

Canais de Crescimento Econômico a partir do Capital Humano: Uma Análise em Painel Dinâmico para o Brasil

Silvio da Rosa Paula¹
Daniel de Abreu Pereira Uhr²
Mariana Fialho Ferreira³
Marcelo de Oliveira Passos⁴
Julia Gallego Ziero Uhr⁵

Resumo

O objetivo deste artigo é testar o efeito do capital humano sobre o crescimento econômico brasileiro através do canal de *acumulação dos fatores* e do canal de *produtividade total dos fatores*. Para tanto, novas medidas de capital humano são propostas. Utilizando dados para as unidades federativas do Brasil, os quais cobrem o período de 1996 a 2015, a análise empírica é conduzida de acordo com o método *two-step System-GMM* (Arellano e Bover, 1995; Blundell e Bond, 1998), com a correção dos erros padrão para amostra finita de Windmeijer (2005), e análise dos componentes principais (*Principal Components Analysis - PCA*) para controle da proliferação dos instrumentos (Mehrhoff, 2009; Kapetanios e Marcellino 2010; Ng e Bai, 2010). Os resultados mostram que tanto a medida de capital humano agregado quanto as medidas de capital humano desagregado em níveis básico e avançado impactam o crescimento econômico por meio de ambos os canais, mas que os impactos por meio do canal de *acumulação dos fatores* e os relacionados ao capital humano em nível básico são mais expressivos.

Palavras-chave: Capital humano; crescimento econômico; método dos momentos generalizados (GMM); modelos dinâmicos de dados em painel.

JEL: O10; K42; C23

Abstract

The main purpose of this article is to test the effect of human capital on Brazilian economic growth through *factor accumulation* and *total factor productivity* channels. To do so, we propose new measures of human capital. In the empirical analysis, we use the *two-step system-GMM* method (Arellano and Bover, 1995; Blundell and Bond, 1998), with the correction of the standard errors for the sample (1998), and apply Principal Components Analysis (PCA) for controlling the proliferation of instruments (Ng and Bai, 2010; Kapetanios and Marcellino 2010; Mehrhoff, 2009). The results show that both the aggregate human capital measure and the disaggregated measures - into basic and advanced human capital - impact economic growth through the two considered channels, being the major effects related to the *factor accumulation channel* and to the basic levels of human capital.

Keywords: Human capital; economic growth; GMM model; dynamic panel data.

JEL: O10; K42; C23

¹ Silvio da Rosa Paula. Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada. Universidade Federal de Pelotas (UFPEL). E-mail: silvio.economia@gmail.com

² Daniel de Abreu Pereira Uhr. Pós-Doutorado em Economia pela FEA/USP, e Doutor em Economia pela UnB. Professor do PPGOM, e do Departamento de Economia da UFPel. E-mail: daniel.uhr@gmail.com. Endereço: Rua Gomes Carneiro, nº 1, 4º Andar, Departamento de Economia da UFPel. Pelotas/RS. CEP: 96010-610.

³ Mariana Fialho Ferreira. Doutora em Economia pela EPGE/FGV. Professora do Departamento de Economia da Universidade Federal do Espírito Santo (UFES). E-mail: mariana.ferreira.00@ufes.br

⁴ Marcelo de Oliveira Passos. Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada. Universidade Federal de Pelotas (UFPEL). E-mail: marcelo.passos@ufpel.edu.br

⁵ Julia Gallego Ziero Uhr. Pós-Doutorado em Economia pela FEA/USP, e Doutora em Economia pela UnB. Professora do PPGOM, e do Departamento de Economia da UFPel. E-mail: zierouhr@gmail.com

Área 6 - Crescimento, Desenvolvimento Econômico e Instituições

1. INTRODUÇÃO

Os modelos teóricos de crescimento econômico destacaram a importância do capital humano a partir da perspectiva de obtenção de educação (NELSON e PHELPS, 1966; LUCAS, 1988; BECKER et al, 1990; MULLIGAN e SALA-I-MARTIN, 1993). Barro e Lee (2013) encontram efeito positivo e significativo da escolaridade dos trabalhadores, medida pelo total de anos de estudo, sobre o nível de produção dos países. Entretanto, como existem limitações na disponibilidade de medidas de educação para os diferentes países e regiões, então diversas *proxies* são utilizadas pela literatura para a identificação do efeito do capital humano sobre o crescimento econômico (ROMER, 1990a; BARRO, 1991; KYRIACOU, 1991; BENHABIB e SPIEGEL, 1992, 1994; BARRO e LEE, 1993). Alguns exemplos destas *proxies* são anos de estudos em nível básico e em nível avançado, o nível de gastos com educação total e por níveis de educação, as taxas de matrículas, entre outras (PELINESCU, 2015; KOLAWOLE et al, 2018; LI e WANG, 2016; KAZMI et al, 2017).

Os estudos acerca da importância do papel do capital humano para o processo de crescimento econômico no Brasil têm avançado nos últimos anos. Diversas contribuições tentam vencer as limitações quanto à mensuração do capital humano, considerando diferentes *proxies* para examinar a importância do capital humano para o crescimento. Por exemplo, De Lucas e Dias (2016) propuseram uma forma de estimar o estoque de capital humano e capital físico público e privado baseando as estimativas em Garafolo e Yamarik (2002) e Mincer (1974) para Brasil. Já Irfi et al (2016), considerando o estoque de indivíduos com ensino fundamental e médio concluídos como medida para o capital humano, investigam se o capital humano e a abertura comercial brasileira tiveram participação no crescimento econômico nos municípios cearenses. O trabalho de Guimarães et al (2017) investiga a evolução dos fatores totais de produtividade, levando em consideração a evolução do número de concluintes no ensino superior para o Brasil no período de 1971 a 2011.

Além disso, diversos são os métodos utilizados pela literatura para identificar o efeito do capital humano sobre a produção econômica. As análises empíricas consideram desde métodos de séries temporais através da técnica de vetores auto-regressivos e de vetores de correção de erros (DA SILVA SALGUEIRO et al, 2011; GUIMARÃES et al, 2017; KAZMI et al, 2017,), de mínimos quadrados ordinários (MOREIRA, 2014; AZAMBUJA, 2014; CUNHA e STEPHANO, 2016; FULLY e TEIXEIRA, 2016; JAMEEL, ET AL ,2016), de dados em painel (PELINESCU, 2015; BARRO e LEE, 2013;), econometria espacial (FIRME e SIMAO, 2014; GAMA 2014), e de painéis dinâmicos (CANGUSSU e NAKABASHI, 2010; CASTELLÓ-CLIMENT, 2013; SILVA e SUMARTO, 2014; BAYRAKTAR-SAGLAM e BAHAR, 2016; LI e WANG, 2016; IRFFI et al, 2016; DE LUCAS e DIAS, 2016; TEIXEIRA e QUEIRÓS, 2016; KOLAWOLE et al, 2018).

O objetivo deste artigo é examinar por quais canais o capital humano agregado e desagregado em nível básico e avançado afetam o crescimento econômico do Brasil. Ou seja, serão testadas as seguintes hipóteses: o capital humano – agregado e desagregado em níveis básico e avançado - afeta o crescimento através (i) do canal de *acumulação dos fatores*; (ii) do canal de *produtividade total dos fatores*; ou (iii) de ambos os canais simultaneamente.

Este estudo contribui para a literatura de crescimento econômico e capital humano no Brasil não só pela mensuração do efeito do capital humano pelos canais de *acumulação dos fatores*, e canal de *produtividade total dos fatores*, mas, também, porque propõe uma nova medida para o capital humano, representada pelo salário baseado na educação dos concluintes dos diferentes níveis educacionais no Brasil. Não se identificou, até a presente data, nenhum outro trabalho que tenha empregado essa variável para estes propósitos.

Essa medida destaca-se das demais porque contorna as principais dificuldades encontradas pelas *proxies* de capital humano frequentemente utilizadas, uma vez que representa estoques de capital humano em vez de fluxos de acumulação de capital humano, e, além disso, não desconsidera os problemas de evasão escolar, repetência e dos aspectos de produtividade da mão de obra, relacionados com retornos educação formal, experiência e treinamento no local de trabalho.

Outra contribuição importante deste trabalho recai sobre a análise econométrica. Isto é, o artigo inova ao utilizar o método *Two-Step System GMM* (Arellano e Bover, 1995; Blundell e Bond, 1998), com a correção dos erros padrão para amostra finita de Windmeijer (2005), e a análise dos componentes principais (*Principal Components Analysis - PCA*) para controle da proliferação dos instrumentos (MEHRHOFF, 2009; KAPETANIOS E MARCELLINO 2010; NG E BAI, 2010).

O artigo está organizado da seguinte forma. A seção 2 apresenta o referencial teórico. A Seção 3 discute a estratégia de identificação, onde apresentamos o método e descrevemos os dados. Na seção 4 apresentamos os resultados das estimativas. A seção 5 apresenta a análise de robustez dos resultados encontrados na Seção 4. E, por fim, as observações finais são elencadas na seção 6.

2. REFERENCIAL TEÓRICO

Considere o seguinte modelo de crescimento de Solow aumentado com capital humano⁶, semelhante aos propostos por Lucas (1988) e Mankiw, Romer e Weil (1992), com função de produção agregada no instante t dada por

$$Y_t = A_t K_t^\alpha H_t^\beta L_t^\gamma, \quad (1)$$

onde Y é o produto, A é o nível tecnológico, K é o capital físico, H é o capital humano e L é o trabalho e $\alpha + \beta + \gamma < 1$. Assume-se que o trabalho cresce à taxa de crescimento populacional n e que a tecnologia cresce exogenamente à taxa g :

$$L(t) = L(0)e^{nt}, \quad (2)$$

$$A(t) = A(0)e^{gt} \quad (3)$$

Denotando o produto per capita por $y_{it} \equiv \frac{Y_{it}}{L_{it}}$, o capital físico per capita por $k_{it} \equiv \frac{K_{it}}{L_{it}}$ e o capital humano per capita por $h_{it} \equiv \frac{H_{it}}{L_{it}}$, onde i denota a seção analisada, a função de produção pode ser reescrita em termos per capita de acordo com

$$y_{it} = A_{it} k_{it}^{\alpha_i} h_{it}^{\beta_i} L_{it}^{\gamma_i + \alpha_i + \beta_i - 1}, \quad (4)$$

No mais, aplicando o logaritmo em ambos os lados da equação (4), obtém-se

$$\ln(y_{it}) = \ln(A_{it}) + \alpha_i \ln(k_{it}) + \beta_i \ln(h_{it}) + (\gamma_i + \alpha_i + \beta_i - 1) \ln(L_{it}), \quad (5)$$

Tomando a primeira diferença em (5) e considerando (2) e (3), a equação de regressão para a contabilidade do crescimento pode ser expressa da seguinte forma:

$$\Delta \ln y_{it} = g_i + \beta_{i1} \Delta \ln(k_{it}) + \beta_{i2} \Delta \ln(h_{it}) + \beta_{i3} n_{it} + \varepsilon_{it}, \quad (6)$$

⁶ Esta seção segue as especificações do modelo utilizado por Li e Wang (2016).

onde g_i representa a taxa de progresso tecnológico exógena da seção i , por hipótese constante ao longo do tempo, n_{it} representa a taxa de crescimento populacional da seção i no instante t e $\varepsilon_{it} \sim iid(0, \sigma_\varepsilon^2)$, $i = 1, 2, \dots, N$, e $t = 1, 2, \dots, T$.

A equação (6) descreve o canal da *acumulação dos fatores*, uma vez que considera o capital humano como um mero fator de produção, de maneira que a taxa de crescimento do estoque de capital humano produz efeitos sobre a taxa de crescimento do produto per capita.

Por sua vez, o canal de *produtividade total dos fatores* pode ser obtido a partir da abordagem proposta por Nelson & Phelps (1966), a qual sustenta que o tratamento reservado ao capital humano simplesmente como um fator de produção adicional representa uma má especificação da relação entre esta variável e o crescimento econômico. Segundo os autores, maiores níveis de capital humano são capazes de aumentar a habilidade que uma economia possui para inovar e/ou se adaptar a novas tecnologias. Isso equivale a dizer que níveis mais elevados de capital humano influenciam positivamente a taxa de progresso tecnológico.

De acordo com o modelo proposto, a principal fonte do crescimento é a difusão tecnológica que, por sua vez, é aprimorada pela educação, facilitando o processo de adoção e implementação de novas tecnologias. A taxa de crescimento do progresso tecnológico é, portanto, função crescente do capital humano per capita, h_{it} , e do gap entre o nível tecnológico sustentado pela teoria (ou fronteira tecnológica), T_{it} , e o nível de fato observado, A_{it} , dado pela razão $(T_{it} - A_{it})/A_{it}$, isto é:

$$g(h_{it}) = \Phi(h_{it}) \left[\frac{T_{it} - A_{it}}{A_{it}} \right], \quad \Phi(0) = 0, \quad \Phi'(\cdot) > 0 \quad (7)$$

Onde $g(h_{it})$ é a taxa de crescimento da tecnologia na seção i no instante t . Note que, a partir das modificações introduzidas, a taxa de progresso tecnológico passa a ser endógena, uma vez que depende do estoque de capital humano da economia. A função de produção deve refletir essas alterações⁷ e, de acordo com uma equação análoga à (6), a taxa de crescimento do produto per capita, além de ser afetada pela taxa de acumulação de capital humano, $\Delta \ln(h_{it})$, passa também a sofrer influência do nível desta variável, por meio do termo $g(h_{it})$, dando origem a uma equação de regressão alternativa para a contabilidade do crescimento, que leva em consideração tanto o canal de *acumulação dos fatores* quanto o de *produtividade total dos fatores*:

$$\Delta \ln y_{it} = g(h_{it}) + \beta_{i1} \Delta \ln(k_{it}) + \beta_{i2} \Delta \ln(h_{it}) + \beta_{i3} n_{it} + \varepsilon_{it}, \quad (8)$$

A equação (8) mostra, portanto, de que forma a taxa de crescimento é afetada tanto pelo nível do capital humano per capita quanto pela taxa de crescimento desta variável, uma vez que ambos os canais - de *acumulação dos fatores* e de *produtividade total dos fatores* - estão atuando simultaneamente sobre o crescimento.

Como, de acordo com (7), a taxa de progresso tecnológico é função crescente do estoque de capital humano per capita, pode-se reescrever (8) de maneira a explicitar essa relação:

$$\Delta \ln y_{it} = a_i + \beta_{i1} \Delta \ln(k_{it}) + \beta_{i2} \Delta \ln(h_{it}) + \beta_{i3} \ln(h_{it}) + \beta_{i4} n_{it} + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

Se, por outro lado, admitir-se que o estoque de capital humano afeta o produto *apenas* por meio do canal da *produtividade total dos fatores*, isto é, por meio do termo de produtividade

⁷ Assume-se $A_t = A(h_t)$ e, portanto, $Y_t = A(h_t)K_t^\alpha H_t^\beta L_t^\gamma$,

$A(h_t)$, deixando de considera-lo um fator de produção adicional, a função de produção agregada novamente deve ser modificada de maneira a refletir esta nova hipótese:

$$Y_t = A(h_t)K_t^\alpha L_t^\gamma, \quad (10)$$

Procedendo de maneira análoga visando à obtenção de uma terceira especificação para a equação de regressão, a função de produção (10) pode ser reescrita em termos per capita,

$$y_{it} = A(h_{it})k_{it}^{\alpha_i} L_{it}^{\gamma_i + \alpha_i - 1}, \quad (11)$$

a partir da qual obtém-se

$$\ln(y_{it}) = \ln(A(h_{it})) + \alpha_i \ln(k_{it}) + (\gamma_i + \alpha_i - 1) \ln(L_{it}), \quad (12)$$

e da qual deriva-se a equação de regressão para a contabilidade do crescimento, que leva em consideração apenas o canal de *produtividade total dos fatores*⁸:

$$\Delta \ln y_{it} = g(h_{it}) + \beta_{i1} \Delta \ln(k_{it}) + \beta_{i2} n_{it} + \varepsilon_{it}, \quad (13)$$

Reescrevendo (13) de maneira a explicitar essa relação crescente entre capital humano per capita e taxa de progresso tecnológico endógena:

$$\Delta \ln y_{it} = a_i + \beta_{i1} \Delta \ln(k_{it}) + \beta_{i2} \ln(h_{it}) + \beta_{i3} n_{it} + \varepsilon_{it}, \quad (14)$$

A equação (14) mostra que, por meio do canal de *produtividade total dos fatores*, apenas o nível do capital humano per capita, e não a taxa de crescimento desta variável, é capaz de afetar a taxa de crescimento do produto per capita.

As equações de regressão para a contabilidade do crescimento formuladas servem ao objetivo deste trabalho, qual seja, analisar a importância relativa dos dois canais de acumulação do capital humano. É possível, a partir das equações (6), (14) e (9), respectivamente, investigar se o capital humano afeta o crescimento a partir (i) do canal de *acumulação dos fatores*, (ii) do canal de *produtividade total dos fatores*, ou (iii) de ambos os canais simultaneamente.

Assim, caso a hipótese (i) seja verdadeira, a equação (6) está corretamente especificada e o coeficiente estimado da taxa de crescimento do capital humano per capita deverá ser positivo e significativo. Por outro lado, caso a hipótese (ii) seja verdadeira, (14) está corretamente especificada e coeficiente estimado do nível do capital humano per capita deverá ser positivo e significativo. Por fim, caso (iii) seja verdadeira, (9) está corretamente especificada e os coeficientes estimados de ambos os termos que levam em consideração o capital humano devem ser positivos e significativos.

Ademais, é interessante examinar se diferentes níveis de capital humano afetam os canais de crescimento de forma diversa. Desagregando o capital humano em dois níveis, capital humano básico (obtenção de experiências/habilidades associada ao ensino fundamental e ao ensino médio), denotado por bh , e capital humano avançado (obtenção associada ao ensino superior), denotado por ah , as seguintes hipóteses conjuntas serão testadas: (A) o capital humano básico afeta o crescimento do produto a partir do canal de *acumulação dos fatores*; (B) o capital humano avançado afeta o crescimento a partir do canal de *produtividade total dos fatores*, ou (C) o capital humano básico via

⁸ Similar à estimada em Benhabib e Spiegel (1994)

canal de *acumulação dos fatores* e o capital humano avançado via canal de *produtividade total dos fatores* afetam o crescimento de forma simultânea.

Formalmente, considerando as hipóteses adicionais (A), (B) ou (C), as regressões (6), (14) e (9) são adaptadas, respectivamente, da seguinte forma:

$$\Delta \ln(y_{it}) = g_i + \beta_{i1} \Delta \ln(k_{it}) + \beta_{i2} \Delta \ln(bh_{it}) + \beta_{i3} n_{it} + \varepsilon_{it} \quad (15)$$

$$\Delta \ln(y_{it}) = a_i + \beta_{i1} \Delta \ln(k_{it}) + \beta_{i3} \ln(ah_{it}) + \beta_{i3} n_{it} + \varepsilon_{it} \quad (16)$$

$$\Delta \ln(y_{it}) = a_i + \beta_{i1} \Delta \ln(k_{it}) + \beta_{i2} \Delta \ln(bh_{it}) + \beta_{i3} \ln(ah_{it}) + \beta_{i4} n_{it} + \varepsilon_{it} \quad (17)$$

Por fim, pode-se inverter as medidas de capital humano para testar se o capital humano avançado afeta o crescimento via canal de *acumulação de fatores* e se o capital humano básico o afeta via canal de *produtividade total dos fatores*, tanto individualmente quanto simultaneamente:

$$\Delta \ln(y_{it}) = g_i + \beta_{i1} \Delta \ln(k_{it}) + \beta_{i2} \Delta \ln(ah_{it}) + \beta_{i3} n_{it} + \varepsilon_{it} \quad (18)$$

$$\Delta \ln(y_{it}) = a_i + \beta_{i1} \Delta \ln(k_{it}) + \beta_{i3} \ln(bh_{it}) + \beta_{i3} n_{it} + \varepsilon_{it} \quad (19)$$

$$\Delta \ln(y_{it}) = a_i + \beta_{i1} \Delta \ln(k_{it}) + \beta_{i2} \Delta \ln(ah_{it}) + \beta_{i3} \ln(bh_{it}) + \beta_{i4} n_{it} + \varepsilon_{it} \quad (20)$$

Uma vez que este trabalho pretende examinar por quais canais o capital humano agregado e desagregado em nível básico e avançado afetam o crescimento econômico brasileiro, na seção empírica deste artigo as nove regressões descritas pelas equações (6), (9) e de (14) a (20) serão testadas a partir da elaboração de um painel dinâmico utilizando dados para as unidades federativas do Brasil abrangendo o período de 1996 a 2015. Outras variáveis de controle convencionais da literatura de crescimento são consideradas nas regressões, como ficará claro em momento oportuno.

3. ESTRATÉGIA DE IDENTIFICAÇÃO

3.1. Método

A natureza do crescimento econômico é dinâmica, isto é, o crescimento tende a estar correlacionado no tempo. As principais considerações teóricas sobre o comportamento econômico inercial⁹ são que as razões tecnológicas, institucionais e psicológicas dos produtores não apresentam mudanças abruptas em seus hábitos após mudanças no nível de capital humano dos insumos de trabalho, por exemplo. Então pode-se considerar que existe um *delay* na reação do produtor, de modo que a produção não é função apenas do capital físico, capital humano, e condições institucionais correntes, mas também das passadas.

A estrutura de dados em painel na qual a variável dependente defasada é considerada como variável explicativa é conhecida pela literatura como Dados em Painel Dinâmico (*Dynamic Panel Data* - DPD). E os modelos de crescimento, derivados do de Solow¹⁰, são usualmente estimados através de técnicas de DPD, principalmente pelo método dos momentos generalizados em sistema (*System GMM*) o qual foi proposto por Arellano e Bover (1995) e Blundell e Bond (1998). Em termos gerais, os modelos de GMM são adequados quando se tem as seguintes situações: (i) poucos períodos de tempo e muitos indivíduos; (ii) relação linear funcional; (iii) a variável dependente de com características dinâmicas; (iv) variáveis explicativas que não são estritamente exógenas, e portanto,

⁹ Ver Pindyck, R., Rotemberg, J., 1982.

¹⁰ Ver em Bond et al (2001)

correlacionadas com suas realizações passadas e possivelmente com atuais do erro; (v) efeitos individuais fixos; (vi) heteroscedasticidade e autocorrelação nos indivíduos, porém não entre eles. (ROODMAN, 2006).

Blundell e Bond (1998) argumentam que o estimador *difference-GMM* proposto por Arellano-Bond (1991) pode apresentar persistência nas séries, e por consequência, as variáveis em nível tornam-se instrumentos fracos para a equação em diferença, implicando em viés e baixa precisão em amostras finitas. Então os autores impõem a condição de que as variáveis em diferença são não correlacionadas com os efeitos fixos individuais. Logo, mais instrumentos podem ser considerados, melhorando a eficiência do estimador de Arellano-Bond, e fornecendo condições de momentos adicionais para a regressão em nível. Assim, o *system-GMM* é formado pela equação em nível, a qual usa como instrumentos as defasagens em diferença, e a equação em diferença que usa as variáveis defasadas em nível como instrumentos.

Cabe destacar que tanto o estimador de Arellano e Bond (1991) e de Blundell-Bond (1998) apresentam variantes *one-step* e *two-step*. Para o estimador *one-step*, pressupõe-se que os termos de erros são independentes e homocedásticos para cada cross-section no decorrer do tempo. No estimador *two-step*, os resíduos obtidos na primeira etapa são utilizados para construir uma estimativa consistente da matriz de variância covariância, relaxando as hipóteses de independência e homocedasticidade. O estimador *two-step* é assintoticamente mais eficiente que o *one-step*, porém em amostras pequenas os erros-padrão decorrentes podem ser intensamente viesados para baixo. Windmeijer (2005) corrige esse problema dos erros-padrão subestimados em amostras finitas tornando o *two-step* robusto e mais eficiente. Dessa forma, para identificar os canais pelos quais o capital humano afeta o crescimento econômico no Brasil, utiliza-se o método *two-step system-GMM* para a análise.

Uma desvantagem do estimador *system-GMM* decorre da proliferação de instrumentos. Esse excesso de instrumentos cria um trade-off entre viés (*overfitting* de variáveis endógenas) e eficiência (condições adicionais de momento), gerando uma estimativa imprecisa da matriz de variância e covariância dos momentos e enfraquecendo o teste de validade conjunta dos instrumentos (BONTEMPI e MAMMI, 2012; ROODMAN, 2009). A proliferação de instrumentos ocorre de forma quadrática na dimensão temporal, e para controlar essa questão utilizaremos a condição de extração de componentes principais (*Principal Components Analysis – PCA*) da matriz de instrumentos (MEHRHOFF, 2009; KAPETANIOS E MARCELLINO 2010; NG E BAI, 2010).

Conforme Mehrhoff (2009), a técnica de análise de componentes principais (*PCA*) para o contexto de *system-GMM* é um processo de fatoração que condensa o conteúdo informacional do conjunto de instrumentos disponíveis reduzindo o risco de sobreidentificação. Além disso, a vantagem dos instrumentos fatorados sobre as demais condições de restrições dos instrumentos é que suas estimativas apresentam menor viés, bem como maior robustez, permitindo a substituição da arbitrariedade do pesquisador sobre a restrição dos instrumentos. Assim, através do uso do PCA, minimiza-se a perda informacional e obtém-se uma técnica estatisticamente fundamentada e orientada por dados, ou seja, minimamente arbitrária na delimitação dos instrumentos, produzindo um conjunto menor de instrumentos que seja maximamente representativo (MEHRHOFF, 2009; KAPETANIOS E MARCELLINO 2010; NG E BAI, 2010).

Quanto aos testes de especificação do modelo, destacam-se os testes de sobreidentificação de Sargan (1958) e Hansen (1982) e os testes de autocorrelação de primeira e segunda ordem de Arellano Bond (1991). Os testes de sobreidentificação têm como objetivo de verificar a validade dos instrumentos. A hipótese nula do teste é que os instrumentos são não correlacionados com o termo de erro. Logo, a aceitação do teste corrobora a validade dos instrumentos. O teste de Sargan é apropriado quando se utiliza o procedimento de *one-step* (matriz de variância-covariância homocedástica), já quando se considera o procedimento de *two-step* (estimação com matriz de variância-covariância heteroscedástica), deve-se utilizar o teste de Hansen.

Neste trabalho, são reportados os erros-padrão robustos corrigidos para amostras finitas de Windmeijer (2005), então o teste de validade dos instrumentos a ser considerado é o de Hansen. Com relação aos testes de Arellano e Bond de primeira e segunda ordem, ao supor que não há

autocorrelação entre os resíduos na equação em nível, por construção, a equação em diferenças apresentará erros autocorrelacionados. Assim, espera-se que o teste de autocorrelação de primeira ordem apresente correção serial, enquanto na segunda ordem e em ordens superiores a autocorrelação seja estatisticamente nula. Assim, para que o estimador seja consistente, deve-se rejeitar a hipótese nula para primeira ordem, AR (1), e não rejeitar a hipótese nula para a ordem superior, AR (2).

Quando a amostra é formada por poucos grupos, e uma dimensão temporal maior que 10, há uma tendência do teste de Hansen ser fraco, ou seja, convergir para 1 de modo a aceitar a hipótese nula (ROODMAN, 2009). Segundo e Labra e Torrecillas (2014) e Lillo e Torrecillas (2018), neste caso, a orientação é ter um número de instrumentos igual ou menor que o número de grupos de indivíduos. Portanto, adota-se uma quantidade de instrumentos igual ao número de grupos. No caso desta pesquisa, o número de grupos é definido pelas Unidades Federativas (UF) do Brasil, as quais totalizam 27. É importante salientar que na ausência da seleção dos instrumentos por PCA, então há que se analisar também o teste de especificação conhecido como *difference-Hansen*. Ao se utilizar o *system-GMM* de Blundell-Bond (1998), tem-se mais instrumentos disponíveis do que quando se emprega o procedimento de *difference-GMM* de Arellano e Bond (1991). Então o teste de *difference-Hansen* testa a validade destes instrumentos adicionais. Sua hipótese nula é que estes instrumentos adicionais são válidos.

Em suma, como objetivo da pesquisa é examinar por quais canais o capital humano agregado e desagregado a nível básico e avançado afetam o crescimento da renda para os estados brasileiros emprega-se o método *two-step system-GMM* com a correção de amostra finita de Windmeijer (2005), que é assintoticamente mais eficiente. Devido ao fato de o painel dinâmico ser sensível a autocorrelação dos resíduos, reportamos os testes de Arellano e Bond para autocorrelação de primeira AR (1) e segunda ordem AR (2) e o teste para a validade dos instrumentos *Hansen* e *Diff-Hansen*. Para controlar os potenciais problemas de proliferação de instrumentos, utilizados o método de PCA. Ademais, para as estimações a variável dependente, seu nível defasado e o capital físico são tratados como endógenas, as demais variáveis são tratadas como exógenas. Por fim, são incluídos dois instrumentos exógenos adicionais: número de professores do ensino básico (Nº Prof. Bh) e número de professores do ensino avançado (Nº Prof. Ah).

3.2. Dados

Um dos principais problemas dos trabalhos empíricos reside na escolha da *proxy* para capital humano. Barro e Lee (1993) argumentam que algumas *proxies* para estoque de capital humano frequentemente utilizadas pela literatura devido à facilidade de acesso apresentam deficiências, como, por exemplo, as taxas de matrículas. Estas são deficientes porque representam os fluxos, e não o estoque de capital humano. A ideia é que o acúmulo desse fluxo que irá gerar o estoque de capital humano no futuro, ou seja, o processo educacional leva tempo. Ainda conforme Barro e Lee (1993) existe uma defasagem entre os fluxos e estoques e, mesmo considerando uma defasagem apropriada, ainda serão necessárias as estimativas de estoque inicial para construção de um estoque de capital humano. Ademais, as taxas de matrículas não consideram a repetência, a mortalidade, a migração e principalmente a evasão escolar, que são fenômenos tipicamente altos em países em desenvolvimento.

As taxas de alfabetização de adultos - também amplamente utilizadas nos trabalhos empíricos - diferentemente das taxas de matrículas, representam um componente do estoque atual de capital humano, porém não refletem as habilidades que são obtidas além dos níveis mais elementares de escolaridade, e ainda desconsideram aspectos do capital humano que são importantes para a produtividade do trabalho, tais como o raciocínio lógico e analítico e os vários tipos de conhecimentos técnicos (BARRO e LEE, 1993). Mulligan & Sala-i-Martin (1995), por sua vez, apontam que a média de anos de escolaridade também não é uma boa *proxy* para capital humano, na medida em que: (i) pressupõe-se que os trabalhadores sejam substitutos perfeitos independentemente de suas áreas de atuação; (ii) assume-se que as diferenças de produtividade entre trabalhadores são proporcionais aos

anos de escolaridade independentemente de suas diferenças salariais; (iii) assume-se a elasticidade constante de substituição entre trabalhadores de diferentes categorias sempre e em todo mercado de trabalho e (iv) presume-se que um ano de estudo gere o mesmo aumento de habilidade, independente das características de qualidade ou área do estudo.

Mulligan e Sala-i-Martin (1994) utilizaram uma *proxy* de capital humano com base na renda do trabalho, objetivando contornar as deficiências supracitadas. A intuição dos autores era que o salário que a pessoa recebia dependia da sua importância para o mercado, sendo remunerado o tipo de educação que fosse mais útil para o mercado. Porém, o capital humano baseado na renda não é isento de falhas, uma vez que o salário de um trabalhador não depende somente de suas habilidades, mas também das quantidades de outros insumos agregados, como capital físico e tecnologia.

Desse modo, a principal medida de capital humano utilizada neste estudo é a média de salários mensais auferidos no trabalho principal dos concluintes do ensino fundamental, médio e superior, que é denominada “salário baseado na educação dos concluintes”, representada por (HC), e que leva em conta tanto retornos da educação formal como da experiência e treinamento no local de trabalho. Os dados foram extraídos da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) para os anos de 1996 a 2015. Para os anos de 2000 e 2010, utiliza-se as médias entre o ano anterior e o posterior.

O conjunto de dados está agrupado de três formas: educação básica, para a média de salários dos concluintes do ensino fundamental e médio (HC_bh), educação avançada, para média de salários dos concluintes do ensino superior (HC_ah) e todos os níveis (HC). Ou seja, a *proxy* é obtida pela média de rendimentos mensais em reais no trabalho principal dos concluintes do ensino fundamental, médio e superior divididos pelo valor do salário mínimo no respectivo ano, coletado a partir do Departamento Intersindical de Estatística e Estudos socioeconômicos (DIEESE). O objetivo de dividir os rendimentos mensais pelo valor do salário mínimo é expurgar a variação da renda determinada por lei.

Utilizamos como variável de controle relacionada ao capital humano os gastos com educação e cultura em cada unidade federativa (Gec). Os dados foram coletados junto a (IPEA) instituto de pesquisas econômicas aplicadas e complementados a partir do ano de 2010 pelos dados do (COMPARA BRASIL) que é portal de livre acesso com dados sobre as finanças públicas do Brasil.

A variável dependente, crescimento do produto per capita ($\Delta \ln(y)$) é representada como a primeira diferença do nível do produto interno bruto dos estados brasileiros (PIB) dividido pela população economicamente ativa (PEA). O PIB foi coletado do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE); a população economicamente ativa foi extraída da PNAD e complementados para os anos faltantes de 2000 e 2010 pela média entre o ano anterior e o posterior. A variável crescimento do estoque de capital físico per capita ($\Delta \ln(k)$) é obtida a partir da primeira diferença da multiplicação entre a participação percentual dos estados na formação do PIB do Brasil e o indicador de estoque de capital fixo dividida pela PEA. O indicador de estoque de capital fixo foi coletado junto ao IPEA, e é estimado pelo método de estoque perpétuo obtido com base na distribuição da formação bruta de capital fixo para o Brasil em R\$ milhões de 2000.

Considerando-se que a PNAD teve sua abrangência geográfica ampliada gradativamente desde seu início até cobrir todo o território Brasileiro a partir do ano de 2004, durante o período entre 1996 a 2003, e, portanto, durante parte do recorte temporal deste trabalho, a PNAD não abrangia a população rural de Rondônia, Acre, Amazonas, Roraima, Pará e Amapá. Em razão disso, quando complementados os dados populacionais - utilizados para o cálculo da taxa de crescimento populacional (Popgr) - com os obtidos a partir do recenseamento demográfico disponibilizados pelo IBGE para os anos 2000 e 2010, utiliza-se somente a população urbana dos estados supracitados para o ano 2000.

Por fim, dados para número de professores do ensino fundamental (Nº Prof. Bh) e superior (Nº Prof. Ah), extraídos dos relatórios do Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira (INEP), são utilizados como instrumentos exógenos adicionais.

A Tabela 1 apresenta as estatísticas descritivas das variáveis utilizadas.

TABELA 1: Estatísticas descritivas.

Variable	Obs	Mean	Std. Dev	Min	Max
$\Delta \ln y$	513	0.0861275	0.0768737	-0.3942487	0.3650074
$\Delta \ln(k)$	513	0.0100026	0.0739149	-0.5088327	0.2496293
Popgr	513	0.0228598	0.0482886	-0.039758	0.5256723
$\ln(\text{Gec})$	540	20.70656	1.109757	18.04528	24.1939
$\Delta \ln(\text{HC})$	513	-0.0668012	0.1464852	-0.8616085	0.7393398
$\ln(\text{HC})$	540	-13.16493	1.210636	-15.84615	-9.536788
$\Delta \ln(\text{HC_bh})$	513	-0.05888	0.145552	-0.7204685	0.4622765
$\ln(\text{HC_ah})$	536	-12.5629	1.205669	-15.29634	-9.034603
$\Delta \ln(\text{HC_ah})$	508	-0.0727565	0.1569695	-0.6550922	0.5551977
$\ln(\text{HC_bh})$	540	-13.74001	1.211404	-16.30259	-9.896704
Nº Prof. bh	540	82311.36	91034.72	3654	533040
Nº Prof. Ah	540	10870.52	15305.2	146	89979

Fonte: elaborada pelos autores.

4. RESULTADOS

A Tabela 2 apresenta nove estimações para avaliar por quais canais, e com qual magnitude, o capital humano afeta o crescimento econômico no Brasil. As estimações de (1) a (3) utilizam o salário baseado na educação dos concluintes do ensino fundamental, médio e superior (HC) como *proxy* para o capital humano. A equação (1) testa a contribuição do canal de *acumulação dos fatores*; a equação (2) testa o canal de *produtividade total dos fatores* e a equação (3) testa ambos os canais simultaneamente. Posteriormente, nas equações de (4) a (6), desagrega-se o capital humano em básico e avançado. Na equação (4) é testado o efeito do capital humano básico pelo canal de *acumulação de fatores*; na equação (5) é testado o efeito do capital humano avançado pelo canal de *produtividade total dos fatores* e, na equação (6), as duas medidas são testadas simultaneamente. Para último grupo de análise, das equações (7) a (9), inverte-se a lógica anterior, de modo que testamos o efeito do capital humano avançado através do canal de *acumulação dos fatores* (equação 7), o efeito do capital humano básico através do canal de *produtividade total dos fatores* (equação 8), e na equação (9) testamos os dois canais simultaneamente.

Em todas as regressões foram utilizadas o método *two-step system-GMM* com erro-padrão robusto de Windmeijer (2005), e *PCA* para controle da proliferação dos instrumentos (MEHRHOFF, 2009; KAPETANIOS E MARCELLINO 2010; NG E BAI, 2010).

TABELA 2: Resultados *Two-step System GMM* com *PCA*.

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
$\Delta \ln(\text{HC})$	0.06 ^{***}		0.04 [*]						
	(0.02)		(0.02)						
$\ln(\text{HC})$		0.03 ^{***}	0.02 ^{***}						
		(0.01)	(0.01)						
$\Delta \ln(\text{HC_bh})$				0.08 ^{***}		0.07 ^{***}			
				(0.03)		(0.03)			
$\ln(\text{HC_ah})$					0.02 ^{***}	0.02 ^{***}			
					(0.01)	(0.00)			
$\Delta \ln(\text{HC_ah})$							0.04 ^{**}		0.02
							(0.02)		(0.02)
$\ln(\text{HC_bh})$								0.03 ^{***}	0.03 ^{***}
								(0.01)	(0.01)
<i>Inertial Component</i>									
$\Delta \ln(y_{t-1})$	0.20 ^{***}	0.21 ^{***}	0.21 ^{***}	0.17 ^{***}	0.23 ^{***}	0.20 ^{***}	0.20 ^{***}	0.21 ^{***}	0.20 ^{***}
	(0.04)	(0.05)	(0.04)	(0.04)	(0.05)	(0.04)	(0.04)	(0.04)	(0.05)
<i>Covariates</i>									
$\ln(y_{t-1})$	-0.02 ^{***}	-0.05 ^{***}	-0.04 ^{***}	-0.02 ^{***}	-0.04 ^{***}	-0.04 ^{***}	-0.03 ^{***}	-0.06 ^{***}	-0.06 ^{***}
	(0.00)	(0.01)	(0.01)	(0.00)	(0.01)	(0.01)	(0.00)	(0.01)	(0.01)
$\Delta \ln(k)$	0.57 ^{***}	0.70 ^{***}	0.62 ^{***}	0.56 ^{***}	0.68 ^{***}	0.58 ^{***}	0.63 ^{***}	0.71 ^{***}	0.67 ^{***}
	(0.07)	(0.06)	(0.06)	(0.06)	(0.06)	(0.06)	(0.07)	(0.06)	(0.06)
$\ln(\text{Gec})$	0.00	0.04 ^{***}	0.03 ^{***}	0.00	0.03 ^{***}	0.03 ^{***}	0.00 [*]	0.04 ^{***}	0.04 ^{***}
	(0.00)	(0.01)	(0.01)	(0.00)	(0.01)	(0.01)	(0.00)	(0.01)	(0.01)
Popgr	-0.33 ^{***}	-0.28 ^{***}	-0.31 ^{***}	-0.28 ^{***}	-0.30 ^{***}	-0.29 ^{***}	-0.30 ^{***}	-0.26 ^{**}	-0.27 ^{**}
	(0.10)	(0.11)	(0.10)	(0.09)	(0.11)	(0.09)	(0.10)	(0.11)	(0.11)
Constant	0.07 [*]	-0.22 [*]	-0.17	0.07 [*]	-0.21 [*]	-0.15	0.06	-0.25 [*]	-0.26
	(0.04)	(0.12)	(0.12)	(0.04)	(0.11)	(0.10)	(0.04)	(0.14)	(0.16)
AR(1)	[0.00]	[0.00]	[0.00]	[0.00]	[0.00]	[0.00]	[0.00]	[0.00]	[0.00]
AR(2)	[0.09]	[0.09]	[0.10]	[0.27]	[0.08]	[0.24]	[0.11]	[0.10]	[0.16]
J- Hansen	[0.14]	[0.16]	[0.12]	[0.14]	[0.16]	[0.12]	[0.14]	[0.16]	[0.14]
<i>N instruments</i>	27	27	27	27	27	27	27	27	27
<i>N</i>	486	486	486	486	484	484	482	486	482

Nota: Todas as estimações foram realizadas a partir do método *two-step system-GMM*. Os níveis de significância são representados por *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.10$; o valor entre parênteses representa o erro-padrão robusto de Windmeijer (2005).

Fonte: elaborada pelos autores.

Em termos gerais, para verificar a qualidade do ajustamento do modelo tem-se que analisar os testes de especificação da estatística J de Hansen e os testes de autocorrelação de primeira e segunda ordem de Arellano e Bond. Os resultados do teste de Hansen não rejeitam a hipótese nula de que os instrumentos são válidos para todas as especificações utilizadas ($>0,05$ para todas as estimativas). Quanto aos testes de autocorrelação de Arellano-Bond, os resultados rejeitam a hipótese nula de ausência de autocorrelação de primeira ordem ($<0,00$ para todas as estimativas) e não rejeitam a hipótese nula de ausência de autocorrelação de segunda ordem para todas as especificações ($>0,05$ em todas as estimativas), indicando que os instrumentos são válidos e não são correlacionados com o termo de erro para todas as especificações. Então, todos os modelos indicam boa qualidade de especificação. Um ponto complementar à correta especificação dos modelos em painel dinâmico é a estimativa da variável dependente defasada (*inertial component*). Também, para todas as estimativas, os resultados dos coeficientes estimados da variável dependente defasada ($\Delta \ln(y_{t-1})$) são significativos ao nível de 1% de confiança. Assim, como esperado, o componente dinâmico é importante para explicar o crescimento econômico, e corrobora o uso do painel dinâmico.

No tocante aos resultados das variáveis de interesse (as medidas de capital humano), é possível inferir que o capital humano agregado foi estatisticamente significativo por ambos canais de forma individual e simultânea (equações 1, 2, e 3), apresentando, contudo, maior magnitude pelo canal de *acumulação dos fatores*, tanto de forma individual quanto simultânea.

Com relação ao capital humano medido de forma desagregada, os resultados mostram que a educação básica (equações 4 e 8), de forma individual, apresentou um coeficiente estimado maior pelo canal de *acumulação dos fatores*. De forma simultânea (equação 6), a educação básica por meio do canal de *acumulação de fatores* apresentou coeficiente estimado mais elevado do que o da educação superior por meio do canal de *produtividade total dos fatores*, evidenciando a importância da educação básica para o crescimento econômico brasileiro e indo ao encontro de importantes resultados já evidenciados pela literatura recente de crescimento econômico.

No que tange à educação avançada, seus coeficientes também foram estatisticamente significativos por ambos canais de forma individual (equações 5 e 7), sendo possível observar que seu impacto também foi maior via canal de *acumulação dos fatores*. Entretanto, esta variável perde significância estatística na especificação (9) quando analisados os canais simultaneamente.

Por tudo o que foi exposto, analisando-se as magnitudes dos coeficientes estimados para as variáveis de interesse (medidas de capital humano), cabe, portanto, o destaque aos relacionados ao capital humano em nível básico, os quais, em todas as análises realizadas, se mostraram significativos e sempre com impacto superior aos relacionados ao capital humano avançado. Estes resultados evidenciam, de certa forma, que políticas públicas voltadas à acumulação do capital humano básico devem ser estimuladas e que, caso exista necessidade de escolha envolvendo a alocação de recursos para educação, o capital humano básico deve ser considerado prioritário.

Com relação às covariáveis, tem-se que em todas as especificações o crescimento do estoque de capital físico se mostrou positivo e estatisticamente significativo ao nível de 1% de significância, como previsto pelo modelo teórico. A variável de gastos com educação e cultura ($\ln(\text{Gec})$) se mostrou estatisticamente significativa e positiva para todas as especificações exceto para especificação (1) e (4). Esse resultado contrapõe os resultados encontrados por Pelinescu (2015) que, utilizando o conjunto de países da base de dados do Eurostat para o período 2000-2012, encontra uma relação negativa entre os gastos com educação e crescimento do PIB per capita. Por fim, em consonância com o que preveem os modelos de crescimento de Solow aumentados com capital humano, encontramos que o nível de produto defasado ($\ln(y_{it-1})$) e taxa de crescimento populacional (Popgr) estão negativamente correlacionadas com a taxa de crescimento para todas as regressões.

Em suma, os resultados indicam que a acumulação de capital físico é fator mais importante para o processo de crescimento dos estados brasileiros e que os gastos com educação e cultura também impactam positivamente no crescimento. No mais, podemos destacar a importância do capital humano básico e do canal de *acumulação de fatores*, no qual o capital humano é compreendido como um insumo produtivo, como importante força motriz para o crescimento dos estados brasileiros.

A tabela 3, por sua vez, apresenta os efeitos calculados para o longo prazo.

TABELA 3 – Efeitos de longo prazo

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
$\Delta \ln(\text{HC})$	0.072***		0.0497*						
	(0.0246)		(0.0271)						
$\ln(\text{HC})$		0.0325***	0.0280***						
		(0.0075)	(0.0076)						
$\Delta \ln(\text{HC_bh})$				0.1028***		0.092***			
				(0.0307)		(0.0346)			
$\ln(\text{HC_ah})$					0.0304***	0.0246***			
					(0.0068)	(0.0063)			
$\Delta \ln(\text{HC_ah})$							0.0437**		0.0304
							(0.0199)		(0.0199)
$\ln(\text{HC_bh})$								0.037***	0.038***
								(0.01693)	(0.010)

Nota: Todas as estimações foram realizadas a partir do método *two-step system-GMM*. Os níveis de significância são representados por *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.10$; o valor entre parênteses representa o erro-padrão robusto de Windmeijer (2005).

Fonte: elaborada pelos autores.

Os efeitos encontrados seguem as mesmas proporções daqueles encontrados anteriormente entre eles. Esses resultados mostram que o acúmulo do estoque de capital humano apresenta efeitos maiores no decorrer do tempo, isto por todos os canais testados.

5. ANÁLISE DE ROBUSTEZ

Nesta seção coloca-se os resultados à prova ao considerar-se diferentes especificações econométricas, a fim de verificar se os resultados encontrados anteriormente são robustos. Desse modo, propomos três especificações distintas para o controle da proliferação do número de instrumentos no *two-step system-GMM*. Primeiramente considera-se os limites das defasagens conjuntamente com os instrumentos colapsados (Tabela 4). Posteriormente, relaxamos as especificações, considerando apenas os limites das defasagens (Tabela 5). E, por fim, consideramos apenas os instrumentos colapsados (Tabela 6).

De acordo com Bontempi e Mammi (2012) o método de colapso dos instrumentos e truncamento de profundidade das defasagens envolvem um certo grau de arbitrariedade, de modo que deve haver confiança nas restrições impostas pelo pesquisador. Quando a matriz do instrumento é colapsada se pressupõem dinâmicas específicas nos dados; já quando aplicamos o método de truncamento de profundidade das defasagens são escolhidos os números de *lags* que devem ser incluídos entre os instrumentos, pressupondo que as informações relevantes são transmitidas apenas pelas defasagens consideradas das variáveis endógenas. Então, nessa análise de robustez continuamos com o estimador de *two-step system-GMM*, entretanto definimos os instrumentos internos colapsados e limita-se o número de defasagens da variável dependente defasada em *lag(2 4)* pela equação em nível e *lag(2 2)* pela equação em diferença, além de considerar esta especificação para as demais variáveis endógenas ($\Delta \ln(k)$, e $\ln(y(t - 1))$).

TABELA 4: Resultados do *Two-Step System-GMM* com *laglimits* e *collapse*.

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
$\Delta \ln(\text{HC})$	0.06** (0.02)		0.06** (0.02)						
$\ln(\text{HC})$		0.01** (0.01)	0.01 (0.00)						
$\Delta \ln(\text{HC_bh})$				0.06** (0.02)		0.06** (0.02)			
$\ln(\text{HC_ah})$					0.01** (0.00)	0.01** (0.00)			
$\Delta \ln(\text{HC_ah})$							0.04*** (0.01)		0.04*** (0.01)
$\ln(\text{HC_bh})$								0.01* (0.01)	0.01* (0.01)
<i>Inertial Component</i>									
$\Delta \ln(y_{t-1})$	0.04*** (0.01)	0.04*** (0.02)	0.04*** (0.01)	0.03* (0.02)	0.05*** (0.02)	0.03** (0.02)	0.06*** (0.02)	0.05*** (0.02)	0.05*** (0.02)
<i>Covariates</i>									
$\ln(y_{t-1})$	-0.01*** (0.00)	-0.02*** (0.01)	-0.01** (0.01)	-0.01*** (0.00)	-0.01*** (0.01)	-0.02*** (0.01)	-0.01*** (0.00)	-0.02** (0.01)	-0.02** (0.01)
$\Delta \ln(k)$	0.59*** (0.09)	0.58*** (0.08)	0.59*** (0.09)	0.63*** (0.09)	0.56*** (0.09)	0.61*** (0.09)	0.58*** (0.09)	0.59*** (0.08)	0.58*** (0.09)
$\ln(\text{Gec})$	-0.00 (0.00)	0.01 (0.01)	0.01 (0.01)	0.00 (0.00)	0.01 (0.01)	0.01* (0.01)	-0.00 (0.00)	0.01 (0.01)	0.01 (0.01)
Popgr	-0.29*** (0.08)	-0.36*** (0.08)	-0.29*** (0.08)	-0.24*** (0.08)	-0.38*** (0.08)	-0.25*** (0.07)	-0.33*** (0.09)	-0.35*** (0.08)	-0.33*** (0.08)
Constant	0.12*** (0.02)	0.01 (0.09)	0.06 (0.08)	0.11*** (0.03)	0.01 (0.09)	0.01 (0.08)	0.12*** (0.02)	0.02 (0.09)	0.02 (0.09)
AR(1)	[0.00]	[0.00]	[0.00]	[0.00]	[0.00]	[0.00]	[0.00]	[0.00]	[0.00]
AR(2)	[0.55]	[0.43]	[0.58]	[0.92]	[0.42]	[0.89]	[0.56]	[0.45]	[0.66]
J- Hansen	[0.12]	[0.25]	[0.13]	[0.03]	[0.27]	[0.05]	[0.12]	[0.21]	[0.13]
Diff-Hansen	[0.60]	[0.72]	[0.53]	[0.37]	[0.68]	[0.29]	[0.29]	[0.72]	[0.27]
<i>Nº instruments</i>	12	12	13	12	12	13	12	12	13
<i>N</i>	486	486	486	486	484	484	482	486	482

Nota: Todas as estimações foram realizadas a partir do método *two-step system-GMM*. Os níveis de significância são representados por *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.10$; o valor entre parênteses representa o erro-padrão robusto de Windmeijer (2005).

Fonte: elaborada pelos autores.

TABELA 5: Resultados do *Two-Step System-GMM* com *collapse*.

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
$\Delta \ln(\text{HC})$	0.02 (0.01)		0.01 (0.01)						
$\ln(\text{HC})$		0.02*** (0.00)	0.02*** (0.01)						
$\Delta \ln(\text{HC_bh})$				0.06*** (0.01)		0.05*** (0.01)			
$\ln(\text{HC_ah})$					0.02*** (0.00)	0.01*** (0.00)			
$\Delta \ln(\text{HC_ah})$							0.00 (0.01)		0.00 (0.01)
$\ln(\text{HC_bh})$								0.02*** (0.00)	0.02*** (0.01)
<i>Inertial Component</i>									
$\Delta \ln(y_{t-1})$	0.05*** (0.01)	0.06*** (0.02)	0.06*** (0.02)	0.04** (0.01)	0.06*** (0.02)	0.05*** (0.01)	0.06*** (0.01)	0.06*** (0.02)	0.06*** (0.02)
<i>Covariates</i>									
$\ln(y_{t-1})$	-0.02*** (0.00)	-0.04*** (0.00)	-0.04*** (0.01)	-0.02*** (0.00)	-0.03*** (0.00)	-0.03*** (0.00)	-0.02*** (0.00)	-0.04*** (0.01)	-0.05*** (0.01)
$\Delta \ln(k)$	0.94*** (0.03)	0.94*** (0.03)	0.93*** (0.03)	0.91*** (0.03)	0.95*** (0.03)	0.91*** (0.03)	0.95*** (0.03)	0.94*** (0.03)	0.94*** (0.03)
$\ln(\text{Gec})$	0.00** (0.00)	0.03*** (0.01)	0.03*** (0.01)	0.00** (0.00)	0.02*** (0.01)	0.02*** (0.01)	0.00* (0.00)	0.03*** (0.01)	0.03*** (0.01)
Popgr	0.00 (0.02)	-0.02 (0.03)	-0.01 (0.03)	0.03 (0.03)	-0.01 (0.03)	0.03 (0.03)	0.00 (0.02)	-0.01 (0.03)	0.00 (0.03)
Constant	0.04 (0.04)	-0.14** (0.06)	-0.14* (0.08)	0.05 (0.04)	-0.13** (0.06)	-0.12 (0.08)	0.05 (0.04)	-0.17* (0.09)	-0.18* (0.09)
AR(1)	[0.00]	[0.00]	[0.00]	[0.00]	[0.00]	[0.00]	[0.00]	[0.00]	[0.00]
AR(2)	[0.80]	[0.90]	[0.56]	[0.05]	[0.94]	[0.01]	[0.69]	[0.81]	[0.64]
J- Hansen	[1.00]	[1.00]	[1.00]	[1.00]	[1.00]	[1.00]	[1.00]	[1.00]	[1.00]
Diff-Hansen	[1.00]	[1.00]	[1.00]	[1.00]	[1.00]	[1.00]	[1.00]	[1.00]	[1.00]
<i>N instruments</i>	75	75	76	75	75	76	75	75	76
<i>N</i>	486	486	486	486	484	484	482	486	482

Nota: Todas as estimações foram realizadas a partir do método *two-step system-GMM*. Os níveis de significância são representados por *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.10$; o valor entre parênteses representa o erro-padrão robusto de Windmeijer (2005).

Fonte: elaborada pelos autores.

TABELA 6: Resultados do *Two-Step System GMM* com *laglimits*.

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
$\Delta \ln(\text{HC})$	0.03 ^{***}		0.02 *						
	(0.01)		(0.01)						
$\ln(\text{HC})$		0.01 ^{***}	0.01 ^{***}						
		(0.00)	(0.00)						
$\Delta \ln(\text{HC_bh})$				0.07 ^{***}		0.06 ^{***}			
				(0.01)		(0.01)			
$\ln(\text{HC_ah})$					0.01 ^{***}	0.01 ^{***}			
					(0.00)	(0.00)			
$\Delta \ln(\text{HC_ah})$							0.01		0.01
							(0.01)		(0.01)
$\ln(\text{HC_bh})$								0.02 ^{***}	0.02 ^{***}
								(0.00)	(0.00)
<i>Inertial Component</i>									
$\Delta \ln(y_{t-1})$	0.05 ^{***}	0.06 ^{***}	0.06 ^{***}	0.04 ^{**}	0.07 ^{***}	0.05 ^{***}	0.06 ^{***}	0.06 ^{***}	0.06 ^{***}
	(0.02)	(0.02)	(0.02)	(0.02)	(0.02)	(0.02)	(0.02)	(0.02)	(0.02)
<i>Covariates</i>									
$\ln(y_{t-1})$	-0.02 ^{***}	-0.03 ^{***}	-0.03 ^{***}	-0.02 ^{***}	-0.03 ^{***}	-0.03 ^{***}	-0.02 ^{***}	-0.04 ^{***}	-0.04 ^{***}
	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.01)	(0.01)
$\Delta \ln(k)$	0.86 ^{***}	0.89 ^{***}	0.87 ^{***}	0.82 ^{***}	0.90 ^{***}	0.83 ^{***}	0.89 ^{***}	0.89 ^{***}	0.89 ^{***}
	(0.04)	(0.04)	(0.04)	(0.04)	(0.04)	(0.04)	(0.04)	(0.04)	(0.04)
$\ln(\text{Gec})$	0.00 ^{**}	0.02 ^{***}	0.02 ^{***}	0.00 ^{**}	0.02 ^{***}	0.02 ^{***}	0.00 [*]	0.03 ^{***}	0.03 ^{***}
	(0.00)	(0.01)	(0.01)	(0.00)	(0.01)	(0.00)	(0.00)	(0.01)	(0.01)
Popgr	-0.06	-0.06	-0.06	-0.04	-0.05	-0.03	-0.05	-0.06	-0.04
	(0.04)	(0.04)	(0.04)	(0.04)	(0.04)	(0.04)	(0.04)	(0.04)	(0.04)
Constant	0.05	-0.09	-0.08	0.05	-0.09	-0.06	0.05	-0.12	-0.12
	(0.04)	(0.06)	(0.07)	(0.04)	(0.06)	(0.06)	(0.04)	(0.08)	(0.08)
AR(1)	[0.00]	[0.00]	[0.00]	[0.00]	[0.00]	[0.00]	[0.00]	[0.00]	[0.00]
AR(2)	[0.83]	[0.52]	[0.97]	[0.31]	[0.53]	[0.21]	[0.62]	[0.59]	[0.99]
J- Hansen	[1.00]	[1.00]	[1.00]	[1.00]	[1.00]	[1.00]	[1.00]	[1.00]	[1.00]
Diff-Hansen	[1.00]	[1.00]	[1.00]	[1.00]	[1.00]	[1.00]	[1.00]	[1.00]	[1.00]
<i>N° instruments</i>	102	102	103	102	102	103	102	102	103
<i>N</i>	486	486	486	486	484	484	482	486	482

Nota: Todas as estimações foram realizadas a partir do método *two-step system-GMM*. Os níveis de significância são representados por *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.10$; o valor entre parênteses representa o erro-padrão robusto de Windmeijer (2005).

Fonte: elaborada pelos autores.

Os resultados reportados nas Tabelas 4, 5 e 6 corroboram o efeito do capital humano sobre o crescimento econômico brasileiro. Na maioria das estimativas, os coeficientes relacionados ao capital humano foram significativos, com magnitudes próximas aquelas encontradas com o modelo com PCA. A proporção dos efeitos segue a mesma lógica dos resultados anteriores, qual seja, o estoque de capital humano afeta o crescimento econômico brasileiro através dos dois canais testados. Com relação ao capital humano medido de forma desagregada, os resultados seguem a mesma ideia do capital humano agregado (HC), isto é, os resultados mostram que a educação básica apresentou um coeficiente estimado maior pelo canal de *acumulação dos fatores*, corroborando a importância da educação básica. Já a educação avançada também foi estatisticamente significativa também por ambos canais, mas sua magnitude é sempre menor do que a dos coeficientes de capital humano básico. A variável de componente inercial também é estatisticamente significativa em todas as estimativas para as três estratégias consideradas.

Mesmo que os coeficientes das variáveis de interesse tenham mostrado uma direção e magnitude similar a dos encontrados anteriormente, deve-se verificar a qualidade do ajustamento nas três estratégias na análise de robustez. Então, primeiramente, tem-se que analisar os testes de especificação da estatística J de Hansen e os testes de autocorrelação de primeira e segunda ordem de Arellano e Bond. Para a primeira estratégia (Tabela 4), os resultados do teste de Hansen não rejeitam a hipótese nula de que os instrumentos são válidos para maioria das especificações utilizadas (exceto o modelo (4), o valor é $>0,05$ para as estimativas). Quanto aos testes de autocorrelação de Arellano-Bond, os resultados rejeitam a hipótese nula de ausência de autocorrelação de primeira ordem ($<0,00$ para todas as estimativas) e não rejeitam a hipótese nula de ausência de autocorrelação de segunda ordem para todas as especificações ($>0,05$ em todas as estimativas), indicando que os instrumentos são válidos e não são correlacionados com o termo de erro para todas as especificações.

Sem considerar o modelo com PCA, é disponível o teste *Difference in Hansen*, o qual tem como hipótese nula que os instrumentos adicionais são válidos. Os resultados mostram que podemos aceitar a hipótese nula. Assim, os modelos da Tabela 4 indicam boa qualidade de especificação. Quando se analisa a qualidade da especificação das estratégias das tabelas 5 e 6, surge, principalmente, desconfiança sobre a validade dos instrumentos. Isso ocorre devido proliferação dos instrumentos. Veja que na primeira especificação são considerados entre 12 e 13. Já na segunda esse número salta para entre 75 e 76. Por fim, temos em torno de 103 instrumentos. Como os testes de Hansen são sensíveis a proliferação dos instrumentos, perde-se a confiança sobre a qualidade das estimativas das Tabelas 5 e 6. Logo, as estimativas das Tabelas 5 e 6 não tem qualidade satisfatória e não podem ser consideradas.

Os resultados dessa seção são importantes porque reforçam os resultados encontrados anteriormente, na medida em que os coeficientes estimados por diferentes estratégias apresentam valores próximos aos encontrados. E, como a proliferação de instrumentos é uma questão grave para o estimador *System-GMM*, era de se esperar que um relaxamento no controle dos instrumentos provocasse redução na qualidade das estimativas, principalmente nos modelos das Tabelas 5 e 6. No mais, cabe destacar que o modelo da Tabela 4 é muito bem ajustado e comparável ao modelo proposto pela pesquisa. Entretanto, o modelo com PCA é considerado superior, uma vez que, além da maior eficiência, é uma maneira minimamente arbitrária de limitar a contagem de instrumentos, minimizando a perda de informações e possibilitando manter um conjunto dos componentes principais com maiores autovalores (NG e BAI, 2010; KAPETANIOS e MARCELLINO, 2010; MEHRHOFF, 2009).

6. CONSIDERAÇÕES FINAIS

Partindo de um modelo de crescimento de Solow aumentado com capital humano, semelhante aos propostos por Lucas (1988) e Mankiw, Romer e Weil (1992) e das contribuições de Nelson e Phelps (1966), este trabalho teve como objetivo examinar por meio de quais canais o capital humano afeta o crescimento econômico no Brasil, no período de 1996 a 2015. Foram testadas as seguintes

hipóteses: o capital humano – agregado e desagregado em níveis básico e avançado - afeta o crescimento através (i) do canal de *acumulação dos fatores*; (ii) do canal de *produtividade total dos fatores*; ou (iii) de ambos os canais simultaneamente.

O presente artigo contribui para o debate em âmbito nacional na medida em que propõe novas *proxies* para o estoque de capital humano, relacionadas a retornos educação formal, experiência e treinamento no local de trabalho, e que, portanto, não são afetadas pelas principais deficiências das medidas documentadas pela literatura, tais como as relacionadas às taxas de evasão escolar, à repetência e aos aspectos de produtividade da mão de obra (BARRO e LEE, 1993; MULLIGAN e SALA-I-MARTIN, 1995).

Para a análise empírica, utilizou-se o método *two-step system-GMM* (Arellano e Bover, 1995; Blundell e Bond, 1998), com a correção dos erros padrão para amostra finita de Windmeijer (2005), e análise dos componentes principais (*Principal Components Analysis - PCA*) para controle da proliferação dos instrumentos (MEHRHOFF, 2009; KAPETANIOS E MARCELLINO 2010; NG E BAI, 2010). Como teste de robustez dos resultados, controlamos a proliferação dos instrumentos através de *laglimits* e *colapse*. Os resultados mostraram que tanto a medida de capital humano agregado quanto as medidas de capital humano desagregado em básico e avançado afetam o crescimento econômico por ambos canais, sendo mais expressivo o impacto por meio do canal de *acumulação dos fatores*. No que se refere às magnitudes dos coeficientes estimados para as variáveis de interesse, destacaram-se aqueles relacionados ao capital humano em nível básico, os quais, em todas as análises realizadas, se mostraram significativos e sempre com impacto superior aos relacionados ao capital humano avançado.

Pode-se, portanto, concluir que políticas públicas voltadas à promoção do crescimento econômico a partir da acumulação do capital humano devem ser estimuladas e que, havendo necessidade de escolha alocativa para os recursos, envolvendo etapas educacionais distintas, aquelas que se relacionam à acumulação de capital humano em nível básico devem ser priorizadas.

REFERÊNCIAS

- ARELLANO, M.; BOVER, O. Another look at the instrumental-variable estimation of error-components model. **Journal of Econometrics**, v. 68, p. 29-52, 1995.
- ARELLANO, Manuel; BOND, Stephen. Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. **The review of economic studies**, v. 58, n. 2, p. 277-297, 1991.
- BAI, Jushan; NG, Serena. Instrumental variable estimation in a data rich environment. **Econometric Theory**, v. 26, n. 6, p. 1577-1606, 2010.
- BARRO, Robert J. Economic growth in a cross section of countries. **The quarterly journal of economics**, v. 106, n. 2, p. 407-443, 1991.
- BARRO, Robert J.; LEE, Jong Wha. A new data set of educational attainment in the world, 1950–2010. **Journal of development economics**, v. 104, p. 184-198, 2013.
- BARRO, Robert J.; LEE, Jong-Wha. International comparisons of educational attainment. **Journal of monetary economics**, v. 32, n. 3, p. 363-394, 1993.
- BAYRAKTAR-SAĞLAM, Bahar. The Stages of Human Capital and Economic Growth: Does the Direction of Causality Matter for the Rich and the Poor?. **Social Indicators Research**, v. 127, n. 1, p. 243-302, 2016.
- BECKER, Gary S.; MURPHY, Kevin M.; TAMURA, Robert. Human capital, fertility, and economic growth. **Journal of political economy**, v. 98, n. 5, Part 2, p. S12-S37, 1990.
- BENHABIB, Jess *et al.* **The role of human capital and political instability in economic development**. 1992.
- BENHABIB, Jess; SPIEGEL, Mark M. The role of human capital in economic development evidence from aggregate cross-country data. **Journal of Monetary economics**, v. 34, n. 2, p. 143-173, 1994.

- BLUNDELL, Richard; BOND, Stephen. Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. **Journal of econometrics**, v. 87, n. 1, p. 115-143, 1998.
- BOND, Stephen; HOEFFLER, Anke; TEMPLE, Jonathan. GMM estimation of empirical growth models. 2001.
- BONTEMPI, Maria Elena; MAMMI, Irene. A strategy to reduce the count of moment conditions in panel data GMM. 2012.
- CANGUSSU, Ricardo Corrêa; SALVATO, Márcio Antônio; NAKABASHI, Luciano. Uma análise do capital humano sobre o nível de renda dos estados brasileiros: MRW versus Mincer. **Estudos Econômicos (São Paulo)**, v. 40, n. 1, p. 153-183, 2010.
- CASTELLÓ-CLIMENT, Amparo; MUKHOPADHYAY, Abhiroop. Mass education or a minority well educated elite in the process of growth: The case of India. **Journal of Development Economics**, v. 105, p. 303-320, 2013.
- CUNHA, Aline Francielly; NUNES, Stephano Farias. Educação e Crescimento Econômico: Análise dos Municípios da Região dos Campos Gerais do Paraná. **Revista de Ensino, Educação e Ciências Humanas**, v. 17, n. 3, p. 232-239, 2016.
- DA SILVA SALGUEIRO, Ariene; NAKABASHI, Luciano; DE PRINCE, Diogo. O papel do capital humano no crescimento: uma análise espacial para o Brasil. **Revista Economia & Tecnologia**, v. 7, n. 4, 2011.
- DE LUCAS BONDEZAN, Kezia; DIAS, Joilson. Crescimento Econômico no Brasil: Uma abordagem sobre o papel da acumulação de capital físico e humano. **Revista de Economia**, v. 42, n. 3, 2016.
- DE SILVA, Indunil; SUMARTO, Sudarno. Dynamics of Growth, Poverty and Human Capital: Evidence from Indonesian Sub-National Data. 2014.
- FIRME, Vinícius de Azevedo Couto; SIMÃO FILHO, José. Análise do crescimento econômico dos municípios de minas gerais via modelo MRW (1992) com capital humano, condições de saúde e fatores espaciais, 1991-2000. **Economia Aplicada**, v. 18, n. 4, p. 679-716, 2014.
- FULLY, Roberto Miranda Pimentel; TEIXEIRA, Arilton. Os Efeitos da Educação Sobre o Progresso Tecnológico no Brasil. **Gestão e Sociedade**, v. 10, n. 25, p. 1274-1283, 2016.
- GAMA, Victor Azambuja. **Os efeitos da qualidade da educação sobre a acumulação de capital humano e o crescimento econômico no Brasil**. 2014. Tese de Doutorado. Universidade de São Paulo.
- GAROFALO, Gasper A.; YAMARIK, Steven. Regional convergence: Evidence from a new state-by-state capital stock series. **Review of Economics and Statistics**, v. 84, n. 2, p. 316-323, 2002.
- GUIMARÃES, Aucione Aparecida Barros; FULLY, Roberto Miranda Pimentel; SILVEIRA, LUCAS PEREIRA. Análise do capital humano, sob a ótica da teoria do crescimento endógeno, na produtividade total dos fatores no Brasil. **Revista Eletrônica Gestão e Serviços**, v. 8, n. 1, p. 1902-1918.
- HANSEN, Lars Peter. Large sample properties of generalized method of moments estimators. **Econometrica: Journal of the Econometric Society**, p. 1029-1054, 1982.
- HOLTZ-EAKIN, Douglas; NEWEY, Whitney; ROSEN, Harvey S. Estimating vector autoregressions with panel data. **Econometrica: Journal of the Econometric Society**, p. 1371-1395, 1988.
- IRFFI, Guilherme *et al.* Impactos da abertura comercial e contribuição dos diferenciais de escolaridade sobre o nível de renda dos municípios cearenses, no período 1997-2005. **Ensaio FEE**, v. 37, n. 1, p. 217-254, 2016.
- JAMEEL, Saba *et al.* Impact of Human Capital on Economic Growth: A Panel Study. **Bulletin of Business and Economics (BBE)**, v. 5, n. 4, p. 231-248, 2016.
- KAPETANIOS, George; MARCELLINO, Massimiliano. Factor-GMM estimation with large sets of possibly weak instruments. **Computational Statistics & Data Analysis**, v. 54, n. 11, p. 2655-2675, 2010.
- KAZMI, Syed Mohsin; ALI, Kazim; ALI, Ghamze. Impact of Human capital on Economic Growth: Evidence from Pakistan. 2017.

- KYRIACOU, George A. *et al.* **Level and growth effects of human capital: a cross-country study of the convergence hypothesis.** 1991.
- LABRA, Romilio; TORRECILLAS, Celia. Guía CERO para datos de panel. Un enfoque práctico. **UAM-Accenture Working Papers**, v. 16, p. 1-57, 2014.
- LI, Tingting; WANG, Yong. Growth channels of human capital: A Chinese panel data study. **China Economic Review**, 2016.
- LILLO, Romilio Labra; TORRECILLAS, Celia. Estimating dynamic Panel data. A practical approach to perform long panels. **Revista Colombiana de Estadística**, v. 41, n. 1, p. 31-52, 2018.
- LILLO, Romilio Labra; TORRECILLAS, Celia. Estimating dynamic Panel data. A practical approach to perform long panels. **Revista Colombiana de Estadística**, v. 41, n. 1, p. 31-52, 2018.
- LUCAS JR, Robert E. On the mechanics of economic development. **Journal of monetary economics**, v. 22, n. 1, p. 3-42, 1988.
- MANKIW, N. Gregory; ROMER, David; WEIL, David N. A contribution to the empirics of economic growth. *The quarterly journal of economics*, v. 107, n. 2, p. 407-437, 1992.
- MEHRHOFF, Jens. A solution to the problem of too many instruments in dynamic panel data GMM. 2009.
- MINCER, Jacob. Schooling, Experience, and Earnings. *Human Behavior & Social Institutions* No. 2. 1974.
- MOREIRA, Élisson Telles. Impactos da tecnologia e do capital humano sobre o crescimento econômico asiático: uma abordagem via dados de painel. **Revista Teoria e Evidência Econômica**, v. 20, n. 43, 2014.
- MULLIGAN, Casey B.; SALA-I-MARTIN, Xavier. Transitional dynamics in two-sector models of endogenous growth. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 108, n. 3, p. 739-773, 1993.
- NELSON, Richard R.; PHELPS, Edmund S. Investment in humans, technological *Diffusion*, and economic growth. **The American economic review**, v. 56, n. 1/2, p. 69-75, 1966.
- OGUNDARI, Kolawole; AWOKUSE, Titus. Human capital contribution to economic growth in Sub-Saharan Africa: Does health status matter more than education?. **Economic Analysis and Policy**, v. 58, p. 131-140, 2018.
- PELINESCU, Elena. The impact of human capital on economic growth. *Procedia Economics and Finance*, v. 22, p. 184-190, 2015.
- PINDYCK, R., ROTEMBERG, J., 1982. Dynamic factor demands under rational expectations. NBER Working Paper Series, 1015, p. 21.
- ROMER, Paul M. Human capital and growth: theory and evidence. In: **Carnegie-Rochester conference series on public policy**. North-Holland, 1990. p. 251-286.
- ROODMAN, David. A note on the theme of too many instruments. **Oxford Bulletin of Economics and statistics**, v. 71, n. 1, p. 135-158, 2009
- ROODMAN, David. How to do xtabond2: An introduction to *Difference and System* GMM in Stata. 2006.
- SALA-I-MARTIN, Xavier X.; MULLIGAN, Casey B. **Measuring Aggregate Human Capital**. Center Discussion Paper, 1995.
- SALA-I-MARTIN, Xavier. Regional cohesion: evidence and theories of regional growth and convergence. 1994.
- SARGAN, John D. The estimation of economic relationships using instrumental variables. **Econometrica: Journal of the Econometric Society**, p. 393-415, 1958.
- SOLOW, Robert M. A contribution to the theory of economic growth. **The quarterly journal of economics**, v. 70, n. 1, p. 65-94, 1956.
- TEIXEIRA, Aurora AC; QUEIRÓS, Anabela SS. Economic growth, human capital and structural change: A dynamic panel data analysis. **Research policy**, v. 45, n. 8, p. 1636-1648, 2016.
- WINDMEIJER, Frank. A finite sample correction for the variance of linear efficient *two-step* GMM estimators. **Journal of econometrics**, v. 126, n. 1, p. 25-51, 2005.