

# PRODUTIVIDADE DO TRABALHO E CRESCIMENTO ECONÔMICO: EFEITOS DA ACUMULAÇÃO DE CAPITAL FÍSICO E HUMANO NOS MUNICÍPIOS PARANAENSES

Luiz Henrique Paloschi Tomé<sup>1</sup>  
José Luiz Parré<sup>2</sup>  
Eduardo Domingues Bordieri<sup>3</sup>

## RESUMO

O objetivo do trabalho é mensurar a contribuição da acumulação de capital físico e humano sobre o produto por trabalhador dos municípios paranaenses para o período 2006/2015. Ademais, incorpora-se à análise as despesas públicas municipais com capital físico, educação e saúde, e ainda o número de trabalhadores por faixas de renda. Dessa forma, o estudo abarca os efeitos da educação, da saúde, da renda e do capital físico sobre a produtividade dos trabalhadores. Para tanto, empregou-se a econometria de painel de dados considerando os 399 municípios paranaenses. A metodologia consiste ainda de testes para identificação de heterocedasticidade, correlação serial, dependência seccional, e em estimativas considerando efeitos fixos e aleatórios. Os resultados demonstram que a produtividade dos municípios paranaenses é impactada positivamente: i) pelas despesas municipais com capital físico; ii) pelos dispêndios públicos municipais com saúde; iii) pela acumulação de capital físico na economia; e, sobretudo, iv) pela acumulação de capital humano. Entretanto, os investimentos em educação influenciam negativamente a produtividade, pois como não há uma relação contemporânea positiva direta, no curto prazo os mesmos atuam como mecanismo realocativo dos recursos do setor produtivo para o de educação. Além disso, a elevação do número de trabalhadores com remuneração de até um salário mínimo e de um a dois salários mínimos sobre o total de trabalhadores, reduz a produtividade, enquanto que a elevação da participação dos trabalhadores com remuneração de dois a quatro e de quatro a dez salários mínimos eleva a produtividade.

**Palavras-chave:** Educação; Renda; Saúde; Despesas Públicas.

## LABOUR PRODUCTIVITY AND ECONOMIC GROWTH: EFFECTS OF ACCUMULATION OF PHYSICAL AND HUMAN CAPITAL IN THE MUNICIPALITIES OF PARANA

## ABSTRACT

The objective of this study is to measure the contribution of the accumulation of physical and human capital on the product per worker of the municipalities of Paraná for the period 2006/2015. In addition, municipal public expenditures with physical capital, education and health are included in the analysis, as well as the number of workers by income brackets. Thus, the study covers the effects of education, health, income and physical capital on the productivity of workers. For that, the econometrics of panel data considering the 399 municipalities of Paraná State was used. The methodology also consists of tests to identify heteroscedasticity, serial correlation, cross-sectional dependence, and in estimates considering fixed and random effects. The results show that the productivity of the municipalities of Paraná is positively impacted: i) by the municipal expenses with physical

<sup>1</sup> Professor no Centro Universitário Cidade Verde (UniFCV). E-mail: lpaloschi@gmail.com

<sup>2</sup> Professor do Programa de Pós-Graduação em Ciências Econômicas (PCE). E-mail: jlparre@gmail.com

<sup>3</sup> Centro Universitário Cidade Verde (UniFCV). E-mail: edubordieri66@gmail.com



capital; ii) municipal public health expenditures; iii) accumulation of physical capital in the economy; and, above all, (iv) the accumulation of human capital. However, investments in education negatively influence productivity, because as there is no direct positive contemporary relationship, in the short term they act as a reallocation mechanism of resources from the productive sector to the education sector. Moreover, the increase in the number of workers with remuneration of up to one minimum wage and one to two minimum wages on the total number of workers reduces productivity, while the increase in the participation of workers with remuneration of two to four and four to ten minimum wages increases productivity.

**Keywords:** Education; Income; Health; Public Expenditure.

**JEL:** H50; O15; O40; R10

## 1 INTRODUÇÃO

Compreender o crescimento econômico e as diferenças de renda entre as economias têm sido um dos fatores mais estudados pelos economistas ao longo dos séculos. Um dos principais pensadores na história do pensamento econômico, o fundador da escola clássica Adam Smith intitula sua obra mais famosa justamente chamando atenção a esse questionamento. Publicada em 1776, *An Inquiry into the Nature and Causes of the Wealth of Nations* tem em seu primeiro capítulo o prelúdio à resposta: “*Of the division of labour*”. Para Smith (1996), o efeito mais importante da divisão do trabalho é a elevação da produtividade, advinda do aperfeiçoamento dos poderes produtivos da mão de obra e da mecanização da produção. Vê-se, portanto, que o autor se atentou, mesmo que de maneira bastante incipiente, para dois reconhecidos aspectos importantes à elevação da produtividade: i) o capital físico e seu aperfeiçoamento; e, ii) as habilidades produtivas da força de trabalho.

A partir da década de 1950, as discussões em torno do crescimento econômico tornaram-se bastante evidentes, principalmente com os trabalhos de Solow (1956, 1957). O autor focou sua explicação para o crescimento econômico na acumulação de capital físico e creditou capital importância ao progresso tecnológico como promotor da produtividade e de um crescimento sustentado. Posteriormente, na década de 1980, surgiram novos questionamentos em relação aos fatores impactantes na produtividade do trabalho, com Romer (1986) e Lucas (1988) inserindo o capital humano na pauta do crescimento econômico. Assim, Mankiw, Romer e Weil (1992) incluem o capital humano ao modelo de Solow, reconhecendo que a qualificação da mão de obra tem papel fundamental na produtividade e no crescimento das economias.

Embora, de maneira geral, as discussões e os estudos de crescimento tenham se atentado mormente às diferenças entre os países, defende-se neste estudo, assim como Azzoni (2001), que mesmo dentro das nações existem significativas diferenças em relação ao crescimento econômico das regiões que não podem ser negligenciadas. O Brasil, como país continental, possui diferenças bastante evidentes no que diz respeito a renda, o emprego e a produção em suas diferentes localidades. Nesse sentido, faz-se necessário estudos com nível de desagregação geográfica que possibilitem captar os potenciais efeitos da heterogeneidade das economias regionais sobre o crescimento do produto das mesmas.

Dessa forma, no presente estudo é efetuado um recorte geográfico no Brasil, selecionando-se o estado do Paraná para análise em nível de desagregação municipal. Desse modo, o objetivo do trabalho é mensurar a contribuição da acumulação de capital físico e humano sobre o produto por trabalhador dos municípios paranaenses para o período 2006/2015. Ademais, incorpora-se à análise as despesas públicas municipais com capital, educação e saúde, e ainda as faixas de renda dos trabalhadores. Assim, o estudo abarca os efeitos da educação, da saúde, da renda e do capital sobre a produtividade dos trabalhadores

Para tanto, além da presente introdução, o artigo está dividido em mais quatro seções. Na segunda seção é apresentado brevemente o referencial teórico a respeito do capital humano e sua relação com a produtividade do trabalho e o crescimento econômico, demonstrando o modelo de Mankiw, Romer e Weil (1992). Na terceira seção são descritos os dados e a construção das variáveis, é feita a especificação do modelo econométrico de dados em painel, assim como os testes de especificação do modelo. Na quarta seção constam os resultados, as análises e discussões. A quinta seção finaliza o estudo com as conclusões, as limitações do trabalho e as sugestões para futuras pesquisas.

## **2 CRESCIMENTO ECONÔMICO E CAPITAL HUMANO: O MODELO DE SOLOW COM CAPITAL HUMANO**

Como mencionado, a produtividade do trabalho possui papel importante na análise econômica do crescimento desde Adam Smith. O modelo de Solow (1956), como o precursor para a compreensão do crescimento econômico, é desenvolvido

analisando-se os fatores responsáveis pela elevação do produto por trabalhador. Solow considera como elementos importantes a quantidade de capital físico e a tecnologia, enquanto que Mankiw, Romer e Weil (1992), ao proporem um ajustamento ao modelo, assumem a relevância do capital humano sobre a produtividade.

À vista disso, de acordo com Barro e Sala-i-Martin (1995), as diferenças evidenciadas nas variações das taxas de crescimento econômico dos países possuem uma relação bastante significativa com as diferenças observadas na produtividade dos fatores de produção desses países. Os ganhos em produtividade advêm da elevação da quantidade de capital físico, do progresso tecnológico e da acumulação de capital humano. Salienta-se, que o capital humano é relevante não apenas pela elevação da qualificação da mão de obra, o que a torna mais produtiva pela elevação direta em seus poderes produtivos, mas também pela formação de conhecimento de base na economia para avanços tecnológicos futuros.

Analisando o modelo de Solow, verifica-se que o mesmo é composto por duas equações fundamentais, uma função de produção e uma de acumulação de capital. A função de produção do tipo Cobb-Douglas<sup>4</sup> descreve como capital físico (K) e mão-de-obra (L) são combinados, enquanto fatores de produção, para gerarem o produto final:

$$Y = F(K, L) = K^\alpha L^{1-\alpha} \quad (1)$$

Em que  $0 < \alpha < 1$ . As firmas da economia remuneram os trabalhadores um salário,  $w$ , por trabalhador, e uma remuneração,  $r$ , por unidade de capital. Em um ambiente concorrencial, as firmas enfrentam o seguinte problema:

$$\max_{K,L} F(K, L) - rK - wL \quad (2)$$

Conforme as condições de primeira ordem,

$$w = \frac{\partial F}{\partial L} = (1 - \alpha) \frac{Y}{L} \quad (3)$$

$$r = \frac{\partial F}{\partial K} = \alpha \frac{Y}{K} \quad (4)$$

Assim,

$$wL + rK = Y \quad (5)$$

<sup>4</sup> Cobb e Douglas (1928).

Como o interesse está em explicar o produto por trabalhador, pode-se reescrever (1) em termos de produto por trabalhador:

$$y = k^\alpha \quad (6)$$

Em que,  $y = Y/L$  e  $k = K/L$ , demonstrando que a acumulação de capital por trabalhador eleva a produtividade, a retornos decrescentes.

A equação que descreve a acumulação do capital é dada por:

$$\dot{K} = sY - \delta K \quad (7)$$

Em que,  $s$  é a taxa de poupança e  $\delta$  a de depreciação. Indicando que a variação no estoque de capital é igual a diferença entre o investimento bruto e a depreciação do capital. Considerando que a taxa de participação da força de trabalho é constante e que a população cresce a uma taxa  $n$ , pode-se reescrever (7) em termos de capital por trabalhador de forma que:

$$\dot{k} = sy - (n + \delta)k \quad (8)$$

Na equação acima, a variação no estoque de capital depende, além do investimento por trabalhador e da depreciação por trabalhador, do crescimento da população. O sinal negativo em  $n$  demonstra que havendo elevação da população, *coeteris paribus*, provocará um aumento no número de trabalhadores e uma consequente redução no capital por trabalhador. No estado estacionário, o capital por trabalhador é constante e não há crescimento no produto por trabalhador.

Inserindo a tecnologia ( $A$ ) ao modelo, tem-se que:

$$Y = F(K, AL) = K^\alpha (AL)^{1-\alpha} \quad (9)$$

$$y = k^\alpha A^{1-\alpha} \quad (10)$$

Sabendo-se que a acumulação de capital é a mesma que em (8) e reescrevendo-a de forma que:

$$\frac{\dot{K}}{K} = s \frac{Y}{K} - \delta \quad (11)$$

Assim, se  $Y/K$  for constante, a taxa de crescimento de  $K$  será constante, assim como a razão  $y/k$ , indicando que  $y$  e  $k$  crescem à mesma taxa. No modelo com tecnologia, tanto o produto por trabalhador como o capital por trabalhador

crecem à taxa da melhoria tecnológica ( $g$ ), considerada exógena. Agora, assumindo  $y = Y/AL$  e  $k = K/AL$ , obtém-se:

$$y = k^\alpha \quad (12)$$

$$\dot{k} = sy - (n + g + \delta)k \quad (13)$$

Finalmente, seguindo Mankiw, Romer e Weil (1992) e Lucas (1988) e considerando que o produto é dado pelo capital físico e pelo trabalho qualificado ( $H$ ), tem-se:

$$Y = F(K, AH) = K^\alpha (AH)^{1-\alpha} \quad (14)$$

Em que,  $H = e^{\varphi u}L$ , demonstrando que a quantidade de trabalho qualificado depende do número de trabalhadores,  $L$ , da fração de tempo dedicada pelas pessoas à capacitação de sua mão de obra ( $u$ ) e do efeito marginal de  $u$  em  $H$ , dado por  $\varphi = d \log H / du$ . A variável  $\varphi$  representa, nesse sentido, a magnitude do impacto das elevações em  $u$  sobre  $H$ , ou seja, dada uma elevação em  $u$ , quanto que uma unidade de trabalho não qualificado eleva a mão de obra qualificada. A partir do exposto, pode-se escrever (14) em termos de produto por trabalhador da seguinte forma:

$$y = k^\alpha (Ah)^{1-\alpha} \quad (15)$$

Verifica-se, então, que as variáveis relacionadas ao acúmulo de capital físico e de capital humano se inserem na função produção, possibilitando ganhos de produtividade e elevação da renda das regiões. Desse modo, a fim de explicar a produtividade do trabalho nos municípios paranaenses, na próxima seção são descritos os dados e a construção das variáveis, é feita a especificação do modelo econométrico de dados em painel e são realizados os testes de especificação do mesmo.

### 3 METODOLOGIA E ANÁLISE ECONOMÉTRICA DE DADOS EM PAINEL PARA OS MUNICÍPIOS PARANAENSES

O presente estudo analisou os efeitos da educação, das despesas em saúde, da renda e do capital físico sobre a produtividade dos trabalhadores nos municípios do estado do Paraná, de 2006 a 2015. Para tanto, realizou-se regressões com

dados em painel considerando os 399 municípios paranaenses, no período supracitado, a partir de dados secundários coletados junto ao Instituto Paranaense de Desenvolvimento Econômico e Social (IPARDES), a base de indicadores macroeconômicos, regionais e sociais do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipeadata) e ao Ministério do Trabalho e Emprego (MTE) – desde 27 de julho de 2021 Ministério do Trabalho e Previdência –, a partir da Relação Anual de Informações Sociais (RAIS). Assim, a pesquisa foi quantitativa–qualitativa, pela estimação de modelo econométrico de dados em painel a partir de variáveis secundárias diretas e também construídas para a análise. Dessa forma, a metodologia está subdividida em três subseções, nas quais são abordados a construção dos dados, a especificação do modelo econométrico e os testes de especificação.

### 3.1 Dados

Como mencionado, a análise econométrica da produtividade do trabalhador dos municípios paranaenses se deu entre 2006 e 2015, dada a disponibilidade de dados. Desse modo, o painel é composto por 399 municípios ( $n = 399$ ) durante um período de 10 anos ( $T = 10$ ), totalizando 3990 observações ( $N = nT$ ). Vários estudos utilizando peines de dados consideram dimensões diferentes para  $n$  e  $T$ , sendo que o importante não é necessariamente a extensão de  $T$ , e sim a estrutura da variação ao longo do período de análise, ou a importância da frequência das observações (ARELLANO, 2003). Para o presente estudo considera-se, com base nos argumentos de Dias e Dias (2007), que o período em questão é suficiente para garantir a robustez do modelo.

A variável dependente do modelo é produtividade dos trabalhadores dos municípios paranaenses logaritmizada ( $l_{pibw}$ ), calculada a partir da divisão do Produto Interno Bruto (PIB) dos municípios pelo respectivo número de trabalhadores. Nesse caso, o número de trabalhadores corresponde ao emprego formal, não considerando trabalhadores informais ou por conta própria, cujos valores não estão disponíveis no nível de desagregação almejado. As variáveis independentes explicativas são: i) despesas municipais de capital por trabalhador ( $dmkw$ ), como *proxy* da acumulação de capital público; ii) despesas municipais em saúde *per capita* ( $dmspc$ ); iii) despesas municipais em educação *per capita* ( $dmepc$ );

iv) participação dos trabalhadores com remuneração de até um salário mínimo sobre o total de trabalhadores logaritmizada (Insm); v) participação dos trabalhadores com remuneração de um a dois salários mínimos sobre o total de trabalhadores logaritmizada (Insm12); vi) participação dos trabalhadores com remuneração de dois a quatro salários mínimos sobre o total de trabalhadores logaritmizada (Insm24); vii) participação dos trabalhadores com remuneração de quatro a dez salários mínimos sobre o total de trabalhadores logaritmizada (Insm410); viii) estoque de capital físico bruto do município por trabalhador (kw), calculado a partir de dados do Brasil ponderados pelo número de empresas dos municípios, adaptando a metodologia de Bondezan e Dias (2016)<sup>5</sup>; e, ix) estoque de capital humano por trabalhador (hw), considerando como *proxy* a escolaridade média dos trabalhadores, adaptando a metodologia utilizada por Kroth e Dias (2012), Saboia e Kubrusly (2008) e Raiher (2011).

Os dados municipais de despesas em educação, saúde e capital foram extraídos junto ao IPARDES, os dois primeiros coletados em valor total por município e divididos pela população dos mesmos, o último também obtido por município e dividido pelo número de trabalhadores. Essa diferença se deu por considerar que enquanto saúde e educação afetam diretamente toda a população, o capital físico tem impacto direto para a classe produtiva, ou seja, os trabalhadores. As despesas municipais em educação representam o total de despesas decorrentes das ações voltadas para a educação, as despesas municipais em saúde são as despesas totais realizadas com ações e serviços públicos de saúde e as despesas com capital referem-se aquelas que contribuem, diretamente, para a formação, aquisição e readequação de bens de capital, que enriqueça o patrimônio ou que seja capaz de gerar novos bens e serviços cujos benefícios se estendam ao longo do tempo (IPARDES, 2018).

Os dados de emprego formal e do grau de instrução dos indivíduos que estavam trabalhando no período, utilizados no cômputo do estoque de capital humano por trabalhador (hw), bem como o número de estabelecimentos empresariais, utilizado como fator de ponderação para cálculo do estoque de capital

---

<sup>5</sup>  $k_{ij}(t) = \left[ \frac{e_{ij}(t)}{E_i(t)} \right] K_i(t)$ , em que:  $k_{ij}(t)$  é o estoque de capital físico bruto total por município;  $e_{ij}(t)$  é o número de empresas por município;  $E_i(t)$  é o número total de empresas no Brasil; e,  $K_i(t)$  é o estoque de capital físico bruto total nacional.

físico por município, e a divisão dos trabalhadores por faixa de renda de acordo com o salário mínimo foram obtidos junto ao Ministério do Trabalho e Emprego – desde 27 de julho de 2021 Ministério do Trabalho e Previdência –, a partir da Relação Anual de Informações Sociais, disponíveis em MTE (2018). Como salienta Kroth e Dias (2012), os dados fornecidos pela RAIS apresentam vantagens, pois possibilitam acesso a dados confiáveis do mercado de trabalho formal com nível de desagregação municipal abrangendo todo o território nacional.

A inserção da participação dos trabalhadores por faixa de remuneração, considerando a divisão por quantidade de salários mínimos, se deu com o intuito de abarcar um indicador de distribuição de renda na economia. De acordo com Dias e Dias (2007), vários estudos<sup>6</sup> têm inserido variáveis de distribuição de renda, com destaque para o índice de Gini, para explicar o crescimento econômico. Assim, como o crescimento econômico está intimamente relacionado a produtividade do trabalho, optou-se por seguir a recomendação dos autores em inserir também variáveis com o intuito de captar tais efeitos sobre a produtividade. A escolha da participação dos trabalhadores por faixa de remuneração deveu-se a indisponibilidade de uma medida ampla de distribuição de renda para o nível de desagregação e o período selecionados.

Por fim, cabe ressaltar que todos os valores monetários foram corrigidos pelo Índice Nacional de Preços ao Consumidor (INPC) para valores reais de abril de 2018.

### 3.2 Modelo econométrico

O modelo econométrico a ser estimado pressupõe uma relação linear entre as variáveis apresentadas na subseção anterior. A sua forma, de maneira genérica, é dada pelas seguintes equações:

$$y_{it} = \beta x_{it} + \varepsilon_{it} \quad (16)$$

ou, de maneira específica ao presente modelo:

$$lpibw_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 dmkw_{it} + \gamma_2 dm spc_{it} + \gamma_3 dmepc_{it} + \gamma_4 lns m_{it} + \gamma_5 lns m12_{it} + \gamma_6 lns m24_{it} + \gamma_7 lns m410_{it} + \gamma_8 kw_{it} + \gamma_9 hw_{it} + \varepsilon_{it} \quad (17)$$

<sup>6</sup> Kuznets (1955), Alesina e Rodrick (1994), Person e Tabellini (1994), Forbes (2000), Easterly (2001), entre outros.

Em que,

$$\varepsilon_{it} = \mu_i + v_{it} \quad (18)$$

e,

$$v_{it} = \sum_{j=1}^p \rho_{ij} u_{i,t-j} + \tau_t + e_{it} \quad (19)$$

Na notação,  $i$  representa o município ( $i = 1, \dots, 399$ ) e  $t$  o período de tempo ( $t = 2006, \dots, 2015$ ). A variável  $\mu_i$  capta todos os efeitos não observados, constantes ao longo do tempo, que afetam a variável dependente. Essa variável não muda no tempo, representando os efeitos fixos. A variável  $v_{it}$  é o erro idiossincrático que capta os fatores não observados que afetam a variável dependente e que mudam ao longo do tempo, composta por:  $\rho_{ij}$  (assumindo  $|\rho_{ij}| < 1$ ), que são os coeficientes de correlação serial, se houver, e  $\tau_t$ , que é o fator comum entre as seções ou dependência seccional (DIAS; DIAS, 2007).

A partir das equações (16), (18) e (19) é possível demonstrar algumas implicações econométricas ao modelo. Pode-se notar que: se  $\mu_i = 0$  em (18), os municípios não apresentam efeitos fixos que os diferenciem; dado  $\rho_{ij} = 0$  em (19), não há correlação serial; e, sendo  $\tau_t = 0$  em (19), não há dependência seccional. Nesse sentido, caso essas condições se apresentem e  $\varepsilon_{it}$  possua zero como valor esperado dados quaisquer valores das variáveis independentes [ $E(\varepsilon_{it}|x_1, \dots, x_k) = 0$ ] e a mesma variância dados quaisquer valores das variáveis explicativas [ $Var(\varepsilon_{it}|x_1, \dots, x_k) = \sigma^2$ ], o modelo será de efeitos aleatórios. Contudo, caso  $\varepsilon_{it}$  não apresente variância constante, há problema de heterocedasticidade.

Já o modelo de efeitos fixos assume que  $\mu_i \neq 0$ , ou seja, que os municípios apresentam efeitos fixos que os diferenciam entre si. O modelo de efeitos fixos pode apresentar correlação comum a todos os painéis,  $\rho_{ij} = \rho$ ; correlação específica para cada painel,  $\rho_{ij} = \rho_i$ ; dependência seccional,  $\tau_t \neq 0$ ; e heterocedasticidade (DIAS; DIAS, 2007; BAUM, 2006). Na próxima subseção serão realizados testes específicos para identificar possíveis problemas, como os citados.

### 3.3 Testes de especificação do modelo

No presente estudo foram realizados testes de especificação do modelo que visam identificar a presença de efeitos randômicos (aleatórios), de correlação serial

de primeira ordem e de heterocedasticidade. Primeiramente realizou-se o teste de multiplicador de Lagrange (LM) para efeitos randômicos proposto por Breusch e Pagan (1980), o teste de correlação serial de primeira ordem de Baltagi e Li (1995), o teste conjunto de correlação serial e efeitos randômicos de Baltagi e Li (1991), os testes ajustados (ALM) de efeitos randômicos e correlação serial, ou seja, corrigidos para autocorrelação, conforme Bera, Sosa-Escudero e Yoon (2001), e o teste de Wald modificado para heteroscedasticidade de grupo, de acordo com Greene (2002).

Dessa forma, na Tabela 1 são apresentados os respectivos resultados dos testes. Observa-se que todos os testes para efeitos randômicos, tanto não ajustados como ajustados para correlação serial, informam uma probabilidade de efeitos randômicos de 0,00%, rejeitando as hipóteses nulas de ausência de efeitos fixos. Também o teste para correlação serial possui probabilidade igual a zero, rejeitando a hipótese nula de falta de autocorrelação. Da mesma forma, confirmando os testes anteriores, o teste conjunto para efeitos randômicos e correlação serial apresenta probabilidade zero para a hipótese conjunta. Por fim, o teste de homocedasticidade também rejeita a hipótese nula. Destarte, a rejeição das hipóteses nulas de todos os testes indicam a presença de efeitos fixos, correlação serial e heterocedasticidade nos dados.

Tabela 1 – Testes para efeitos randômicos, correlação serial e heterocedasticidade

Teste	Resultado	Probabilidade
Efeitos Randômicos		
Bicaudal:		
$H_0: Var(\mu_i) = 0$	LM = 11.255,55	P(0,00)
$H_0: Var(\mu_i) = 0$	ALM = 8.042,82	P(0,00)
Unicaudal:		
$H_0: Var(\mu_i) = 0$	LM = 106,09	P(0,00)
$H_0: Var(\mu_i) = 0$	ALM = 89,68	P(0,00)
Correlação Serial		
$H_0: \rho = 0$	LM = 3.348,45	P(0,00)
$H_0: \rho = 0$	ALM = 135,72	P(0,00)
Teste Conjunto		
$H_0: Var(\mu_i) = 0$ e $\rho = 0$	LM = 11.391,27	P(0,00)
Homocedasticidade		
$H_0: \sigma_i^2 = \sigma^2 \forall i$	$\chi^2(399) = 13.068,83$	P(0,00)

Fonte: calculados pelo autor (2021).

A rejeição da hipótese nula de ausência de efeitos fixos indica que os municípios paranaenses apresentam características fixas não-observadas que os diferenciam entre si e, desse modo, técnicas adequadas de estimação devem ser utilizadas, considerando tais efeitos. Nesse cenário, realizou-se ainda o teste de Hausman (1978), que compara os coeficientes das regressões de efeitos randômicos e efeitos fixos, a fim de confirmar a utilização do modelo de efeitos randômicos ou de efeitos fixos. Esse teste é utilizado para testar se a hipótese de que  $\mu_i$  é independente das variáveis explicativas, estabelecida pelo estimador de efeitos randômicos, é válida. O estimador de efeitos randômicos é consistente sob a hipótese de independência, mas ineficiente em caso contrário. Em sentido oposto, as estimativas por efeitos fixos são ineficientes se a presunção de independência for garantida. Se as estimativas dos dois modelos forem consistentes, não haverá diferenças significativas entre os modelos. Contudo, uma vez violada a hipótese de independência, as estimativas por efeitos aleatórios serão inconsistentes e diferentes das estimativas por efeitos fixos (BAUM, 2006). O resultado do teste qui-quadrado comparando os coeficientes dos dois modelos foi  $\chi^2(9) = 110,13$ , com uma

probabilidade de 0,00%. Assim, o teste da hipótese nula de Hausman, de que o estimador de efeitos randômicos é consistente, é profundamente rejeitado.

Realizou-se ainda testes de dependência seccional a fim de testar a hipótese nula de independência transversal em modelos de dados em painel. Implementaram-se um teste semi-paramétricos proposto por Friedman (1937) e um teste paramétrico proposto por Pesaran (2004). O resultado do teste de Pesaran foi 102,42, com probabilidade de 0,00%, do teste de Friedman foi 442,95, com probabilidade de 5,93%. Dessa forma, os testes rejeitam a hipótese nula de independência seccional, indicando a presença de dependência transversal.

Portanto, de modo geral, os testes realizados sugerem que o modelo mais adequado é o de efeitos fixos, ajustado para correlação serial específica de dados em painel, heterocedasticidade e dependência seccional. A partir do exposto, na seção seguinte são apresentados os resultados das estimativas do modelo econométrico e as respectivas discussões a respeito dos mesmos.

#### **4 ESTIMATIVAS E DISCUSSÕES DO MODELO ECONOMÉTRICO**

Nessa seção são apresentadas as estimativas do modelo de painel de dados para os municípios paranaenses efetuadas a partir de distintas especificações, em atenção aos testes realizados na seção anterior. Inicialmente, a equação (17) é estimada pelos modelos de efeitos randômicos e de efeitos fixos, obtidos a partir do método de mínimos quadrados para dados em painel. Na Tabela 2 constam os resultados das duas estimativas, sendo a primeira coluna referente ao modelo considerando efeitos randômicos e a segunda ao de efeitos fixos. As duas estimações são apresentadas para fins de controle e comparação, uma vez que não há nas mesmas correção para correlação serial, heterocedasticidade e dependência seccional. Para fins de inferência estatística, essas hipóteses serão consideradas por meio da aplicação de correções ao modelo de efeitos fixos nas próximas regressões.

Tabela 2 – Estimativas por efeitos randômicos e efeitos fixos

Variáveis	ER lpibw	EF lpibw
dmkw	0,0119* (0,00189)	0,0106* (0,00187)
dmspc	0,0505* (0,0190)	0,0654* (0,0191)
dmepc	-0,0628* (0,0183)	-0,0776* (0,0182)
lnsm	-0,0269* (0,00798)	-0,0350* (0,00812)
lnsm12	-0,247* (0,05495)	-0,249* (0,05638)
lnsm24	0,116* (0,0244)	0,109* (0,0249)
lnsm410	0,06277* (0,0104)	0,0490* (0,0105)
kw	0,00731* (0,000279)	0,00704* (0,000281)
hw	0,0692* (0,0049)	0,0700* (0,0049)
Constante	4,108* (0,107)	4,038* (0,108)
Observações	3.990	3.990
R <sup>2</sup>	0,350	0,350

Fonte: calculados pelo autor (2021).

Erro padrão entre parênteses. Significância estatística: \*  $p < 0,01$ , \*\*  $p < 0,05$  e \*\*\*  $p < 0,10$ . Efeitos Randômicos (ER) e Efeitos Fixos (EF).

Considerando as correções para correlação serial e heterocedasticidade, na Tabela 3 são apresentados os resultados das regressões (1) com estimativas robustas de variância conforme Huber (1967) e White (1980, 1982), (2) com estimativas robustas de variância conforme Tukey (1958), (3) com estimativas robustas de variância conforme Efron (1979) e (4) pelo método de Driscoll e Kraay (1998) para efeitos fixos. As regressões do modelo por diferentes técnicas resultaram em coeficientes idênticos, modificando apenas os erros padrão, sendo que todos foram estatisticamente significativos pelo menos a 5%.

Analisando os coeficientes estimados, verifica-se que as despesas municipais com capital por trabalhador (dmkw) influenciam positivamente a produtividade dos trabalhadores no Paraná, indicando que a elevação dos investimentos municipais em capital físico eleva a produtividade, embora a uma taxa pequena. Esse sinal é esperado, pois a acumulação do capital público, como parte integrante da acumulação total de capital na economia, eleva o produto por trabalhador. As despesas municipais com saúde *per capita* (dmspc) também possuem relação

positiva com a produtividade. Assim, assumindo que os dispêndios públicos relacionados a saúde tendem a melhorar a saúde média da população e, conseqüentemente, dos trabalhadores, os mesmos elevam a capacidade produtiva da força de trabalho. Já as despesas municipais com educação *per capita* (dmepc) apresentaram uma relação negativa não esperada, uma vez que acreditava-se que os investimentos públicos em educação elevariam a produtividade; contudo, isso pode se dever ao fato de esses gastos serem direcionados principalmente ao ensino infantil e fundamental, de responsabilidade municipal, que não surtirão efeitos contemporâneos sobre a produtividade, ou ainda, a ineficiência desses gastos.

Em relação às variáveis da participação dos trabalhadores por faixa de remuneração, considerando a divisão por quantidade de salários mínimos, os sinais foram os esperados. Desse modo, a elevação da participação dos trabalhadores com remuneração de até um salário mínimo e de um a dois salários mínimos sobre o total de trabalhadores, expressas por *Insm* e *Insm12*, reduz a produtividade da força de trabalho, ao passo que a elevação da participação dos trabalhadores com remuneração de dois a quatro e de quatro a dez salários mínimos sobre o total de trabalhadores (*Insm24* e *Insm410*, respectivamente) eleva a produtividade. Esses resultados salientam que maiores níveis de renda implicam melhores condições de alimentação, saúde e educação para os trabalhadores, acarretando elevação da capacidade produtiva dos mesmos.

De acordo com Paschoalino et al. (2017), de 2005 a 2014, o Paraná demonstrou tendência positiva no número de estabelecimentos empregadores no mercado formal, elevando o estoque de postos de trabalho no período. Além disso, os autores constataram que enquanto a demanda por trabalhadores com menor nível de escolaridade (até ensino fundamental completo) apresentou queda, os postos de trabalho para nível de mestrado e doutorado foram os que mais cresceram entre todas as faixas de escolaridade. Isso indica que o estado passou não só a demandar mais mão de obra, mas também a concentrar trabalhadores com maior nível de capital humano, que tende a ter impacto positivo sobre a produtividade.

Ainda em relação aos resultados da Tabela 3, a acumulação de capital físico e de capital humano demonstraram relações positivas com a produtividade do trabalho, entretanto com dimensões bastante distintas. O impacto do capital humano

sobre a produtividade é muito mais pronunciado que o do capital físico, indicando que, para os municípios paranaenses, a relação entre o capital humano e o capital físico pode se encontrar em níveis tais que a qualificação da mão de obra é mais atrativa em termos de retorno marginal que a elevação do capital físico.

Tabela 3 – Estimativas por efeitos fixos com correção para heterocedasticidade, correlação serial e dependência seccional

Variáveis	(1) lpibw	(2) lpibw	(3) lpibw	(4) lpibw
dmkw	0,0106* (0,00238)	0,0106* (0,00226)	0,0106* (0,00247)	0,0106* (0,00221)
dmspc	0,0654** (0,0256)	0,0654** (0,0283)	0,0654** (0,0261)	0,0654* (0,0197)
dmepc	-0,0776* (0,0220)	-0,0776* (0,0215)	-0,0776* (0,0223)	-0,0776* (0,0131)
lnsm	-0,0350* (0,0135)	-0,0350** (0,0137)	-0,0350** (0,0139)	-0,0350** (0,0143)
lnsm12	-0,249** (0,107)	-0,249** (0,110)	-0,249** (0,115)	-0,249* (0,0690)
lnsm24	0,109** (0,0460)	0,109** (0,0504)	0,109** (0,0479)	0,109* (0,0333)
lnsm410	0,0490* (0,0168)	0,0490* (0,0158)	0,0490* (0,0171)	0,0490* (0,0151)
kw	0,00704* (0,000497)	0,00704* (0,000477)	0,00704* (0,000505)	0,00704* (0,00143)
hw	0,0700* (0,00933)	0,0700* (0,00947)	0,0700* (0,00981)	0,0700* (0,0165)
Constante	4,038* (0,169)	4,038* (0,186)	4,038* (0,175)	4,038* (0,0834)
Observações	3.990	3.990	3.990	3.990
Grupos	399	399	399	399
R <sup>2</sup>	0,350	0,350	0,350	0,350

Fonte: calculados pelo autor (2021).

Erro padrão entre parênteses. Significância estatística: \* p < 0,01, \*\* p < 0,05 e \*\*\* p < 0,10. Modelos: (1) com estimativas robustas de variância conforme Huber (1967) e White (1980, 1982); (2) com estimativas robustas de variância conforme Tukey (1958); (3) com estimativas robustas de variância conforme Efron (1979); e, (4) regressão pelo método de Driscoll e Kraay (1998) para efeitos fixos.

A fim de identificar possíveis fatores que ainda estejam influenciando os resultados e também dar robustez ao modelo proposto, além das estimações do modelo de efeitos fixos anteriores, outra maneira proposta por Kiefer (1980), denominada transformação de efeitos fixos ou transformação intragrupo, é utilizada, da mesma forma como em Dias e Dias (2007). Inicialmente, de acordo com o autor, seguindo as equações (16) e (18), define-se a média, como segue:

$$\bar{y}_i = \bar{x}_i\beta + \mu_i + \bar{v}_i \quad (20)$$

Em que  $\bar{y}_i = T^{-1} \sum_{i=1}^T y_{it}$ ,  $\bar{x}_i = T^{-1} \sum_{i=1}^T x_{it}$  e  $\bar{v}_i = T^{-1} \sum_{i=1}^T v_{it}$ , considerando  $i = 1, \dots, n$  e  $T = 1, \dots, T$ . Por  $\mu_i$  ser fixo, ele é o mesmo em (16) e (20). Em seguida subtrai-se da equação (16) a equação (20), de modo a obter as diferenças entre as observações e a média de seu referido grupo, resultando na seguinte equação:

$$y_{it} - \bar{y}_i = \beta(x_{it} - \bar{x}_i) + v_{it} - \bar{v}_i \quad (21)$$

Agora, os dados serão centrados nas suas respectivas médias. Observa-se em (21) que o efeito fixo não observado,  $\mu_i$ , é eliminado pelas diferenças. Desse modo, entendendo-se que  $\mu_i$  é correlacionado com as variáveis explicativas, após a transformação a correlação é eliminada ou ao menos minimizada a ponto de não influenciar nos resultados.

Após a correção do modelo, foram estimadas novamente as regressões por efeitos randômicos e efeitos fixos, considerando agora as diferenças, representadas pela letra “d” na frente de cada variável. Observa-se na Tabela 4 que os resultados das duas regressões são muito próximos entre si e que os mesmos também não diferem significativamente dos valores obtidos no modelo de efeitos fixos da Tabela 2, indicando que a transformação realmente minimiza os efeitos fixos.

Tabela 4 – Estimativas por efeitos randômicos e efeitos fixos após transformação de efeitos fixos

Variáveis	RE dlpibw	EF dlpibw
ddmkw	0,0106* (0,00178)	0,0106* (0,00187)
ddmspc	0,0660* (0,0182)	0,0654* (0,0191)
ddmepc	-0,0776* (0,0173)	-0,0776* (0,0182)
dlsm	-0,0304* (0,00747)	-0,0350* (0,00811)
dlsm12	-0,222* (0,0522)	-0,249* (0,0564)
dlsm24	0,120* (0,0231)	0,109* (0,0249)
dlsm410	0,0521* (0,00981)	0,0490* (0,0105)
dkw	0,00703* (0,000268)	0,00704* (0,000281)
dhw	0,0696*	0,0700*

	(0,00475)	(0,00498)
Constante	-0,00939*	-0,00982*
	(0,00193)	(0,00204)
Observações	3.990	3.990
Grupos	399	399
R <sup>2</sup>	0,350	0,350

Fonte: calculados pelo autor (2021).

Erro padrão entre parênteses. Significância estatística: \*  $p < 0,01$ , \*\*  $p < 0,05$  e \*\*\*  $p < 0,10$ . Efeitos Randômicos (ER) e Efeitos Fixos (EF).

Com o intuito de comprovar se a transformação pelo método das diferenças de Kiefer (1980) elimina ou minimiza a correlação de  $\mu_i$  com as variáveis independentes, realizou-se um novo teste de Hausman, testando se os coeficientes das regressões de efeitos randômicos e efeitos fixos não possuem diferenças sistemáticas e se  $\mu_i$  é independente das variáveis explicativas. O resultado do teste qui-quadrado comparando os coeficientes dos dois modelos foi  $\chi^2(9) = 2,29$ , com uma probabilidade de 98,61%. Dessa forma, o teste da hipótese nula de Hausman, de que o estimador de efeitos randômicos é consistente, não pode ser rejeitado e, conseqüentemente, rejeita-se o modelo de efeitos fixos.

A partir dessa constatação, realizaram-se novamente as estimativas, considerando agora o modelo de efeitos randômicos com os devidos ajustes para heterocedasticidade, correlação serial e dependência seccional. Os resultados das regressões (1) com estimativas robustas de variância conforme Huber (1967) e White (1980, 1982), (2) por Mínimos Quadrados Generalizados Factíveis (MQGF), considerando o coeficiente do processo de correlação serial comum a todos os painéis, e (3) por MQGF, considerando o coeficiente do processo de correlação serial específico para cada painel, são expostos na Tabela 5.

Tabela 5 – Estimativas por efeitos randômicos com correção para heterocedasticidade, correlação serial e dependência seccional

Variáveis	(1) dlpibw	(2) dlpibw	(3) dlpibw
ddmkw	0,0106* (0,00238)	0,00632* (0,00143)	0,00824* (0,00129)
ddmspc	0,0660* (0,0256)	0,0537* (0,0139)	0,0573* (0,0126)
ddmepc	-0,0776* (0,0219)	-0,0500* (0,0131)	-0,0605* (0,0119)
dlsm	-0,0304** (0,0125)	-0,0290* (0,00624)	-0,0281* (0,00549)
dlsm12	-0,222** (0,101)	-0,142* (0,0480)	-0,138* (0,0411)
dlsm24	0,120* (0,0441)	0,128* (0,0205)	0,124* (0,0179)
dlsm410	0,0521* (0,0164)	0,0434* (0,00828)	0,0446* (0,00735)
dkw	0,00703* (0,000495)	0,00611* (0,000208)	0,00627* (0,000192)
dhw	0,0696* (0,00943)	0,0818* (0,00405)	0,0748* (0,00359)
Constante	-0,00939* (0,00117)	-0,00485* (0,00173)	-0,00429* (0,00148)
Observações	3.990	3.990	3.990
Grupos	399	399	399

Fonte: calculados pelo autor (2021).

Erro padrão entre parênteses. Significância estatística: \*  $p < 0,01$ , \*\*  $p < 0,05$  e \*\*\*  $p < 0,10$ . Modelos: (1) com estimativas robustas de variância conforme Huber (1967) e White (1980, 1982); (2) estimado por mínimos quadrados generalizados factíveis, considerando o coeficiente do processo de correlação serial comum a todos os painéis; (3) estimado por mínimos quadrados generalizados factíveis, considerando o coeficiente do processo de correlação serial específico para cada painel.

Analisando o modelo (3) da Tabela 5, verifica-se que os sinais e significância estatística dos coeficientes corroboram os resultados apresentados na Tabela 3, com algumas modificações nas dimensões dos coeficientes estimados, o que atesta a robustez do modelo no que tange à inferência estatística. Esse modelo será considerado para fins de análise dos efeitos das variáveis explicativas sobre a produtividade do trabalho em termos quantitativos.

Considerando os coeficientes estimados, as despesas municipais com capital por trabalhador (dmkw) influenciam positivamente a produtividade dos trabalhadores nos municípios paranaenses, indicando que uma elevação de R\$ 1,00 mil nos investimentos municipais com capital físico por unidade de mão de obra eleva sua produtividade em 0,82%. Essa elevação nos gastos com capital físico é bastante grande para um efeito pequeno sobre a produtividade, uma vez que a média geral

por município de gastos com capital físico por trabalhador é de R\$ 1,88 mil. Esse efeito pequeno pode ser explicado pelo fato de os ganhos de capital público impactarem mais fortemente uma parcela pequena dos trabalhadores, sobretudo servidores municipais. As despesas municipais com saúde *per capita* (dm<sub>spc</sub>) também possuem relação positiva com a produtividade, em que uma elevação de R\$ 100 nos dispêndios públicos relacionados a saúde tende a aumentar a produtividade em 0,57%. Esse aumento no investimento em saúde também pode ser considerado relativamente elevado, considerando uma média de R\$ 636,51 nos municípios paranaenses.

Em relação aos dispêndios públicos dos municípios com educação *per capita* (dm<sub>epc</sub>), o impacto sobre a produtividade é negativo na ordem de 0,61% para uma elevação de R\$ 100 nos gastos com educação. Como acredita-se que essas despesas sejam direcionadas especialmente ao ensino infantil e fundamental, dada a responsabilidade dos municípios nesse sentido, não há efeitos contemporâneos sobre a produtividade e, assim como defendem Dias e Dias (2007), o investimento em educação tende a assumir o papel apenas de tributo, reduzindo a produtividade do trabalho. Corroborando com os resultados, Savian e Bezerra (2013) ressaltam que os gastos públicos com educação pela maioria dos municípios paranaenses se mostraram ineficientes entre 2005 e 2009. De maneira complementar, para a parcela dos gastos que é direcionada a educação da força de trabalho, pode haver ineficiência no direcionamento desses recursos.

Certamente, esses resultados não sugerem que os gastos com a educação infantil e fundamental não sejam importantes para elevação da produtividade. De fato, a educação serve como alternativa para o fortalecimento das economias, beneficiando a evolução da produtividade do capital humano e o nível de produtividade do capital físico (SCHULTZ, 1987; 1973). O investimento em saúde, educação e alimentação gera resposta positiva em ganhos para a produtividade. Se as empresas, juntamente com o Estado, investirem no capital humano, a longo prazo vão permitir uma melhoria não só na de força de trabalho, mas também no bem estar social de modo geral (VIANA, 2009). Contudo, os dados demonstram não haver efeitos coetâneos positivos, embora acredita-se que o tenham no longo prazo. Trabalhos que considerem essa variável defasada no tempo contribuirão para sua melhor compreensão.

Em relação às variáveis da participação dos trabalhadores por faixa de remuneração, uma elevação de 10% no número de trabalhadores com remuneração de até um salário mínimo em relação ao total de trabalhadores reduz em 0,28% a produtividade; e, uma elevação de 10% no número de trabalhadores com remuneração entre um e dois salários mínimos em relação ao total de trabalhadores reduz a produtividade da força de trabalho em 1,38%. De maneira contrária, observa-se que um aumento de 10% na participação dos trabalhadores com remuneração de dois a quatro e de quatro a dez salários mínimos sobre o total de trabalhadores aumenta a produtividade em 1,24% e 0,45%, respectivamente. Os resultados demonstram que como a elevação da renda tende a melhorar as condições de vida dos trabalhadores, garantindo a segurança alimentar e possibilitando o acesso a melhores serviços de saúde e educação, isso eleva a produtividade dos mesmos.

Por fim, tanto a acumulação de capital físico como de capital humano influenciam positivamente a produtividade da mão de obra. Tendo em mente que a média, em valores monetários, dos investimentos em capital por trabalhador nos municípios paranaenses é de R\$ 51,72 mil, um aumento de R\$ 5,00 mil na acumulação de capital físico por trabalhador gera um ganho de 3,14% na produtividade. Já uma elevação em média de um ano de educação formal por trabalhador tem um efeito positivo de 7,48% sobre a produtividade. Portanto, evidencia-se que a acumulação de capital humano se mostra, de maneira isolada, o fator mais importante para a elevação do produto por trabalhador nos municípios paranaenses, demonstrando que a qualificação da mão de obra tem papel fundamental e determinante no ganho em produtividade e, conseqüentemente, no crescimento econômico das regiões.

## **5 CONCLUSÕES**

O escopo do trabalho foi mensurar a contribuição da acumulação de capital físico e humano sobre o produto por trabalhador dos municípios paranaenses para o período 2006/2015. Para fins de controle, incorporou-se à análise as despesas públicas municipais com capital físico, educação e saúde, e o número de trabalhadores por faixas de renda. Com isso, o intuito foi abarcar na pesquisa os efeitos da educação, da saúde, da renda e do capital físico sobre a produtividade

dos trabalhadores. Além disso, dadas as proporções geográficas do Brasil, optou-se pelo nível de desagregação municipal, efetuado um recorte geográfico selecionando os 399 municípios paranaenses, a fim de captar os potenciais efeitos da heterogeneidade das economias regionais sobre o crescimento do produto.

Para análise, empregou-se metodologia quantitativa por meio de econometria de painel de dados, realizando-se testes para identificação de heterocedasticidade, correlação serial, dependência seccional e efeitos fixos. O modelo proposto foi estimado por efeitos fixos e aleatórios, considerando a correção para os problemas de heterocedasticidade, correlação serial e dependência seccional. Em todas as regressões os coeficientes se mostraram estatisticamente significativos, passíveis a inferência estatística. Os resultados demonstram que a produtividade dos municípios paranaenses é impactada positivamente: i) pelas despesas municipais com capital físico; ii) pelos dispêndios públicos municipais com saúde; iii) pela acumulação de capital físico na economia; e, sobretudo, iv) pela acumulação de capital humano. Entretanto, os investimentos em educação influenciam negativamente a produtividade, pois como não há uma relação contemporânea positiva direta, no curto prazo atuam como mecanismo realocativo dos recursos do setor produtivo para o de educação. Além disso, a elevação do número de trabalhadores com remuneração de até um salário mínimo e de um a dois salários mínimos sobre o total de trabalhadores, reduz a produtividade, enquanto que a elevação da participação dos trabalhadores com remuneração de dois a quatro e de quatro a dez salários mínimos eleva a produtividade.

As despesas municipais com capital físico e os dispêndios públicos municipais com saúde têm efeitos discretos, pois precisariam elevações significativas (considerando a média para essas variáveis nos municípios) nessas variáveis para impactos relativamente pequenos na produtividade. Da mesma forma, embora com efeito negativo, o impacto dos investimentos em educação é pequeno, mas seu sinal deve ser investigado com atenção em novos estudos que abarquem estatísticas qualitativas dessa variável ou ainda a defasagem da mesma.

Outro fato que merece destaque, é que o impacto positivo da elevação da participação dos trabalhadores com remuneração de dois a quatro salários mínimos é maior que o impacto gerado por um aumento na quantidade de trabalhadores com remuneração de quatro a dez salários mínimos. Isso indica que a produtividade

tende a ter rendimentos decrescentes em relação a renda, demonstrando que talvez os dispêndios dos trabalhadores com o aperfeiçoamento de sua mão de obra sejam mais significativos na primeira faixa, ou ainda pelo fato de os trabalhadores da segunda faixa já estarem satisfeitos com sua posição e investirem menos na qualificação profissional. De qualquer forma, novos estudos devem ser feitos com o objetivo de explicar tais comportamentos.

Como esperado, em termos quantitativos, os fatores que mais impactam a produtividade do trabalho foram a acumulação de capital físico e, de forma bem mais pronunciada, a acumulação de capital humano. Os resultados demonstram o importante papel exercido pela educação para a qualificação da mão de obra e elevação da produtividade dos trabalhadores, que, por sua vez, elevará o crescimento do produto e da renda, tendendo à redução das disparidades socioeconômicas das regiões.

Por fim, é necessário ressaltar que a pesquisa limitou-se a trabalhar com dados de emprego formal, a partir de bases oficiais, não considerando trabalhadores informais ou por conta própria, cujos valores não se encontram disponíveis no nível de desagregação almejado. Além disso, dada a especificação do modelo teórico, outra limitação foi considerar que a taxa de participação da força de trabalho é constante para os diferentes municípios ao longo do tempo. Dessa forma, salienta-se a necessidade de novos trabalhos que abarquem o mercado de trabalho informal e autônomo, além do relaxamento da hipótese da taxa constante de participação da força de trabalho. Acredita-se haver possibilidades de estudos profícuos nesse sentido.

## REFERÊNCIAS

ALESINA, A.; RODRIK, D. Distributive politics and economic growth. **Quarterly Journal of Economics**, v. 109, n. 2, p. 465-490, 1994.

ARELLANO, M. **Panel data econometrics**. Oxford: Oxford University Press, 2003.

BALTAGI, B. H.; LI, Q. A joint test for serial correlation and random individual effects. **Statistics and Probability Letters**, v. 11, p. 277-280, 1991.

BALTAGI, B. H.; LI, Q. Testing AR(1) against MA(1) disturbances in an error component model. **Journal of Econometrics**, v. 68, p. 133-151, 1995.

BAUM, C. F. **An introduction to modern econometrics using Stata**. College Station: Stata Press, 2006.

BERA, A.; SOSA-ESCUADERO, W.; YOON, M. Tests for the error component model in the presence of local misspecification. **Journal of Econometrics**, v. 101, p. 1-23, 2001.

BARRO, R. J.; SALA-I-MARTIN, X. **Economic growth**. New York: McGraw Hill, 1995.

BONDEZAN, K. L.; DIAS, J. Crescimento econômico no Brasil: uma abordagem sobre o papel da acumulação de capital físico e humano. **Revista de Economia**, v. 43, n. 3, set./dez. 2016.

BREUSCH, T. S.; PAGAN, A. R. The Lagrange multiplier test and its applications to model specification in econometrics. **Review of Economic Studies**, v. 47, p. 239–253, 1980.

COBB, C. W.; DOUGLAS, P. H. A theory of production. **American Economic Review**, v. 18, p. 139-165, Mar. 1928.

DIAS, J.; DIAS, M. H. A. Crescimento econômico e as políticas de distribuição de renda e investimento em educação nos estados brasileiros: teoria e análise econométrica. **Estudos Econômicos**, v. 37, n. 4, p. 701-743, 2007.

DRISCOLL, J. C.; KRAAY, A. C. Consistent covariance matrix estimation with spatially dependent panel data. **Review of Economics and Statistics**, v. 80, p. 549-560, 1998.

EFRON, B. Bootstrap methods: another look at the jackknife. **Annals of Statistics**, v. 7, p. 1–26, 1979.

EASTERLY, W. The middle class consensus and economic development. **Journal of Economic Growth**, v. 6, n. 2, p. 317-335, 2001.

FORBES, K. A reassessment of the relationship between inequality and growth. **The American Economic Review**, v. 90, n. 4, p. 869-887, 2000.

FRIEDMAN, M. The use of ranks to avoid the assumption of normality implicit in the analysis of variance. **Journal of the American Statistical Association**, v. 32, p. 675-701, 1937.

GREENE, W. H. **Econometric analysis**. 5th ed. Upper Saddle River, NJ: Prentice Hall, 2002.

HAUSMAN, J. A. Specification tests in econometrics. **Econometrica**, v. 46, p. 1251–1271, 1978.

HUBER, P. J. The behavior of maximum likelihood estimates under nonstandard conditions. In: FIFTH BERKELEY SYMPOSIUM ON MATHEMATICAL STATISTICS AND PROBABILITY, **Proceedings**.... Berkeley: University of California Press, 1967. p. 221–233.

INSTITUTO PARANAENSE DE DESENVOLVIMENTO ECONÔMICO E SOCIAL – (IPARDES). **Base de Dados do Estado – BDEweb**. Disponível em <http://www.ipardes.pr.gov.br/imp/index.php> Acesso em: 13 abr. 2018.

KIEFER, N. M. Estimation of fixed effects models for time series of cross-section with arbitrary intertemporal covariance. **Journal of Econometrics**, v. 14, n. 1, p. 195-202, 1980.

KUZNETS, S. Economic growth and income inequality. **The American Economic Review**, v. 45, n. 1, p. 1-28, 1955.

KROTH, D. C.; DIAS, J. Os efeitos dos investimentos público e privado em capitais físico e humano sobre o produto per capita dos municípios da região sul: uma análise em painéis de dados dinâmicos. **Nova Economia**, Belo Horizonte, v. 22, n. 3, p. 621-649, set./dez. 2012.

LUCAS, R. On the mechanics of economic development. **Journal of Monetary Economics**, v. 22, p. 3-42, Feb. 1988.

MANKIW, N. G.; ROMER, D.; WEIL, D.N. A contribution to the empirics of economic growth. **Quartely Journal of Economics**, n. 107, v. 2, p. 407-437, May 1992.

MINISTÉRIO DO TRABALHO E EMPREGO (MTE). **Relação Anual de Informações Sociais (RAIS)**. Disponível em: <http://bi.mte.gov.br/bgcaged/rais.php> Acesso em: 28 abr. 2018.

PASCHOALINO, P. A. T.; BERNARDELLI, L. V.; SANTOS, L. G. de O.; PARRÉ, J. L. Comportamento do mercado de trabalho no Paraná: uma análise espacial das concentrações por escolaridade. **Revista Espacios**, v. 38, n. 41, p. 27, 2017.

PESARAN, M. H. General diagnostic tests for cross section dependence in panels.. **Economics**, Cambridge: University of Cambridge, n. 0435, 2004.

PERSON, T.; TABELLINI, G. Is inequality harmful for growth? **The American Economic Review**, v. 84, n. 3, p. 600-621, 1994.

RAIHER, A. P. Os determinantes da localização industrial por nível tecnológico no Paraná: ênfase no capital humano. **Informe Gepec**, Toledo, v. 15, n. 2, p. 18-35, jul./dez. 2011.

ROMER, P. M. Increasing returns and long-run growth. **Journal of Political Economy**, v. 94, n. 5, p. 1002-1037, Oct. 1986.

SABOIA, J.; KUBRUSLY, L. Diferenciais regionais e setoriais na indústria brasileira. **Economia Aplicada**, São Paulo, v. 12, n. 1, p. 125-149, jan./mar. 2008.

SAVIAN, M. P. G.; BEZERRA, F. M. Análise de eficiência dos gastos públicos com educação no ensino fundamental no estado do Paraná. **Economia & Região**, Londrina (PR), v. 1, n. 1, p. 26-47, jan./ jul. 2013.

SCHULTZ, T. W. **Investindo no povo**: o segredo econômico da qualidade da população. Rio de Janeiro: Forense Universitária, 1987.

SCHULTZ, T. W. **O capital humano**: investimentos em educação e pesquisa. Rio de Janeiro: Zahar Editores, 1973.

SMITH, A. **A riqueza das nações**: investigação sobre sua natureza e suas causas. São Paulo: Nova Cultura, 1996. (v. 1).

SOLOW, R. M. A contribution to the theory of economic growth. **Quartely Journal of Economics**, n. 70, v. 1, p. 65-94, Feb. 1956.

SOLOW, R. M. Technical change and the aggregate production function. **Review of Economics and Statistics**, v. 39, p. 312-320, Aug. 1957.

TUKEY, J. W. Bias and confidence in not-quite large samples (abstract). **Annals of Mathematical Statistics**, v. 29, n. 2, p. 614, Jun. 1958.

VIANA, G. **Capital humano e crescimento econômico**: o caso da economia paranaense no início do século XXI. 111 p. Dissertação (Mestrado em Desenvolvimento Regional e Agronegócio) – Universidade Estadual do Oeste do Paraná (UNIOESTE), Toledo, 2009.

WHITE, H. L., Jr. A heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroskedasticity. **Econometrica**, v. 48, p. 817–838, 1980.

WHITE, H. L., Jr. Maximum likelihood estimation of misspecified models. **Econometrica**, v. 50, p. 1–25, 1982.