

# O IMPACTO DO GASTO PÚBLICO E DA QUALIDADE POR NÍVEL DE ENSINO SOBRE O CRESCIMENTO DA RENDA DOS ESTADOS BRASILEIROS<sup>1,2</sup>

Eduardo Correia de Souza<sup>3</sup>

Naercio Menezes Filho<sup>4</sup>

Neste artigo, procuramos entender melhor a relação entre a alocação ótima dos investimentos em educação pelos estados brasileiros e o crescimento econômico desses estados, inspirados pelo modelo de Aghion *et al.* (2005). Os resultados mostram que, embora os gastos educacionais não tenham impacto significativo sobre o crescimento, a qualidade do ensino médio tem impacto positivo para os estados brasileiros mais próximos à fronteira de renda. Nossas estimativas indicam que a qualidade do ensino médio se torna mais importante do que o ensino fundamental para os estados com renda *per capita* maior ou igual a 60% da fronteira.

**Palavras-chave:** convergência de renda dos estados brasileiros; alocação dos gastos em educação; qualidade da educação; distância à fronteira.

## THE IMPACT OF PUBLIC EXPENDITURE AND QUALITY BY EDUCATIONAL STAGE ON BRAZILIAN STATES' PER CAPITA INCOME GROWTH

In this paper, we try to better understand the relation between the optimal allocation of educational investments by the Brazilian states and their economic growth, inspired by Aghion *et al.*'s (2005) model. The results show that, although educational expenditures have no significant impact, the quality of high school education has a positive impact on per capita income growth for closer to frontier states. Our estimates indicate that the quality of high school education becomes more important than primary education's for states with *per capita* income equal to or bigger than 60% of the frontier.

**Keywords:** Brazilian States' income convergence; educational expenditures allocation; quality of education; distance to frontier.

**JEL:** I25 ; O12 ; O15 ; O54.

### 1 INTRODUÇÃO

Este artigo estuda a relação entre a taxa de crescimento da renda *per capita*, a alocação dos gastos públicos entre os diferentes níveis educacionais (fundamental, médio e superior) e a posição dos estados brasileiros no *ranking* nacional de renda, entre 2004 e 2013. Nossos resultados confirmam o que Aghion *et al.* (2005) haviam obtido para os Estados Unidos: estados *longe da fronteira* (ou pobres) crescem

---

1. DOI: <http://dx.doi.org/10.38116/ppe50n2art2>

2. Gostaríamos de agradecer a Bruno Komatsu, Vitor Aronis e Victor Luz pelo trabalho de assistência; e a um parecerista anônimo pelas críticas e sugestões.

3. Professor pesquisador do Instituto de Ensino e Pesquisa (Insper). *E-mail:* <eduardocs@insper.edu.br>.

4. Professor titular do Insper (cátedra Ruth Cardoso) e professor associado da Faculdade de Economia, Administração, Contabilidade e Atuária da Universidade de São Paulo (FEA/USP). *E-mail:* <naercioamf@insper.edu.br>.

mais quando investem mais em ensino básico, e não em ensino avançado; estados *próximos da fronteira* (ou ricos) crescem mais quando investem mais em ensino avançado, e não em ensino básico.

Como se sabe, nos anos 2000 o Brasil fez um considerável esforço na área de educação. A média de anos de escolaridade da população com 15 anos de idade ou mais, da base Barro-Lee, saltou de 6,52, em 2000, para 7,89, em 2010 (crescimento de 21%); enquanto, por exemplo, o Chile passava de 9,07 para 9,78 (crescimento de 7,8%). Já o gasto público com educação, como porcentagem do produto interno bruto (PIB), passou, entre 2000 e 2010, de 3,94% a 5,64%, chegando a 5,91% em 2012; enquanto, por exemplo, o Chile ia de 3,7% a 4,18%, chegando a 4,57% em 2012.<sup>5</sup>

Além de outras externalidades sociais positivas associadas à educação, como a redução da violência, era de se esperar que isso tivesse trazido um impulso para o crescimento econômico do Brasil. Afinal, pelo menos desde meados da década de 2000, parece ter se formado um consenso em torno da significância do capital humano na explicação do crescimento da renda *per capita* ou do produto por trabalhador dos países – tomando-se o capital humano seja como um *input* direto da função de produção, como em Cohen e Soto (2007), seja como um facilitador de adoção de tecnologia, impactando a produtividade total de fatores (PTF), como em Benhabib e Spiegel (2005) e em Madsen, Islam e Ang (2010).<sup>6</sup>

É verdade que, de acordo com os World Development Indicators do Banco Mundial, o PIB *per capita* brasileiro cresceu na década de 2000 a uma taxa média anual superior às das décadas precedentes: 2,47%, contra 1,01% na década de 1990, e – 0,32% na *década perdida* de 1980; e também superior à taxa média para a América Latina e o Caribe, que foi 1,82%. Contudo, no período 2001-2010, crescemos menos que a Argentina (2,97%), que o Chile (2,68%) e consideravelmente menos que o grupo de países de renda média superior (*upper middle income*, 5,29%). Além disso, Carrasco, Mello e Duarte (2014) mostram que o crescimento do PIB *per capita* brasileiro entre 2003 e 2012 foi menor do que o dos países emergentes, e menor do que o do grupo de controle sintético que melhor permitia prever o crescimento brasileiro na década anterior; ao passo que, no quesito *anos de escolaridade*, o Brasil praticamente continuou acompanhando o grupo de controle no período pós-2003.

5. Informações disponíveis em: <<https://bit.ly/3pvBMxl>>.

6. Esse relativo consenso foi precedido por uma controvérsia, no final dos anos 1990 e início dos anos 2000, envolvendo erros de medida nas séries de anos de escolaridade em primeiras-diferenças, especificações inadequadas para a relação entre produto e escolaridade, e a baixa capacidade de prever a acumulação de capital humano no longo prazo a partir de taxas iniciais de matrícula, entre outros problemas. Para uma boa resenha dessa controvérsia, ver Barbosa Filho e Pessôa (2010).

Sem dúvida, parte desse descompasso entre o desempenho do Brasil em termos de crescimento da renda *per capita* e em termos de anos de escolaridade é explicada pelo fraco desempenho na acumulação de capital físico e no marco regulatório e instituições em geral.<sup>7</sup> Mas uma parte (menos enfatizada) do descompasso também é explicada pela evolução da *qualidade* da educação, e outra parte (ainda menos discutida) cabe à *alocação dos recursos* para educação.

Hanushek e Woessman (2012) mostram que o desempenho dos países latino-americanos nas provas Trends in Mathematics and Science Study (TIMMS), Programme for International Student Assessment (Pisa), Laboratorio Latinoamericano de Evaluación de la Calidad de la Educación (LLECE) e Segundo Estudio Regional Comparativo Explicativo (Serce) resolve o aparente paradoxo de fraco crescimento e bom *school attainment* (medido por anos de estudo) da região. Ao mensurarem as habilidades cognitivas dos estudantes e, indiretamente, a qualidade dos sistemas educacionais da região, essas provas colocam a América Latina consistentemente atrás dos países do Leste Asiático, que tiveram uma *performance* de crescimento muito superior. Já Nakabashi e Salvato (2007) encontram uma relação positiva entre a taxa de crescimento da renda por trabalhador dos estados brasileiros e uma *proxy* para capital humano que interage anos de escolaridade com um índice de qualidade composto a partir da porcentagem de professores com diploma de graduação, da taxa de aprovação, e do número de estudantes por sala de aula, em um painel para os anos 1970, 1980, 1991 e 2000. Ou seja, quer olhemos para países, quer olhemos para os estados brasileiros, parece que é a qualidade da educação, mais do que a simples quantidade medida por anos de estudo, que está associada ao crescimento econômico.

Tomando como medida de qualidade da educação os resultados da prova Pisa, é certo que tivemos algum avanço entre 2000 e 2012: no *ranking* de matemática, passamos da 40<sup>a</sup> para a 38<sup>a</sup> posição entre 41 países que fizeram a prova nos 2 anos, com a segunda maior melhora percentual na nota média na escala (17%). No *ranking* de ciências, passamos da 40<sup>a</sup> para a 38<sup>a</sup> posição, com a sétima maior melhora percentual (7,9%) e, em leitura, passamos da 38<sup>a</sup> para a 37<sup>a</sup> posição no *ranking*, com a 13<sup>a</sup> maior melhora percentual (3,5%). Haddad, Freguglia e Gomes (2017) também nos autorizam a ter uma dose de otimismo, no que diz respeito à relação entre gasto público e qualidade da educação: analisando o período 2005-2009, os autores encontraram um impacto positivo (ainda que pequeno) dos recursos do Fundo de Manutenção e Desenvolvimento do Ensino Fundamental e de Valorização do Magistério (Fundef) destinados ao ensino fundamental nos municípios brasileiros sobre as notas de matemática e português da Prova Brasil nas 4<sup>a</sup> e 8<sup>a</sup> séries.<sup>8</sup>

---

7. Como de fato apontam Carrasco, Mello e Duarte (2014), sempre utilizando o método do grupo de controle sintético.

8. Para os Estados Unidos, também parece existir certo consenso quanto a que medidas agregadas, como gasto por aluno, estão positivamente associadas a medidas de qualidade, como desempenho dos alunos em testes padronizados. Para uma boa resenha sobre o assunto, ver Baker (2016).

Resumindo, temos evidências de que maiores gastos se traduzem (ainda que fracamente) em maior qualidade da educação, e de que maior qualidade da educação se traduz em crescimento econômico (aumento da renda *per capita*). Comparativamente, sabemos bem menos sobre o impacto da alocação dos gastos entre os diferentes níveis educacionais e o crescimento econômico. Haverá uma alocação ótima (maximizadora de crescimento) que vale para todos os países, ou a alocação ótima depende de características de cada país?

Supondo retornos decrescentes da escolaridade em cada nível educacional, mas iguais entre países, e usando dados da Organização das Nações Unidas para a Educação, a Ciência e a Cultura (UNESCO) para o custo em cada país de um aluno em cada nível de ensino, Judson (1998) obtém uma medida do desvio entre o que seria a alocação ótima do orçamento total (tomado como exógeno) e a alocação efetiva entre os níveis de ensino. Em seguida, a autora mostra que níveis maiores de dispêndio total em educação somente estão associados a uma maior taxa de crescimento da renda *per capita* nos países cuja alocação efetiva está próxima da ótima.

É com Aghion *et al.* (2005) e Aghion, Meghir e Vandenbussche (2006) que temos uma *rationale* para o efeito da alocação dos gastos entre os diferentes níveis educacionais sobre o crescimento econômico. Países próximos da fronteira tecnológica mundial dependem da inovação para crescer, e a atividade de inovação é intensiva em capital humano (ou trabalho qualificado). Logo, esses países devem alocar mais recursos para ensino superior e pós-graduação. Já países longe da fronteira podem contar com a imitação e a adaptação da tecnologia desenvolvida na fronteira para crescer, e a atividade de imitação/adaptação é intensiva em trabalho não qualificado. Logo, tais países devem investir mais recursos nos níveis básicos de ensino. Essa hipótese teórica é testada e confirmada em um painel de dezenove países da Organização para a Cooperação e o Desenvolvimento Econômico (OCDE), entre 1960 e 2000, em Aghion, Meghir e Vandenbussche (2006), e para os estados dos Estados Unidos com coortes de nascimento entre 1947 e 1972 em Aghion *et al.* (2005).

Este artigo busca produzir resultados semelhantes aos de Aghion *et al.* (2005) em um painel para os estados brasileiros de 2004 a 2013. Entre outras questões, procuramos responder: será que no Brasil encontramos o mesmo padrão previsto pela teoria? Isto é, será que estados pobres que gastam mais com ensino fundamental apresentam maior crescimento da renda *per capita*, valendo o contrário para o ensino médio ou superior? Dentro do esforço com educação aqui descrito, procuramos entender se com o aumento dos gastos públicos nos anos 2000, os estados brasileiros estão seguindo a estratégia (alocação) maximizadora de crescimento. Ou ainda, se é possível determinar um limiar

(*threshold*) de renda *per capita* abaixo do qual os estados deviam concentrar mais seus esforços no ensino fundamental.

Andrade, Maciel e Teles (2011) também aplicaram o modelo de Aghion, Meghir e Vandenbussche (2006) ao caso brasileiro. Mas esse trabalho se distingue do nosso em alguns aspectos importantes: em primeiro lugar, ele se aplica às cinco regiões brasileiras, e não aos 26 estados brasileiros; em segundo lugar, a técnica utilizada não é econométrica como aqui, e sim simulação de um modelo com parâmetros e valores iniciais calibrados a partir de dados do ano 2000. O modelo supõe que gastos adicionais em educação se traduzem em aumento do número de alunos, dado o custo por aluno. Mas, ao contrário do que fazemos aqui, os gastos por nível de ensino são obtidos indiretamente, a partir do gasto total em educação divulgado pelo Tesouro Nacional, e de uma estimativa divulgada por um relatório da Financiadora de Estudos e Projetos (Finep) para o percentual de gastos por nível de ensino. Além disso, Andrade, Maciel e Teles (2011) não utilizam dados de qualidade da educação.<sup>9</sup>

A originalidade do nosso trabalho anda de mãos dadas com a limitação (da série de tempo) de dados: somente a partir de 2004 foi que a *Execução Orçamentária dos Estados e Municípios*, publicada pelo Tesouro Nacional, passou a detalhar o gasto público por nível de ensino (fundamental, médio e superior). Uma preocupação com a reduzida dimensão  $T$  do nosso painel de dados surge porque na típica *growth regression* que estimamos há, do lado direito da equação, um termo de convergência que é a proximidade, *um período defasada*, de um estado (Unidade da Federação – UF) em relação à fronteira nacional de renda. Tendo como variável dependente a taxa de crescimento da renda da UF, isso nos coloca em um modelo dinâmico. Como se sabe, nesse caso, a estimação por mínimos quadrados com efeitos-fixos (LSDV) apresenta um sério problema de viés – viés que depende negativamente da dimensão  $T$ . A fim de mitigar o problema, reestimamos nosso modelo básico em um painel mais longo, usando como medida dos investimentos em educação não os gastos, e sim a qualidade dos ensinos fundamental e médio, para a qual dispomos dos dados bienais do Sistema de Avaliação da Educação Básica (Saeb) a partir de 1995. Mesmo assim, conforme mostramos na seção de robustez, o viés permanece relativamente grande.

Nossos resultados mostram que a alocação dos gastos entre os níveis de ensino pelos estados brasileiros não tem um impacto significativo sobre o crescimento da renda *per capita*. No entanto, confirmamos o padrão previsto pela teoria de Aghion *et al.* (2005) quando consideramos, ao invés dos gastos, a qualidade do

9. Evidentemente, o trabalho de Andrade, Maciel e Teles (2011) também guarda diversas vantagens em relação ao nosso, destacando-se a sofisticação na construção de medidas de capital humano que levam em conta retornos da educação e a existência de um mecanismo explícito pelo qual o capital humano influencia o crescimento econômico, seja diretamente, como um fator de produção, seja indiretamente, como um fator responsável pelo aumento na PTF.

ensino – medida pelas notas do Índice de Desenvolvimento da Educação Básica (Ideb) e do Saeb, para os ensinos fundamental e médio, e pela nota do Exame Nacional de Desempenho dos Estudantes (Enade), para o ensino superior – isto é, um ensino médio de qualidade é mais importante para estados mais ricos ou perto da fronteira etc. Esses resultados mostram-se robustos quando controlamos para o consumo industrial de energia elétrica (*proxy* para acumulação de capital físico comumente utilizada na literatura), para o benefício médio *per capita* concedido pelo Programa Bolsa Família (PBF)<sup>10</sup> e para a porcentagem de mães (dos alunos no Saeb) que possuem ensino médio ou superior.

O restante do artigo está organizado da seguinte maneira: a seção 2 faz uma breve descrição do modelo teórico de Aghion *et al.* (2005); a seção 3 apresenta os dados para os estados brasileiros; a seção 4 traz os resultados da estimação do modelo econométrico que utiliza como variável explicativa os gastos por nível de ensino; a seção 5 faz o mesmo utilizando os dados de qualidade, além de calcular um limiar de proximidade à fronteira a partir do qual estados *ricos* aumentariam sua taxa de crescimento ao realocar esforços para o ensino médio; a seção 6 discute a robustez dos nossos resultados, à luz de dois problemas: o já mencionado viés das estimativas de LSDV em painéis dinâmicos e a potencial endogeneidade da qualidade do ensino (que poderia estar simplesmente refletindo a renda *per capita* de cada estado); e, por fim, a seção 7 conclui este estudo.

## 2 O MODELO DE AGHION ET AL. (2005)

Esta seção apresenta brevemente o modelo teórico de Aghion *et al.* (2005), que fornece uma *rationale* para os testes feitos neste artigo. Nesse modelo, a função de produção para os bens finais é dada por:

$$y_t = [A_t \cdot (u_{f,t}^\beta \cdot s_{f,t}^{1-\beta})]^{1-\alpha} \cdot x_t^\alpha . \quad (1)$$

Na expressão (1),  $y_t$  representa a quantidade do bem final no período  $t$ . A variável  $u$  representa a quantidade de trabalhadores não qualificados (*unskilled*), enquanto  $s$  indica o contingente de trabalhadores qualificados (*skilled*), ambos no momento  $t$ . Como de costume,  $A$  mede a produtividade total dos fatores. Por fim,  $x$  representa a quantidade de bem intermediário utilizado para produção do bem final. O subscrito  $f$  serve para designar a função de bens finais. Os parâmetros da função são tais que  $(\alpha, \beta) \in (0,1) \times [0,1]$ .

O progresso tecnológico, ou seja, o crescimento de  $A$  ao longo do tempo, é dado por:

10. Afinal, é razoável imaginar que o PBF tenha influenciado o processo de convergência de *renda per capita* entre os estados brasileiros. Denes, Komatsu e Menezes-Filho (2018) encontram um efeito multiplicador dos benefícios do PBF sobre a renda dos estados.

$$A_{t+1} = A_t + \lambda \cdot [u_{m,t+1}^\sigma \cdot s_{m,t+1}^{1-\sigma} \cdot (\bar{A}_t - A_t) + \gamma \cdot u_{n,t+1}^\phi \cdot s_{n,t+1}^{1-\phi} \cdot A_t]. \quad (2)$$

Por essa equação, a tecnologia no período subsequente,  $A_{t+1}$ , é determinada pelo nível tecnológico atual,  $A_t$ , mais o crescimento tecnológico. Por sua vez, o crescimento tecnológico é a soma de dois termos: o primeiro correspondendo à atividade de imitação, indicada por  $m$ , e o segundo correspondendo à atividade de inovação, indicada por  $n$ .<sup>11</sup>  $\bar{A}_t$  representa a fronteira tecnológica ( $\bar{A}_t - A_t$ ). Pode-se observar que, dado o parâmetro  $\gamma$ , quanto maior a distância da economia em relação à fronteira tecnológica, maior será o impacto dos insumos de trabalho não qualificado ( $u_m$ ) e qualificado ( $s_m$ ) alocados em imitação; ao passo que, quanto mais próxima a economia estiver da fronteira, maior o impacto dos insumos de trabalho não qualificado ( $u_n$ ) e qualificado ( $s_n$ ) alocados em inovação. Aghion *et al.* (2005) também partem da hipótese de que  $\phi < \sigma$ : a elasticidade em relação ao trabalhador não qualificado é maior na atividade de imitação, e a elasticidade em relação ao trabalhador qualificado é maior na atividade de inovação.

No modelo, o bem intermediário  $x$  é ofertado por um monopolista, cujos lucros são proporcionais à produtividade ou nível tecnológico,  $A$ . E, pela equação (2), vemos que é possível investir trabalho não qualificado e qualificado nas atividades de imitação e inovação, a fim de promover um aumento em  $A$ . Com isso, o problema de um inovador que deseja tornar-se monopolista ofertando a última geração do bem intermediário (com o maior nível de  $A$  da economia) consiste em escolher ( $u_{m,t+1}, s_{m,t+1}, u_{n,t+1}, s_{n,t+1}$ ) de modo a maximizar a diferença entre o lucro incremental trazido pelo crescimento tecnológico e o custo dos insumos de trabalho. Supondo que existe uma solução interior para esse problema, com tanto imitação quanto inovação sendo realizadas em equilíbrio, pode-se mostrar que

$$\frac{s_n/u_n}{s_m/u_m} = \frac{\sigma \cdot (1-\phi)}{\phi \cdot (1-\sigma)} > 1, \text{ pois, por hipótese, } \phi < \sigma. \quad (3)$$

Ou seja, a atividade de inovação será relativamente intensiva em trabalho qualificado, e então se aplica o conhecido efeito Rybczynski. Chamemos de  $S_{P\&D} = s_m + s_n$  a quantidade de trabalho qualificado alocada em pesquisa e desenvolvimento (P&D), que, somada à quantidade alocada em produção de bens finais, dá a dotação total de trabalho qualificado da economia, por exemplo,  $S_{P\&D} + s_f = S$ . Analogamente, para o trabalho não qualificado,  $U_{P\&D} = u_m + u_n$ , e  $U_{P\&D} + u_f = U$ . Estamos acostumados a enunciar o efeito Rybczynski da seguinte maneira: diante de um aumento em  $S_{P\&D}$  (ou em  $S_{P\&D}/U_{P\&D}$ ), a atividade de inovação deve expandir-se e a atividade de imitação deve contrair-se. Mas aqui devemos pensar no efeito

11. Levando em conta o fato de que mesmo os estados mais ricos ou *avançados tecnologicamente* do Brasil têm uma produção de patentes incipiente em relação à produção mundial, o leitor pode, alternativamente, chamar "n" de atividade de *adaptação* (da tecnologia originada na fronteira mundial à realidade nacional). Assim, os estados brasileiros mais ricos fariam *adaptação*, enquanto os pobres fariam simplesmente *imitação*. Howitt e Mayer-Foulkes (2002) argumentam que, por absorver recursos reais, ter resultados incertos e elevar o nível tecnológico da economia, a atividade de adaptação pode ser modelada como essencialmente igual à inovação.

invertido: tudo mais constante, uma expansão da atividade de inovação requer um aumento de  $S_{P\&D}$ .

Vamos definir  $a_t \equiv \frac{A_t}{\bar{A}_t}$ , a proximidade do nível tecnológico da nossa economia com relação à fronteira. Ora, pela equação (2) é imediato vermos que à medida que aumenta  $a$  (ou cai  $\bar{A}_t - A_t$ ), o crescimento da tecnologia é mais responsivo à atividade de inovação. E, pelo efeito Rybczynski, uma expansão da atividade de inovação deve ser acompanhada de um aumento no trabalho qualificado alocado em P&D. Isso é o que está na base da interação positiva entre a proximidade em relação à fronteira e a oferta total de trabalho qualificado,  $S$ , na determinação da taxa de progresso tecnológico (e crescimento da economia):<sup>12</sup>

$$\frac{\partial^2 g_A}{\partial S \partial a} = \frac{\partial g_A / \partial S}{\partial a} > 0 \text{ e } \frac{\partial^2 g_A}{\partial U \partial a} < 0, \text{ em que } g_{A,t} \equiv \frac{A_{t+1} - A_t}{A_t}. \quad (4)$$

É a equação (4) que nos dá a predição fundamental do modelo teórico: à medida que a economia se aproxima da fronteira, maior é o impacto da oferta de trabalho qualificado sobre a taxa de crescimento, e menor o impacto da oferta de trabalho não qualificado. A essa predição, a aplicação empírica apenas acrescenta a suposição de que o ensino básico forma trabalho não qualificado, enquanto o ensino superior forma trabalho qualificado.

### 3 DADOS

O quadro 1 traz a lista das variáveis utilizadas e das respectivas fontes de dados.

#### QUADRO 1

##### Variáveis utilizadas e fontes de dados

Variável	Explicação	Fonte
Gy	Taxa de crescimento da renda <i>per capita</i> real	Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios/ Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (PNAD/IBGE)
GFA	Gasto público com ensino fundamental por aluno matriculado	<i>Execução Orçamentária dos Estados e Municípios</i> – Finanças do Brasil (Finbra)/Tesouro Nacional
GMA	Gasto público com ensino médio por aluno matriculado	<i>Execução Orçamentária dos Estados e Municípios</i> – Finbra/Tesouro Nacional
GSA	Gasto público com ensino superior por aluno matriculado	<i>Execução Orçamentária dos Estados e Municípios</i> – Finbra/Tesouro Nacional
QF1M	Qualidade do ensino fundamental 1 (5 <sup>o</sup> ano) em matemática	Saeb

(Continua)

12. Na verdade, há outros efeitos de equilíbrio geral, envolvendo o custo relativo do trabalho qualificado e sua alocação também na produção de bens finais, que fazem com que a interação fundamental entre  $a$  e  $S$  seja mais atenuada que a interação entre  $a$  e  $S_{P\&D}$ . Em nome da brevidade da nossa exposição, pedimos ao leitor interessado nisso que se remeta diretamente ao artigo original, Aghion *et al.* (2005).



(Continuação)

Variável	Explicação	Fonte
QF1P	Qualidade do ensino fundamental 1 (5º ano) em português	Saeb
QF2M	Qualidade do ensino fundamental 2 (9º ano) em matemática	Saeb
QF2P	Qualidade do ensino fundamental 2 (9º ano) em português	Saeb
QMM	Qualidade do ensino médio (3º ano) em matemática	Saeb
QMP	Qualidade do ensino médio (3º ano) em português	Saeb
% mães EM	Porcentagem de mães com ensino médio	Saeb
% mães ES	Porcentagem de mães com ensino superior	Saeb
QF	Qualidade do Ensino Fundamental (9º ano)	Ideb
QM	Qualidade do Ensino Médio (3º ano)	Ideb
QS	Qualidade do ensino superior	Enade – Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira (Inep)
MF	# matriculados no ensino fundamental	Censo Escolar – Inep/Ministério da Educação (MEC)
ME	# matriculados no ensino médio	Censo Escolar– Inep/MEC
MS	# matriculados no ensino superior	Censo Escolar – Inep/MEC
PF	Proximidade à fronteira tecnológica (medida pela renda <i>per capita</i> )	PNAD/IBGE
PPPatT	Distância à fronteira tecnológica (medida pelo número total de patentes)	Instituto Nacional da Propriedade Industrial (Inpi)
PPPatI	Distância à fronteira tecnológica (medida pelo número de patentes de inovação)	Inpi
CIEE	Consumo industrial de energia elétrica	Empresa de Pesquisa Energética (EPE)
FBF	Número de famílias beneficiadas pelo PBF	Ministério do Desenvolvimento Social (MDS)
VBF	Valor total do benefício do PBF	MDS
VpBF	Valor médio recebido por família do PBF	MDS
IPCA	Varição percentual anual do Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA)	Coordenação de Índices de Preços, Sistema Nacional de Índices de Preços ao Consumidor (SNIIPC)/IBGE

Elaboração dos autores.

A variável dependente dos modelos que iremos testar,  $G_y$ , representa a taxa de crescimento da renda real *per capita* das pessoas com mais de 10 anos de idade. Para obter  $G_y$ , foram utilizadas informações disponíveis na PNAD/IBGE.  $G_y$  é calculada ao nível do estado (UF). A primeira variável explicativa que vamos considerar são os gastos, por aluno matriculado, dos governos estaduais e dos governos municipais (somados por estado) com ensino fundamental, ensino médio e ensino superior.

Como já comentamos na introdução, os dados de gastos discriminados por nível de ensino passaram a ser divulgados pelo Tesouro Nacional (FINBRA) somente a partir de 2004.

A tabela 1 nos dá uma ideia da distribuição desses gastos, reportando uma média dos valores anuais reais (em R\$ de 2013) entre 2004 e 2013. Os valores de renda *per capita* e de gastos com ensino foram todos deflacionados utilizando o IPCA divulgado anualmente pelo IBGE, um dos índices de inflação oficial do Brasil.

TABELA 1  
**Gastos reais por aluno matriculado (2004-2013)**  
 (Em R\$)

UF	Ensino fundamental	Ensino médio	Ensino superior
AC	5.503,43	240,89	83,08
AL	2.374,73	1.096,17	475,50
AM	2.159,12	1.286,65	384,37
AP	5.633,21	6.011,96	5.147,23
BA	2.372,67	1.431,85	1.175,26
CE	2.564,63	2.663,53	1.093,46
ES	3.507,13	2.553,86	246,64
GO	2.512,44	192,27	664,19
MA	1.833,53	759,75	965,72
MG	3.247,68	1.594,50	142,61
MS	4.157,96	1.605,67	945,57
MT	3.836,10	127,08	320,43
PA	2.024,74	1.742,38	1.417,27
PB	3.176,13	1.121,69	1.163,41
PE	2.972,59	1.055,67	798,59
PI	2.731,60	1.797,86	373,88
PR	3.481,19	1.622,04	3.247,84
RJ	4.558,20	1.656,64	548,39
RN	2.967,57	1.645,00	88,64
RO	3.759,07	168,00	13,96
RR	4.604,81	3.283,52	591,19
RS	3.242,36	1.281,22	161,64
SC	3.984,13	1.755,19	1.391,57
SE	2.992,82	4.601,90	31,68
SP	4.265,32	1.793,96	2.970,50
TO	3.510,89	1.437,57	581,10

Elaboração dos autores.

Para medir a qualidade da educação no ensino básico e fundamental, foi considerado o Ideb, cuja fonte é o Inep. O Ideb obedece a uma escala de zero

a dez e é calculado a partir de dois componentes: a taxa de rendimento escolar (aprovação) e as médias de desempenho nos exames padronizados aplicados pelo Inep. Os índices de aprovação são obtidos a partir do Censo Escolar, realizado anualmente pelo Inep, e as médias de desempenho utilizadas são as da Prova Brasil (para Idebs de escolas e municípios) e do Saeb (no caso dos Idebs dos estados e nacional). A base de dados utilizada considera o desempenho dos alunos de escolas públicas no último ano de cada nível de ensino. Ou seja, para os alunos do ensino fundamental, foram consideradas as notas dos alunos de 8<sup>a</sup> ou 9<sup>a</sup> séries, conforme o ano. Já para os alunos do ensino médio, usamos os dados dos alunos que estão se formando no 3<sup>o</sup> ano.

Para os dados de qualidade de educação do ensino superior, o Inep também serviu de base de informação, mas agora através do Enade. Tal exame é aplicado no final da graduação e contempla questões que testam o desempenho dos alunos em relação aos conteúdos programáticos previsto nas diretrizes curriculares dos respectivos cursos de graduação, bem como as habilidades e competências em sua formação. Diferentemente dos indicadores de qualidade do ensino fundamental e básico, para os quais foram considerados os desempenhos dos alunos apenas de escolas públicas, o indicador de desempenho do Enade contempla as notas de instituições públicas e privadas, por uma limitação dos dados.

O trabalho de Aghion *et al.* (2005) tem como uma de suas variáveis principais a distância a que cada estado está da fronteira tecnológica. A fronteira tecnológica é representada pelo estado que tiver, no ano analisado, a maior renda *per capita* real para pessoas com mais de 10 anos de idade, conforme dados do IBGE. Uma vez definido o estado que representará a fronteira tecnológica de cada ano, a variável que representa a *proximidade à fronteira* é calculada dividindo-se o valor observado em cada estado pelo valor correspondente ao estado que representa a fronteira. Assim, tem-se uma variável para cada estado da Federação, que é um número positivo, sempre menor ou igual a 1. Quanto mais próximo de 1, mais perto o estado está da fronteira tecnológica. Na amostra analisada, o estado de São Paulo representou a fronteira tecnológica entre os anos 2004 e 2008, enquanto entre 2009 e 2011 tal posto foi assumido por Santa Catarina. Quando analisamos a média aritmética da distância da fronteira no período 2004-2013, naturalmente os estados de São Paulo e Santa Catarina lideram a lista. A tabela 2 apresenta dados de proximidade da fronteira, taxa de crescimento da renda *per capita* e qualidade da educação para os estados brasileiros, ordenados do estado mais próximo para o mais distante da fronteira.

Na tabela 2, a correlação negativa entre a taxa de crescimento da renda *per capita* e a proximidade à fronteira é uma evidência de convergência de renda entre

os estados brasileiros, fato estilizado já amplamente documentado na literatura.<sup>13</sup> As demais correlações da tabela 2 indicam que a qualidade dos níveis fundamental e médio de ensino guarda uma relação mais próxima com o crescimento da renda dos estados do que a qualidade do ensino superior.

**TABELA 2**  
**Proximidade à fronteira, taxa de crescimento da renda *per capita* e qualidade da educação**

UF	Média da proximidade à fronteira (2004-2013)	Média percentual da taxa anual de crescimento da renda <i>per capita</i> (2004-2013)	Desempenho médio na prova do Ideb do ensino fundamental (2005-2013)	Desempenho médio na prova do Ideb do ensino médio (2005-2013)	Desempenho médio na prova do Enade do ensino superior (2005-2013)
Acre	0,62	2,79	4,01	3,29	2,96
Alagoas	0,42	5,85	2,62	2,68	2,61
Amazonas	0,55	5,79	3,50	2,97	2,77
Amapá	0,61	5,21	3,48	2,82	2,20
Bahia	0,49	7,49	2,82	2,89	2,99
Ceará	0,46	5,87	3,49	3,25	3,17
Espírito Santo	0,77	5,05	3,72	3,28	3,14
Goiás	0,77	6,07	3,74	3,23	2,82
Maranhão	0,42	7,60	3,52	2,82	2,76
Minas Gerais	0,74	5,93	4,09	3,57	3,22
Mato Grosso do Sul	0,83	6,75	3,46	3,34	2,99
Mato Grosso	0,78	6,54	3,87	2,88	2,81
Pará	0,50	4,79	3,04	2,68	2,71
Paraíba	0,51	6,26	2,81	2,89	3,12
Pernambuco	0,48	6,19	2,96	3,01	2,93
Piauí	0,47	7,34	3,26	2,68	3,10
Paraná	0,89	5,36	3,92	3,63	3,14
Rio de Janeiro	0,95	3,86	3,13	3,02	2,98
Rio Grande do Norte	0,55	7,45	2,84	2,71	3,37
Rondônia	0,66	4,43	3,42	3,31	2,65
Roraima	0,62	6,47	3,52	3,31	2,98
Rio Grande do Sul	0,91	4,49	3,74	3,49	3,41
Santa Catarina	0,97	4,79	4,26	3,74	3,10
Sergipe	0,55	6,19	2,82	2,80	2,89
São Paulo	0,99	4,08	4,17	3,59	2,97
Tocantins	0,60	6,39	3,72	3,22	2,56

Elaboração dos autores.

13. Ver, por exemplo, o estudo seminal de Ferreira e Ellery Junior (1996).

#### 4 REGRESSÕES COM GASTOS EDUCACIONAIS

Nosso modelo básico de regressão é:

$$gy_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \cdot GFA_{i,t-4} + \beta_2 \cdot GMA_{i,t} + \beta_3 \cdot GSA_{i,t} + \beta_4 \cdot GFA_{i,t-4} \cdot PF_{i,t-4} + \beta_5 \cdot GMA_{i,t} \cdot PF_{i,t} + \beta_6 \cdot GSA_{i,t} \cdot PF_{i,t} + \beta_7 \cdot PF_{i,t-1} + I_i + I_t + \varepsilon_{i,t}, \quad (5)$$

em que  $gy_{i,t}$  é a taxa percentual de crescimento da renda real *per capita* para o estado  $i$ , do ano  $t-1$  para o ano  $t$ ;  $GFA$  é o gasto real por aluno matriculado no ensino fundamental;  $GMA$  é o gasto real por aluno matriculado no ensino médio;  $GSA$  é o gasto real por aluno matriculado no ensino superior;  $PF_{it}$  é a proximidade do estado  $i$  à fronteira (de renda) no ano  $t$ ; <sup>14</sup>  $I_i$  e  $I_t$  são efeitos-fixos de estado e ano, respectivamente. A *rationale* de cada defasagem é  $GFA_{t-4}$  (e  $PF_{t-4}$  na interação com  $GFA_{t-4}$ ): leva quatro anos, em média, para um aluno no ensino fundamental entrar na população economicamente ativa (PEA) aos 15 anos;  $PF_{t-1}$ : captura convergência de renda *per capita* entre os estados. Note que, dadas a defasagem de quatro anos em  $GFA$  e a disponibilidade dos dados de gastos, o painel abarca as taxas de crescimento a partir de 2008, fazendo com que  $T = 6$ . Cumpre ressaltar que através dessa estrutura de defasagens para  $GFA$ ,  $GMA$  e  $GSA$  obtém-se aqui algo análogo ao gasto médio em educação por coorte de nascimento utilizado por Aghion *et al.* (2005) como variável explicativa.<sup>15</sup>

Além do básico na equação (5), também estimamos o modelo com controles adicionais.

$$gy_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \cdot GFA_{i,t-4} + \beta_2 \cdot GMA_{i,t} + \beta_3 \cdot GSA_{i,t} + \beta_4 \cdot GFA_{i,t-4} \cdot PF_{i,t-4} + \beta_5 \cdot GMA_{i,t} \cdot PF_{i,t} + \beta_6 \cdot GSA_{i,t} \cdot PF_{i,t} + \beta_7 \cdot PF_{i,t-1} + I_i + I_t + \beta_8 \cdot gCIEE_{i,t} + \beta_9 \cdot gVpBF_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}, \quad (6)$$

em que  $gCIEE_t$  é a variação percentual no consumo industrial de energia elétrica (*per capita*) do ano  $t-1$  para o ano  $t$ . O  $CIEE$  é uma *proxy* para o capital físico, ou para sua utilização, assim como Amorim *et al.* (2008) e Santos *et al.* (2012) fizeram em seus trabalhos sobre crescimento e convergência de renda aplicados ao caso brasileiro;  $gVpBF_t$  é a variação percentual no desembolso *per capita* do PBF, do ano  $t-1$  para o ano  $t$ . Na tabela 3 temos os resultados da estimação de (5) e (6), sempre usando a definição de gasto por aluno = (gasto do governo estadual + gasto dos governos municipais do estado) / (alunos matriculados nas redes estadual e municipais do estado).

14. Para a definição de proximidade à fronteira, ver a seção 3.

15. Dada a severa limitação das nossas séries de tempo, resta, contudo, uma diferença insuperável em relação a Aghion *et al.* (2005): a variável explicativa utilizada por eles é na verdade o gasto médio em educação por pessoa *na força de trabalho*, abrangendo a cada ano diversas coortes de nascimento. De modo que, a cada ano, essa variável sofre inovação/alteração pela entrada de uma coorte "jovem" e pela saída de uma coorte "velha".

TABELA 3  
Gastos educacionais, crescimento e proximidade à fronteira (2004-2013)

Variáveis explicativas	Variável dependente:	
	Δ% renda PC	
	FE	FE
Gasto EF por aluno ( $t - 4$ )	0.000550 (0.00337)	0.000417 (0.00328)
Gasto EM por aluno	-0.00339 (0.00230)	-0.00337 (0.00232)
Gasto ES por aluno	-0.00757 (0.00504)	-0.00777 (0.00498)
Proxim. fronteira ( $t - 1$ )	-138.1*** (14.71)	-138.6*** (15.18)
Gasto EF por aluno ( $t - 4$ ) × proxim. fronteira ( $t - 4$ )	-0.00482 (0.00438)	-0.00463 (0.00416)
Gasto EM por aluno × proxim. fronteira	0.00425 (0.00326)	0.00426 (0.00330)
Gasto ES por aluno × proxim. fronteira	0.0131 (0.00856)	0.0134 (0.00842)
Consumo industrial de energia elétrica	-	0.0210 (0.0473)
Repasso <i>per capita</i> do PBF	-	-0.00273 (0.0142)
Constante	100.9*** (10.47)	103.8*** (13.73)
Observações	156	156
R <sup>2</sup>	0.652	0.653

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Erros-padrão clusterizados por UF entre parênteses. Efeitos-fixos de UF e de ano.

2. Significância \*\*\*  $p < 0,01$ ; \*\*  $p < 0,05$ ; \*  $p < 0,1$ .

Inspecionando a tabela 3, e em termos das expressões (5) e (6), nota-se, em primeiro lugar, que  $\hat{\beta}_7 < 0$ : como já amplamente documentado na literatura, os estados brasileiros apresentam convergência de renda *per capita*, sobretudo nos anos 2000. Apesar de um padrão de sinais coerente com Aghion *et al.* (2005), não encontramos significância estatística para os coeficientes associados aos gastos por nível educacional e às interações desses com a proximidade à fronteira, quando estimamos (5) e (6) agrupando os erros-padrão por UF.<sup>16</sup> Como se sabe, o *clustering*

16. Quando utilizamos erros-padrão robustos, mas não clusterizados, obtemos significância para  $\hat{\beta}_2$ ,  $\hat{\beta}_5$ ,  $\hat{\beta}_3$  e  $\hat{\beta}_6$  – ou seja, para os gastos no ensino médio, no superior, e suas interações com a proximidade à fronteira.

decorre de uma hipótese de estimação que é praxe no tipo de modelo com dados em painel e efeitos-fixos com o qual estamos trabalhando. No nosso caso, supõe-se que a autocorrelação nos resíduos apresenta um padrão próprio dentro de cada UF.

## 5 QUALIDADE DA EDUCAÇÃO

Diante dos resultados sem significância para os gastos em educação (variável de fluxo), podemos usar como variável explicativa a qualidade da educação (variável de estoque), tendo em mente que a qualidade hoje reflete, entre outras coisas, os gastos passados e presentes. De fato, uma desvantagem dos dados de gastos é que, pela sua natureza mais descentralizada (pensemos nos gastos declarados pelos municípios), eles estão mais sujeitos a erros de medida. Além disso, existe na literatura (por exemplo, Zoghbi *et al.* 2009; Almeida e Cunha 2017; Haddad, Freguglia e Gomes, 2017) evidência de heterogeneidade entre os estados brasileiros na *eficiência* dos esforços de educação, por exemplo, no quanto *inputs* como gasto por aluno se traduzem em desempenho como notas em provas padronizadas. Admitindo que a qualidade da educação é uma medida bem próxima do capital humano (fundamento do crescimento), então a heterogeneidade na eficiência dos estados brasileiros impõe uma limitação a estudos que utilizam gastos em educação como variável explicativa do crescimento.

### 5.1 Painel anual com dados do Ideb e do Enade

Em um primeiro exercício, vamos regredir a taxa anual de crescimento da renda *per capita* dos estados brasileiros contra a qualidade da educação em cada um dos três níveis (fundamental, médio e superior), sua interação com a distância à fronteira, e controles adicionais, para o mesmo período<sup>17</sup> considerado na estimação das equações (5) e (6) e na tabela 3.

$$gY_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 \cdot QF_{i,t-1} + \gamma_2 \cdot QM_{i,t} + \gamma_3 \cdot QS_{i,t} + \gamma_4 \cdot QF_{i,t-1} \cdot PF_{i,t-1} + \gamma_5 \cdot QM_{i,t} \cdot PF_{i,t} + \gamma_6 \cdot QS_{i,t} \cdot PF_{i,t} + \gamma_7 \cdot PF_{i,t-1} + I_i + I_t + \gamma_8 \cdot gCIEE_{i,t} + \gamma_9 \cdot gVpBF_{i,t} + \varepsilon_{i,t}, \quad (7)$$

em que  $QF_i$  é a qualidade do ensino fundamental (medida pelo Ideb) no estado  $i$ .  $QM$  é a qualidade do ensino médio, medida pelo Ideb, e  $QS$  é a qualidade do ensino superior, medida pelo Enade.<sup>18</sup> A defasagem para a qualidade do ensino fundamental, aqui, é de apenas um ano, porque a nota do Ideb é para os alunos do último ano do fundamental, que têm 14 anos de idade (um ano para entrar na PEA). Os resultados encontram-se na tabela 4 – na primeira coluna, o modelo básico; na segunda coluna, com os controles  $gCIEE$  e  $gVpBF$

17. Isto é, com a taxa de crescimento tomada a partir de 2008.

18. Como as notas do Enade têm frequência anual e as do Ideb são bienais, aqui nós anualizamos a série do Ideb tomando, para os anos não disponíveis ( $t$ ), a média entre a nota do ano anterior ( $t-1$ ) e a do ano seguinte ( $t+1$ ).

TABELA 4  
Crescimento da renda, qualidade do ensino e proximidade à fronteira – Ideb e Enade anual (2004-2013)

Variáveis explicativas	Variável dependente	
	Δ% renda PC	
	FE	FE
Quali. EF (t - 1)	9.340* (4.746)	9.790* (4.800)
Quali. EM	-28.73*** (3.700)	-28.80*** (3.848)
Quali. ES	-7.660** (3.337)	-7.649** (3.398)
Proxim. fronteira (t - 1)	-114.8*** (24.13)	-114.5*** (25.01)
Quali. EF por aluno (t - 1) × proxim. fronteira (t - 1)	-12.85* (6.564)	-13.23* (6.714)
Quali. EM por aluno × proxim. fronteira	37.65*** (4.090)	37.53*** (4.115)
Quali. ES por aluno × proxim. fronteira	14.40*** (4.931)	14.54*** (5.158)
Consumo industrial de energia elétrica	-	0.0284 (0.0268)
Repasso <i>per capita</i> do PBF	-	0.000251 (0.00481)
Constante	81.98*** (18.76)	81.01*** (17.93)
Observações	156	156
R <sup>2</sup>	0.942	0.943

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Erros-padrão clusterizados por UF entre parênteses. Efeitos-fixos de UF e de ano.

2. Significância \*\*\* p<0,01; \*\* p<0,05; \* p<0, 1.

Na tabela 4, a primeira coisa a se reparar é o *padrão trocado* de sinais quando consideramos, de um lado, a qualidade do ensino fundamental e sua interação com a proximidade à fronteira e, de outro lado, as qualidades do ensino médio e superior, e suas respectivas interações. Esse padrão reflete justamente a ideia central do modelo teórico de Aghion *et al.* (2005) descrito na seção 2. Aqui, e em termos da equação (7), temos que o efeito da qualidade do ensino fundamental é a princípio positivo ( $\gamma_1 > 0$ ), mas vai se tornando negativo à medida que o estado (UF) se aproxima da fronteira de renda ( $\gamma_4 < 0$ ). Já para a qualidade dos ensinos médio e superior, temos o contrário: o impacto é a princípio negativo



( $\gamma_2 < 0$  e  $\gamma_3 < 0$ ), mas vai se tornando positivo à medida que a UF se aproxima da fronteira de renda ( $\gamma_5 > 0$  e  $\gamma_6 > 0$ ).

Para ilustrar, tomando em (7), tal como fazem Aghion *et al.* (2005), o valor de referência *proximidade à fronteira* = 0.25 para um estado atrasado ou pobre, temos que o impacto marginal da qualidade do ensino fundamental é  $\hat{\gamma}_1 + \hat{\gamma}_4 \cdot 0,25 = 6.48 > 0$ . Já para o estado *na fronteira*, esse impacto é  $\hat{\gamma}_1 + \hat{\gamma}_4 \cdot 1 = -3.44 > 0$ . Analogamente, para um estado atrasado e pobre, o impacto marginal da qualidade do ensino médio é  $\hat{\gamma}_2 + \hat{\gamma}_5 \cdot 0,25 = -19.42 < 0$ . Já para o estado *na fronteira*, esse impacto é  $\hat{\gamma}_2 + \hat{\gamma}_5 \cdot 1 = 8.73 > 0$ . Finalmente, para o ensino superior, os respectivos valores são  $\hat{\gamma}_3 + \hat{\gamma}_6 \cdot 0,25 = -4.01 < 0$  e  $\hat{\gamma}_3 + \hat{\gamma}_6 \cdot 1 = 6.89 > 0$ .

Comparando esse padrão de sinais dos coeficientes estimados com o encontrado por Aghion *et al.* (2005) para os Estados Unidos, temos que em ambos os países o impacto marginal do gasto no (ou qualidade do) ensino superior é positivo para o crescimento dos estados próximos à fronteira, e negativo para os estados longe da fronteira. Já para o gasto no (ou qualidade do) ensino médio, o efeito positivo é para os estados próximos à fronteira no Brasil e para os estados longe da fronteira nos Estados Unidos – o que parece fazer sentido, tendo em vista nosso relativo atraso tecnológico e a ainda incompleta universalização do ensino médio.

Um aspecto aparentemente polêmico nos resultados que acabamos de encontrar para o caso brasileiro é que aumentar a qualidade do ensino fundamental prejudicaria o crescimento de um estado próximo à fronteira. Isso talvez pareça contraintuitivo, ainda mais quando temos em mente que um ensino fundamental de qualidade se reflete, até certo ponto, em um ensino médio de qualidade, dada a progressão dos alunos entre esses dois níveis. Contudo, Aghion *et al.* (2005) nos advertem que, aqui, é importante a noção de uma *realocação*, na margem, dos esforços educacionais entre os níveis de ensino, dado um esforço total. No caso, um aumento na qualidade do ensino fundamental seria feito à custa de uma redução na qualidade do ensino médio, o que seria benéfico em termos de crescimento para os estados pobres, e prejudicial aos estados ricos. Aqui, precisamos admitir que a noção de realocação parece muito mais natural para gastos do que para a qualidade da educação – afinal, esta seria marcada por uma *cumulatividade*, dada a progressão dos alunos entre os níveis educacionais. Contudo, não nos parece razoável supor que a cumulatividade seja *total*, no sentido de que não existe nenhum esforço específico para aumentar a qualidade do ensino médio que não seja dominado por algum esforço no ensino fundamental.

## 5.2 Painel bienal com dados do Saeb

Os resultados das tabelas 3 e 4 padecem de um problema típico de testes de beta-convergência ou regressões de Barro. Note que nas expressões (5), (6) e (7) a variável dependente é a taxa de crescimento da renda *per capita* do estado  $i$ , dada por:  $gy_{it} = (y_{it} - y_{it-1})/y_{it-1}$ . Ao passo que, do lado direito das equações, temos a proximidade à fronteira do estado  $i$  no período inicial, dada por:  $PF_{it-1} = y_{it-1}/MÁXy_{t-1}$ . Ou seja, uma parte da variável dependente aparece do lado direito da equação, defasada. Segundo Islam (1995), isso faz com que o estimador LSDV seja assintoticamente inconsistente, a menos que  $T$ , o número de anos do painel, seja suficientemente grande.<sup>19</sup> Ora, essa é uma limitação insuperável dos dados de gastos por nível educacional por estado e município brasileiros, que estão disponíveis somente a partir de 2004. A mesma limitação se apresenta nas séries de qualidade da educação medida pelo Ideb e pelo Enade, que têm início respectivamente em 2005 e 2004. Por esse motivo, nesta seção reestimamos os modelos de regressão usando apenas as notas do Saeb, disponíveis desde 1995. Isso permite aumentarmos a dimensão  $T$  do nosso painel de 6 (anos) para 9 (biênios).

Dada a frequência bienal dos dados do Saeb, nosso modelo básico com qualidade da educação é:

$$gyb_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 \cdot QF_{i,t-2} + \gamma_2 \cdot QM_{i,t} + \gamma_3 \cdot QF_{i,t-2} \cdot PF_{i,t-2} + \gamma_4 \cdot QM_{i,t} \cdot PF_{i,t} + \gamma_5 \cdot PF_{i,t-2} + I_i + I_t + \varepsilon_{i,t}, \quad (8)$$

em que  $gyb_{i,t} = (y_{it} - y_{it-2})/y_{it-2}$  é a taxa de crescimento bienal do estado  $i$ ;  $QF_i$  é a qualidade do ensino fundamental (média das notas de português e de matemática do Saeb) no estado  $i$ ;  $QM$  é a qualidade do ensino médio (média das notas de português e de matemática do Saeb). A defasagem para a qualidade do ensino fundamental, aqui, é de apenas um biênio, porque a nota do Saeb utilizada é a dos alunos do último ano do fundamental, que têm 14 anos de idade (um ano para entrar na PEA). Na tabela 5 temos os resultados da estimação da expressão (8).

19. Uma alternativa seria usar um painel curto, mas com a proximidade à fronteira de cada estado instrumentada pelo seu número de patentes (concedidas a cada ano), como fazem Aghion *et al.* (2005). Infelizmente, para o caso brasileiro, o número de patentes, publicado pelo Inpi (quadro 1) se revela um instrumento fraco. Acreditamos que isso ocorre devido à produção incipiente de patentes mesmo para estados de renda mediana.

TABELA 5  
**Crescimento da renda, qualidade do ensino e proximidade à fronteira – Saeb bienal (1995-2013)**

Variáveis explicativas	Variável dependente: $\Delta\%$ renda <i>per capita</i> bienal	
	FE	FE
Proximidade à fronteira ( $t - 2$ )	-1.677*** (0.0849)	-1.572*** (0.373)
Qualidade do EM	-0.00377*** (0.000294)	-0.00375*** (0.000307)
Proximidade à fronteira $\times$ qualidade do EM	0.00623*** (0.000312)	0.00622*** (0.000316)
Qualidade do EF2 ( $t - 2$ )	-	-0.000160 (0.00102)
Proximidade à fronteira ( $t - 2$ ) $\times$ qualidade do EF2 ( $t - 2$ )	-	-0.000447 (0.00150)
Constante	1.068*** (0.0925)	1.105*** (0.233)
Observações	233	233
R <sup>2</sup>	0.959	0.959

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Erros-padrão clusterizados por UF entre parênteses. Efeitos-fixos de UF e de biênio.

2. Significância \*\*\*  $p < 0,01$ ; \*\*  $p < 0,05$ ; \*  $p < 0,1$ .

O padrão encontrado na tabela 5 confirma alguns resultados que já nos eram familiares: convergência de renda para os estados brasileiros (capturada, aqui, pelo coeficiente negativo associado à variável *proximidade à fronteira em  $t - 2$* ), com a qualidade do ensino médio associada a maior crescimento para os estados próximos da fronteira. Uma constatação diferente da tabela 4 é a falta de significância da qualidade do ensino fundamental no painel de dados mais longo, sugerindo que para os estados pobres o processo de convergência de renda teria ocorrido *espontaneamente*, ou melhor, sem influência da educação. Já para os estados brasileiros mais ricos, o ensino médio teria contribuído para o crescimento.

### 5.3 Exploiting (Brazilian) states' mistakes

Segundo Aghion *et al.* (2005), é sempre possível, em algum período, encontrar estados alocando *errado* seus esforços ou recursos entre os diferentes níveis educacionais – daí a expressão *states' mistakes*. Aqui, com base nas estimativas da tabela 5 (Saeb bienal, 1995-2013), vamos calcular o limiar (*threshold*) de proximidade à fronteira a partir do qual a qualidade do ensino médio passa a ter, na margem, impacto positivo sobre a taxa de crescimento da renda *per capita* dos estados brasileiros.

Para o caso do ensino médio, calculamos o threshold  $PF_M^*$ :

$$\frac{\partial g y b_i}{\partial Q M_i} = \gamma_2 + \gamma_4 \cdot PF_{i,t} = 0 \Rightarrow PF_M^* = -\frac{\hat{\gamma}_2}{\hat{\gamma}_4}. \quad (9)$$

Usando as estimativas da tabela 5, obtemos  $PF_M^* = 0,6029$ : ou seja, os estados com renda relativa maior ou igual a 60,29% da fronteira melhorariam sua performance de crescimento ao realocar qualidade para o ensino médio. Inspecionando a tabela 2, vemos que isso se aplica a catorze dos 26 estados brasileiros!<sup>20</sup>

Usando o comando *nlcom* do programa Stata (que incorpora o chamado *método delta* para cálculo da variância de funções compostas de coeficientes de regressão)<sup>21</sup> obtemos um desvio-padrão de 0,063 para  $PF_M^*$ . Ou seja, o desvio-padrão é uma ordem de grandeza menor que o *threshold* estimado, tornando nossa estimativa bastante precisa.

## 6 ROBUSTEZ

### 6.1 O problema do viés

Uma questão importante é: teremos atenuado significativamente o problema do viés das nossas estimativas, ao trocarmos o painel com  $T = 6$  do modelo em (7), baseado nas notas do Ideb e do Enade, pelo painel com  $T = 9$  do modelo em (8), baseado nas notas do Saeb? Uma vez que o problema decorre da natureza dinâmica do painel, com a renda defasada entrando tanto do lado esquerdo (taxa de crescimento) quanto do lado direito da equação (proximidade à fronteira defasada, o termo de convergência), é interessante em um primeiro momento reduzir a especificação do modelo em (8) ao mínimo necessário para caracterizar o problema do viés em uma regressão de Barro ou teste de convergência:

$$g y_{i,t} = \gamma \cdot \ln y_{i,t-1} + I_i + I_t + \varepsilon_{i,t}, \quad (10)$$

que, tal como em Islam (1995), pode ser reescrita de uma forma mais convencional na literatura econométrica:

$$\ln y_{i,t} = \rho \cdot \ln y_{i,t-1} + I_i + I_t + \varepsilon_{i,t}, \quad (11)$$

sendo que no nosso caso do painel de 1995-2013 a unidade de tempo é um biênio. Na literatura, ao menos desde Nickell (1981), a discussão é sobre o viés ao se estimar o parâmetro autorregressivo de primeira ordem  $\rho$ . Nickell fornece

20. Inspecionando a tabela 2 temos os seguintes estados com  $PF > 60.29\%$ , em média, para o período 2004-2013: Acre, Amapá, Espírito Santo, Goiás, Mato Grosso, Mato Grosso do Sul, Minas Gerais, Paraná, Rio de Janeiro, Rio Grande do Sul, Rondônia, Roraima, Santa Catarina e São Paulo.

21. No caso, como , então  $PF_M^* = f(\hat{\gamma}_2, \hat{\gamma}_4)$ , então  $var(PF_M^*) = (\partial f / \partial \hat{\gamma}_2)^2 \cdot var(\hat{\gamma}_2) + (\partial f / \partial \hat{\gamma}_4)^2 \cdot var(\hat{\gamma}_4) + 2 \cdot \partial f / \partial \hat{\gamma}_2 \cdot \partial f / \partial \hat{\gamma}_4 \cdot cov(\hat{\gamma}_2, \hat{\gamma}_4)$ .

uma fórmula facilmente calculável para o viés assintótico (por exemplo, quando  $N \rightarrow \infty$ ) do caso simples, sem regressores exógenos, em (11):<sup>22</sup>

$$\text{plim}_{N \rightarrow \infty} (\hat{\rho} - \rho) = -\frac{1+\rho}{T-1} \cdot \left[ 1 - \frac{1-\rho^T}{T \cdot (1-\rho)} \right] \cdot \left\{ 1 - \frac{2 \cdot \rho}{(1-\rho) \cdot (T-1)} \cdot \left[ 1 - \frac{1-\rho^T}{T \cdot (1-\rho)} \right] \right\}^{-1} \quad (12)$$

Estimando (10) para o nosso painel bienal 1995-2013, obtemos  $\hat{\gamma} = -0,49 \Rightarrow \hat{\rho} = 0,51$  em (11).<sup>23</sup> Resolvendo (12) para  $\rho$ , e substituindo os valores  $\hat{\rho} = 0,51$  e  $T = 9$ , descobrimos que o parâmetro autorregressivo vale aproximadamente  $\rho = 0,74$ , com um viés de  $-0,23$ . Supondo ser esse o verdadeiro valor de  $\rho$ , e agora substituindo  $T = 6$  em (12), obtemos um viés igual a  $-0,34$ . Isso significa que, embora o viés caia significativamente ao aumentarmos a dimensão  $T$  do painel de 6 para 9, mesmo assim ele continua bastante grande.

Ainda segundo Nickell (1981), a presença de regressores exógenos agrava o problema do viés. Esse seria justamente o nosso caso, ao acrescentarmos à especificação em (10) as notas do Saeb e demais variáveis de controle, como em (8). Nesse caso, o viés  $\text{plim}_{N \rightarrow \infty} (\hat{\rho} - \rho)$  seria dado pelo lado direito da expressão (12) multiplicado por

$$\left( \text{plim}_{N \rightarrow \infty} \frac{1}{N \cdot T} \cdot y^{(-1)' } A y^{(-1)} \right) \cdot \left( \text{plim}_{N \rightarrow \infty} \frac{1}{N \cdot T} \cdot y^{(-1)' } A M A y^{(-1)} \right)^{-1}, \quad (13)$$

em que  $y^{(-1)}$  é o vetor  $N \cdot T \times 1$  de valores defasados da variável dependente, empilhados primeiro por  $T$  para cada indivíduo (no nosso caso, UF) e depois por  $N$ ;  $M = I - A X (X' A X)^{-1} X' A$ ;  $X$  é a matriz  $N \cdot T \times K$  de observações dos  $K$  regressores exógenos;  $A = I_N \otimes A_T$ ;  $A_T = I_T - \frac{1}{T} \cdot \iota_T \iota_T^{-1}$  e  $\iota_T$  é um vetor-coluna com  $T$  elementos iguais a 1. O problema do viés seria agravado porque, segundo Nickell (1981), o termo em (13) é maior ou igual a 1.<sup>24</sup>

Diante da limitação dos dados, que nos impede de expandir a dimensão do painel para além de  $T = 9$ , a discussão e nossas estimativas aproximadas do viés sugerem que nossos resultados da tabela 5 devem ser aceitos com cautela.

22. Segundo Kiviet (1995), a fórmula de Nickell se aproxima bastante do verdadeiro viés, mesmo nos casos com  $N$  pequeno.

23. Com estatística  $t = -6,14$  para  $\hat{\gamma}$ , e  $R^2$  overall = 0,26 ;  $R^2$  between = 0,23 e  $R^2$  within = 0,63.

24. Escrevendo a especificação com regressores exógenos como  $\ln y_{i,t} = \rho \cdot \ln y_{i,t-1} + X'_{it} \cdot \beta + I_t + \varepsilon_{i,t}$ , o viés para o vetor  $\beta$  de coeficientes associados aos regressores exógenos seria dado por

$$\text{plim}_{N \rightarrow \infty} (\hat{\beta} - \beta) = - \left[ \text{plim}_{N \rightarrow \infty} (X' A X)^{-1} X' A y^{(-1)} \right] \text{plim}_{N \rightarrow \infty} (\hat{\rho} - \rho)$$

Cumpra ainda notar que, segundo Kiviet (1995), essa fórmula, assim como (15), seria bastante imprecisa para se calcular o viés no caso com regressores exógenos e  $N$  pequeno. Contudo, o método de cálculo do viés proposto por Kiviet está além do escopo deste artigo.

## 6.2 Endogeneidade da qualidade do ensino

Nas seções anteriores, denominamos de qualidade do ensino o resultado dos alunos no Saeb/Enade/Ideb, ignorando que esse resultado depende também das condições familiares de cada aluno: em particular, a qualificação dos pais é determinante fundamental nos resultados dos alunos. A qualificação dos pais, por sua vez, se reflete na renda *per capita* dos estados. Dessa forma, nossas medidas de qualidade do ensino estão correlacionadas com a renda (ou proximidade à fronteira) dos estados, deixando de refletir unicamente os esforços educacionais do governo.<sup>25</sup>

A fim de isolar o efeito do componente endógeno da qualidade do ensino, na tabela 6 reestimamos (8) controlando para a porcentagem de mães com ensino médio, em cada estado (UF-ano):

TABELA 6  
Saeb bial: controlando para a escolaridade das mães, ensino médio (1995-2013)

Variáveis explicativas	Variável dependente: $\Delta\%$ renda <i>per capita</i> bial (Gybi)	
	(1)	(2)
Proximidade à fronteira ( $t - 2$ )	-1.678*** (0.0860)	-1.666*** (0.388)
Qualidade do EM	-0.00408*** (0.000621)	-0.00406*** (0.000625)
Proximidade à fronteira $\times$ qualidade do EM	0.00660*** (0.000383)	0.00657*** (0.000391)
% Mães com EM	0.177 (0.137)	0.172 (0.135)
Proximidade à fronteira $\times$ % mães com EM	-0.271* (0.156)	-0.258 (0.154)
Qualidade EF2 ( $t - 2$ )	-	-0.000355 (0.00102)
Proximidade à fronteira ( $t-2$ ) $\times$ qualidade do EF2 ( $t-2$ )	-	-0.0000494 (0.00154)
Constante	1.085*** (0.142)	1.169*** (0.256)
Observações	233	233
R-quadrado	0.959	0.960

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Erros-padrão clusterizados por UF entre parênteses. Efeitos-fixos de UF e de biênio.

2. Significância \*\*\*  $p < 0,01$ ; \*\*  $p < 0,05$ ; \*  $p < 0,1$ .

Como se pode ver na tabela 6, nosso resultado para a qualidade do ensino médio (e para a sua interação com a proximidade à fronteira) se mantém quando

25. Agradecemos a um parecerista anônimo por haver chamado nossa atenção para este problema.

controlamos para a educação das mães dos alunos que prestaram o Saeb. Comparando com a tabela 5, note que o tamanho dos coeficientes praticamente não se altera.

A seguir, na tabela 7, repetimos a mesma regressão, só que agora controlando para a porcentagem de mães com ensino superior. Além disso, restringimos ao período 1995-2005, no qual as diversas edições do questionário de características socioeconômicas do Saeb são mais mutuamente compatíveis, no que diz respeito à classificação das mães de alunos de acordo com a escolaridade.<sup>26</sup>

**TABELA 7**  
**Saeb bial: controlando para a escolaridade das mães, ensino superior (1995-2005)**

Variáveis explicativas	Variável dependente: $\Delta\%$ renda <i>per capita</i> bial (Gybi)	
	(1)	(2)
Proximidade à fronteira ( $t - 2$ )	-1.603*** (0.133)	-1.041** (0.459)
Qualidade do EM	-0.00307*** (0.000735)	-0.00308*** (0.000737)
Proximidade à fronteira $\times$ qualidade do EM	0.00635*** (0.000395)	0.00636*** (0.000388)
% Mães com ES	0.0429 (0.244)	0.0201 (0.251)
Proximidade à fronteira $\times$ % mães com ES	-0.234 (0.337)	-0.224 (0.346)
Qualidade EF2 ( $t - 2$ )	-	0.00136 (0.00123)
Proximidade à fronteira ( $t-2$ ) $\times$ qualidade do EM ( $t-2$ )	-	-0.00241 (0.00192)
Constante	0.824*** (0.194)	0.514* (0.275)
Observações	129	129
R-quadrado	0.932	0.933

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Erros-padrão clusterizados por UF entre parênteses. Efeitos-fixos de UF e de biênio.

2. Significância \*\*\*  $p < 0,01$ ; \*\*  $p < 0,05$ ; \*  $p < 0, 1$ .

26. Por exemplo, nas edições de 1995 e 1997 se pergunta: *qual o nível de instrução da sua mãe?* (não importando se completo ou incompleto), cabendo como resposta: *ensino médio*. Já nas edições de 2007 em diante, temos as opções: *completou a 8ª série, mas não completou o ensino médio* e *completou o ensino médio, mas não a faculdade* etc. No caso da tabela 6, a fim de construirmos a porcentagem de mães com ensino médio, optamos por tomar a resposta *ensino médio* nas edições de 1995 a 2001 do Saeb, e depois a união (soma) das respostas *ensino médio completo* e *começou, mas não completou a faculdade* nas edições de 2003 e 2005, e finalmente *completou o ensino médio, mas não a faculdade* a partir de 2007. No período 1995-2005, e para o ensino superior, conseguimos uma classificação mais consistente, ao tomarmos a resposta *ensino superior* nas edições de 1995 a 2001, e a união das respostas *começou, mas não completou a faculdade* e *completou a faculdade* nas edições de 2003 e 2005. A partir de 2007, há uma perda de informação no questionário, havendo apenas duas opções: *completou o ensino médio, mas não a faculdade* e *completou a faculdade*.

Como se pode ver na tabela 7, nosso padrão de sinais (para a qualidade do ensino médio e para sua interação com a proximidade à fronteira de renda) se mantém também ao controlarmos para a porcentagem de mães com ensino superior.

## 7 CONCLUSÕES

Inspirados no modelo de Aghion *et al.* (2005), neste artigo investigamos a relação entre a alocação de gastos e de qualidade através dos diferentes ciclos educacionais e o crescimento da renda *per capita* dos estados brasileiros. Nossos resultados mostraram que, embora os gastos não tenham impacto significativo, a qualidade do ensino médio tem impacto positivo sobre o crescimento dos estados brasileiros mais próximos à fronteira. Com base em nossas estimativas, a qualidade do ensino médio torna-se mais importante do que o a do ensino fundamental para os estados com renda *per capita* maior ou igual a 60% da fronteira.

Nossos resultados trazem alguns corolários para as políticas públicas na área de educação. Em primeiro lugar, encontramos que é a qualidade (medida pelo desempenho dos alunos em provas padronizadas), e não simplesmente o gasto em educação, que guarda uma relação significativa e robusta com o processo de crescimento da renda *per capita* no Brasil. Juntando esse fato com a heterogeneidade entre os estados (UFs) brasileiros na eficiência dos esforços educacionais já documentada na literatura, cabe desaconselhar políticas que impliquem aumento nos gastos sem um claro nexos com o aumento da qualidade. Em segundo lugar, mesmo tendo em mente que o crescimento econômico não é o único objetivo das políticas públicas, nossos resultados sugerem uma alocação estratégica dos esforços educacionais através dos diversos ciclos. Em particular, estados mais ricos ou próximos da fronteira de renda deveriam privilegiar o ensino médio, enquanto estados mais longe da fronteira deveriam concentrar seus esforços no ensino fundamental.

## REFERÊNCIAS

AGHION, P.; MEGHIR, C.; VANDENBUSSCHE, J. distance to frontier, growth, and the composition of human capital. **Journal of Economic Growth**, v. 4, n. 1, 2006.

AGHION, P. *et al.* **Exploiting States' mistakes to identify the causal impact of higher education on growth**. NBER conference paper, 2005.

ALMEIDA, A. T. C.; CUNHA, M. N. A. Eficiência dos gastos públicos em educação infantil e ensino fundamental dos municípios nordestinos: 2007-2013. **Revista Econômica do Nordeste**, Fortaleza, v. 48, n. 4, p. 55-71, out./dez. 2017.



AMORIM, A. L. *et al.* Crescimento econômico e convergência de renda nos estados brasileiros: uma análise a partir dos grandes setores da economia. **Revista Econômica do Nordeste**, v. 39, n. 3, jul./set. 2008.

ANDRADE, J.; MACIEL, P. J.; TELES, V. K. **Educação e crescimento regional no Brasil**. Anpec, 2011.

BAKER, B. D. **Does money matter in education?** Albert Shanker Institute, 2016.

BARBOSA FILHO, F. H.; PESSÔA, S. Educação e crescimento: o que a evidência empírica e teórica mostra? **Revista Economia**, v. 11, 2010.

BENHABIB, J.; SPIEGEL, M. Human capital and technology diffusion. *In*: AGHION, P.; DURLAUF, S. (Eds.). **Handbook of economic Growth**. North Holland, v. 1, 2005.

CARRASCO, V. N.; MELLO, J. M. P.; DUARTE, I. F. **A década perdida: 2003-2012**. Rio de Janeiro: PUC, 2014. (Texto para Discussão, n. 626).

COHEN, D.; SOTO, M. Growth and human capital: good data, good results. **Journal of Economic Growth**, v. 12, n. 51, p. 76, 2007.

DENES, G.; KOMATSU, B.; MENEZES-FILHO, N. Uma avaliação dos impactos macroeconômicos e sociais de programas de transferência de renda nos municípios brasileiros. **Revista Brasileira de Economia**, v. 72, n. 3, 2018.

FERREIRA, P. C. G.; ELLERY JUNIOR, R. Convergência entre a renda *per capita* dos estados brasileiros. **Revista de Econometria**, Rio de Janeiro v. 16, n. 1, p. 83-103, abr. 1996.

HADDAD, M.; FREGUGLIA, R.; GOMES, C. Public spending and quality of education in Brazil. **Journal of Development Studies; Taylor & Francis Journals**, v. 53, n. 10, p. 1679-1696, Oct. 2017.

HANUSHEK, E.; KIMKO, D. Schooling, labor-force quality, and the growth of Nations. **The American Economic Review**, v. 90, n. 5, p. 1184-1208, 2000.

HANUSHEK, E.; WOESSMAN, L. Schooling, educational achievement, and the Latin American growth puzzle. **Journal of Development Economics**, v. 99, p. 497-512, 2012.

HOWITT, P.; MAYER-FOULKES, D. **R&D, Implementation and stagnation: a Schumpeterian Theory of Convergence Clubs**. NBER, 2002. (Working Paper, n. 9104).

ISLAM, N. Growth empirics: a panel data approach. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 110, n. 4, Nov. 1995.

JUDSON, R. Economic growth and investment in education: how allocation matters. **Journal of Economic Growth**, v. 3, p. 337-359, 1998.

KIVIET, J. F. On bias, inconsistency, and efficiency of various estimators in dynamic panel data models. **Journal of Econometrics**, v. 68, p. 53-78, 1995.

MADSEN, J.; ISLAM, M. R.; ANG, J. Catching up to the technology frontier: the dichotomy between innovation and imitation. **The Canadian Journal of Economics**, v. 43, n. 4, 2010, p. 1389-1411.

NAKABASHI, L.; FIGUEIREDO, L. Mensurando os impactos diretos e indiretos do capital humano sobre o crescimento. **Economia Aplicada**, v. 12, n. 1, p. 151-171, 2008.

NAKABASHI, L.; SALVATO, M. Human capital quality in the Brazilian states, **Economia**, Brasília, v. 8, n. 2, p. 211-229, 2007.

NICKELL, S. Biases in dynamic models with fixed effects. **Econometrica**, v. 49, n. 6, p. 1417-1426, 1981.

SANTOS, R. B. N. *et al.* Crescimento econômico e clubes de convergência nos municípios mineiros: uma análise com modelo Threshold. **Economia**, v.13, n. 2, p. 365-383, maio/ago. 2012.

ZOGHBI, A. C. P. *et al.* Mensurando o desempenho e a eficiência dos gastos estaduais em educação fundamental e média. **Estudos Econômicos**, v. 39, n. 4, p. 785-809, 2009.

Originais submetidos em: setembro de 2018

Última versão recebida em: agosto de 2019

Aprovada em: agosto de 2019