

COMPOSIÇÃO DO CAPITAL HUMANO, CRESCIMENTO ECONÔMICO E PRODUTIVIDADE TOTAL DOS FATORES NOS MUNICÍPIOS BRASILEIROS

Marcelo Ponte Barbosa (UFC)
Francis Carlo Petterini (UFSC)
Roberto Tatiwa Ferreira (UFC)

Resumo: Neste estudo, analisa-se a relação entre capital humano, em suas diferentes composições, e o crescimento da produtividade total dos fatores dos municípios brasileiros nas duas últimas décadas. Em particular, testa-se a hipótese de que a maneira como a dotação de capital humano influencia a produtividade da economia depende do tipo de escolaridade do trabalhador. Os resultados indicam que para a grande maioria dos municípios a escolarização de nível médio foi a que mais contribuiu para elevar a Produtividade Total dos Fatores e que em municípios com economias mais desenvolvidas, a escolarização de nível superior também assumiu este papel. Este resultado reforça a necessidade de se rever a grande ênfase dada aos investimentos públicos em educação superior, ocorrida nos anos recentes, em comparação à educação de nível médio/profissionalizante.

Palavras-chave: capital humano, crescimento econômico, produtividade total dos fatores

Abstract: In the article we analyze the relationship between human capital and their different compositions and the growth of total factor productivity of Brazilian municipalities over the past two decades. In particular, we test the hypothesis that the way the human capital endowment influences the adoption of frontier technologies depends on the worker's education type. The results indicate that for the vast majority of municipalities middle level education was the one that most contributed to raise total factor productivity and among municipalities with more dynamic economies higher level education may assume this role. This result implies the need to review the great emphasis on investment in higher education that has occurred in recent years compared to the middle level education.

Keywords: human capital, economic growth, total factor productivity

Classificação JEL: I26, O15, O47

1 INTRODUÇÃO

Nos anos 1950 e 1960 os trabalhos de Jacob Mincer, Theodore Schultz e Gary Becker estabeleceram as bases para a compreensão da relação entre educação, produtividade e renda do trabalhador. Esses trabalhos deram origem ao que se conhece como “teoria do capital humano”, segundo a qual a educação dota as pessoas de conhecimentos e habilidades capazes de torná-las mais produtivas e, assim, perceber mais renda. Este conceito é empregado, de forma diferenciada, nos modelos de crescimento endógeno, para explicar a influência do capital humano sobre o crescimento econômico. Enquanto em Lucas (1988), a acumulação (variação) do capital humano é o processo chave do crescimento econômico, em Romer (1990), o crescimento depende fundamentalmente das externalidades provocadas pela dotação (estoque) de capital humano da economia, capaz de gerar tecnologias de fronteira ou, como assumido por Nelson e Phelps (1966), de facilitar a adoção ou a imitação destas.

De maneira em geral, os modelos de crescimento econômico consideram que a acumulação de capital humano pode beneficiar uma sociedade de duas formas distintas. Primeiramente, como fator de produção de bens finais da economia, o processo de acumulação de capital humano tem impacto direto sobre o nível de produção da economia. De forma complementar, o capital humano contribui para o progresso tecnológico, através da geração e/ou a adoção de novas tecnologias, permitindo a elevação da produtividade da economia e o crescimento econômico de longo prazo.

Partindo da ideia acima, o presente estudo busca analisar as relações entre a acumulação de capital humano e o crescimento econômico dos municípios brasileiros nas últimas duas décadas. Em especial, partindo-se da ideia de Nelson e Phelps (1966) de que uma maior dotação de capital humano é crucial para facilitar a adoção de tecnologias de fronteira, testa-se a hipótese de que a variação na produtividade total dos fatores dos municípios brasileiros depende fundamentalmente do tipo de escolaridade do capital humano presente nas economias municipais.

Vários estudos encontram evidências em favor das hipóteses de Nelson e Phelps (1966) e Romer (1990). Kyriacou (1991) mostra que, apesar de a taxa de crescimento do capital humano mostrar-se não significativa, o nível ou dotação inicial de capital humano afeta a taxa de crescimento significativamente. Como explicação para esses resultados, o autor argumenta que o nível inicial de capital humano capta o efeito da tecnologia, o que não ocorre quando este aparece na forma de taxas de crescimento, além do que seria necessário um nível mínimo de capital humano para que este afetasse o crescimento econômico. Partindo da mesma abordagem, Benhabib e Spiegel (1994), Pritchett (2001) e Temple (2001) encontram resultados semelhantes, o que favorece a hipótese de que são as dotações de capital humano que impactam significativamente o crescimento econômico.

Outros trabalhos buscam explicar como as estratificações do capital humano podem impactar o crescimento econômico de forma diferenciada. Analisando a composição do capital humano dos países da OCDE, Gemmell (1996) encontra que tanto o estoque como as taxas de crescimento da educação de nível superior são capazes de elevar a taxa de crescimento econômico e que a educação de nível primário e secundário tem impacto significativo apenas entre os países menos desenvolvidos. Barro e Lee (1997) reportam efeitos negativos, mas não significantes, da educação primária e pós-secundária sobre o crescimento, enquanto Sachs e Warner (1994) encontram efeitos positivos e não significantes da educação primária e secundária sobre o crescimento. Asteriou and Agiomirgianakis (2001) indicam relações de causalidade entre a escolarização de nível primário e secundário e o PIB da Grécia e de causalidade reversa em relação à educação superior. Agiomirgianakis, Asteriou e Monastiriotis (2002), utilizam um amplo painel de dados para países e reportam que a

magnitude do efeito positivo da educação sobre o crescimento econômico é maior para níveis mais avançados de ensino (primário, secundário, terciário).

Outro aspecto importante refere-se ao possível impacto diferenciado do capital humano sobre o crescimento de acordo com o perfil econômico de um país ou região. Durlauf e Johnson (1995) identificaram regimes de crescimento específicos para diferentes grupos de países, caracterizados segundo o PIB per capita inicial, resultado compatível com os modelos de crescimento com múltiplos equilíbrios. De forma semelhante, Petrakis and Stamatakis (2002) encontraram que a contribuição da escolarização de nível superior aumenta segundo o grau de desenvolvimento dos países. Para tanto, os autores consideraram a taxa de crescimento econômico como função, conjuntamente, das taxas de conclusão dos três níveis de ensino como percentual da força de trabalho. Tais resultados sugerem que as externalidades relacionadas ao capital humano são mais propensas a ocorrer em regiões economicamente mais dinâmicas, cuja concentração e acessibilidade ao capital humano permitiria que ideias se disseminassem mais rapidamente.

No âmbito da pesquisa aplicada ao Brasil, dos trabalhos que buscaram estimar a contribuição do capital humano sobre o crescimento econômico dos municípios ou microrregiões brasileiras, vale citar Marquetti et al. (2002), Ribeiro e Porto Jr. (2003), Menezes e Azzoni (2006), Oliveira et al. (2007), Fochezatto e Stulp (2008) e Ferreira e Cruz (2010). Desses, Marquetti et al. (2002) é o único que caracteriza a variável de capital humano a partir da taxa de escolarização em seus diferentes níveis. Em sua análise para as microrregiões do Rio Grande do Sul, os autores encontraram que a acumulação de capital humano de nível fundamental possui efeito positivo significativo sobre o crescimento econômico, nada sendo observado para os outros níveis de escolaridade.

Tendo em conta a discussão anterior, o presente estudo busca analisar como a composição do capital humano, caracterizada de acordo com os níveis de escolaridade do trabalhador, pode afetar o crescimento econômico dos municípios brasileiros. Especificamente, busca-se responder às seguintes questões: (i) A dotação de trabalho qualificado esteve relacionada, nas últimas décadas, a ganhos de produtividade advindos da absorção de novas tecnologias? (ii) Qual nível de escolaridade mais estaria contribuindo para o crescimento da Produtividade Total dos Fatores? (iii) A forma como a composição do capital humano afeta a PTF varia segundo o perfil econômico dos municípios?

Os questionamentos acima são relevantes para o direcionamento das políticas de educação, na medida em que indicam como a composição dos investimentos em educação pode potencializar o crescimento econômico de longo prazo. Especificamente, esta é a primeira tentativa de se investigar as contribuições dos diferentes níveis de escolaridade do trabalhador para o crescimento econômico brasileiro em nível municipal, segundo o perfil econômico dos municípios.

Além desta introdução, o ensaio é composto por outras três seções. Na seção 2, é apresentado o modelo teórico que orienta a estratégia de identificação dos efeitos do capital humano sobre o crescimento econômico. Na seção seguinte são apresentadas as bases de dados e as variáveis consideradas na estimação do modelo e realizada uma breve análise exploratória dos dados. Na seção 4, detalha-se a estratégia de estimação e são apresentados os resultados estimados. Finalmente, são apresentadas as principais conclusões do estudo.

2. MODELO PARA IDENTIFICAÇÃO DOS EFEITOS DO CAPITAL HUMANO SOBRE O CRESCIMENTO ECONÔMICO

A abordagem utilizada baseia-se no trabalho de Aiyar e Feyrer (2002), no qual o problema de mensuração dos diferentes efeitos do capital humano é abordado em duas etapas distintas, porém complementares. Primeiramente, com o objetivo de mensurar o efeito do capital humano como fator de produção de bens finais da economia, define-se uma função de produção agregada do tipo Cobb-Douglas e procede-se à estimação das elasticidades dos fatores de produção. Uma vez estimados os parâmetros da função de produção, torna-se possível calcular a Produtividade Total dos Fatores (PTF) a partir dos resíduos do modelo. Em seguida, parte-se de um modelo dinâmico para estimar a influência dos diferentes perfis de capital humano sobre a trajetória da PTF.

2.3.1 Modelo de crescimento com capital humano e o cálculo da PTF

Seja a seguinte função de produção agregada do tipo Cobb-Douglas parametrizada por $0 < \alpha < 1$:

$$Y_{i,t} = A_{i,t} K_{i,t}^{\alpha} H_{i,t}^{1-\alpha} \quad (1)$$

onde a economia i produz $Y_{i,t}$ usando seus estoques de capital físico, $K_{i,t}$, e de capital humano, $H_{i,t}$, no período t , e $A_{i,t}$ é a sua medida de PTF, que reflete quão eficientemente se está transformando insumos ou fatores de produção em produto¹.

O estoque de capital humano desta economia é definido pela força total de trabalho amplificada por uma função de sua escolaridade média, da seguinte forma:

$$H_{i,t} = \exp(\mu E_{i,t}) L_{i,t} \quad (2)$$

onde: $L_{i,t}$ denota o estoque de trabalhadores, $E_{i,t}$ denota a média de anos de escolaridade de um trabalhador e μ é um parâmetro de retorno da educação.

Substituindo (2) em (1), e fazendo as operações algébricas adequadas, tem-se:

$$\ln y_{i,t} = \ln A_{i,t} + \alpha \ln k_{i,t} + \beta E_{i,t} \quad (3)$$

onde: $y_{i,t}$ e $k_{i,t}$ são, respectivamente, o produto e o capital físico por trabalhador, e α e $\beta = (1 - \alpha)\mu$ são, respectivamente, a elasticidade e a semi-elasticidade do produto por trabalhador em relação ao capital físico por trabalhador e à escolaridade média do trabalhador.

Considere que a PTF possa ser descrita por uma estrutura com uma tendência comum (gt), um componente idiossincrático (c_i) e um resíduo ($u_{i,t}$), de forma que $A_{i,t} = \exp(c + c_i + gt + \varepsilon_{i,t})$. Assim, a equação (3) pode ser reescrita como:

$$\ln y_{i,t} = c + \alpha \ln k_{i,t} + \beta E_{i,t} + gt + c_i + u_{i,t}, \quad i = 1, \dots, N, \quad t = 1, \dots, T \quad (4)$$

No caso de correlação entre o componente idiossincrático e as demais covariadas, pode-se aplicar primeira diferença na equação (4) para eliminar efeitos não observados e constantes no tempo e estimar a equação em diferenças por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) sem vieses desta natureza, ou seja:

$$\Delta \ln y_{i,t} = g + \alpha \Delta \ln k_{i,t} + \beta \Delta E_{i,t} + \Delta u_{i,t}, \quad i = 1, \dots, N, \quad t = 2, \dots, T \quad (5)$$

Uma vez estimada a equação (5), o logaritmo da Produtividade Total dos Fatores pode ser identificado por:

$$a_{i,t} = \ln y_{i,t} - \alpha \ln k_{i,t} - \beta E_{i,t}, \quad i = 1, \dots, N, \quad t = 2, \dots, T \quad (6)$$

onde: $a_{i,t} = \log A_{i,t}$.

¹ Teoricamente, há uma hipótese implícita de pleno uso dos fatores de produção capital e trabalho.

2.3.2 Dotação de capital humano e Produtividade Total dos Fatores

Com a estimativa da PTF, a estratégia de identificação do impacto do nível de escolarização segue a abordagem de Aiyar e Feyrer (2002), baseada no modelo de difusão tecnológica de Nelson e Phelps (1966). Assim, assume-se que a taxa de variação da PTF de uma determinada economia está positivamente relacionada à distância entre a o nível atual e um nível potencial de produtividade em dado ponto no tempo, ou seja:

$$\frac{\dot{A}}{A}(t) = \lambda(\ln P(t) - \ln A(t)) \quad (7)$$

onde $P(t)$ representa o nível potencial e λ é um coeficiente de convergência.

Assim, em dado momento do tempo, existe um nível tecnológico disponível para todas as economias, mas estas economias só conseguem se apropriar de parte das tecnologias de fronteira tecnológica. Outra parte é perdida devido à baixa dotação de capital humano, especificamente, ao baixo percentual de trabalhadores com certo nível de escolaridade (fundamental, média ou superior), como também por fatores relacionados à geografia, infraestrutura urbana e logística das cidades, etc.

Denotando-se o nível tecnológico disponível para todos os municípios por $T(t)$ e o percentual de absorção do nível de fronteira, por certa economia, por $Fh(t)$, com $0 < Fh(t) \leq 1$, onde $h(t)$ é uma função do percentual de trabalhadores com certo nível de escolaridade (fundamental, média ou superior) e F é um índice que agrega todos os demais fatores citados, tem-se que $P(t) = Fh(t)T(t)$. Substituindo esta estrutura em (7), multiplicando ambos os lados de por $\exp(\lambda t)$ e rearranjando os termos:

$$\exp(\lambda t) \left(\frac{d \ln A(t)}{dt} + \lambda \ln A(t) \right) = \exp(\lambda t) \lambda \ln(Fh(t)T(t)) \quad (8)$$

Integrando (8) em um intervalo de tempo, $t_1 < t < t_2$, e rearranjando os termos, tem-se que:

$$\ln A(t_2) = \exp(-\lambda \tau) \ln A(t_1) + (1 - \exp(-\lambda \tau)) \ln F + \lambda \exp(-\lambda t_2) \int_{t_1}^{t_2} \exp(\lambda t) \ln(h(t)T(t)) dt \quad (9)$$

onde: $\tau = t_2 - t_1$.

O modelo dado pela equação (9) se encaixa na classe de modelos de painéis dinâmicos com efeitos fixos e tendência temporal. Adicionando o termo de erro aleatório, $u_{i,t}$, pode-se reescrevê-lo, simplifcadamente, da seguinte forma:

$$a_{i,t} = \rho a_{i,t-1} + f_i + \lambda x_{i,t} + \eta_t, \quad i = 1, \dots, N, \quad t = 2, \dots, T \quad (10)$$

onde: $a_{i,t} = \ln A(t)$; $\rho = \exp(-\lambda \tau)$; $f_i = (1 - \exp(-\lambda \tau)) \ln F$;

$x_{i,t} = \exp(-\lambda t_2) \int_{t_1}^{t_2} \exp(\lambda t) \ln h(t) dt$; $\eta_t = \lambda \exp(-\lambda t_2) \int_{t_1}^{t_2} \exp(\lambda t) \ln T(t) dt$.

Para seguir a abordagem tradicional para painéis dinâmicos, faz-se a suposição adicional de que a forma funcional $h(t)$ é tal que permita que se reescreva $\lambda x_{i,t} = \lambda^* x_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}$, onde λ^* é um parâmetro e $\varepsilon_{i,t}$ é um termo de erro². Desta forma, aplica-se primeira

² Esta suposição não seria necessária ao se admitir que $h(t)$ fosse constante – mas esta seria uma hipótese forte demais para se sustentar. Da forma como está posto nas equações (10) e (11), esta suposição é equivalente a hipótese de que o nível de educação da população adulta está num processo auto regressivo de primeira ordem, o que parece uma hipótese razoável desde que o nível de educação esteja relativamente longe de seu limite superior (que é 100%, no caso dos percentuais). Além disso, o argumento é sustentável dados os números que serão apresentados na seção seguinte - Tabela 1.

diferença em ambos os lados da equação (10) para eliminar os efeitos não observáveis (fixos no tempo) dos municípios, o que resulta em:

$$\Delta a_{i,t} = \eta + \rho \Delta a_{i,t-1} + \lambda^* \Delta x_{i,t-1} + \Delta \varepsilon_{i,t} \quad i = 1, \dots, N, t = 3, \dots, T \quad (11)$$

onde: $a_{i,t}$ denota o logaritmo da PTF por trabalhador; η capta o efeito da evolução da tecnologia (comum a todos os municípios); e, $x_{i,t-1}$ é definido como uma das quatro medidas de capital humano (Anos de Estudo³, % Nível Fundamental – *EF*, % Nível Médio – *EM*, % Nível Superior – *ES*).⁴

3. BASE DE DADOS E VARIÁVEIS CONSIDERADAS

Utiliza-se, neste estudo, uma base contendo informações dos 1.385 municípios brasileiros pertencentes aos estados de Pernambuco, Bahia, São Paulo, Paraná e Rio Grande do Sul, compreendendo os anos de 1991, 2000 e 2010. Foram retirados da base os municípios criados após o ano de 1991, assim como aqueles que sofreram desmembramento após este ano.

A limitação da base a esses estados foi devido à disponibilidade da *proxy* utilizada para a variável capital físico municipal, o “consumo de energia elétrica não residencial”. Ainda que a escolha por utilizar os dados de consumo de energia por município tenha limitado bastante a amostra, a quantidade de observações restante é mais do que suficiente para proceder à análise proposta. As demais variáveis foram extraídas das bases de dados do Atlas do Desenvolvimento do Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento – PNUD.

Para a estimação da PTF são utilizadas as seguintes variáveis, para os anos 1991, 2000 e 2010: *proxy* para o produto por trabalhador - renda domiciliar per capita em R\$ de agosto de 2010; *proxy* para o capital físico por trabalhador - consumo não residencial de energia elétrica em relação a população residente; e, *proxy* para capital humano por trabalhador - expectativa de anos de estudo⁵. Para a estimação do modelo explicativo da PTF foram utilizadas as seguintes variáveis, para os anos 1991 e 2000: percentual de pessoas com 25 anos ou mais de idade com formação de nível fundamental completo (EF), percentual com formação de nível médio completo (EM) e percentual com formação de nível superior completo (ES).⁶

Adicionalmente, as seguintes informações são utilizadas para classificar os municípios segundo o nível de riqueza e o grau de influência da economia na região: Produto Interno Bruto (PIB) per capita no ano de 2002 (utilizado para classificar os municípios como “Pobres”, sendo considerados pobres os municípios que estão abaixo do percentil cinquenta da distribuição do PIB per capita); e, variáveis indicando se o município é um “Centro Local”

³ Por construção, a PTF está relacionada com a média de anos de estudo contemporânea. Mas não se sabe, em princípio, se também está relacionada com a média de anos de estudo progressa.

⁴ Alternativamente a abordagem baseada em Aiyar e Feyrer (2002), o modelo da equação (11) para testar o argumento de que o capital humano melhora o aproveitamento da tecnologia por parte do município também poderia ser justificando empiricamente a partir de um teste de causalidade de Granger. Neste caso, ao se testar a hipótese de nulidade de λ^* , também se estaria testando a hipótese de que variações no capital humano não causam mudanças na adoção de tecnologias – no sentido Granger.

⁵ Número médio de anos de estudo que uma geração de crianças que ingressa na escola deverá completar ao atingir 18 anos de idade, se os padrões atuais se mantiverem ao longo de sua vida escolar.

⁶ A não utilização das variáveis relativas à escolarização de nível fundamental, de nível médio e de nível superior para o ano de 2010 é devido ao fato de o questionário do Censo Demográfico do IBGE, fonte de informação utilizada pela PNUD, não conter a pergunta relativa à escolaridade do entrevistado no Censo neste ano.

ou um “Centro Relevante”, utilizadas para definir se as economias municipais são capazes ou não de influenciar uma área além dos próprios limites municipais ⁷.

A Tabela 1 apresenta estatísticas das variáveis para os anos de 2000 e 2010. Nesta década a renda per capita média municipal cresceu 41,6%, enquanto o consumo de energia não residencial e a escolaridade medida em anos de estudo cresceram apenas 17,1% e 8,8%, respectivamente. Tomando-se as medianas, a taxa de crescimento da renda per capita foi de 49%, ainda superior à taxa de crescimento do consumo de energia não residencial, 39,5%, e bem maior do que a taxa de crescimento da escolaridade medida em anos de estudo, que foi de apenas 3,1%.

Em relação à composição da escolaridade no ano de 2000, em média, apenas 23% da população com 25 anos ou mais de idade tinha alguma formação escolar completa. Desses, 8,6% tinham formação completa apenas de nível fundamental, 11% haviam completado somente o ensino médio e 3,4% tinham nível superior completo.

Tabela 1: Estatísticas descritivas da base de dados

Ano	Estatística	Renda PC (R\$ mil)	Energia PC (MWh)	E (Anos estudo)	EF completo (%)	EM completo (%)	ES completo (%)
2000	Média	405.31	0.82	9.1	8.60	11.00	3.36
	Desv. Padrão	209.85	2.36	1.7	3.95	4.52	2.71
	Mínimo	88.61	0.01	3.7	1.12	1.18	0.06
	p5	140.48	0.04	6.1	2.70	4.45	0.27
	p25	223.96	0.17	7.7	5.19	7.53	1.22
	p50	389.00	0.43	9.7	8.59	10.48	2.83
	p75	530.09	0.75	10.4	11.25	14.00	4.77
	p95	756.19	2.50	11.2	15.63	18.80	8.40
	Máximo	1759.76	58.49	12.3	20.33	30.34	19.75
2010	Média	573.91	0.96	9.9	-	-	-
	Desv. Padrão	252.40	1.51	1.2	-	-	-
	Mínimo	172.52	0.02	6.1	-	-	-
	p5	233.91	0.07	7.9	-	-	-
	p25	343.23	0.26	9.0	-	-	-
	p50	579.46	0.60	10.0	-	-	-
	p75	719.42	1.14	10.7	-	-	-
	p95	991.51	3.15	11.5	-	-	-
	Máximo	2043.74	30.24	12.8	-	-	-
Δ	Média	41.6%	17.1%	8.8% (0.8 anos)			
	Mediana	49.0%	39.5%	3.1% (0.3 anos)			

Elaboração própria.

A Tabela 2 apresenta uma comparação dos valores médios das variáveis de interesse de acordo com os diferentes recortes municipais. Os valores médios de todas as variáveis são menores para os municípios Pobres, para os caracterizados como Centro Local e para os do Interior, ou seja, tanto o produto como as dotações de fatores de produção são menores nesses municípios. Contudo, foi justamente nesses municípios que se observam maiores ganhos na Renda per capita, além de variações mais significativas nas dotações de fatores de produção. Isto pode indicar que o crescimento econômico per capita ocorrido nesses municípios pode estar mais relacionado ao uso mais intensivo de capital por trabalhador.

⁷ Classificação oriunda da pesquisa “Regiões de Influência das Cidades - 2007”, do IBGE, que define uma hierarquia dos centros urbanos e delimita as regiões de influência a eles associadas a partir dos aspectos de gestão federal e empresarial e da dotação de equipamentos e serviços. Um “Centro Local” apresenta um poder de influência que não extrapola seus limites municipais.

Tabela 2: Valor e variação das médias segundo recortes municipais

Classificação	Ano	Renda PC (R\$ mil)	Energia PC (MWh)	E (Anos estudo)	EF completo (%)	EM completo (%)	ES completo (%)
Total	Média 2000	405.31	0.82	9.1	8.60	11.00	3.36
	Média 2010	573.91	0.96	9.9	-	-	-
	Δ	41,6%	17,1%	8,8% (0.8 anos)			
Pobres	Média 2000	284.47	0.28	8.1	6.65	9.47	2.19
	Média 2010	417.92	0.41	9.3	-	-	-
	Δ	46,9%	46,4%	14,8% (1.2 anos)			
Centro local	Média 2000	363.21	0.66	9.0	7.60	9.71	2.81
	Média 2010	530.01	0.80	9.8	-	-	-
	Δ	45,9%	21,2%	8,9% (0.8 anos)			
Centro Relevante	Média 2000	548.33	1.36	9.4	12.01	15.35	5.21
	Média 2010	723.03	1.51	9.9	-	-	-
	Δ	31,9%	11,0%	5,3% (0.5 anos)			
Interior	Média 2000	383.85	0.67	9.1	7.98	10.40	3.18
	Média 2010	550.21	0.86	9.8	-	-	-
	Δ	43,3%	28,4%	7,7% (0.7 anos)			
Região Metropolitana	Média 2000	570.81	2.02	9.8	13.40	15.61	4.68
	Média 2010	756.60	1.77	10.1	-	-	-
	Δ	32,5%	-12,4%	3,1% (0.3 anos)			

Elaboração própria.

4. RESULTADOS

4.1 Efeito da escolarização sobre o crescimento econômico e o cálculo da PTF

Primeiramente, a Tabela 3 apresenta os resultados dos testes de heterocedasticidade e autocorrelação do painel de dados. Além dos sinais de presença de heterocedasticidade, há fortes indícios de que os distúrbios são autocorrelacionados de primeira ordem. Dessa forma, o problema de autocorrelação deve ser abordado no procedimento de estimação dos parâmetros do modelo.

Tabela 3: Testes de Heterocedasticidade e Autocorrelação no Painel de Dados

Modelo	Heterocedasticidade*		Autocorrelação serial**	
	chi2 statistic	Prob > stat.	z statistic	Prob > stat.
POLS	11.08	0.0009	26.17	0.0000
LSDV	5.86	0.0155	-12.89	0.0000

* Breusch-Pagan/Cook-Weisberg test for heteroskedasticity. Ho: Constant variance.

** Arellano-Bond test for AR(1). Ho: No first-order autocorrelation in panel data

Como *benchmark* estimou-se o modelo, primeiramente, por Mínimos Quadrados Ordinários Agrupados (POLS) e, em seguida, por Efeitos Fixos (FE) e Efeitos Aleatórios (RE). Utilizou-se o teste F e o teste de Hausman (1978) para determinar o método mais adequado de estimação: mínimos quadrados ordinários *versus* efeitos fixos *versus* efeitos aleatórios. Os testes apontaram ser o método de FE o mais adequado.

Em seguida, dada a presença de autocorrelação de primeira ordem dos erros, o modelo foi reestimado a partir dos dados transformados pelo método de Prais-Winsten (POLS) e pelo método de Cochrane-Orcutt (FE). Foi estimado também o modelo em diferenças (FD), cuja

abordagem é mais apropriada do que a técnica de estimação por efeitos fixos na presença de autocorrelação serial.⁸

Ao estimar a equação em diferenças deve-se levar em consideração a possibilidade de que $\Delta \log k_{i,t}$ e $\Delta E_{i,t}$ sejam correlacionados com os erros. Ou seja, é possível que a parcela não explicada da renda per capita no passado venha a afetar o estoque atual de fatores de produção, o que fere a hipótese de exogeneidade estrita das variáveis explicativas. Além do mais, ambas as variáveis explicativas podem ser endógenas, seja devido às prováveis interações existentes entre a acumulação de capital físico e capital humano⁹, seja por causa da omissão de variáveis que variam no tempo e que são correlacionadas a estas. Segundo Wooldridge (2002), caso se assuma que as variáveis explicativas não são estritamente exógenas, então se pode considerar os valores passados das covariadas como potenciais instrumentos para sua variação contemporânea. Para o caso presente, em que se tem um painel de dados com três períodos, pode-se usar dois instrumentos para a estimação por 2SLS. Contudo, para relaxar a hipótese de “pré-determinação” da covariada em um período, deve-se excluir a observação imediatamente anterior do conjunto de instrumentos.¹⁰

Em suma, quando a hipótese de exogeneidade estrita das variáveis explicativas não é válida os estimadores de mínimos quadrados serão tendenciosos, e se podem utilizar estimadores baseados em variáveis instrumentais que sejam não correlacionadas com o termo de erro. Neste sentido, o modelo foi estimado em primeiras diferenças pelo método de mínimos quadrados em dois estágios (2SLS). Foi utilizado o teste de Durbin-Wu-Hausman (DWH) para testar a endogeneidade das variáveis explicativas.

Primeiramente, incluiu-se na estimação do primeiro estágio os valores das variáveis explicativas defasadas em 1 e em 2 períodos no conjunto de instrumentos, e aplicou-se o teste de Sargan para testar a hipótese de sobre-identificação do modelo. Verificou-se que há um problema de sobre-identificação nesta especificação, devido à possível correlação entre os instrumentos e os distúrbios advinda da inclusão da primeira defasagem no conjunto de instrumentos. Assim, o modelo foi estimado novamente incluindo-se apenas os valores das variáveis explicativas defasadas em 2 períodos como instrumentos (modelo exatamente identificado). Finalmente, outros instrumentos (taxa de mortalidade infantil e fecundidade defasados em 2 períodos) foram adicionados ao modelo exatamente identificado, para testar sua sobre-identificação e observar se os resultados mudam significativamente. Testes adicionais indicaram que o modelo não sofre de sub-identificação e de identificação fraca para nenhum dos três conjuntos de instrumentos considerados.

A Tabela 4 a seguir apresenta os resultados dos diferentes métodos de estimação aqui discutidos. Primeiramente, os resultados estimados por POLS sem correção da correlação serial dos erros (Coluna 1) mostram um retorno de 2,26% para cada 10% adicionais do fator Capital Físico e de 16,9% para cada ano adicional de escolaridade da população adulta do

⁸ Na prática, como indica Wooldridge (2002), na presença de correlação serial no resíduo, FE será preferível a FD apenas quando a primeira diferença apresentar uma substancial correlação serial negativa. De outro modo: caso a o coeficiente de correlação serial seja positivo e grande (no limite, próximo a unidade), aplicar primeira diferença eliminará a maior parte da correlação serial.

⁹ Se por um lado economias que percebem maior influxo de capital em determinado período podem atrair trabalhadores com maior escolaridade, por outro lado, economias com elevada escolaridade em determinado ponto no tempo podem ser capazes de atrair novos capitais e de fazê-lo acumular numa maior velocidade em período posterior. Essas hipóteses parecem ser bastante prováveis de ocorrer, dada a facilidade de migração de pessoas e capitais entre municípios. A associação positiva entre o nível de capital humano inicial e posterior acumulação de capital físico foi testada e confirmada empiricamente para os municípios brasileiros por Barros e Nakabashi (2011) em análise para o período 1991–2000.

¹⁰ Como se verá adiante, a utilização dos valores em nível defasados em dois períodos para identificar o modelo mostra-se a escolha mais adequada.

município. Considerando que um ano de estudo equivaler a 10,53% da escolaridade média de 9,5 anos de estudo na década de 2000, então uma elevação de 10% na escolaridade média teria implicado em uma Renda per capita 16,05% maior.

Tabela 4: Resultados do modelo para estimação da PTF

Variável dependente: \ln Renda per capita ($\ln y_t$)									
Variáveis	Sem correção do AR(1)			Com correção do AR(1)			2SLS		
	POLS (1)	FE (2)	RE (3)	POLS ⁽¹⁾ (4)	FE ⁽²⁾ (5)	FD (6)	2SLS (7)	2SLS (8)	2SLS (9)
$\ln k_t$	0.226*** (0.004)	0.084*** (0.009)	0.205*** (0.009)	0.217*** (0.007)	0.065*** (0.010)	0.069*** (0.008)	0.251*** (0.036)	0.240*** (0.033)	0.230*** (0.040)
E_t	0.131*** (0.003)	0.030*** (0.004)	0.077*** (0.004)	0.081*** (0.004)	0.027*** (0.005)	0.022*** (0.004)	0.027*** (0.009)	0.047*** (0.011)	0.050*** (0.011)
<i>Dummy</i> 2000	0.130*** (0.011)	0.267*** (0.007)	0.178*** (0.006)	0.171*** (0.006)	-	-	-	-	-
<i>Dummy</i> 2010	0.337*** (0.011)	0.599*** (0.010)	0.432*** (0.009)	0.417*** (0.009)	0.322*** (0.007)	0.064*** (0.007)	-	-	-
Constante	4.768*** (0.034)	5.412*** (0.037)	5.188*** (-0.046)	5.173*** (0.041)	5.703*** (0.043)	0.280*** (0.006)	0.272*** (0.013)	0.262*** (0.011)	0.264*** (0.012)
μ (retorno ano estudo)	0.1693	0.0328	0.0969	0.1034	0.0723	0.1034	0.0360	0.0618	0.0653
Observações	4,155	4,155	4,155	4,155	2770	2770	1,385	1,385	1,385
R-squared	0.790	-	-	0.9527	-	0.0734	-	-	-
Within R-sq	-	0.8571	0.8281	-	0.8011	-	-	-	-
Between R-sq	-	0.7828	0.7855	-	0.7670	-	-	-	-
Overall R-sq	-	0.5742	0.7742	-	0.4969	-	-	-	-
F	8.89	-	-	6.59	-	-	-	-	-
Prob > F	0.0000	-	-	0.0000	-	-	-	-	-
Hausman	-	1971.52	-	-	-	-	-	-	-
Prob > χ^2	-	0.0000	-	-	-	-	-	-	-
Endog.(k_{it}) ^a	-	-	-	-	-	-	75.043	43.083	47.485
Prob > χ^2	-	-	-	-	-	-	0.0000	0.0000	0.0000
Endog.(E_{it}) ^a	-	-	-	-	-	-	3.977	12.69	18.227
Prob > χ^2	-	-	-	-	-	-	0.0461	0.0000	0.0000
Variáveis instrumentais	-	-	-	-	-	-	$\ln k_{t-1}, E_t$ 1, $\ln k_{t-2}, E_{t-2}$	$\ln k_{t-2}, E_{t-2}$	$\ln k_{t-2}, E_{t-2}$ F_{t-2}, M_{t-2}
Underidentification ^b	-	-	-	-	-	-	69.984	141.103	53.436
Prob > χ^2	-	-	-	-	-	-	0.0000	0.0000	0.0000
Weak identification ^c	-	-	-	-	-	-	77.947	78.384	53.507
Critical value	-	-	-	-	-	-	16.87	7.03	16.87
Overidentification ^d	-	-	-	-	-	-	14.913	-	1.512
Prob > χ^2	-	-	-	-	-	-	0.0006	-	0.4696

Notas: *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.10$. Testes: ^aDurbin-Wu-Hausman chi-sq endogeneity test of endogenous regressors. ^bUnderidentification test (Kleibergen-Paap rk LM statistic). ^cWeak identification test (Cragg-Donald Wald F statistic). Stock-Yogo weak ID test critical values: 10% maximal IV size. ^dSargan/Hansen test of overidentifying restrictions.

Métodos de estimação: (1) Mínimos quadrados ordinários agregados; (2) Efeitos fixos; (3) Efeitos aleatórios; (4) Mínimos quadrados ordinários agregados com dados transformados pelo método de Prais-Winsten ($\rho = 0.6890$); (5) Efeitos fixos com dados transformados pelo método de Cochrane-Orcutt; (6) Mínimos quadrados ordinários sobre o modelo em diferenças; (7) 2SLS sobre o modelo em diferenças - Instrumentos: Capital físico e capital humano per capita, em nível, defasados em 1 e em 2 períodos; (8) 2SLS sobre o modelo em diferenças - Instrumentos: Capital físico e capital humano per capita, em nível, defasados em 2 períodos; (9) 2SLS sobre o

modelo em diferenças - Instrumentos: Capital físico per capita, capital humano per capita, taxa de mortalidade infantil e taxa de fecundidade, todos em nível, defasados em 2 períodos.

Ao controlar pela presença de heterogeneidade não observada, o retorno do ano adicional de estudo caiu para apenas 3,28%, no modelo que assume efeitos fixos - FE, e para 9,69%, quando se assumem efeitos aleatórios - RE (Colunas 2 e 3). O retorno do Capital físico se mostrou bem menor quando no modelo FE. Torna-se claro, portanto, que parte relevante do retorno atribuído ao capital físico e humano pode se dever a características estruturais e/ou institucionais relevantes dos municípios, capturadas pelo termo fixo do erro.

As regressões com correção da autocorrelação de primeira ordem indicam que a não correção deste problema resulta em estimativas infladas para o capital físico, em especial no modelo FE (Coluna 5), e para o capital humano, sobretudo no modelo POLS (Coluna 4). Observa-se também que os parâmetros estimados do modelo em diferenças (Coluna 6) apresentam valores bastante aproximados daqueles obtidos da regressão por efeitos fixos com correção do AR(1).

Finalmente, os resultados das regressões do modelo em diferenças com variáveis instrumentais indicam uma elasticidade do capital físico entre 0,23 e 0,24, valores bem superiores aos obtidos nas regressões sem variáveis instrumentais, e um retorno da escolaridade entre 6,18% e 6,53% da Renda por cada ano adicional de estudo (Colunas 8 e 9).

A Tabela 5 apresenta os coeficientes estimados para o capital físico e humano considerando os diferentes recortes municipais, a partir do modelo em diferenças com variáveis instrumentais. Observa-se que o retorno da escolaridade entre os municípios mais pobres mostrou-se bem superior ao encontrado quando se considera todos os municípios da amostra, e que foi maior entre os municípios caracterizados como Centro Relevante e os localizados em Regiões Metropolitanas (RM). Cada ano adicional de estudo da população foi capaz de afetar positivamente o produto da economia em 14% entre os municípios caracterizados como Centros Relevantes e em apenas 4,9% entre os Centros Locais. Nas RM, o retorno do ano adicional de estudo foi de 8,8%, bem superior ao percebido entre os municípios do Interior, 5,4%.

Tabela 5: Retorno da educação para os diferentes recortes municipais

Variáveis	Variável dependente: $\Delta \ln$ Renda per capita					
	Total	Pobres	C. Locais	C. Relev.	Interior	R.M.
	Método de estimação: 2SLS					
$\Delta \ln k_t$	0.240***	0.167***	0.218***	0.017	0.277***	0.052*
ΔE_t	0.047***	0.083***	0.038**	0.140***	0.039**	0.083***
μ (retorno 1 ano estudo)	0.062	0.100	0.049	0.140	0.054	0.088

Nota: Instrumentos utilizados: Capital físico e do Capital humano per capita defasados em 2 períodos. Valores-p: *** p < 0.01, ** p < 0.05, * p < 0.10.

4.2 Efeitos da escolarização em seus diferentes níveis sobre a PTF

O passo seguinte deste estudo consiste em estimar os efeitos do estoque de capital humano sobre a produtividade da economia a partir da estimação do modelo dinâmico explicitado na Equação 11. Como $\Delta a_{i,t-1}$ e $\Delta u_{i,t}$ são correlacionados (o termo $a_{i,t-1}$ contido em $\Delta a_{i,t-1}$ é função de $u_{i,t-1}$ presente em $\Delta u_{i,t}$), os estimadores de Mínimos Quadrados são viesados e inconsistentes. Contudo, estimativas não viesadas podem ser obtidas através de estimadores de variáveis instrumentais, neste caso correlacionadas com $\Delta a_{i,t-1}$ e ortogonais a $\Delta u_{i,t}$.

Neste sentido, Anderson e Hsiao (1981, apud Bond (2002)), recomendam a utilização de defasagens de $a_{i,t-1}$ (variável em nível) como instrumento para $\Delta a_{i,t-1}$. Para tanto, deve-se assumir que $a_{i,1}$ é não correlacionado com os distúrbios subseqüentes, $u_{i,t}$, $t = 2, 3, \dots, T$ (hipótese padrão de predeterminação das condições iniciais) e que $E[u_{i,s} u_{i,t}] = 0$, $s \neq t$ (distúrbios não são serialmente correlacionados). Essas hipóteses garantem que a defasagem em nível, $a_{i,t-2}$, será não correlacionada com $\Delta u_{i,t}$, sendo, portanto, uma variável instrumental válida para a equação em diferenças.

Há também o potencial problema de endogeneidade de $\Delta x_{i,t-1}$, decorrente da possível correlação com $\Delta u_{i,t}$. Como a variável explicativa (capital humano per capita) é uma variável de estoque, assume-se que $x_{i,t}$ é pré-determinado em t , de modo que $E[x_{i,s} u_{i,t}] = 0$, $s \leq t$. Deste modo, $(x_{i,1}, x_{i,2}, \dots, x_{i,t-2})$ seriam instrumentos válidos para $\Delta x_{i,t-1}$. Para $T=3$, caso presente, o único instrumento baseado em defasagens da variável explicativa disponível é $x_{i,t-2}$.¹¹

Assim, estima-se o modelo econométrico por Mínimos Quadrados de Dois Estágios – 2SLS, utilizando $a_{i,t-2}$ e $x_{i,t-2}$ como instrumentos, ou seja:

$$\Delta a_{i,2010} = c + \rho \Delta a_{i,2000} + \beta \Delta x_{i,2000}^j + \Delta u_{i,2010} \quad i = 1, \dots, N \quad j = E, EF, EM, ES, \quad (12)$$

com $a_{i,1991}$ e $x_{i,1991}$ como instrumentos.

Além de se verificar a endogeneidade das variáveis explicativas, testes adicionais indicam que o modelo não sofre de sub-identificação e de identificação fraca para nenhuma das 24 regressões estimadas (4 regressões, referentes às diferentes medidas de capital humano, para cada um dos 6 recortes municipais considerados). Além do mais, para as regressões em que o capital humano entra como variável exógena, manteve-se o seu valor defasado no conjunto de instrumentos e aplicou-se do teste de Sargan de sobre-identificação do modelo. Novamente, nenhuma das combinações estimadas do modelo apresentou este problema. A Tabela 6 apresenta os principais resultados das estimações (ver resultados completos no Anexo).

Os resultados indicam que o estoque de capital humano afetou positivamente a PTF das economias municipais, qualquer que seja a medida de escolaridade utilizada. Considerando-se a amostra total de municípios, cada ano adicional de escolaridade média do trabalhador implicou em uma produtividade 11,5% maior. Observa-se, ainda, que a contribuição do capital humano de nível médio para o crescimento da PTF, de 3,2% para cada 10% a mais na dotação deste fator, foi 60% superior ao retorno do capital humano de nível fundamental e 68% maior que o de nível superior. O retorno do capital humano de nível fundamental sobre a PTF, de 2,0% para cada 10% a mais na dotação, foi ligeiramente superior ao retorno do capital humano de nível superior, que foi de 1,9%.

Os resultados para os diversos recortes municipais indicam que em municípios pobres (cujo PIB per capita ficou abaixo da mediana em 2000), com economias pouco dinâmicas (caracterizadas como Centros Locais) e localizados no interior do estado, a escolaridade média do trabalhador apresentou pouco ou nenhum efeito sobre a produtividade. Para cada ano adicional na escolaridade média do trabalhador observou-se um retorno de 14,5% entre municípios caracterizados como Centros Relevantes e de 25,3% entre municípios de Regiões Metropolitanas, versus um retorno de apenas 6,4% entre os municípios pobres e nenhum efeito estatisticamente significativo nos municípios definidos como Centros Locais e nos localizados no interior.

¹¹ Para painéis de dados com mais de três períodos, poder-se-ia utilizar estimar o modelo dinâmico por GMM segundo a abordagem de Arellano e Bond (1991, apud Bond (2002)) e Arellano e Bover (1995, apud Bond (2002)).

A formação de nível médio foi a que apresentou maior impacto sobre a PTF nos municípios pobres, onde um acréscimo de 10% na taxa de escolarização resultou em ganhos de 2,6% na PTF, seguida pela formação de nível fundamental, com ganhos de 2,4% na PTF. Entre os “Centros Locais”, apenas o capital humano de nível médio apresentou efeito estatisticamente significativo e, ainda assim, tal efeito foi bastante inferior ao observado entre os demais municípios: cada 10% a mais na taxa de escolarização resultou em 1,8% de crescimento da PTF nos “Centros Locais”, enquanto o crescimento da PTF nos “Centros Relevantes” foi de 5,2%. Entre os últimos, houve um efeito maior da escolaridade de nível superior sobre o PTF: de 6,8% para cada 10% a mais na taxa de escolarização.

Apesar de serem superiores ao observado entre os municípios do interior, os coeficientes estimados para os municípios pertencentes à região metropolitana foram todos estatisticamente não significantes para as três caracterizações do capital humano. Entre os municípios do interior, a qualificação de nível médio foi a que apresentou maior retorno estimado: cada 10% a mais na taxa de escolarização de nível médio implica em uma elevação de 2,44% na PTF.

Em suma, excetuando-se os municípios classificados como Centro Relevante e os que fazem parte de Regiões Metropolitanas, a qualificação do capital humano que resultou em maior elevação da PTF foi a escolarização de nível médio. Entre os Centros Relevantes, apesar de ter sido o capital humano de nível superior o que mais contribuiu para a PTF, a qualificação de nível médio também apresentou retorno muito superior à média dos municípios.

Tabela 6: Impactos do estoque de capital humano em seus diferentes níveis sobre a PTF

Variáveis	Variável dependente: $\Delta \ln ptf_t$					
	Total	Pobres	C. Locais	C. Relev.	Interior	R.M.
Variável explicativa: E_{t-1} (Expectativa de anos de estudo da pop. adulta)						
$\Delta \ln ptf_{t-1}$	0.617***	0.514***	0.482***	0.655***	0.506***	0.767***
λ (coef. converg.)	0.048	0.067	0.073	0.042	0.068	0.027
ΔE_{t-1}	0.044***	0.031***	0.006	0.050***	0.014	0.059**
φ (elasticidade)	0.115	0.064	-	0.145	-	0.253
Variável explicativa: $\ln EF_{t-1}$ (% da pop. com 25 anos ou mais com Nível Fundamental)						
$\Delta \ln ptf_{t-1}$	0.538***	0.511***	0.443***	0.603***	0.489***	0.869***
λ (coef. converg.)	0.062	0.067	0.081	0.051	0.072	0.014
$\Delta \ln EF_{t-1}$	0.092**	0.118***	-0.013	0.035	0.065	0.103
φ (elasticidade)	0.199	0.241	-	-	-	-
Variável explicativa: $\ln EM_{t-1}$ (% da pop. com 25 anos ou mais com Nível Médio)						
$\Delta \ln ptf_{t-1}$	0.505***	0.521***	0.451***	0.690***	0.454***	0.854***
λ (coef. converg.)	0.068	0.065	0.080	0.037	0.079	0.016
$\Delta \ln EM_{t-1}$	0.158***	0.125**	0.100**	0.162*	0.133***	0.048
φ (elasticidade)	0.319	0.261	0.182	0.523	0.244	-
Variável explicativa: $\ln ES_{t-1}$ (% da pop. com 25 anos ou mais com Nível Superior)						
$\Delta \ln ptf_{t-1}$	0.500***	0.496***	0.455***	0.567***	0.456***	0.750***
λ (coef. converg.)	0.069	0.070	0.079	0.057	0.079	0.029
$\Delta \ln ES_{t-1}$	0.095***	0.105***	0.042	0.294***	0.075**	0.137
φ (elasticidade)	0.190	0.208	-	0.679	0.138	-

Nota: 2SLS – Instrumentos utilizados: \ln da PTF e \ln do Capital humano per capita defasados em 2 períodos. Valores-p: *** p < 0.01, ** p < 0.05, * p < 0.10

5. CONSIDERAÇÕES FINAIS

O capital humano exerceu influência no crescimento econômico dos municípios brasileiros nas últimas duas décadas. Os resultados indicam que cada ano adicional de estudo implicou em um retorno superior a 6% do produto da economia. O retorno da escolaridade média do trabalhador foi maior entre os municípios mais pobres (cujo PIB per capita estava abaixo da mediana em 2000), entre aqueles com economias mais dinâmicas (caracterizados como Centro Relevante) e entre os localizados em Regiões Metropolitanas.

Além da contribuição direta do capital humano sobre a produção de bens finais da economia, os resultados indicam que a dotação (estoque inicial) de capital humano afetou positivamente a Produtividade Total dos Fatores das economias municipais, qualquer que seja a medida de capital humano por trabalhador utilizada. Isto vem ao encontro da hipótese de Nelson e Phelps (1966) de que o estoque de capital humano pode viabilizar a adoção de novas tecnologias de produção pela economia, o que elevaria a produtividade dos fatores. Considerando-se a amostra total de municípios, cada ano adicional de escolaridade média do trabalhador implicou em uma PTF 11,5% maior. A contribuição do capital humano de nível médio para o crescimento da PTF foi 60% superior a do capital humano de nível fundamental e 68% superior a do de nível superior. O retorno do capital humano de nível fundamental sobre a PTF foi um pouco maior do que o retorno do capital humano de nível superior.

Os resultados para a totalidade dos municípios indicam que a formação de nível médio foi a que apresentou maior impacto sobre a PTF, seguida pela formação de nível fundamental. Apenas o capital humano de nível médio apresentou efeito estatisticamente significativo entre os municípios caracterizados como “Centros Locais”. Entre os Centros Relevantes, observou-se um forte impacto da escolaridade de nível superior sobre a PTF e a escolaridade de nível fundamental não se mostrou estatisticamente significativa. Entre os municípios do interior, a qualificação de nível médio foi a que apresentou maior retorno estimado. As estimativas para os municípios pertencentes a regiões metropolitanas foram todas estatisticamente não significantes para as três qualificações de capital humano, apesar de apresentar coeficiente superior na regressão em que o capital humano é medido pela escolaridade de nível superior.

De forma geral, para a grande maioria dos municípios brasileiros, a escolarização de nível médio foi a que mais gerou externalidades capazes de elevar a Produtividade Total dos Fatores. Por outro lado, em municípios com economias mais dinâmicas, a escolarização de nível superior também assumiu este papel.

Os resultados aqui encontrados sugerem que alocações mais eficientes podem ser alcançadas nas decisões de investimentos públicos em educação, dependendo do perfil econômico dos municípios beneficiados. Este resultado reforça a necessidade de se rever a grande ênfase dada aos investimentos públicos em educação superior, ocorrida nos anos recentes, em comparação à educação de nível médio, cujo perfil do egresso pode guardar maior relação com a adoção de novas tecnologias no atual estágio de desenvolvimento dos municípios brasileiros, fator-chave para a elevação da produtividade da economia brasileira.

REFERÊNCIAS

- ASTERIOU, D. e AGIOMIRGIANAKIS, G. M. “Human capital and economic growth: time series evidence from Greece”. *Journal of Policy Modeling*, v. 23, n. 5, p. 401-489, oct. 2001.
- AIYAR, S. e FEYRER, J. “A contribution to the empirics of total factor productivity”. Dartmouth College Working Paper, 2002.
- AZARIADIS, C. e DRAZEN, A. “Threshold Externalities in Economic Development”. *Quarterly Journal of Economics*, 105, 501–526, 1990.
- BARBOSA FILHO, F. H. e PESSÔA, S. A. “Educação e Crescimento: O que a Evidência Empírica e Teórica Mostra?”. *Revista Economia*, Mai/Ago 2010.
- BARRO, R.J. “Economic Growth in a Cross Section of Countries”, *Quarterly Journal of Economics*, 106, 407-443, 1991.
- BARRO, R., & LEE, J. W. (1997). *Schooling quality in a crossection of countries*. NBER working Paper no. 6198
- BARROS, G.S. e NAKABASHI, L. “Relações entre instituições, capital humano e acumulação de capital físico nos municípios brasileiros”. *Economia & Tecnologia - Ano 07, Vol. 25 - Abril/Junho de 2011*.
- BENHABIB, J. & SPIEGEL, M. “The Role of Human Capital in Economic Development: Evidence from Aggregate Cross-Country Data”, *Journal of Monetary Economics*, 34, 143-174, 1994.
- BOND, S. R. “Dynamic panel data models: A guide to micro data methods and practice”. Working Paper 09/02. Institute for Fiscal Studies. London. 2002.
- DURLAUF, S.N e JOHNSON, P.A “Multiple Regimes and Cross-Country Growth Behaviour”, *Journal of Applied Econometrics*, 10, 365-384, 1995.
- FERREIRA, R. T. e CRUZ, M. A. “Efeitos da educação, da renda do trabalho, das transferências e das condições iniciais na evolução da desigualdade de renda nos municípios brasileiros no período de 1991 a 2000”. *Pesquisa e Planejamento Econômico (Rio de Janeiro)*, v. 40, p. 103-122, 2010.
- FOCHEZZATO, A. e STULP, V. J. “Análise de Convergência de Renda per Capita entre os municípios do Rio Grande do Sul, 1985 a 1998”. *Ensaio FEE*. Vol. 29, n. 1, 2008.
- LUCAS, R. E. “On The Mechanics of Economic Development”. *Journal of Monetary Economics*, 22, 3–42, 1988.
- MANKIW, N. G.; ROMER, D. e WEIL, D. N. “A Contribution to the Empirics of Economic Growth”. *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 107, No. 2, pp. 407-437, May, 1992.
- MENEZES, T. A. e AZZONI, C. R. “Convergência de Salários entre as Regiões Metropolitanas Brasileiras: Custo de Vida e Aspectos de Demanda e Oferta de Trabalho”. *Pesquisa e Planejamento Econômico*. Vol. 36, n. 3, dez, 2006.
- NELSON, R.R. e PHELPS, S.E. “Investment in Humans, Technological Diffusion, and Economic Growth”. *American Economic Review*, 56, 69-75. 1966.
- OLIVEIRA, C. A.; JACINTO, P. A. e GROLLI, P. A. “Crescimento econômico e convergência com a utilização de regressões quantílicas: um estudo para os municípios do Rio Grande do Sul: 1970-2001”. *Ensaio FEE*, v. 28, p. 03-22, 2007.
- PEGKASA, P.; TSAMADIAS, C. “Does Higher Education Affect Economic Growth? The Case of Greece”. *International Economic Journal*, Mar - 2014.

- RIBEIRO, E. P. e PÔRTO Jr. S. “Distribuição da Renda per Capita e Crescimento Entre os Municípios da Região Nordeste do Brasil - uma Análise Markoviana”. Revista Econômica do Nordeste, Fortaleza, v. 34, n.3, 2003.
- ROMER, P. M. “Endogenous Technological Change”. Journal of Political Economy, 98, 71–102. 1990.
- SACHS, J., & WARNER, A. (1995). Economic reform and the process of global integration. Brookings Papers on Economic Activity, 25, 1–95 25th Anniversary Issue
- WOOLDRIDGE, J. M. “Econometric Analyses of Cross Section and Panel Data”. MIT Press, 2002.

ANEXO

Tabela 7: Retorno da educação como fator de produção, segundo diferentes recortes municipais

Variável dependente: $\Delta \ln$ Renda per capita ($\Delta \ln y_t$)												
Variáveis	OLS						2SLS					
	Total	Pobres	C. Locais	C. Relev.	Interior	R.M.	Total	Pobres	C. Locais	C. Relev.	Interior	R.M.
$\Delta \ln k_t$	0.069*** (0.008)	0.064*** (0.011)	0.060*** (0.009)	0.071*** (0.015)	0.065*** (0.009)	0.053*** (0.014)	0.240*** (0.046)	0.167*** (0.057)	0.218*** (0.054)	0.017 (0.029)	0.277*** (0.061)	0.052* (0.031)
ΔE_t	0.022*** (0.004)	0.023*** (0.005)	0.018*** (0.004)	0.028*** (0.007)	0.021*** (0.004)	-0.001 (0.011)	0.047*** (0.014)	0.083*** (0.022)	0.038** (0.015)	0.140*** (0.019)	0.039** (0.017)	0.083*** (0.028)
Dummy 2010	0.064*** (0.007)	0.074*** (0.010)	0.075*** (0.009)	0.027** (0.011)	0.066*** (0.008)	0.037** (0.016)						
Constante	0.280*** (0.006)	0.290*** (0.009)	0.294*** (0.008)	0.250*** (0.009)	0.287*** (0.007)	0.258*** (0.014)	0.262*** (0.013)	0.243*** (0.020)	0.288*** (0.017)	0.234*** (0.011)	0.255*** (0.017)	0.271*** (0.014)
Observations	2,770	1,384	2,140	630	2,452	318	1,385	692	1,070	315	1,226	159
Adj R-squared	0.073	0.099	0.067	0.078	0.068	0.053						
F	7.58	7.12	6.18	15.05	6.44	21.62						
Prob > F	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000						
Hausman	1058.58	380.24	889.08	1351.40	878.54	1471.04						
Prob > χ^2	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000						
Endog. ($\Delta \ln k$) ¹	42.123	4.979	23.944	1.950	39.706	0.183						
Prob > χ^2	0.0000	0.0257	0.0000	0.1626	0.0000	0.6691						
Endog. (ΔE) ¹	7.586	7.230	4.830	9.120	4.009	6.577						
Prob > χ^2	0.0059	0.0072	0.0280	0.0025	0.0453	0.0103						
Underid. ²							45.313	17.287	27.164	58.863	30.683	24.857
Prob > χ^2							0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Wald F stat ³							78.384	28.763	57.845	85.133	55.365	39.244
Critical value							7.03	7.03	7.03	19.93	7.03	19.93
Hansen J ⁴							<i>Ex.id.</i>	<i>Ex.id.</i>	<i>Ex.id.</i>	1.950	<i>Ex.id.</i>	0.183
Prob > χ^2							-	-	-	0.1626	-	0.6691

Desvio padrão robusto entre parênteses. Valores-p: *** p < 0.01, ** p < 0.05, * p < 0.10.

¹ Durbin-Wu-Hausman chi-sq endogeneity test of endogenous regressors. ² Underidentification test (Kleibergen-Paap rk LM statistic).

³ Weak identification test (Cragg-Donald Wald F statistic). Stock-Yogo weak ID test critical values: 10% maximal IV size.

⁴ Overidentification test of all instruments (Hansen J statistic). "Ex.id": exactly identified.

Tabela 8: Impacto da educação sobre a PTF, segundo diferentes recortes municipais

Variável dependente: \ln Produtividade Total dos Fatores												
Variáveis	2SLS - Variável Endógena: $\Delta \ln$ ptf _{t-1}						2SLS - Variáveis Endógenas: $\Delta \ln$ ptf _{t-1} , ΔE_{t-1}					
	Total	Pobres	C. locais	C. relev.	Interior	RM	Total	Pobres	C. locais	C. relev.	Interior	RM
$\Delta \ln$ ptf _{t-1}	0.617*** (0.069)	0.514*** (0.080)	0.558*** (0.074)	0.655*** (0.159)	0.569*** (0.071)	0.767*** (0.227)	0.572*** (0.075)	0.588*** (0.099)	0.482*** (0.081)	0.748*** (0.189)	0.506*** (0.077)	0.931*** (0.275)
ΔE_{t-1}	0.044*** (0.009)	0.031*** (0.010)	0.039*** (0.010)	0.050*** (0.019)	0.040*** (0.009)	0.059** (0.029)	0.026* (0.015)	0.050*** (0.017)	0.006 (0.017)	0.079** (0.034)	0.014 (0.016)	0.134** (0.055)
Constante	0.048*** (0.013)	0.052*** (0.015)	0.067*** (0.014)	0.009 (0.025)	0.059*** (0.013)	-0.013 (0.039)	0.066*** (0.018)	0.027 (0.022)	0.100*** (0.021)	-0.021 (0.036)	0.085*** (0.018)	-0.082 (0.061)
Endog. ($\Delta \ln$ ptf _{t-1}) ¹	182.416	84.219	135.229	36.530	163.612	8.916	156.373	74.222	106.084	40.248	135.058	13.437
Prob > χ^2	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0028	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0002
Endog. (ΔE_{t-1}) ¹							1.956	2.358	5.331	2.073	4.194	3.393
Prob > χ^2							0.1619	0.1246	0.0210	0.1499	0.0406	0.0655
Chi-sq underid. ²	225.645	117.805	189.575	42.540	205.252	27.501	190.299	100.111	152.250	32.300	174.458	19.908
P-value	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Wald F statistic ³	273.131	167.200	255.859	41.708	268.330	26.601	158.056	80.107	133.111	30.038	153.943	14.670
Critical value	19.93	19.93	19.93	19.93	19.93	19.93	7.03	7.03	7.03	7.03	7.03	7.03
Hansen J stat. ⁴	1.956	2.358	5.331	2.073	4.194	3.393						
Prob > χ^2	0.1619	0.1246	0.0210	0.1499	0.0406	0.0655						
λ (coef. conver.)	0.048	0.067	0.058	0.042	0.056	0.027	0.056	0.053	0.073	0.029	0.068	0.007
ϕ (elasticidade)	0.115	0.064	0.088	0.145	0.093	0.253	0.061	0.121	0.000	0.313	0.000	1.942

Desvio padrão robusto entre parênteses. Valores-p: *** p < 0.01, ** p < 0.05, * p < 0.10.

1 Durbin-Wu-Hausman chi-sq endogeneity test of endogenous regressors. 2 Underidentification test (Kleibergen-Paap rk LM statistic).

3 Weak identification test (Cragg-Donald Wald F statistic). Stock-Yogo weak ID test critical values: 10% maximal IV size.

4 Overidentification test of all instruments (Hansen J statistic).

Tabela 9: Impacto da escolarização de nível fundamental sobre a PTF, segundo diferentes recortes municipais

Variável dependente: \ln Produtividade Total dos Fatores												
Variáveis	2SLS - Variável Endógena: $\Delta \ln ptf_{t-1}$						2SLS - Variáveis Endógenas: $\Delta \ln ptf_{t-1}, \Delta \ln EF_{t-1}$					
	Total	Pobres	C. locais	C. relev.	Interior	RM	Total	Pobres	C. locais	C. relev.	Interior	RM
$\Delta \ln ptf_{t-1}$	0.465*** (0.061)	0.415*** (0.075)	0.443*** (0.067)	0.603*** (0.156)	0.435*** (0.063)	0.734*** (0.221)	0.538*** (0.067)	0.511*** (0.084)	0.476*** (0.073)	0.690*** (0.182)	0.489*** (0.070)	0.869*** (0.246)
$\Delta \ln EF_{t-1}$	-0.001 (0.021)	0.016 (0.024)	-0.013 (0.022)	0.035 (0.053)	-0.003 (0.021)	-0.063 (0.087)	0.092** (0.038)	0.118*** (0.043)	0.031 (0.043)	0.225* (0.125)	0.065 (0.040)	0.103 (0.114)
Constante	0.097*** (0.013)	0.081*** (0.017)	0.115*** (0.015)	0.034 (0.027)	0.105*** (0.014)	0.052 (0.040)	0.046** (0.020)	0.020 (0.025)	0.090*** (0.026)	-0.043 (0.050)	0.067*** (0.023)	-0.027 (0.050)
Endog. ($\Delta \ln ptf_{t-1}$) ¹	138.456	62.433	110.586	27.596	129.826	7.146	150.853	76.476	103.395	33.136	132.152	15.509
Prob > χ^2	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0075	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0001
Endog. ($\Delta \ln EF_{t-1}$) ¹							9.445	10.048	1.605	2.791	4.426	5.595
Prob > χ^2							0.0021	0.0015	0.2052	0.0948	0.0354	0.0180
Chi-sq underid. ²	231.047	119.227	192.664	40.547	210.166	22.288	191.461	97.895	134.325	39.482	157.990	22.058
P-value	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0001	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Wald F statistic ³	329.659	212.572	299.072	37.679	323.304	21.344	187.590	105.516	151.095	33.638	169.338	18.986
Critical value	19.93	19.93	19.93	19.93	19.93	19.93	7.03	7.03	7.03	7.03	7.03	7.03
Hansen J stat. ⁴	9.445	10.048	1.605	2.791	4.426	5.595						
Prob > χ^2	0.0021	0.0015	0.2052	0.0948	0.0354	0.0180						
λ (coef. conver.)	0.077	0.088	0.081	0.051	0.083	0.031	0.062	0.067	0.074	0.037	0.072	0.014
ϕ (elasticidade)	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.199	0.241	0.000	0.726	0.000	0.000

Desvio padrão robusto entre parênteses. Valores-p: *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.10$.

1 Durbin-Wu-Hausman chi-sq endogeneity test of endogenous regressors. 2 Underidentification test (Kleibergen-Paap rk LM statistic).

3 Weak identification test (Cragg-Donald Wald F statistic). Stock-Yogo weak ID test critical values: 10% maximal IV size.

4 Overidentification test of all instruments (Hansen J statistic).

Tabela 10: Impacto da escolarização de nível médio sobre a PTF, segundo diferentes recortes municipais

Variável dependente: \ln Produtividade Total dos Fatores												
Variáveis	2SLS - Variável Endógena: $\Delta \ln ptf_{t-1}$						2SLS - Variáveis Endógenas: $\Delta \ln ptf_{t-1}, \Delta \ln EM_{t-1}$					
	Total	Pobres	C. locais	C. relev.	Interior	RM	Total	Pobres	C. locais	C. relev.	Interior	RM
$\Delta \ln ptf_{t-1}$	0.431*** (0.064)	0.418*** (0.079)	0.411*** (0.070)	0.559*** (0.153)	0.394*** (0.066)	0.854*** (0.241)	0.505*** (0.067)	0.521*** (0.089)	0.451*** (0.072)	0.690*** (0.168)	0.454*** (0.070)	0.874*** (0.241)
$\Delta \ln EM_{t-1}$	0.002 (0.025)	-0.039 (0.030)	0.001 (0.027)	-0.044 (0.061)	0.002 (0.026)	0.048 (0.080)	0.158*** (0.045)	0.125** (0.058)	0.100** (0.047)	0.162* (0.097)	0.133*** (0.045)	0.135 (0.118)
Constante	0.099*** (0.015)	0.110*** (0.019)	0.111*** (0.017)	0.073** (0.035)	0.107*** (0.015)	-0.013 (0.058)	0.010 (0.024)	0.012 (0.034)	0.054** (0.028)	-0.041 (0.052)	0.033 (0.025)	-0.062 (0.073)
Endog. ($\Delta \ln ptf_{t-1}$) ¹	120.945	58.800	93.273	24.555	109.516	13.235	140.047	75.042	100.908	38.375	123.441	15.722
Prob > χ^2	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0028	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0015
Endog. ($\Delta \ln EM_{t-1}$) ¹							20.707	11.838	7.167	11.553	14.730	0.847
Prob > χ^2							0.0000	0.0006	0.0074	0.0007	0.0001	0.3575
Chi-sq underid. ²	206.770	106.611	174.538	37.253	187.895	21.088	200.064	85.159	161.124	36.814	184.382	21.373
P-value	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Wald F statistic ³	305.900	195.886	273.328	39.402	303.085	19.265	194.921	80.542	182.061	31.693	196.468	18.932
Critical value	19.93	19.93	19.93	19.93	19.93	19.93	7.03	7.03	7.03	7.03	7.03	7.03
Hansen J stat. ⁴	20.707	11.838	7.167	11.553	14.730	0.847						
Prob > χ^2	0.0000	0.0006	0.0074	0.0007	0.0001	0.3575						
λ (coef. conver.)	0.084	0.087	0.089	0.058	0.093	0.016	0.068	0.065	0.080	0.037	0.079	0.013
ϕ (elasticidade)	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.319	0.261	0.182	0.523	0.244	0.000

Desvio padrão robusto entre parênteses. Valores-p: *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.10$.

1 Durbin-Wu-Hausman chi-sq endogeneity test of endogenous regressors. 2 Underidentification test (Kleibergen-Paap rk LM statistic).

3 Weak identification test (Cragg-Donald Wald F statistic). Stock-Yogo weak ID test critical values: 10% maximal IV size.

4 Overidentification test of all instruments (Hansen J statistic).

Tabela 11: Impacto da escolarização de nível superior sobre a PTF, segundo diferentes recortes municipais

Variável dependente: \ln Produtividade Total dos Fatores												
Variáveis	2SLS - Variável Endógena: $\Delta \ln ptf_{t-1}$						2SLS - Variáveis Endógenas: $\Delta \ln ptf_{t-1}, \Delta \ln ES_{t-1}$					
	Total	Pobres	C. locais	C. relev.	Interior	RM	Total	Pobres	C. locais	C. relev.	Interior	RM
$\Delta \ln ptf_{t-1}$	0.426*** (0.058)	0.386*** (0.071)	0.422*** (0.065)	0.363*** (0.104)	0.403*** (0.061)	0.499*** (0.162)	0.500*** (0.063)	0.496*** (0.084)	0.455*** (0.069)	0.567*** (0.149)	0.456*** (0.066)	0.750*** (0.220)
$\Delta \ln ES_{t-1}$	-0.019 (0.013)	-0.022 (0.014)	-0.024* (0.014)	0.009 (0.039)	-0.019 (0.014)	-0.006 (0.040)	0.095*** (0.034)	0.105*** (0.039)	0.042 (0.034)	0.294*** (0.110)	0.075** (0.034)	0.137 (0.112)
Constante	0.107*** (0.009)	0.100*** (0.011)	0.120*** (0.011)	0.072*** (0.016)	0.114*** (0.009)	0.063*** (0.024)	0.060*** (0.014)	0.044** (0.018)	0.092*** (0.017)	-0.031 (0.037)	0.076*** (0.015)	-0.025 (0.041)
Endog. ($\Delta \ln ptf_{t-1}$) ¹	130.466	60.632	106.569	20.688	123.553	2.696	142.324	73.122	98.122	37.810	124.291	14.333
Prob > χ^2	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.1006	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0002
Endog. ($\Delta \ln ES_{t-1}$) ¹							17.961	14.395	4.969	11.237	10.422	11.339
Prob > χ^2							0.0000	0.0001	0.0258	0.0008	0.0012	0.0008
Chi-sq underid. ²	212.796	114.305	174.085	54.690	193.407	28.376	112.228	75.758	91.871	18.293	109.520	23.509
P-value	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Wald F statistic ³	371.369	222.362	316.747	68.714	356.159	38.975	108.129	46.565	92.790	19.075	94.787	19.356
Critical value	19.93	19.93	19.93	19.93	19.93	19.93	7.03	7.03	7.03	7.03	7.03	7.03
Hansen J stat. ⁴	17.961	14.395	4.969	11.237	10.422	11.339						
Prob > χ^2	0.0000	0.0001	0.0258	0.0008	0.0012	0.0008						
λ (coef. conver.)	0.085	0.095	0.086	0.101	0.091	0.070	0.069	0.070	0.079	0.057	0.079	0.029
ϕ (elasticidade)	0.000	0.000	-0.035	0.000	0.000	0.000	0.190	0.208	0.000	0.679	0.138	0.000

Desvio padrão robusto entre parênteses. Valores-p: *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.10$.

1 Durbin-Wu-Hausman chi-sq endogeneity test of endogenous regressors. 2 Underidentification test (Kleibergen-Paap rk LM statistic).

3 Weak identification test (Cragg-Donald Wald F statistic). Stock-Yogo weak ID test critical values: 10% maximal IV size.

4 Overidentification test of all instruments (Hansen J statistic).