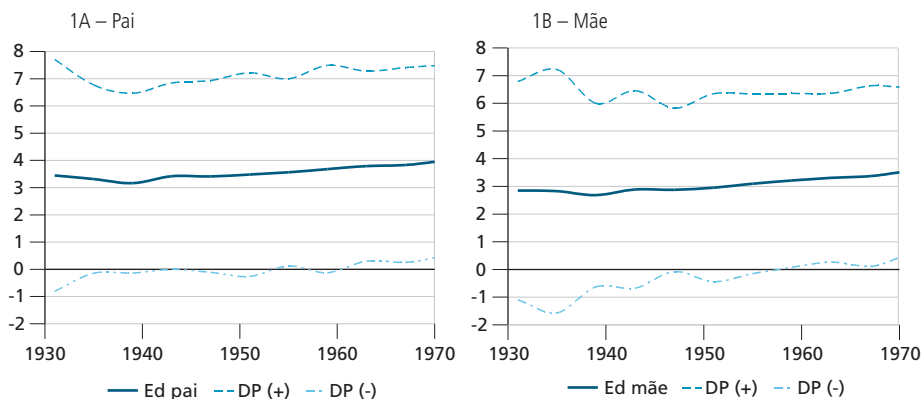
TABELA 1
Background familiar: maior nível obtido pelos pais, nível do pai e nível da mãe
(Em %)

Níveis de educação dos pais	Maior		Pai		Mãe	
	31-50	51-70	31-50	51-70	31-50	51-70
Nunca frequentou a escola	51,47	43,27	45,06	33,66	53,78	39,31
Elementar incompleto	23,79	26,23	27,67	28,93	23,22	26,64
Elementar completo	14,95	16,47	16,67	21,04	14,45	19,19
Quinta a sétima séries concluídas	1,59	2,83	1,68	3,11	1,54	3,30
Oitava série concluída	2,53	3,42	2,75	4,23	2,71	4,20
Segundo grau incompleto	0,45	0,72	0,47	0,87	0,45	0,84
Segundo grau completo	3,17	4,13	3,19	4,54	3,31	4,71
Superior incompleto	0,15	0,24	0,25	0,32	0,06	0,17
Superior completo	1,83	2,58	2,19	3,17	0,45	1,58
Mestrado ou doutorado completo	0,08	0,11	0,08	0,12	0,02	0,08
Total	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00

Fonte: Pnad/IBGE (1996).
Elaboração dos autores.

Os microdados da Pnad de 1996 revelam que recentemente houve uma pequena, mas significativa melhoria na educação dos pais no Brasil. O gráfico 1 mostra o nível médio de educação dos pais de indivíduos nascidos entre 1931 e 1970 no país, com os valores numéricos representando o nível escolar obtido. A educação do pai (Ed pai) e a educação da mãe (Ed mãe) são apresentadas com os limites superiores e inferiores de seu desvio padrão – DP (+) e DP (-).

GRÁFICO 1
Nível de educação médio dos pais de indivíduos nascidos entre 1931 e 1970



Fonte: Pnad/IBGE (1996).
Elaboração dos autores.

O gráfico 1A revela o nível médio de escolarização dos pais desses indivíduos, assim como os limites superior e inferior do desvio padrão. Informação análoga é dada no gráfico 1B com relação às mães desses indivíduos. Os microdados mostram que houve um crescimento de 14% da escolarização dos pais e 23% de crescimento da escolarização das mães em um período de quarenta anos.

3.2 Qualidade da escola

Não existem informações acerca da qualidade da escola frequentada pelos indivíduos entrevistados na Pnad. Portanto, este artigo utilizou medidas agregadas de qualidade da escola, a exemplo dos trabalhos de Card e Krueger (1992) e Brunello e Checchi (2005), baseados na região e em grupos de idade de nascimento dos indivíduos.⁷ Foram coletados dados sobre a razão aluno por professor para os estados e os antigos territórios do Brasil. Os valores foram calculados a partir da divisão do número de alunos matriculados pelo número

7. É importante dizer que a razão aluno por professor ser utilizada como *proxy* de qualidade da escola traz uma importante e óbvia limitação. Entretanto, há de se atentar para a provável correlação entre gasto *per capita* e qualidade da escola. Na ausência de uma variável mais completa, a utilização desta variável não parece trazer nenhum prejuízo.

de docentes empregados por UF no ensino fundamental, entre 1937 e 1977. Os dados foram coletados na série denominada *Estatísticas do século XX* do IBGE (IBGE, 2008).

A qualidade da escola para os indivíduos na amostra foi atribuída para cada indivíduo à razão aluno por professor no estado de nascimento durante o período em que este indivíduo supostamente iniciou a sua vida escolar. Então, o critério foi o de atribuir o valor para quando este indivíduo tivesse 7 anos de idade.

Sabe-se que a utilização de tais variáveis agregadas pode trazer alguns problemas. Por um lado, o uso dessas medidas poderá enviesar os efeitos estimados da qualidade da escola em função de os dados referentes a esta variável serem o quociente entre alunos matriculados no ensino primário (equivalência atual ao ensino fundamental) e número de docentes nesta mesma categoria de ensino. Por se tratar de número de matriculados, a depender da evasão escolar, a qualidade poderia estar subestimada. Por outro lado, tende a reduzir a medida dos erros em função do nível de agregação.

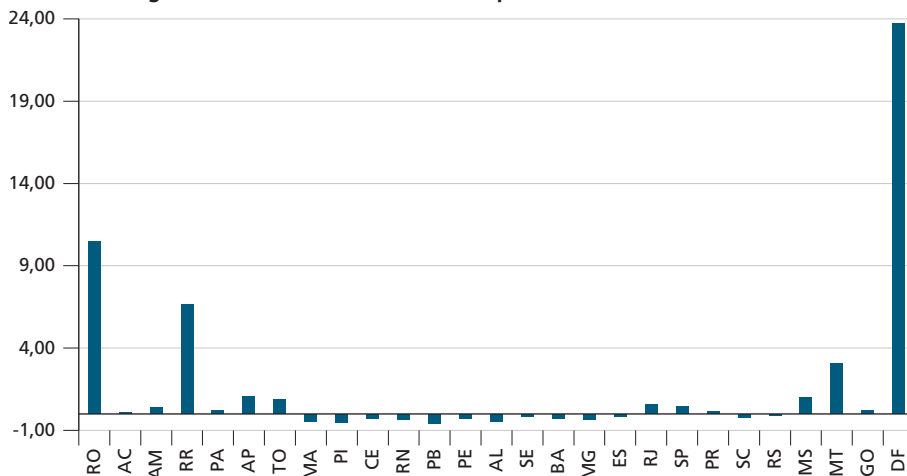
Neste trabalho é assumido que a maioria dos indivíduos completou sua escolarização na UF em que nasceu. Tal hipótese é a chave neste modelo, afinal não há informação do local em que o indivíduo frequentou a escola. A plausibilidade desta hipótese pode, obviamente, ser questionada. Entretanto, na ausência de informações individuais acerca da idade de possíveis movimentos migratórios dos indivíduos entre as diversas regiões do país, assumir tal hipótese é essencial.

A tabela A.1, no apêndice deste artigo, apresenta os percentuais migratórios da população nascida entre 1931 e 1970. Foi observado nessa amostra que cerca de 61,3% dos indivíduos residiam no mesmo estado em que nasceram. Os dados revelam ainda que a migração entre jovens é menor. Cerca de 70,0% dos indivíduos menores de 21 anos de idade viviam em seus estados natais. Assumindo que o padrão observado de migração pelos jovens não tem mudado de maneira drástica no tempo, tais evidências sugerem que uma significativa parcela da população que migra o faz depois que termina seus estudos em seu estado natal.

Complementando as informações contidas na tabela A.1, com relação ao padrão de migração desses indivíduos, o gráfico 2 apresenta o saldo migratório dos 26 estados e do Distrito Federal a partir da seleção da amostra. Nesta mesma amostra é identificado que as UFs que mais receberam migrantes em proporção à população nascida foram Distrito Federal e estados das regiões Norte e Centro-Oeste. O gráfico mostra, a título de exemplo, que a cada 25 indivíduos residentes no Distrito Federal, 24 migraram para lá.

GRÁFICO 2

Saldo migratório entre os estados brasileiros para indivíduos nascidos entre 1931 e 1970



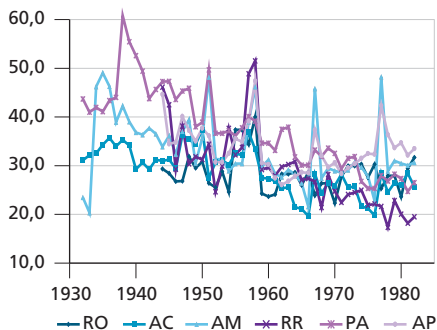
Fonte: Pnad/IBGE (1996).
Elaboração dos autores.

Com relação à qualidade da escola, o gráfico 3 mostra o número de alunos por professor no Brasil para os indivíduos nascidos entre 1931 e 1970. Observe que a razão diminui em todos os estados e a queda é mais acentuada nas regiões Sul e Sudeste. A relação média de aluno por professor começa com 37,3, em 1931, e cai para 25,9, em 1982, encontrando a maior média em 1938 e a menor média em 1976.

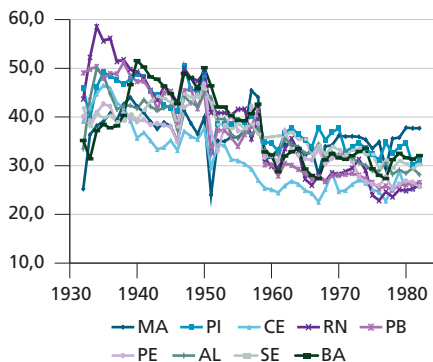
GRÁFICO 3

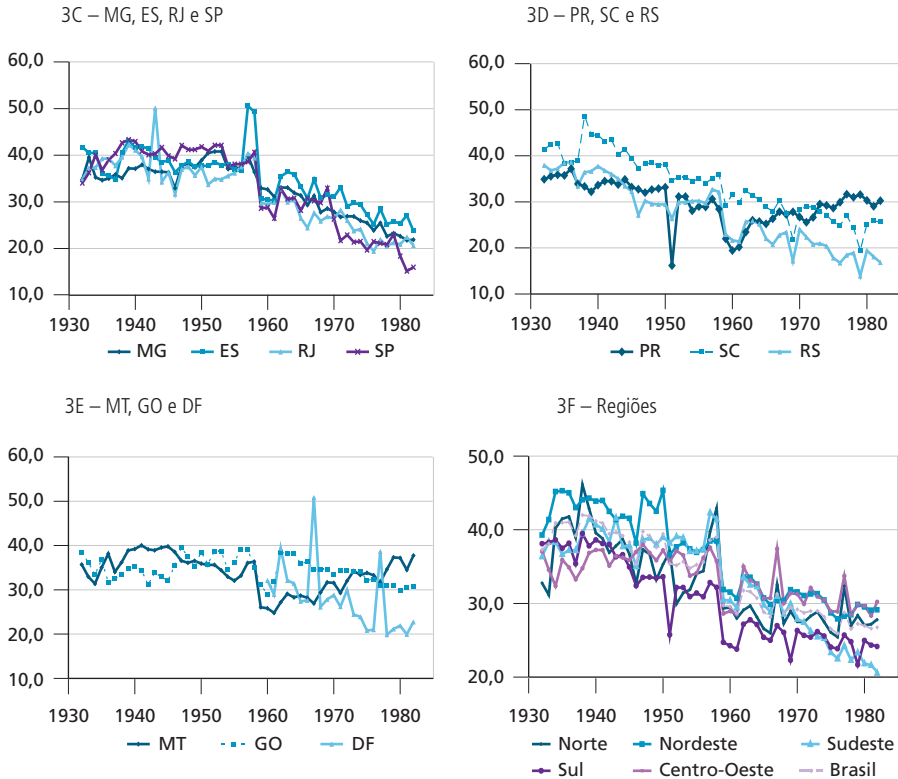
Número de alunos por professor no Brasil

3A – RO, AC, AM, RR, PA e AP



3B – MA, PI, CE, RN, PB, PE, AL, SE e BA





Elaboração dos autores.

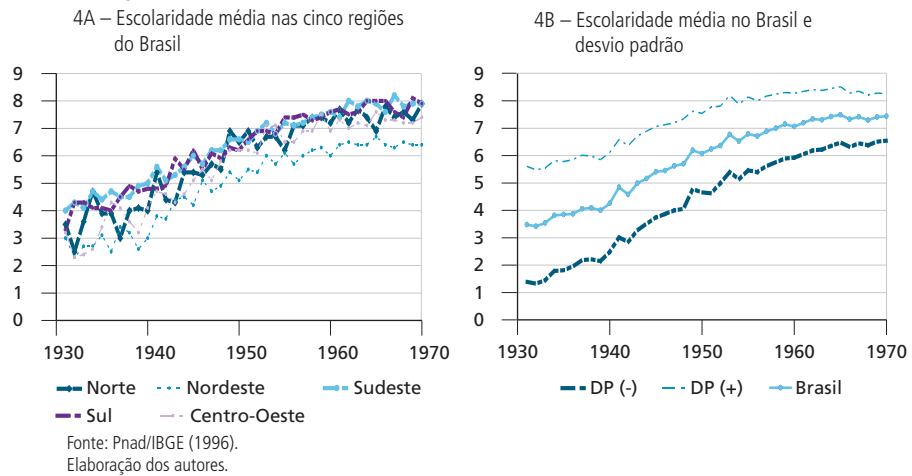
Registre-se que algumas adaptações precisaram ser feitas em função das recentes mudanças geopolíticas ocorridas no Brasil. Tem-se que as informações acerca do antigo Distrito Federal foram incorporadas ao estado do Rio de Janeiro, assim como as do antigo território de Fernando de Noronha, que foram incorporadas ao estado de Pernambuco, e o território de Iguazu, que foi incorporado ao estado do Paraná. Não havia informações da razão aluno por professor para o novo estado de Mato Grosso do Sul; indivíduos que nasceram neste estado receberam a qualificação do antigo estado de Mato Grosso. Da mesma forma, não havia informações acerca do mais novo estado brasileiro e, assim, os indivíduos que se declararam nascidos no estado do Tocantins receberam a qualificação do estado de Goiás. Por fim, os antigos territórios do Norte do país foram tratados como estados federados.

3.3 Anos de escolarização

O significativo declínio da relação aluno por professor contrasta com o significativo aumento da média dos anos de escolarização dos indivíduos nascidos durante

esse mesmo período, conforme verifica-se no gráfico 4. A escolaridade média, medida como o número de anos de educação obtido, foi igual a 4,6 para o grupo nascido entre 1931 e 1950, e de 7,1 para o restante da amostra. A dispersão nos anos de educação também tem caído na forma de seu desvio padrão, de 2,11 para 0,85. A trajetória da escolaridade média no Brasil é apresentada juntamente às bordas superiores e inferiores de seu desvio padrão – DP (+) e DP (-) – no gráfico 4B.

GRÁFICO 4
Evolução da escolaridade média no Brasil



A tabela A.2, no apêndice deste artigo, apresenta as estatísticas descritivas das principais variáveis envolvidas no modelo *probit* ordenado e MQO para a obtenção dos determinantes dos resultados educacionais, assim como do modelo em dois estágios para a determinação das variáveis que explicam os retornos estimados da educação. A referida tabela revela, ainda, as estatísticas descritivas das principais variáveis envolvidas no modelo de dois estágios de retorno à educação. Observe que houve perda de quase 37 mil observações da amostra entre a execução do modelo *probit* ordenado e o segundo estágio. O fato deve-se, em alguns grupos de idade, à região de nascimento e à região de residência não terem mais do que vinte observações, limite mínimo arbitrado como aceitável para a execução do segundo estágio da regressão.

4 DETERMINANTES DOS RESULTADOS EDUCACIONAIS

Os resultados da estimação procedida na equação (1) são apresentados na tabela 2. As duas primeiras colunas da tabela apresentam as estimativas dos determinantes dos resultados educacionais a partir dos modelos *probit* ordenado, enquanto as colunas restantes apresentam as estimativas feitas a partir de modelos de MQO.

Observe que cada regressão inclui a interação entre *background* familiar e qualidade da escola. Importa informar que na primeira de cada par de colunas o *background* familiar foi medido como o nível máximo de educação obtido pelos pais do indivíduo, enquanto na segunda de cada par de colunas ele foi medido separadamente pelos anos de educação do pai Wp e da mãe Wm .

Observando os dados obtidos dos modelos *probit* ordenado, verifica-se que os resultados educacionais são mais elevados quando a razão aluno por professor é menor (proporcionando melhor qualidade da escola, por hipótese). Vê-se, ainda, que a interação entre qualidade escolar e *background* familiar apresenta um coeficiente significativo e positivo, e este resultado pode ser interpretado como uma evidência de que o impacto da razão aluno por professor sobre o nível de educação dos indivíduos varia com o *background* familiar.

Esses resultados são corroborados quando se apresenta os valores estimados desse mesmo modelo por MQO. Conforme verifica-se, a interação entre qualidade escolar e *background* familiar apresenta, novamente, um coeficiente significativo e positivo. Verifique que em ambas as regressões (*probit* e MQO) a interação entre qualidade escolar e *background* do pai ou da mãe apresenta-se com idênticos valores marginais e significância estatística. Tal resultado sugere que pais e mães têm papéis idênticos na formação educacional dos filhos no Brasil.⁸

Pode-se observar que o índice médio de equivalência de educação dos pais na amostra é de 1,202, equivalente aproximadamente à conclusão do primeiro ano do ensino fundamental; se o índice médio fosse 2, equivaleria ao elementar completo ou quarta série concluída do ensino fundamental. Suponha, então, que este índice médio aumentasse para 2; isso equivaleria a um aumento de 66,4% na escolaridade média dos pais. Os resultados obtidos na quarta coluna da tabela 2 sugerem que depois da interação com a qualidade da escola e sendo avaliado os valores médios da relação aluno por professor, este aumento no *background* familiar poderia aumentar os resultados educacionais da população em 13,9%, fazendo os valores médios de educação subirem para 7,2 anos.⁹

8. O trabalho de Brunello e Checchi (2005) verificou que a interação entre qualidade da escola e *background* familiar era mais forte quando o *background* da mãe era considerado.

9. Calculado a partir dos valores estimados na terceira coluna da tabela 2, com $Q = 31,5$, da seguinte maneira:
 $\frac{\partial E}{\partial W} \frac{W}{E} = (0,217 + 0,028 * 31,5) \left(\frac{1,202}{6,3} \right) = 0,21$.

TABELA 2
Determinantes dos resultados educacionais: estimativas a partir dos modelos *probit* ordenado e MQO

Método de estimação	<i>Probit</i> ordenado (1)	<i>Probit</i> ordenado (2)	MQO (3)	MQO (4)
Relação aluno-professor (Q)	-0,014** (0,002)	-0,018** (0,002)	-0,048** (0,006)	-0,059** (0,006)
<i>Background</i> educacional familiar (W)	0,010 (0,015)	-	0,217** (0,050)	-
$Q \times W$	0,009** (0,000)	-	0,028** (0,002)	-
Anos de educação do pai (W_p)	-	-0,037 (0,023)	-	0,017 (0,081)
$Q \times W_p$	-	0,007** (0,001)	-	0,021** (0,003)
Anos de educação da mãe (W_m)	-	0,009 (0,026)	-	0,129 (0,089)
$Q \times W_m$	-	0,007** (0,001)	-	0,021** (0,003)
<i>Dummies</i>				
Gênero	Sim	Sim	Sim	Sim
Grupos de idade	Sim	Sim	Sim	Sim
Estado de nascimento	Sim	Sim	Sim	Sim
Estado de residência	Sim	Sim	Sim	Sim
Número de observações	50.586	50.586	50.586	50.586
R^2	0,219 ⁺	0,298 ⁺	0,304	0,357

Elaboração dos autores.

Notas: ^ $p < 0,10$.

* $p < 0,05$.

** $p < 0,01$.

Obs.: 1. Erro-padrão entre parênteses.

2. ⁺ = Pseudo R^2 (Cox e Snell).

Utiliza-se, ainda, os valores estimados apresentados na tabela 2 para se calcular as elasticidades dos resultados educacionais com a qualidade da escola e o *background* familiar por regiões e grupos etários. Busca-se desagregar o mínimo possível as regiões, procurando agregar aquelas que preservavam características de desenvolvimento socioeconômico semelhantes. Assim, foram feitos cálculos para as regiões Norte-Nordeste e Centro-Sul.¹⁰

Os dados revelam que um aumento de um ano médio de escolarização no *background* familiar elevaria os anos médios de escolarização em 21,0% para toda a amostra, em 19,5% para a região Norte-Nordeste e em 21,3% para a região Centro-Sul. Entretanto, uma redução de uma unidade no número de alunos por sala de aula elevaria os anos médios de escolarização em 7,1% para toda a amostra, em 11,5% para a região Norte-Nordeste e em 4,7% para a região Centro-Sul.

10. A região aqui denominada de Centro-Sul na verdade é composta pelas regiões Sudeste, Sul e Centro-Oeste do Brasil.

É feita, ainda, comparação entre grupos etários da amostra, comparando o grupo de indivíduos mais jovens com toda a amostra. Tal análise é fundamental, afinal políticas educacionais interessam diretamente as populações mais jovens. Define-se jovens aqueles que nasceram entre 1959 e 1970; portanto, em 1996, teriam entre 26 e 38 anos de idade. Os dados revelam que uma redução de uma unidade no número de alunos por sala de aula elevaria os anos médios de escolarização dos jovens em 4,9% para toda a amostra, em 7,8% para a região Norte-Nordeste, e em 3,2% para a região Centro-Sul. Ao mesmo tempo, quando se observa as mudanças no *background* familiar, verifica-se os seguintes resultados para a população jovem: 18,7% para toda a amostra de jovens; 16,3% para a região Norte-Nordeste; e 20,1% para a região Centro-Sul. Observe que os valores das elasticidades mostram que o *background* familiar tem tido maior importância sobre a escolarização média em relação à qualidade da escola, e esse impacto tem sido maior na região mais pobre e atrasada do país.

A tabela 3 replica as estimações feitas no modelo *probit* ordenado, separando os indivíduos por gênero. Verifica-se que a qualidade da escola afeta a educação tanto de homens quanto de mulheres, mostrando-se estatisticamente significativo nos quatro modelos apresentados.

TABELA 3
Determinantes dos resultados educacionais: estimativas a partir do modelo *probit* ordenado por gênero

Método de estimação	<i>Probit</i> ordenado homem (1)	<i>Probit</i> ordenado homem (2)	<i>Probit</i> ordenado mulher (3)	<i>Probit</i> ordenado mulher (4)
Relação aluno-professor (Q)	-0,011** (0,002)	-0,027** (0,004)	-0,018** (0,003)	-0,021** (0,003)
<i>Background</i> educacional familiar (W)	0,020 (0,019)	-	0,002 (0,023)	-
$Q \times W$	0,009** (0,001)	-	0,009** (0,001)	-
Anos de educação do pai (W_p)	-	-0,021 (0,052)	-	-0,083* (0,037)
$Q \times W_p$	-	0,012** (0,002)	-	0,008** (0,001)
Anos de educação da mãe (W_m)	-	-0,024 (0,057)	-	0,047 (0,040)
$Q \times W_m$	-	0,013** (0,002)	-	0,005** (0,001)
<i>Dummies</i>				
Grupos de idade	Sim	Sim	Sim	Sim
Estado de nascimento	Sim	Sim	Sim	Sim
Estado de residência	Sim	Sim	Sim	Sim
Número de observações	31.435	31.435	19.151	19.151
R^{2+}	0,265	0,250	0,240	0,271

Elaboração dos autores.

Notas: * $p < 0,05$.

** $p < 0,01$.

Obs.: 1. Erro-padrão entre parênteses.

2. + = Pseudo R^2 (Cox e Snell).

Verifica-se, ainda, que o *background* familiar afeta os resultados educacionais tanto de homens quanto de mulheres somente via interação, com qualidade da escola e seus coeficientes iguais para homens e mulheres. Ainda com relação ao *background* familiar, quando separado por educação do pai e da mãe, interagindo com a qualidade da escola, verifica-se que os efeitos marginais são maiores para os homens em relação a esses mesmos efeitos para as mulheres. Tal resultado mostra evidências de que a educação dos pais, interagindo com a qualidade da escola, é mais importante na educação dos filhos do que na educação das filhas.

Em seguida são analisados os resultados do modelo de dois estágios e examinado o impacto que a qualidade da escola e o *background* familiar traz sobre os retornos estimados à educação no Brasil.

5 DETERMINANTES DO RETORNO À EDUCAÇÃO

Os resultados da estimação procedida das equações (2) e (3) são apresentados na tabela 4. No primeiro estágio da regressão são utilizadas as seguintes características individuais: gênero, cor ou raça, anos de potencial experiência no mercado de trabalho e seu quadrado, além do *background* familiar.

TABELA 4
Determinantes dos retornos estimados à educação: segundo estágio de estimação

Método de estimação	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Relação aluno-professor (Q)	0,001* (0,001)	0,000 (0,001)	0,006* (0,002)	0,001 (0,001)	0,004 (0,003)
<i>Background</i> educacional familiar (W)	-	-0,018 (0,026)	-0,020* (0,009)	-	-
$Q \times W$	-	0,001 (0,001)	-	-	-
Percentual das famílias cujos pais possuem, no máximo, educação primária ($P \times Q$)	-	-	-0,006* (0,003)	-	-
Anos de educação do pai (W_p)	-	-	-	0,058* (0,028)	0,006 (0,014)
Anos de educação da mãe (W_m)	-	-	-	-0,064 (0,040)	-0,015 (0,017)
$(Q \times W_p)$	-	-	-	-0,001 (0,001)	-
$(Q \times W_m)$	-	-	-	0,001 (0,001)	-
Percentual das famílias cujo pai possui, no máximo, educação primária ($P_p \times Q$)	-	-	-	-	-0,005 (0,003)
Percentual das famílias cuja mãe possui, no máximo, educação primária ($P_m \times Q$)	-	-	-	-	0,002 (0,003)
Número de observações	339	339	339	339	339
R^2	0,233	0,245	0,264	0,281	0,285

Elaboração dos autores.

Notas: * $p < 0,05$.

** $p < 0,01$.

Obs.: 1. Erro-padrão entre parênteses.

2. Cada regressão inclui grupos de idade, região de nascimento, região de residência, grupos de idade x região de nascimento e grupos de idade x grupos de idade.

Para se obter um número suficiente de observações em cada grupo de idade, UF de nascimento e região de residência no segundo estágio da estimação em (3), organizou-se a amostra em dez grupos de idade, cada um compreendendo quatro anos, desde 1931 até 1970, e as 27 UFs de nascimento. Agregou-se as 27 UFs de residência em três macrorregiões brasileiras (Norte-Nordeste, Sudeste e Centro-Sul). Tendo em vista que as regiões de residência irão refletir as condições do mercado de trabalho, tais agregações não parecem trazer nenhum prejuízo à análise e, ainda, trazem ganhos nos graus de liberdade da regressão em segundo estágio.

Os valores estimados de γ no primeiro estágio da regressão em (2), junto com o seu respectivo erro-padrão, são utilizados como variável dependente em (3) no segundo estágio, em uma regressão de MQP, em que se usa os erros para ponderação.¹¹ Seguindo a metodologia de Brunello e Checchi (2005), sendo os dados em (3) valores médios de região de nascimento, região de residência e grupos de idade, utiliza-se apenas as estimativas com mais de vinte observações. Assim, obteve-se 340 observações advindas de coeficientes aptos de um número teórico de 810.

Os valores estimados na equação (3) são apresentados na tabela 4. Na segunda coluna da tabela é apresentado o efeito marginal da relação aluno por professor aos retornos estimados à educação, controlado por *dummies* dos grupos de idades, regiões de nascimento e regiões de residência dos indivíduos, conforme já apresentado. A variável mostra-se com efeito marginal positivo e estatisticamente significativa.

Com a inserção de *background* familiar e a sua interação com a qualidade da escola, o número de variáveis aumenta. Com essa especificação não se obteve bom ajuste, não sendo verificada significância estatística em nenhuma das variáveis relevantes.

Na quarta coluna foi substituído o *background* familiar em sua interação com a qualidade da escola pela porcentagem de indivíduos¹² cujos pais possuem apenas o anos iniciais do ensino fundamental. Neste caso foi verificada a existência de uma correlação entre a relação aluno por professor e os retornos estimados à educação variando com o *background* familiar médio nas regiões de nascimento e grupos etários. Esse resultado sugere que o ambiente social em que o indivíduo nasceu e cresceu influencia os retornos à educação. Se os indivíduos convivem com pessoas mais ou menos escolarizadas, este ambiente também afetará os seus retornos à educação.

De maneira análoga ao procedido em relação aos resultados escolares, na seção anterior foram feitos cálculos de elasticidades do retorno à educação com

11. Ver Gujarati (2000).

12. O nome da variável é "percentual das famílias cujos pais possuem, no máximo, educação primária ($P \times Q$)". Entretanto, a análise é no nível do indivíduo que possui família com tais características.

respeito à razão aluno por professor para diferentes valores da distribuição de P , utilizando-se, para isto, os valores estimados na quarta coluna da tabela 4. Quando analisa-se os indivíduos localizados no primeiro decil da distribuição de P (regiões e grupos etários menos escolarizados), a elasticidade estimada¹³ é igual a 0,265. Esse resultado revela que um aumento na razão aluno por professor nesse grupo analisado, em torno de 10,00%, aumentaria o retorno à educação desse grupo menos favorecido em 2,65%. Esta mesma elasticidade cai para 0,148 quando se considera o P do quinto decil. A partir do percentil de número 96 (quando $P = 1$), a elasticidade passa a ser zero. Sendo a elasticidade média de toda a amostra aos valores médios de Q , P e γ igual a 0,193. Durante o período de análise (1937 a 1977), a razão aluno por professor diminuiu em torno de 26,50% (em 1937 era de 39,2 e, em 1977, de 28,8), correspondendo a uma diminuição média de 5,10% nos retornos à educação.

Com relação ao impacto do *background* familiar sobre os retornos à educação, os dados revelam que, condicionados pela qualidade da escola, os retornos são maiores nas regiões e nos grupos etários com menor *background* familiar. Ainda usando os coeficientes estimados na quarta coluna da tabela 4, a elasticidade média dos retornos com relação ao *background* familiar¹⁴ é igual a zero. Entretanto, analisando tais retornos por grupos de P , verifica-se que para os indivíduos localizados no primeiro decil da distribuição de P (regiões e grupos etários menos escolarizados), a elasticidade estimada é igual a 0,024. Este resultado revela que um aumento no *background* familiar nesse grupo analisado, em torno de 10,00%, aumentaria o retorno à educação desse grupo menos favorecido em 0,24%. Esta mesma elasticidade cai para -0,013 quando se considera o P do quinto decil igual a -0,02 para o nono decil da amostra. Tal elasticidade negativa pode ser explicada pelo fato de que melhor educação dos pais tende a elevar a educação dos filhos. Portanto, indivíduos nascidos em regiões e grupos etários com melhor *background* familiar têm nível de educação mais elevado e menor retorno à educação.

Os coeficientes estimados na quinta e sexta colunas da referida tabela decompõem o *background* familiar em educação do pai e da mãe e na porcentagem de pais e mães que possuem, no mínimo, a conclusão dos anos iniciais do ensino fundamental. Nestas colunas, apenas na quinta verifica-se que a educação do pai tem impacto positivo e estatisticamente significativo.

13. $\frac{\partial \gamma}{\partial Q} \frac{Q}{\gamma} = (0,006 - 0,006P) \frac{\bar{Q}}{\bar{\gamma}}$, onde P é avaliado no valor do percentil e as outras variáveis em seus valores médios.

14. $\frac{\partial \gamma}{\partial W} = \left(-0,02 - 0,006 \frac{\partial P}{\partial W} \right) \frac{\bar{W}}{\bar{\gamma}}$ onde $\frac{\partial P}{\partial W} = -\frac{10}{3} \frac{1}{Q}$. Todas as variáveis são avaliadas em seus valores médios.

6 RELAÇÃO ENTRE *BACKGROUND* FAMILIAR E QUALIDADE DA ESCOLA

Sendo críveis as hipóteses assumidas nesse modelo, principalmente a referente à qualidade da escola, que é mensurada pela razão aluno por professor nas UFs durante o período 1937-1977, os resultados encontrados apresentam consistência com a hipótese de que *background* familiar e qualidade da escola sejam substitutos técnicos na produção de capital humano, uma vez que, assumindo a função de produção da equação (4) e a derivada expressa em (5), além das estimações obtidas, tem-se:

$$E = -0,048Q + 0,217W + 0,028QW \text{ e } \gamma = 0,006Q - 0,02W - 0,006QP.$$

Então, avaliando (5) aos valores médios da amostra, obtém-se:

$$\frac{\partial^2 H}{\partial Q \partial W} = 0,00655 > 0.$$

Portanto, a redução em uma unidade da razão aluno por professor, ainda que mantendo constante o *background* familiar, poderia elevar o capital humano em 0,00655. Esse resultado mostra que melhorias na qualidade do ensino poderiam substituir, em alguma medida, o baixo nível de escolaridade dos pais no produto educacional. Sendo a qualidade da escola representada pela *proxy* razão aluno por professor, vê-se evidências de substituíbilidade técnica entre o *background* familiar e a qualidade da escola na produção de capital humano no Brasil.

Foi calculada, também, a elasticidade de substituição técnica a partir dos valores estimados, e verificou-se um valor de 0,8997, muito próximo ao valor de uma função Cobb-Douglas.¹⁵

7 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Foi verificado que houve uma significativa melhoria na razão aluno por professor no período analisado, assim como uma pequena melhoria na educação dos pais. Verifica-se que uma diminuição na razão aluno por professor é positivamente correlacionada com aumentos na educação média dos indivíduos; contudo, a melhoria da educação dos pais possuía um efeito ainda mais forte sobre a escolarização desses indivíduos. As evidências empíricas encontradas sugerem que uma melhoria na qualidade da escola traz resultados positivos sobre a educação média, e esse efeito é ainda mais importante para os indivíduos mais jovens e residentes em regiões com menor *background* familiar.

15. A função de Cobb-Douglas é usada extensamente na economia para representar o relacionamento de uma determinada saída e às diversas entradas. Sua representação matemática se dá da seguinte forma: $f(K, L) = A(K^\alpha)(L^\beta)$.

O aumento do *background* familiar mostra-se o fator mais importante para o aumento da escolarização dos mais jovens. A educação dos pais apresenta efeitos assimétricos: positivo sobre a educação média dos indivíduos, e negativo sobre os retornos à educação. A melhor qualidade da escola também apresenta efeitos assimétricos sobre os retornos à educação: positivo para indivíduos mais jovens e residentes nas regiões Norte-Nordeste, com *background* familiar médio menor, e negativo para indivíduos nascidos em regiões e grupos etários nos quais a educação dos pais é relativamente maior.

Verifica-se, ainda, que uma melhoria na qualidade da escola apresenta-se como uma substituta técnica da educação dos pais na produção individual de capital humano. Portanto, melhorias na qualidade da escola, a partir de novos e maiores investimentos públicos em educação, poderiam ser usadas no intuito de reduzir os efeitos na produção de capital humano induzidos pela diferença de *background* familiar entre os alunos. Uma proposta de pesquisa futura seria analisar se os benefícios associados aos aumentos observados na qualidade da escola seriam suficientes para compensar os custos incorridos nos impostos dos contribuintes brasileiros.

Diante de tais evidências, é fácil perceber a importância da qualidade da escola. Observe que, por simplicidade, o modelo considera apenas a razão aluno por professor como *proxy* da qualidade da escola e, ainda assim, verifica-se a importância desta variável na explicação de melhorias dos níveis escolares e do retorno à educação. Talvez, variáveis mais complexas, que melhor reflitam a qualidade da escola, possam retratar efeitos ainda mais importantes nos níveis escolares e retornos à educação.

Se as hipóteses formuladas na investigação deste trabalho são válidas, verifica-se que a melhoria dos níveis educacionais dos indivíduos mais pobres do Brasil, condição necessária para o desenvolvimento do país, passa pela melhoria da qualidade da escola. A melhoria do *background* familiar é efeito que só aparece entre gerações e resulta da atuação continuada das políticas educacionais. Mas a melhoria da qualidade da escola pode ocorrer em lapsos de tempo menor, condizentes com uma atuação política concentrada e consciente para reduzir as desigualdades de oportunidade e as desigualdades de renda. Tal política parece essencial na transitoriedade do desenvolvimento.

REFERÊNCIAS

ANGRIST, J. D.; LAVY, V. Using maimonides' rule to estimate the effect of class size on children's academic achievement. **Quarterly Journal of Economics**, v. 114, p. 533-75, 1999.

BARROS, R. P. *et al.* Determinantes do desempenho educacional do Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 31, n. 1, 2001.

BRUNELLO, G.; CHECCHI, D. School quality and family background in Italy. **Economics of Education Review**, v. 24, p. 563-577, 2005. Disponível em: <<http://goo.gl/mKpMFY>>.

CARD D.; KRUEGER, A. Does school quality matter? Returns to education and the characteristics of public schools in the United States. **Journal of Political Economy**, v. 100, n. 1, p. 1-40, 1992. Disponível em: <<http://goo.gl/OFOfZR>>.

_____. **Labor market effects of school quality: theory and evidence.** Cambridge: NBER, 1996. (NBER Working Paper, n. 5450). Disponível em: <<http://goo.gl/DC1Ym3>>.

DURASAMY, P. *et al.* **Is there a quantity-quality trade-off as enrollments increase?** Evidence from Tamil Nadu, India. Washington: World Bank, 1997. (Policy Research Working Paper, n. 1768).

ERMISCH, J.; FRANCESCONI, M. Family matters: impact of family background on educational attainments. **Economica**, v. 68, issue 270, p. 137-156, 2001.

GUJARATI, D. **Econometria básica.** São Paulo: Makron Books, 2000.

HANUSHEK, E. **Publicly provider education.** Cambridge: NBER, 2002. (NBER Working Paper, n. 8799). Disponível em: <<http://goo.gl/ouYNex>>.

_____. The failure of input-based schooling policies. **The Economic Journal**, v. 113, issue 485, p. 64-98, 2003. Disponível em: <<http://goo.gl/AyQHs>>.

HECKMAN, J.; LAYNE-FERRAR, A.; TODD, P. Human capital, pricing equations with an application to estimating the effects of schooling quality on earnings. **The Review of Economics and Statistics**, v. 87, n. 2, p. 562-609, 1997.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (Pnad) 1996:** microdados. Rio de Janeiro: IBGE, 1996.

_____. **Estatísticas do século XX.** Rio de Janeiro: IBGE, 2008. Disponível em: <<http://goo.gl/gfeFXT>>.

KRUEGER, A. B. Experimental estimates of educational production function. **Quarterly Journal of Economics**, v. 114, n. 2, p. 497-532, 1999.

_____. Economic considerations and class size. **The Economic Journal**, v. 133, p. 34-63, 2003.

LAZEAR, E. Education production. **Quarterly Journal of Economics**, v. 116, n. 3, p. 777-803, 2001.

LEE, J.-W.; BARRO, R. J. Schooling quality in a cross-section of countries. **Economica**, v. 68, issue 272, p. 465-488, 2001.

MILLER, P.; MULVEY, C.; MARTIN, N. Family characteristics and return to schooling: evidence on gender differences from a sample of Australian twins. **Economica**, v. 64, issue 10, p. 137-154, 1997.

OLIVEIRA, J. M. **Custo-efetividade de políticas de redução do tamanho da classe e ampliação da jornada escolar**: uma aplicação de estimadores de matching. Trabalho ganhador do 31º Prêmio BNDES de Economia. Rio de Janeiro: BNDES, 2010. Disponível em: <<https://goo.gl/11TIJc>>.

PRITCHETT, I.; FILMER, D. What educational production functions really show: a positive theory of educational spending. **Economics of Education Review**, v. 18, n. 2, p. 223-239, 1999. Disponível em: <<http://goo.gl/xEhd8I>>.

RIANI, J. L. R.; RIOS NETO, E. L. G. Background familiar versus perfil escolar do município: qual possui maior impacto no resultado educacional dos alunos brasileiros? **Revista Brasileira de Estudos da População**, v. 25, n. 2, p. 251-269, 2008.

RIOS-NETO, E. L. G.; CÉSAR, C. C.; RIANI, J. L. R. Estratificação educacional e progressão escolar por série no Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 32, n. 3, 2002.

SACERDOTE, B. The nature and nurture of economic outcomes. **The American Economic Review**, v. 92, n. 2, p. 344-348, 2002. (AEA Papers and Proceedings). Disponível em: <<http://goo.gl/IBGGBk>>.

STRAYER, W. The return to school quality: college choice and earnings. **Journal of Labor Economics**, v. 20, n. 3, p. 475-503, 2002.

WÖBMANN, L. Schooling resources, educational institutions and student performance: the international evidence. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, v. 65, n. 2, p. 117-170, 2003.

BIBLIOGRAFIA COMPLEMENTAR

CARD D.; KRUEGER, A. **The economics of education**: human capital, family background and inequality. Cambridge: Cambridge University Press, 2007.

HANUSHEK, E.; GOMES-NETO, J. B.; HARBISON, R. W. Efficiency-enhancing investments in school quality. *In*: BIRDSALL, N.; SABOT, R. (Eds.). **Opportunity forgone**: education in Brazil. Washington: Inter-American Development Bank, 1996.

APÊNDICE A

TABELA A.1

População nascida entre 1931 e 1970 por estados de nascimento (linha) e estados de residência (coluna)

(Em %)

UFs	RO	AC	AM	RR	PA	AP	TO	MA	PI	CE	RN	PB	PE	AL	SE	BA	MG	ES	RJ	SP	PR	SC	RS	MS	MT	GO	DF	
RO	3,8	1,2	0,5	1,5	0,2	0,7	0,2	0,1	0,2	0,1	0,2	0,2	0,0	0,2	0,2	0,0	0,0	0,1	0,0	0,1	0,0	0,1	0,0	0,2	0,6	0,1	0,3	
AC	2,3	39,0	5,4	3,7	0,5	0,7	0,5	0,3	0,2	0,1	0,2	0,2	0,0	0,2	0,2	0,1	0,0	0,1	0,1	0,0	0,0	0,1	0,0	0,1	0,1	0,1	0,1	
AM	4,5	21,5	50,3	6,0	1,3	0,7	0,5	0,1	0,4	0,3	0,2	0,3	0,2	0,2	0,5	0,0	0,1	0,2	0,2	0,0	0,1	0,1	0,0	0,2	0,1	0,1	0,2	
RR	0,2	0,6	0,7	1,5	0,1	1,5	0,2	0,1	0,2	0,1	0,3	0,2	0,0	0,2	0,2	0,0	0,0	0,1	0,1	0,0	0,0	0,1	0,0	0,1	0,1	0,0	0,2	
PA	1,6	1,7	19,5	4,5	59,9	54,5	1,4	1,8	0,2	0,3	0,5	0,3	0,2	0,2	0,2	0,1	0,1	0,3	0,8	0,1	0,1	0,1	0,0	0,3	0,3	0,5	1,2	
AP	0,2	0,6	0,3	0,7	1,4	17,2	0,2	0,1	0,2	0,1	0,2	0,2	0,0	0,2	0,2	0,1	0,0	0,2	0,0	0,0	0,0	0,1	0,0	0,1	0,1	0,0	0,1	
TO	0,2	0,6	0,2	0,7	1,8	0,7	29,0	0,6	0,2	0,0	0,2	0,2	0,1	0,2	0,2	0,0	0,1	0,1	0,0	0,1	0,0	0,1	0,0	0,1	1,7	2,1	1,2	
MA	1,3	1,7	3,9	29,9	13,0	2,2	16,2	68,3	11,1	1,9	0,5	0,2	0,7	0,2	0,3	0,3	0,2	0,2	1,4	0,5	0,0	0,2	0,0	0,4	1,7	2,4	7,2	
PI	0,4	1,2	1,5	7,5	2,5	0,7	6,6	9,6	68,2	1,9	0,9	0,5	0,8	0,4	0,5	0,4	0,1	0,1	0,7	1,2	0,1	0,1	0,1	0,1	0,8	0,7	2,0	8,3
CE	4,7	7,0	5,4	14,2	5,9	3,7	4,4	9,3	9,8	86,5	2,4	2,3	1,9	0,8	0,6	1,8	0,4	0,4	4,5	3,1	0,7	0,4	0,2	3,0	2,0	2,8	8,5	
RN	1,3	1,2	0,8	0,7	0,7	1,5	0,6	1,0	0,4	1,5	71,3	5,3	1,3	0,6	0,2	0,4	0,4	0,2	2,3	1,3	0,1	0,1	0,1	0,1	0,6	0,8	1,6	2,6
PB	2,0	1,7	0,7	0,7	0,7	0,7	1,3	1,4	1,2	1,6	15,1	74,9	6,0	1,0	0,9	1,3	0,4	0,2	7,5	2,3	0,3	0,2	0,1	0,9	0,8	1,7	5,9	
PE	2,2	1,2	0,8	0,7	0,8	0,7	1,7	2,1	2,5	1,6	2,1	9,7	80,8	18,1	2,8	4,1	0,6	0,3	5,3	6,7	1,2	0,1	0,0	2,5	1,5	1,5	3,6	
AL	0,9	0,6	0,5	0,7	0,3	0,7	0,3	0,3	0,2	0,3	0,3	0,6	3,3	67,2	8,8	1,5	0,2	0,3	1,3	2,2	0,7	0,1	0,1	1,4	1,0	0,1	0,3	
SE	0,9	0,6	0,2	0,7	0,1	0,7	0,3	0,3	0,2	0,0	0,2	0,2	0,2	1,7	69,9	3,3	0,1	0,1	0,9	1,4	0,3	0,2	0,0	1,0	0,3	0,2	0,7	
BA	5,1	1,2	1,1	5,2	1,5	1,5	4,1	0,6	1,4	0,4	1,2	0,3	1,6	0,6	7,6	80,0	2,8	5,6	3,7	10,1	1,7	0,4	0,2	3,2	4,5	5,5	9,0	
MG	11,7	1,2	0,7	5,2	2,1	0,7	5,7	0,5	0,2	0,2	0,7	0,6	0,3	0,6	0,6	1,9	84,2	25,4	15,8	13,7	6,3	0,3	0,3	5,7	11,0	17,3	22,0	
ES	5,4	0,6	0,2	0,7	0,6	0,7	0,2	0,1	0,2	0,1	0,2	0,2	0,0	0,8	0,5	0,6	1,9	57,2	6,2	0,4	0,7	0,2	0,1	0,1	2,4	0,2	0,6	
RJ	2,9	1,7	1,5	2,2	1,2	0,7	0,9	0,6	0,2	1,4	1,2	1,4	0,7	1,2	1,5	1,2	2,2	5,5	44,1	1,4	1,1	0,9	0,4	0,8	0,6	0,9	6,3	
SP	8,7	2,3	1,5	2,2	1,4	0,7	1,7	0,5	0,4	0,5	0,2	0,6	0,7	2,1	1,5	1,6	3,6	1,5	2,6	45,6	11,4	2,1	0,9	21,1	15,4	3,4	3,2	
PR	21,8	3,5	1,5	1,5	0,5	0,7	1,1	0,3	0,2	0,4	0,5	0,6	0,2	1,7	1,1	0,4	0,7	0,4	0,6	7,4	56,1	10,6	1,4	12,2	13,2	1,0	0,8	
SC	2,2	2,3	0,2	1,5	0,3	0,7	0,5	0,1	0,6	0,0	0,2	0,2	0,2	0,2	0,3	0,1	0,1	0,1	0,3	0,6	9,8	67,1	4,5	1,7	2,8	0,3	0,6	
RS	4,7	1,2	1,5	0,7	0,4	0,7	1,9	0,4	0,4	0,3	0,2	0,3	0,3	0,2	0,3	0,5	0,2	0,4	0,7	0,6	8,6	15,8	91,2	4,8	6,5	1,1	1,9	
MS	1,3	2,3	0,3	0,7	0,1	0,7	0,3	0,3	0,2	0,0	0,2	0,2	0,1	0,2	0,2	0,2	0,1	0,1	0,3	0,3	0,2	0,1	0,1	35,9	5,7	0,2	0,5	
MT	6,3	1,2	0,5	2,2	0,2	0,7	0,9	0,1	0,2	0,0	0,2	0,2	0,1	0,4	0,5	0,0	0,1	0,1	0,1	0,2	0,3	0,2	0,0	1,4	15,2	0,7	0,6	
GO	3,2	1,7	0,5	3,0	2,8	3,7	18,8	1,0	0,4	0,1	0,7	0,3	0,1	0,2	0,2	0,2	1,3	0,2	0,2	0,5	0,1	0,3	0,1	1,6	10,8	52,3	13,9	
DF	0,4	0,6	0,2	0,7	0,1	0,7	0,5	0,1	0,2	0,0	0,2	0,5	0,1	0,2	0,5	0,0	0,1	0,3	0,2	0,1	0,1	0,2	0,0	0,1	0,2	1,7	0,2	

Fonte: Prad/IBGE (1996).

Elaboração dos autores.

TABELA A.2
Estatística descritiva para as variáveis relevantes

Amostra usada para o modelo <i>probit</i> ordenado para os resultados educacionais (87.243 observações)						
Variável	Média	Desvio padrão	Mediana	Moda	Máximo	Mínimo
Feminino	0,376	-	-	-	-	-
Grupos de idade						
Nascidos entre 1931-1934	0,022	-	-	-	-	-
Nascidos entre 1935-1938	0,037	-	-	-	-	-
Nascidos entre 1939-1942	0,050	-	-	-	-	-
Nascidos entre 1943-1946	0,069	-	-	-	-	-
Nascidos entre 1947-1950	0,094	-	-	-	-	-
Nascidos entre 1951-1954	0,119	-	-	-	-	-
Nascidos entre 1955-1958	0,140	-	-	-	-	-
Nascidos entre 1959-1962	0,152	-	-	-	-	-
Nascidos entre 1963-1966	0,164	-	-	-	-	-
Nascidos entre 1967-1970	0,153	-	-	-	-	-
Residência						
Norte	0,068	-	-	-	-	-
Nordeste	0,271	-	-	-	-	-
Sudeste	0,364	-	-	-	-	-
Sul	0,189	-	-	-	-	-
Centro-Oeste	0,108	-	-	-	-	-
Idade	39,6	9,8	38	30	65	25
Anos de educação	6,3	4,6	5	4	15	0
Razão aluno-professor (<i>Q</i>)	31,5	6,2	31,3	31,3	42	25,9
Amostra usada para o modelo em dois estágios para os retornos à educação (50.586 observações)						
Variável	Média	Desvio padrão	Mediana	Moda	Máximo	Mínimo
Feminino	0,379	-	-	-	-	-

(Continua)

(Continuação)

Grupos de idade						
Nascidos entre 1931-1934	0,011	-	-	-	-	-
Nascidos entre 1935-1938	0,041	-	-	-	-	-
Nascidos entre 1939-1942	0,056	-	-	-	-	-
Nascidos entre 1943-1946	0,079	-	-	-	-	-
Nascidos entre 1947-1950	0,105	-	-	-	-	-
Nascidos entre 1951-1954	0,130	-	-	-	-	-
Nascidos entre 1955-1958	0,145	-	-	-	-	-
Nascidos entre 1959-1962	0,149	-	-	-	-	-
Nascidos entre 1963-1966	0,150	-	-	-	-	-
Nascidos entre 1967-1970	0,134	-	-	-	-	-
Residência						
Norte	0,073	-	-	-	-	-
Nordeste	0,237	-	-	-	-	-
Sudeste	0,342	-	-	-	-	-
Sul	0,203	-	-	-	-	-
Centro-Oeste	0,145	-	-	-	-	-
Idade	40,1	9,4	39	33	65	25
<i>Background</i> familiar (<i>W</i>)	1,202	1,8	1	0	9	0
<i>Background</i> educacional do pai	1,067	1,7	0	0	9	0
<i>Background</i> educacional da mãe	0,952	1,5	0	0	9	0
Razão aluno-professor (<i>Q</i>)	31,5	6,2	31,3	31,3	42	25,9
Salário médio mensal (1931-1934)	564,35	1.599,96	226,00	112	30.000	40
Salário médio mensal (1935-1938)	640,21	1.163,40	312,00	112	30.000	10
Salário médio mensal (1939-1942)	565,14	843,27	300,00	112	10.000	5
Salário médio mensal (1943-1946)	637,95	1.169,00	323,50	112	40.000	4
Salário médio mensal (1947-1950)	586,76	1.022,85	300,00	112	26.000	5
Salário médio mensal (1951-1954)	549,64	1.171,06	300,00	112	49.000	5
Salário médio mensal (1955-1958)	610,80	1.050,66	300,00	112	35.000	5
Salário médio mensal (1959-1962)	663,96	1.062,64	336,00	112	20.000	4
Salário médio mensal (1963-1966)	627,84	964,60	342,50	112	25.000	7
Salário médio mensal (1967-1970)	610,26	967,24	336,00	112	25.000	6
Anos de potencial experiência	26,4	11,1	25	21	60	0

Fonte: Pnad/IBGE (1996).
Elaboração dos autores.