A RELAÇÃO DA FORMAÇÃO DE CAPITAL HUMANO COM O DESEMPENHO ECONÔMICO BRASILEIRO

Marcelo Santos Chaves[1]
David Costa Correia Silva[2]
Charlene de Carvalho Silva[3]

A formação de capital humano é vista como um dos pilares do desenvolvimento das nações. Tendo em vista esse contexto, nos últimos anos, o Brasil tem incentivado a formação de pessoas no ensino superior, na expectativa de alcançar um melhor desempenho econômico. A pergunta levantada neste estudo é: existe uma relação entre formação de capital humano e desenvolvimento econômico no Brasil? A hipótese a ser testada é de que há uma relação de longo prazo entre o investimento em educação na formação no ensino superior e o crescimento econômico, por meio do modelo de vetores autorregressivos. Os resultados mostraram a inexistência de cointegração entre a formação de capital humano e o desempenho econômico no Brasil, no período 1980-2015.

Palavras-chave: vetores autorregressivos; cointegração; educação superior; PIB; crescimento econômico.

THE RELATIONSHIP OF HUMAN CAPITAL FORMATION AND BRAZILIAN ECONOMIC PERFORMANCE

The formation of human capital is one of the pillars of the development of nations, in recent years Brazil has encouraged the formation of people in higher education in the expectation of achieving better economic performance. The question raised in this paper is: is there a relationship between human capital formation and economic development in Brazil? The hypothesis to be tested is that there is a long-term relationship between investment in education in higher education and economic growth, through the self-regressive vector model. The results showed the lack of cointegration between human capital formation and economic performance in Brazil from 1980 to 2015.

Keywords: auto regressive vectors; cointegration; higher education; GDP; economic growth.

LA RELACIÓN DE LA FORMACIÓN DEL CAPITAL HUMANO Y EL DESEMPEÑO ECONÓMICO BRASILEÑO

La formación del capital humano es uno de los pilares del desarrollo de las naciones, en los últimos años Brasil ha fomentado la formación de personas en la educación superior con la esperanza de lograr un mejor desempeño económico. La pregunta planteada en este artículo es: ¿Existe una relación entre la formación de capital humano y el desarrollo económico en Brasil? La hipótesis a probar es que existe una relación a largo plazo entre la inversión en educación en la educación

1. Economista da Fundação Amazônia de Amparo, Estudos e Pesquisas (Fapespa). *E-mail*: <modelo.doma@gmail.com>.
2. Professor da Universidade Federal Rural da Amazônia (Ufra). *E-mail*: <davidcorreiasilva@hotmail.com>.
3. Doutoranda em desenvolvimento socioambiental pela Universidade Federal do Pará (UFPA). *E-mail*: <ccccharlene-silva@gmail.com>.

superior y el crecimiento económico, a través del modelo vectorial auto-regresivo. Los resultados mostraron la falta de cointegración entre la formación de capital humano y el desempeño económico en Brasil de 1980 a 2015.

Palabras clave: vectores autorregressivos; cointegración; educación universitaria; PIB; crecimiento económico.

LA RELATION DE LA FORMATION DU CAPITAL HUMAIN ET DE LA PERFORMANCE ÉCONOMIQUE BRÉSILIENNE

La formation du capital humain est l'un des piliers du développement des nations au cours des dernières années, le Brésil a encouragé la formation de personnes dans l'enseignement supérieur atteindre en attendant une meilleure performance économique. La question posée dans cet article est la suivante: il existe une relation entre la formation du capital humain et le développement économique au Brésil? L'hypothèse à tester est qu'il existe une relation entre l'investissement à long terme dans l'éducation dans l'enseignement supérieur et la croissance économique par modèle autorégression vectorielle. Les résultats montrent l'absence de cointégration entre la formation du capital humain et la performance économique au Brésil 1980-2015.

Mots-clés: auto vecteurs régressives; cointégration; l'enseignement supérieur; PNB; croissance économique.

JEL: I25.

1 INTRODUÇÃO

O desenvolvimento econômico é um dos principais objetivos nas agendas das nações. É do interesse de qualquer país registrar crescimento econômico elevado e sustentado ao longo do tempo e, naturalmente, obter as benesses que o crescimento da economia possibilita, como aumento da qualidade de vida da população e da inovação tecnológica. De maneira tradicional, os fatores apontados para o desempenho da economia são o trabalho, o capital físico e os recursos financeiros e naturais, os quais, quando combinados, permitem a geração da produção de bens e serviços.

O trabalho é referido às capacidades produtivas detidas pelos seres humanos a fim de executar atividades, especialmente econômicas. Assim, em muitas ocasiões, o fator de produção trabalho é referenciado como capital humano (Jones, 1996; Romer, 1990; Schultz, 1961). O capital humano é tão relevante na geração de riqueza que Schultz (1961, p. 16) escreveu que "as pessoas são um importante componente da riqueza das nações".

No campo do conhecimento, tal qual no campo do trabalho, há diversas áreas; assim, existem variadas formas de aprender, como aprender fazendo, por meio da interação com a tecnologia e através da educação formal (Bailey e Eiche, 1994). Em um mundo cada vez mais complexo e específico ao mesmo tempo, o conhecimento formal tende a ser buscado com grande ênfase. Do ponto de vista

econômico, o investimento em capital humano é a aplicação de recursos de tempo, financeiro, entre outros esforços, para conseguir um aumento da produtividade.

A formação de capital humano formalizado é um ponto pouco considerado quando a economia é fundamentada em atividades manuais que requerem mais disposição física do que intelectual. Contudo, quando são exigidos conhecimentos menos rotinizados, a existência de pessoas capazes de inovar é crucial.

A trajetória produtiva brasileira tem passado por mudanças radicais. Em menos de cem anos, o país passou de uma sociedade eminentemente agrária para uma majoritariamente urbana, com um grande parque industrial e uma das maiores economias do mundo. A complexidade alcançada pela sociedade e pela economia brasileira impulsionou a demanda por trabalhadores qualificados; as pessoas se interessaram, e o governo aportou condições para que mais pessoas se qualificassem, em especial no ensino superior. Em termos práticos, em 1980, o produto interno bruto (PIB) *per capita* era de pouco mais de R$ 19 mil, o gasto *per capita* com educação era cerca de R$ 177,00 e o número de concluintes foi de 226.423. Após 35 anos, em 2015, o PIB *per capita* cresceu 53%, alcançou R$ 29 mil e o gasto médio com educação aumentou para R$ 378,00, o que representa crescimento de 113%. A despeito do número de concluintes, este foi aumentado para 1,150 milhão, número que representa crescimento de impressionantes 408%. Tais cifras representam grande valorização do ensino superior.

Como foi salientado, a sociedade brasileira tem passado por mudanças relevantes, e isso tem impactado o interesse na educação superior e, portanto, na formação de capital humano. Nesse sentido, o objetivo deste estudo é verificar se existe uma relação de longo prazo entre a formação de capital humano e o desenvolvimento econômico. A hipótese estabelecida é de que o PIB *per capita*, os gastos médios com educação e a quantidade de concluintes no ensino superior são cointegrados.

Para cumprir o objetivo e testar a hipótese, empregaram-se modelos de vetores autorregressivos (VAR). Na seção 2, apresenta-se uma revisão da literatura. Na seção 3, são apresentados os procedimentos metodológicos dos modelos empregados. Na seção 4, são apresentados os resultados do modelo. Na seção 5, os resultados são discutidos. Por fim, são feitas as considerações finais.

2 REVISÃO DA LITERATURA

2.1 A relação crescimento e capital humano

Ao longo das décadas de 1960 e 1970, o modelo de Solow (1956) tornou-se a fundamentação teórica para a disseminação de novos modelos de crescimento econômico, a exemplo do modelo de Ramsey-Cass-Koopmans (Koopmans, 1965);[4] contudo, tais modelos não conseguiram explicar as razões para a persistente e elevada distorção de crescimento das economias nesse período. Em decorrência desse fato, começaram a ganhar vez e voz os modelos de crescimento endógenos, os quais tentavam explicar essas disparidades por intermédio do progresso técnico como fator endógeno nas relações econômicas – incluso entre os componentes de tal progresso o capital humano.

A ação do capital humano sobre os níveis de crescimento e renda foi ressaltada de maneira formal em fins dos anos de 1950 e no início dos anos 1960, por autores como Mincer (1958), Becker (1962) e Schultz (1961). Preliminarmente, houve a inserção do capital humano nos experimentos econômicos que objetivavam compreender os padrões de distribuição da renda entre os indivíduos, sendo tal problemática objeto da análise de Mincer (1958), pioneiro na definição da expressão *capital humano* na forma como hoje é entendida, em que destacou a relevância de fatores econômicos sobre a distribuição de renda. A partir dessa abordagem, esse autor tornou os indivíduos racionais maximizadores componente inicial em sua análise sobre a distribuição de renda.

Outra contribuição de relevo nos primórdios do debate sobre o capital humano foi a de Becker (1962), que tratou de diversas abordagens econômicas utilizando o conceito de capital humano. Tal abordagem partia do pressuposto de que indivíduos obtinham conscientemente educação e treinamento como forma de investimento, e, desse ponto de partida, passava a descrever um rol de fenômenos, como a dinâmica dos rendimentos dos trabalhadores e da distribuição de renda.

Fechando a tríade seminal que fundamentou a base teórica do capital humano como vetor de crescimento econômico, Schultz (1961) avaliou que o aperfeiçoamento e a qualificação dos indivíduos advindos do investimento em educação promoveriam incrementos na produtividade do trabalho e do lucro dos capitalistas. Desse modo, a inserção do capital humano nos modelos de crescimento econômico endógeno seria um elemento-chave para o entendimento da dinâmica econômica de longo prazo, pois, até então, esse fenômeno era elucidado somente pelo prisma do capital natural e do capital construído existente entre regiões e países.

4. Esse modelo se diferencia do modelo de Solow (1956), por considerar o processo de maximização da utilidade nas tomadas de decisão dos agentes entre consumo e poupança ao longo da vida. Desse modo, ao contrário do modelo de Solow, admite a poupança como um dado endógeno.

Em síntese, a teoria do capital humano passou a fornecer o fundamento teórico para a elaboração de modelos de crescimento endógeno, desenvolvidos a partir da segunda metade dos anos 1980. Alguns desses, como o de Barro (1991; 2000), Mankiw, Romer e Weil (1992) e Temple (2001).

Barro (1991) examinou diversas regressões lineares, tendo como variável explicativa as taxas de matrícula nos ensinos primário e secundário (*proxy* do capital humano) e como variável dependente as taxas de crescimento da renda *per capita* para o período 1960-1985. Seus resultados não permitiram rejeitar a hipótese de que o capital humano impacta positiva e significativamente a renda *per capita*.

Mankiw, Romer e Weil (1992),[5] também para o período 1960-1985, demostraram que o capital humano é componente fundamental para se entender a diferença de renda *per capita* entre os países, utilizando o modelo de crescimento econômico proposto por Solow (1956).

Barro (2000) elaborou um modelo endogenisando o capital humano para o período 1965-1995, estabelecendo como variáveis de controle a renda inicial, o consumo do governo, a taxa de inflação, a medida de abertura comercial, os termos de troca, a taxa de fecundidade e um índice, para mensurar o grau de aplicabilidade da lei de propriedade privada. Em seus resultados, identificou uma relação positiva e robusta entre ensino secundário e de nível superior, para homens com 25 anos ou mais, e taxa de crescimento da renda *per capita*.

Temple (2001), assimilando as críticas às limitações dos modelos de crescimento com fulcro no capital humano, optou pela técnica *trimmed least squares* (LTS), que consiste em identificar a porção da amostra para a qual o modelo empregado tem o maior poder de explicação e, dessa forma, inviabiliza os efeitos de *outliers* no viesamento dos resultados. Em uma amostra de 64 países, o autor identificou evidências de que o crescimento do produto está positivamente correlacionado com a mudança no nível de escolaridade, mesmo quando se condiciona a acumulação de capital físico.

No entanto, cabe ressaltar o fato de não poder se concluir terminantemente que o crescimento econômico é uma consequência direta do patamar de educação dos indivíduos, pois resultados adversos podem ser verificados em inúmeros trabalhos, que implicaram um certo ceticismo quanto aos efeitos do capital humano sobre os níveis de crescimento econômico.

---

5. O modelo teórico dos autores foi assim proposto $y(t) = k(t)^{\theta} \cdot H(t)^{\beta} \cdot [A(t) \cdot L(t)]^{1-\theta-\beta}$
Y(t) = produção total;
t = tempo;
$0 < \theta < 1$ = elasticidade do produto em relação ao capital;
$0 < \beta < 1$ = parcela do fator na renda;
H(t) = estoque de capital humano;
A = tecnologia de incremento do conhecimento;
AL = trabalho efetivo.

Entre os trabalhos adversos, cabe destacar o trabalho de Bils e Klenow (2000), que examinaram os efeitos do capital humano sobre a renda *per capita* no período 1960-1990, compreendendo que expectativas de maior crescimento futuro da renda impactam nos investimentos presentes em capital humano, e concluíram que variações nas taxas de crescimento do capital humano explicam uma parcela pequena das variações nas taxas de crescimento econômico entre os países examinados.

Em outra abordagem, tomando como amostra uma série de países, para o lapso temporal de 1960 a 1985, Romer (1990), por intermédio de variáveis instrumentais, não identifica um coeficiente robusto para a variável capital humano como vetor de crescimento da renda. Em outros trabalhos, não se atestou a existência de correlação entre os níveis educacionais e de crescimento econômico; da mesma forma, em alguns casos, verificou-se até mesmo uma correlação negativa entre essas dimensões, como no experimento de Pritchett (2001).

2.2 O capital humano e a economia brasileira

Os exames empíricos relacionados à economia brasileira estão direcionados a discussões sobre convergência e distribuição de renda; preocupação essa associada a desigualdades e distorções inter-regionais. Boa parcela desses experimentos emprega o componente capital humano como variável de controle. Geralmente, esses trabalhos identificam evidências que corroboram a hipótese de convergência da renda *per capita* nas unidades federativas (UFs) do Brasil.

Um trabalho de relevo foi o proposto por Nakabashi e Salvato (2007), que incorporaram, no experimento, uma *proxy* para a qualidade do capital humano. Os resultados indicam que, apesar de o impacto direto do capital humano no nível de renda e na taxa de crescimento dos estados brasileiros ser menor em relação aos resultados que empregam uma *proxy* meramente quantitativa, a significância desse capital humano aumenta.

Dias *et al.* (2013), ao utilizarem funções contínuas como modelos teóricos, estimaram funções de capital humano das UFs brasileiras, com o objetivo de medir as taxas de retorno de cada nível de escolaridade por estado. Os resultados gerais apontaram para taxas de retorno crescente no Brasil e para grande parte dos estados brasileiros, a partir dos quatro anos de escolaridade.

Lau *et al.* (1993) constataram que, em média, o incremento de um ano de escolaridade da população ocupada do país resulta em um efeito positivo sobre a renda *per capita* da ordem de 20%. Dessa forma, concluem que a média dos anos de estudo dos ocupados desempenha um papel importante na definição dos patamares de renda das UFs.

Outro trabalho que chamou atenção foi o desenvolvido por Fraga e Bacha (2013), no qual analisaram a relação entre capital humano da população empregada, abertura comercial e crescimento econômico dos estados brasileiros. Utilizando dados em painel dinâmico, estimaram o modelo de Solow (1956) estendido e outro incorporando o progresso tecnológico endógeno. Como resultados, identificaram que um aumento de 1%, em média, no nível de abertura comercial implicava incrementos no PIB *per capita* das UFs entre 0,09 e 0,13 pontos percentuais (p.p.), enquanto um incremento de um ano no nível de escolaridade da população empregada induzia um aumento de 0,06 p.p. e 0,07 p.p. na taxa de crescimento do PIB *per capita* dos estados brasileiros.

Contudo, outros trabalhos demostram pouca relevância do capital humano em termos de impactos sobre o crescimento da renda *per capita*. Entre estes, é possível identificar o exercício de Portugal e Souza (1999), que, para estados da região Sul, perceberam haver relevância do capital humano para crescimento econômico apenas no estado do Rio Grande do Sul. Outro ensaio relevante é o de Dias e Dias (2007), que identificaram impactos negativos dos investimentos em educação na produtividade, no curto prazo, em função da realocação de fatores do segmento produtivo para o segmento de acumulação do capital humano.

Como se nota, tanto no âmbito internacional como no âmbito nacional, as implicações do capital humano sobre os níveis de crescimento econômico ainda são controversas no meio científico. Tal fato requer permanente discussão sobre o tema, associada a inovações metodológicas que permitam a verificação dessas interações, a partir de *proxys* adequadas e dados atualizados em relação ao PIB, à renda *per capita* e aos indicadores educacionais.

3 ESCOPO METODOLÓGICO

A investigação sobre as relações entre o capital humano e o PIB *per capita* brasileiro será desenvolvida por intermédio da análise dinâmica de séries de tempo, a partir de modelos VAR – ou de correção de erros, vetor de correção de erros (VEC). Tais modelos são recorrentemente empregados na literatura, com o fito de responder a problemas de relações endógenas e dinâmicas entre as variáveis especificadas. Neste escopo metodológico, serão expostas as principais técnicas e métodos para inferência e aferição dessas relações relativas aos modelos autorregressivos.

3.1 Teste de estacionariedade (raiz unitária)

Um recorte temporal estacionário é a garantia de que medidas como média, variância e covariância se manterão constantes ao longo do tempo (Gujarati, 2000; Pindyck e Rubinfeld, 2004). Para testar tais condições, faz-se necessário realizar o teste de raiz unitária, cujo objetivo é examinar o comportamento estacionário ou

não das séries temporais relativas às variáveis especificadas, por intermédio do teste Dickey-Fuller, por estimação de uma equação de teste por mínimos quadrados generalizados (DF-GLS), no qual será tomada como hipótese nula (H_o) a existência de raiz unitária, o que implica um comportamento de não estacionariedade da série. De acordo com Mattos (2015), o teste DF-GLS diferencia-se dos testes Dickey-Fuller Aumentado (ADF) e Phillips-Perron (PP) por possuir um operador de defasamento padrão L, o que lhe confere maior poder sobre os erros AR(p).

Segundo Simões *et al.* (2016), é pouco comum que o comportamento temporal de variáveis econômicas se apresente de maneira estacionária em nível *I(0)*; para casos como esse, procede-se à extração de d diferenças das variáveis especificadas, em que se denota que a série y_t será considerada integrada de ordem *I(d)*. A cada extração de d, procede-se ao teste DF-GLS, até que se constate a estacionariedade da série em estudo.

A análise da dinâmica das variáveis será efetuada por meio da metodologia de cointegração, desenvolvida por Johansen (1988), a partir dos testes estatísticos do traço($\boldsymbol{\lambda}_{Traço}$) e do máximo autovalor($\boldsymbol{\lambda}_{Máx}$). A existência de vetores de cointegração garante que as variáveis possuam tendência estocástica comum – ou seja, atestam a subsistência de relação de longo prazo entre as séries em exame.

O procedimento de Johansen utiliza o método de máxima verossimilhança para estimar os vetores de cointegração. O teste do traço é dado por $LR_{traço} = -T\sum_{i=r+1}^{K}(1-\hat{\lambda}_i)$ e compara a hipótese nula (H_0) de ausência de vetores de cointegração ($r = 0$) *versus* a hipótese alternativa(H_1) de no máximo um vetor de cointegração ($r \leq 1$). O teste do $\boldsymbol{\lambda}$ máximo (ou máximo autovalor) é dado por $LR_{max} = -T\ln(1-\hat{\lambda}_{r-1})$ e foi elaborado por Johansen e Juselius (1990), em que, segundo Simões *et al.* (2016), a hipótese nula (H_0) testa a existência de exatamente (r) vetores de cointegração contra a hipótese alternativa (H_1) de existência de (r + 1) vetores.

Por fim, em casos de séries cointegradas, deverá ser utilizado um modelo VEC (modelo de correção de erro), pois este permite examinar as relações entre as variáveis do sistema no longo prazo. Em caso de não existência de vetores cointegrados nas séries, entretanto, opta-se por modelo VAR, para um exame de curto prazo entre as variáveis do modelo. Dito isso, verifica-se ser de fundamental importância o teste de cointegração, pois, além de apontar a real natureza da relação entre as séries, possibilita a escolha do modelo mais adequado.

3.2 Critérios para definição de defasagens

Em uma estrutura de dados de séries temporais, para fins de modelagens dinâmicas, torna-se imperativo exame preliminar quanto ao número de defasagens (*lags*) a serem empregadas nos modelos autorregressivos. Por intermédio dos critérios

informacionais de Schwarz (SC), de Akaike (AIC) e de Hannan-Quinn (HQ), é possível definir o número de *lags* adequados, de maneira a permitir a construção de modelos autorregressivos mais parcimoniosos (com o menor número de *lags* possível). Tal procedimento garante a viabilidade regular dos modelos, de forma que não venham a registrar distúrbios, como perdas de graus de liberdade e sobreparametrização, culminando em supressão de informações fundamentais no sistema linear.

3.3 Composição funcional do modelo VAR

Um modelo VAR é composto por um sistema de equações lineares, em que cada variável integrante do sistema é necessariamente uma função do comportamento das demais variáveis presentes e de si mesma e das demais variáveis defasadas no tempo mais o termo estocástico (erro aleatório). As equações que compõem um arquétipo VAR também podem ser passíveis de conter tendências determinísticas (Enders, 1995). De acordo com Bueno (2008), um modelo autorregressivo de ordem *p* pode ser representado por um vetor com *n* variáveis endógenas da seguinte maneira:

$$\begin{aligned} y_{1t} &= \varphi_0 + \varphi_1 y_{1t-1} + \lambda_1 y_{2t-1} + \varepsilon_{1t} \\ y_{2t} &= \varphi_0 + \varphi_2 y_{2t-1} + \lambda_2 y_{1t-1} + \varepsilon_{2t} \end{aligned} . \qquad (1)$$

Sendo $\boldsymbol{\varepsilon}_{1t}$ o termo de perturbação de ruído branco com $E(uit) = 0$, $(i=1,2)$, $E(\boldsymbol{\varepsilon}_{1t}\, \varepsilon_{2t}) = 0$. Ou ainda,

$$\begin{pmatrix} y_{1t} \\ y_{2t} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \varphi_0 \\ \varphi_0 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \varphi_1 & \lambda_1 \\ \varphi_2 & \lambda_2 \end{pmatrix} \cdot \begin{pmatrix} y_{1t-1} \\ y_{2t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{pmatrix} . \qquad (2)$$

Essa especificação VAR captura apenas a relação de curto prazo entre as séries. Segundo Lütkepohl e Krätzig (2004), a principal diferença entre a equação (2) e o modelo de correção de erro (VEC) é a existência de um termo de correção de erros, que deverá ser introduzido apenas na ocorrência de uma relação de equilíbrio de longo prazo entre as séries.

3.4 Teste de estabilidade do modelo autorregressivo

Através da análise das raízes inversas do polinômio característico autorregressivo, é possível testar a estabilidade do modelo VAR ou VEC em estudo. Dessa maneira, para cada sistema linear multivariado, registra-se *k x t* raízes, sendo *k* o número de variáveis endógenas e *t* a derradeira defasagem utilizada no arquétipo.

De acordo com Lütkepohl (2005), se todas as raízes do polinômio se encontrarem situadas dentro do círculo unitário, o sistema autorregressivo será considerado estável de trajetória convergente, o que implica dizer que todas as raízes possuem módulos iguais ou menores que 1; para casos de raízes situadas fora do círculo unitário, diz-se que o sistema é instável com trajetória explosiva; e para situações em que uma raiz se encontra sobre o círculo unitário, então se afirma que o sistema é não estacionário, podendo registrar trajetória de passeio aleatório ou tendência estocástica.

3.5 Decomposição de variâncias

A decomposição da variância informa a proporção das variações nas variáveis dependentes causadas por seus próprios choques *versus* os choques às outras variáveis. Segundo Bueno (2008), é uma maneira de ilustrar que a porcentagem da variância do erro de previsão é decorrente de cada variável endógena ao longo do horizonte de previsão. Em outras palavras, após um choque, possibilita a identificação da responsabilidade de cada uma das variáveis na explicação da variância de todas as variáveis do sistema, podendo ser entendida como uma espécie de componente "classificador" da importância relativa de cada variável na definição dela mesma e das demais (Vartanian, 2010).

3.6 Base de dados e tratamento das informações

Neste trabalho, foram utilizados dados anuais do Brasil de 1980 a 2015 referentes ao PIB *per capita* (R$) – obtido a partir das informações do Sistema de Contas Nacionais Trimestrais (SCNT), divulgadas pelo Ipea e pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE); do número de concluintes na graduação – extraído da base de estatística do Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira (Inep); e do gasto público *per capita* em educação (R$) –, deduzido a partir das demonstrações contábeis da Secretaria do Tesouro Nacional (STN) e das informações sobre demografia do IBGE.

A variável PIB *per capita* será tomada como *proxy* do crescimento/desenvolvimento econômico, em função da indisponibilidade de uma série histórica da renda *per capita*[6] no recorte temporal proposto. Como *proxy* do capital humano, será considerado o número de concluintes no ensino superior; como variável de controle, o gasto público *per capita* em educação.[7]

Com vistas a se evitar problemas de *overdifferencing* resultantes da sobreposição das operações de diferença, extraiu-se o logaritmo natural de todas as

6. Segundo o Banco Internacional para Reconstrução e Desenvolvimento (Bird) (IBRD, 1991), a renda *per capita* é um indicador altamente correlacionado com as variáveis de bem-estar social.

7. Valores atualizados pelo Índice Geral de Preços – Disponibilidade Interna (IGP-DI) a preços de jan. 2017.

variáveis (Charemza e Deadman, 1997). Dessa forma, as variáveis passaram a ter a seguinte classificação:

- *ln (PIBper)* = logaritmo natural do PIB *per capita* anual;
- *ln (Grad)* = logaritmo natural do número de concluintes na graduação no ano; e
- *ln (Gedu)* = logaritmo natural do gasto público *per capita* em educação no ano.

Por fim, neste trabalho, o critério de escolha do processo de modelagem a ser empregado, assim como as variáveis a serem utilizadas, tomou como fundamento os trabalhos de Fully (2014) e Guimarães, Silvriva e Fully (2016), com breves adaptações metodológicas, com vistas a enriquecer os níveis de discussão dos resultados dos experimentos econométricos, atinentes ao debate da relação entre desenvolvimento econômico *versus* capital humano.

4 RESULTADOS DO MODELO

4.1 Estatística descritiva

Com vistas a uma avaliação preliminar quanto à qualidade e à precisão dos dados a serem utilizados neste trabalho, elaborou-se uma síntese das principais medidas descritivas (tendência central e dispersão) das variáveis transformadas, com o objetivo de ratificar a adequabilidade dos dados a serem utilizados no modelo autorregressivo.

O coeficiente de variação (CV) mede a variabilidade dos dados em relação à média. Com base nos dados da tabela 1, observou-se que, nas séries em estudo, esse coeficiente foi inferior a 10% (CV < 0,1), o que indica que o conjunto de dados é homogêneo; em outras palavras, quanto menor o CV, maior a precisão das informações. Ao considerar uma distribuição simétrica (normal), a 99,7% de probabilidade (regra empírica da estatística), todas as padronizações *z* das observações da amostra registraram um nível de desvios-padrão de, no máximo, 2,3 vezes em torno da média, o que aponta para a ausência de *outlliers* nos dados a serem utilizados no modelo (Larson e Farber, 2009).

TABELA 1
Estatística descritiva das variáveis em estudo

Medidas	*ln (PIBper)*	*ln (Grad)*	*ln (Gedu)*
Média	10,0032	12,9045	5,53775
Mediana	10,0076	12,5682	5,55955
Mínimo	9,7874	12,323	5,00828
Máximo	10,2748	13,9553	6,11321
Desvio-padrão	0,128756	0,618499	0,349496
CV	0,0128714	0,047929	0,0631115

(Continua)

(Continuação)

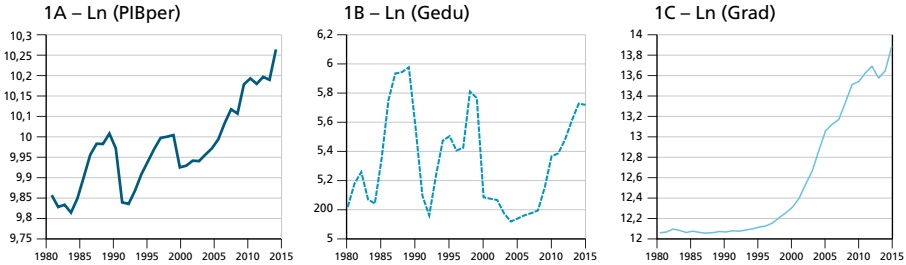
Enviesamento	0,186476	0,538532	0,101698
Grau de curtose	-0,681184	-1,43772	-1,33789
Intervalo interquartil	0,157845	1,20381	0,611487

Elaboração dos autores.

4.2 Representação gráfica das séries do modelo

Gujarati (2000) recomenda, preliminarmente, a ilustração gráfica do comportamento das séries temporais em exame antes da adoção dos testes de inferência, para que se tenham as primeiras impressões quanto ao padrão comportamental das variáveis no tempo. Desse modo, o gráfico 1 apresenta o comportamento das séries de dados *Ln (PIBper)*, *Ln (Gedu)* e *Ln (Grad)*.

GRÁFICO 1
Comportamento de ln (PIBper), ln (Gedu) e ln (Grad) (1980-2015)



Fontes: STN – acesso em: 3 maio 2017; IBGE – acesso em: 3 maio 2017; Inep – acesso em: 11 maio 2017; Ipeadata – acesso em: 11 maio 2017.
Elaboração dos autores.

A análise dos gráficos 1A, 1B e 1C mostra a existência de comportamentos distintos. O PIB *per capita (PIBper)* mostra algumas oscilações, em especial até o final da década de 1990, para então apresentar tendência de crescimento, no início do século. A trajetória dos gastos em educação, ao longo do período, possui elevada variação, ainda que a apresente nos períodos finais da série. No que se refere à quantidade de graduados *(Grad)*, é observado que se trata do mais regular entre as variáveis analisadas, com comportamento estável até o meio da década de 1990, quando sua trajetória assume tendência de crescimento.

4.3 Teste de raiz unitária

Antes da realização do teste de cointegração, deve-se proceder aos testes de raiz unitária, com a finalidade de verificar se as séries, na forma de logaritmo natu ral, são estacionárias. Nesse sentido, empregou-se o método de teste DF-GLS, a partir de um modelo autorregressivo com constante,[8] bem como com constante

8. A constante inserida no modelo permite inferir que, se aceitarmos Ho, o modelo terá apenas uma tendência estocástica; e se rejeitarmos tal hipótese, o modelo não terá nenhuma tendência (Mattos, 2015).

e tendência,[9] para testar a hipótese nula quanto à existência de raiz unitária e à hipótese alternativa de a série ser estacionária. Os resultados do teste estão descritos na tabela 2.

TABELA 2
Teste de raiz unitária DF-GLS em nível

Série	Estatística-teste (τ)	*Lag*	*p-valor*		Rejeita H0: raiz unitária (a = 1)	
					1%	5%
Modelo com constante						
ln (PIBper)	-0,167725	0	0,6258		Não	Não
ln (Grad)	-1,76202	0	0,0742		Não	Não
ln (Gedu)	0,376731	1	0,7930		Não	Não
Série	Estatística-teste (τ)	*Lag*	Valor crítico		Rejeita H0: raiz unitária (a = 1)	
			1%	5%	1%	5%
Modelo com constante e tendência						
ln (PIBper)	-2,01991	0	-3,7700	-3,1900	Não	Não
ln (Grad)	-1,91496	0	-3,7700	-3,1900	Não	Não
ln (Gedu)	-1,48	1	-3,7700	-3,1900	Não	Não

Elaboração dos autores.
Obs.: Defasagens para o teste definidas pelo critério de informação Schwarz (*BIC*).

Os resultados em nível descritivo – ou probabilidade de significância, também chamada de *p-valor*, e valores críticos – para um modelo com constante e com constante e tendência, nesta ordem, registraram presença de raízes unitárias em todas as séries em exame, o que implica dizer que não se encontram estacionárias nem a 1% nem a 5% de significância.

Desse modo, extraiu-se a primeira diferença *d(I)* das séries e efetuou-se um novo teste DF-GLS, em que, por um lado, as séries de *ln (PIBper)* e *ln (Gedu)* não apontaram presença de raiz unitária e, por outro lado, a série *ln (Grad)* continuou a comportar-se de maneira não estacionária, o que demandou a extração da segunda diferença *d(II)* desta. Desse modo, observou-se um padrão estacionário tanto a 1% quanto a 5% nesta.

TABELA 3
Teste raiz unitária DF-GLS

Série	Estatística-teste (τ)	*Lag*	*p-valor* 1%		Rejeita H0: raiz unitária (a = 1)	
					5%	
Modelo com constante						
D1 *ln (PIBper)*	-3,9685	0	7,37E-05	–	Sim	Sim
D2 *ln (Grad)*	-5,46668	0	7,4700E-08	–	Sim	Sim
D1 *ln (Gedu)*	-3,84261	0	0,0001		Sim	Sim

(Continua)

9. A constante e a tendência inseridas no modelo permitem inferir que, se aceitarmos *Ho*, o modelo terá tanto tendência determinística como também tendência estocástica; e, se rejeitarmos tal hipótese, o modelo terá apenas tendência determinística (Mattos, 2015).

(Continuação)

Série	Estatística-teste (τ)	*Lag*	Valor crítico		Rejeita H0: raiz unitária (a = 1)	
			1%	5%	1%	5%
Modelo com constante e tendência						
D1 *ln (PIBper)*	-4,18527	0	-3,7700	-3,1900	Sim	Sim
D2 *ln (Grad)*	-6,38743	0	-3,7700	-3,1900	Sim	Sim
D1 *ln (Gedu)*	-4,0421	0	-3,7700	-3,1900	Sim	Sim

Elaboração dos autores.
Obs.: Defasagens para o teste definidas pelo critério de informação Schwarz (*BIC*).

4.4 Teste de cointegração

Com vistas a examinar a existência de relações de equilíbrio de longo prazo a partir da identificação de vetores de cointegração (*r*), procedeu-se ao teste de cointegração de Johansen, que se subdivide nos testes do traço e do máximo autovalor. A tabela 4 ilustra os resultados do teste.

TABELA 4
Teste de cointegração de Johansen

Ordem (*r*)	Autovalor	($\lambda_{Traço}$)	*p-valor*	Rejeita H0: ausência de vetores cointegrados		($\lambda_{Máx}$)	*p-valor*	Rejeita H0: ausência de vetores cointegrados	
				1%	5%			1%	5%
r = 0	0,3989	34,25	0,0617	Não	Não	15,27	0,3659	Não	Não
r = 1	0,3367	18,98	0,0734	Não	Não	12,32	0,1733	Não	Não
r = 2	0,1992	6,6626	0,1498	Não	Não	6,6626	0,1496	Não	Não
Log likelihood: = 218,27 (incluindo uma constante: 133,134)									

Elaboração dos autores.
Obs.: As defasagens para o teste Johansen foram determinadas por AIC, BIC e HQC, considerando o tamanho amostral, com vistas a testar a robustez dos dados.

Analisando os resultados apresentados na tabela 4 para a hipótese de (*r = 0*), constata-se que a estatística do traço (34,25), com nível descritivo de (0,0617) não é significativa nem a 1% nem a 5%; da mesma forma, para o teste de máximo autovalor, essa hipótese registrou uma estatística de 15,27, com um *p-valor* = 0,3659, não sendo significativa a 1% e a 5%. Tais resultados não permitiram rejeitar *Ho* e, portanto, concluir pela não existência de vetor de cointegração (*r*). Para os demais casos (*r* = 1 e *r* = 2), constata-se também a impossibilidade de rejeição da hipótese nula, seja a 1% ou a 5% de significância.

De maneira geral, é possível afirmar que as séries em exame não se movem estocasticamente juntas ao longo do tempo, na direção de equilíbrio de longo prazo, mas, sim, mantêm um equilíbrio no curto prazo. Tal constatação aponta o emprego de um modelo VAR em diferença, tanto para fins de mensuração dos impactos isolados de cada variável em relação à outra, quanto para fins de previsões dessas variáveis.

4.5 Definição de defasagens

Com a finalidade de determinar o número de defasagens (*p*) do modelo VAR, é fundamental a adoção de algum critério que permita selecionar o número de *lags* a serem considerados no modelo. Desse modo, foram empregados os testes para escolha do número de defasagens com fulcro nestes critérios: AIC = critério de Akaike (1974), BIC = critério de Schwartz (1978) e HQC = critério de Hannan-Quinn (1979). Os resultados são apresentados na tabela 5, a qual descreve que os critérios mais parcimoniosos foram os de Schwarz Hannan-Quinn, ao sugerirem um VAR(1).

TABELA 5
Critérios de escolha de defasagens

Defasagens	*log.L*	*p(LR)*	AIC	BIC	HQC
1	116,51964	-	-6,967976	-6,407497[1]	-6,788674[1]
2	125,59753	0,03341	-6,973169[1]	-5,992331	-6,65939
3	128,70556	0,71811	-6,580371	-5,179173	-6,132116
4	133,13354	0,45068	-6,27557	-4,454013	-5,692838

Elaboração dos autores.
Nota: [1] Indica o número de defasagens sugeridas por cada critério.

4.6 Modelo VAR

Uma vez definida a ordem de defasagens VAR(1), torna-se necessária a extração de seus coeficientes e suas estatísticas, com vistas a consolidar a composição funcional.

TABELA 6
Estimação do modelo VAR(1)

Sistema VAR(1)	D1 *ln (PIBper)*	D1 *ln (Gedu)*	D2 *ln (Grad)*
D1 *ln (PIBper)*(-1)	0,0727643	1,31885	0,558376
Desvio-padrão	(0,197839)	(0,898048)	(0,206271)
Estatística-teste	[0,3678]	[1,469]	[2,707]
p-valor	<0,7158>	<0,1531>	<0,0114>
D1 *ln (Gedu)*(-1)	0,056637	0,0896613	–0,128002
Desvio-padrão	(0,0468668)	(0,219784)	(0,0463663)
Estatística-teste	[1,208]	[0,4080]	[–2,761]
p-valor	<0,2370>	<0,6864>	<0,0101>
D2 *ln (Grad)*(-1)	0,0183983	0,350455	–0,0719635
Desvio-padrão	(0,157587)	(0,219784)	(0,198768)
Estatística-teste	[0,1168]	[0,4080]	[–0,3620]
p-valor	<0,9079>	<0,4912>	<0,7200>

(Continua)

(Continuação)

Sistema VAR(1)	D1 *ln (PIBper)*	D1 *ln (Gedu)*	D2 *ln (Grad)*
C	0,00647283	–0,0401200	–0,0152804
Desvio-padrão	(0,0226955)	(0,0834560)	(0,0168497)
Estatística-teste	[0,2852]	[–0,4807]	[–0,9069]
p-valor	<0,7736>	<0,6344>	<0,3722>
R^2	0,105005	0,137787	0,187145
R^2 ajustado	-0,022852	0,014614	0,071023
Soma dos resíduos quadrados	0,075309	1,492677	0,062984
Erro-padrão da regressão	0,051861	0,230889	0,047428
Estatística F	1,021416	2,68413	2,990384
Média da variável dependente	0,013869	0,012964	0,001538
Desvio-padrão da variável dependente	0,051279	0,232595	0,049208

Elaboração dos autores.
Obs.: Nível de significância estabelecido foi de 5%.

A partir dos resultados registrados na tabela 6, a relação de curto prazo entre o crescimento econômico, o capital humano e o gasto público em educação pode ser assim estimada:

$$\mathbb{D}\ \mathrm{h}\left(PIBper\right) = 0{,}0065 + 0{,}073\mathrm{D1}\ \mathrm{h}\left(PIBper\right)_{t-1} + 0{,}057\mathrm{D1}\ \mathrm{h}\left(Gedu\right)_{t-1} + 0{,}018\mathrm{D2}\ \mathrm{h}\left(Grad\right)_{t-1} + u_t \tag{5}$$

$$\mathbb{D}\ \mathrm{h}\left(Gedu\right) = -0{,}04 + 0{,}09\mathrm{D1}\ \mathrm{h}\left(Gedu\right)_{t-1} + 1{,}32\mathrm{D1}\ \mathrm{h}\left(PIBper\right)_{t-1} + 0{,}35\mathrm{D2}\ \mathrm{h}\left(Grad\right)_{t-1} + u_t \tag{6}$$

$$\mathbb{D}\ \mathrm{h}\left(Grad\right)_{t-1} = -0{,}015 - 0{,}072\mathrm{D2}\ \mathrm{h}\left(Grad\right)_{t-1} + 0{,}56\mathrm{D1}\ \mathrm{h}\left(PIBper\right)_{t-1} - 0{,}13\mathrm{D1}\ \mathrm{h}\left(Gedu\right)_{t-1} + u_t \tag{7}$$

Com base nos resultados da estimação, observou-se que os coeficientes do modelo autorregressivo (5) não são estatisticamente significativos para explicar os comportamentos do PIB *per capita*, uma vez que apresentaram nível descritivo (*p-valor*) elevado. Tais registros sugerem que, no curto prazo, o crescimento econômico é uma variável que não depende de desempenho passado, bem como não depende também dos níveis de gastos passados com educação, nem dos patamares de alunos concluintes no ensino superior.

Os padrões da probabilidade de significância observado no modelo (6) são análogos ao do modelo (5), uma vez que os coeficientes do modelo (6) registram elevados *p-valores*. Desse modo, o modelo (6) sugere que, em curso temporal de curto prazo, os níveis de gastos públicos *per capita* em educação se mostram pouco afetados por desempenhos passados, bem como pelas *performances* pretéritas dos níveis de crescimento econômico e do número de alunos graduados.

Entre os modelos estimados, o (7) foi o único a registrar coeficientes *ln (Gedu)* e *ln (PIBper)* estatisticamente significativos ao nível de significância de 5%, exceto o coeficiente *ln (Grad)*. Nesse sentido, embora a formação de

alunos no ensino superior não seja impactada por desempenhos em anos anteriores, percebe-se que esses mesmos desempenhos são impactados pelos níveis de crescimento econômico e gastos em educação. Dessa forma, a partir dos resultados do modelo, é possível inferir que a elasticidade-renda do número de concluintes no ensino superior é de 0,56%, o que significa dizer que um incremento de 5% no PIB *per capita* produzirá um impacto positivo de 2,8% no número de formandos a cada ano.

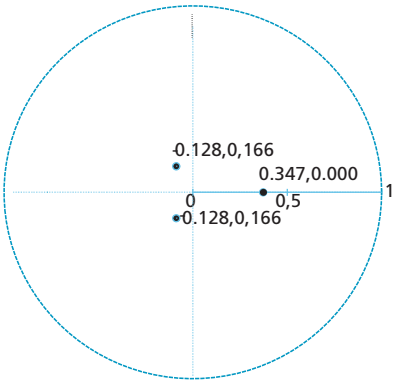
Um detalhe que chama atenção é o inesperado efeito inverso dos dispêndios públicos em educação (elasticidade-gasto) sobre o montante de formandos, pois um aumento de 10% nesse tipo de gasto implicará uma retração da ordem de 1,3% nos níveis de concluintes na graduação.

Em relação a esse fenômeno apresentado no modelo (7), uma possível explicação reside no fato de o quantitativo de formandos não acompanhar proporcionalmente os níveis de gastos em educação executados nas décadas de 1980 e 1990, quando grande parte do volume de recursos financeiros se concentrou na educação básica (Castro, 2007; Franca, 2013).

4.7 Estabilidade do modelo VAR

Em seguida, procedeu-se ao teste de estabilidade do sistema de modelos VAR, que consiste em um teste das raízes inversas do polinômio característico do sistema. E, de acordo com o gráfico 2, todas as raízes do polinômio característico estão circunscritas no círculo unitário, o que implica dizer que o sistema VAR proposto é estável.

GRÁFICO 2
Raízes da inversa do VAR em relação ao círculo unitário



Elaboração dos autores.

4.8 Decomposição da variância

Complementando a análise, a decomposição da variância permite verificar em quais proporções a variância de determinada variável é explicada por choques nela própria e por choques em outras variáveis, considerando n períodos à frente. Dessarte, a tabela 7 ilustra os resultados da decomposição da variância do sistema de modelos VAR para o período de dez anos.

TABELA 7
Decomposição da variância do *ln (PIBper)*
(Em %)

Período	Erro-padrão	*ln (PIBper)*	*ln (Gedu)*	*ln (Grad)*
1	0,0478	100	0	0
2	0,0500	97,19	2,7893	0,0256
3	0,0503	97,14	2,8015	0,0547
4	0,0504	97,14	2,8067	0,0551
5	0,0504	97,14	2,8082	0,0553
6	0,0504	97,14	2,8083	0,0553
7	0,0504	97,14	2,8083	0,0553
8	0,0504	97,14	2,8083	0,0553
9	0,0504	97,14	2,8083	0,0553
10	0,0504	97,14	2,808	0,0553

Elaboração dos autores.

Ao longo dos dez anos projetados, o crescimento econômico vem tendo sua variância explicada em maior medida pelo próprio PIB *per capita*, com trajetória estabilizada em 97%. No que tange aos níveis de gastos públicos em educação, observou-se que esta variável registra baixa capacidade de composição do PIB *per capita*, uma vez que detém, em média, menos de 3% do total da variância desse indicador. Em relação à formação superior, nota-se que também registra baixo impacto na composição da variância PIB *per capita*, pois, ao longo dos dez anos projetados, mantém uma ínfima média de 0,05%.

5 DISCUSSÕES

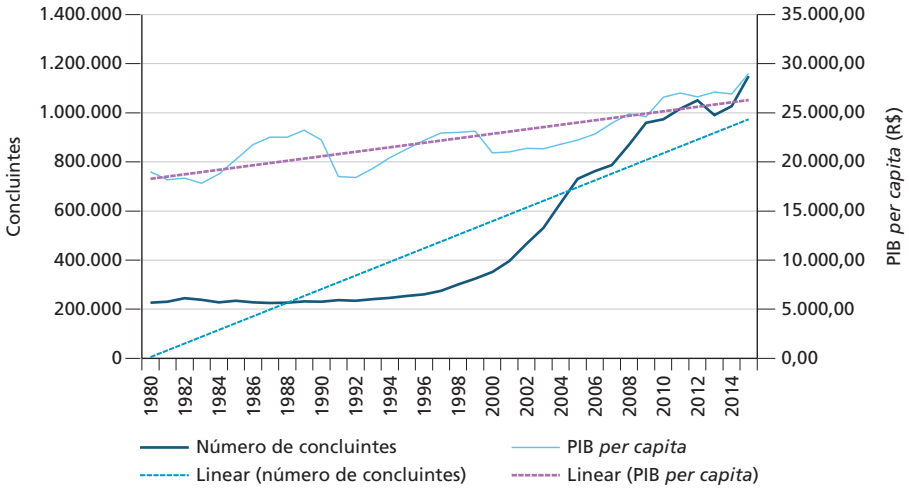
A partir das estimativas, considerando-se o número de formandos no ensino superior um insumo para composição do *PIB per capita* brasileiro, constatou-se a inexistência de relações de longo prazo entre o crescimento econômico e a formação de capital humano no país, ante a não existência de vetor de cointegração (*r*) a partir do teste de cointegração de Johansen (1988). Tal evidência destoa da tese defendida por Becker (1962), que defendia a acumulação de educação e treinamento, de maneira consciente pelos indivíduos, como forma de investimento no longo prazo para maximização da renda.

Da mesma forma, os resultados do teste do traço $(\lambda_{Traço})$ e do máximo autovalor $(\lambda_{Máx})$, dispostos na tabela 4, também refutam as considerações de Schultz (1961), que argumentava sobre a ocorrência de correlação de longo prazo entre os níveis de instrução dos indivíduos e a produtividade do trabalho e do lucro capitalista.

No experimento notável de Mankiw, Romer e Weil (1992), que desenvolveram modelo de crescimento endógeno, com a inclusão do capital humano, detectaram que o produto marginal do capital era pequeno em países considerados pobres, uma vez que detinham pouco capital humano acumulado. Já no caso dos países considerados ricos, os autores, a partir do modelo proposto, identificaram que as variações no capital humano explicavam 78% das variações nos níveis de crescimento econômico. Entretanto, se considerarmos que o número de concluintes no ensino superior no Brasil registrou crescimento pujante de 407,93% entre 1980 e 2015 (gráfico 2), e que, para esse período, o modelo (5) registrou R^2 = 10% (tabela 6), é possível inferir que, para o caso brasileiro, mesmo com o acentuado acúmulo de capital humano no período, ainda assim este último explicaria as variações no crescimento econômico em apenas 10%.

GRÁFICO 3

Concluintes do ensino superior e PIB *per capita* – Brasil (1980-2015)



Fontes: Inep – acesso em: 11 maio 2017; STN – acesso em: 3 maio 2017.
Elaboração dos autores.

Em outras palavras, o caso brasileiro, em especial, desmitifica as considerações de Mankiw, Romer e Weil (1992) no tocante ao acúmulo de capital humano como vetor de explicação do crescimento econômico. Outra inferência de relevo do modelo

(5), que colabora para a refutação da proposição desses autores, é a insignificância estatística do parâmetro da variável capital humano (*p-valo*r = 0,0114) a 1% de probabilidade de significância.

Por outro lado, os resultados do modelo (5) em exame consubstanciam os experimentos de Bils e Klenow (2000), os quais perceberam que as variações nas taxas de crescimento do capital humano explicaram parcela pequena das variações nas taxas de crescimento econômico entre os países examinados. Romer (1990), assim como no modelo (5), detectou insignificância estatística (*p-valor* = 0,063) para o coeficiente do capital humano em seu modelo.

Por fim, Pritchett (2001), de maneira mais enfática, corrobora os resultados do modelo autorregressivo aqui proposto, ao confrontar o crescimento anual do PIB com uma amostra de trabalhadores alfabetizados de diversos países, identificando coeficiente negativo (-0,049) na relação entre essas variáveis, consubstanciado por um R^2 = 65,3%.

Em síntese, com base nos resultados obtidos para a realidade brasileira – em especial, o fato de a formação superior registrar ínfima média de 0,05% na composição da variância do PIB *per capita* para os próximos dez anos –, vê-se refutada a tese de que a acumulação de capital humano implica crescimento econômico, seja no longo, seja no curto prazo.

6 CONSIDERAÇÕES FINAIS

O objetivo deste estudo é verificar se existe relação de longo prazo entre a formação de capital humano e o crescimento econômico. Foram utilizados como variáveis para a formação do capital humano o número de concluintes na graduação e o gasto público *per capita* em educação; enquanto para o crescimento da economia, o PIB *per capita*, sendo os dados dispostos na pesquisa anuais para o Brasil no período 1980-2015. O teste escolhido para verificar a existência de relação entre formação de capital humano e crescimento econômico para o Brasil demonstrou inexistência de cointegração. Em termos de causalidade no sistema VAR proposto, observou-se, no modelo (5), baixo nível de impacto do capital humano sobre o crescimento econômico (capital humano => crescimento econômico); contudo, considerando-se a inversão de causalidade proposta no modelo (7), notou-se que os níveis de crescimento econômico do país possuem relevante significância estatística (t = 2,707) sobre a formação de capital humano (crescimento econômico => capital humano).

De modo geral, os resultados mostram que o interesse da população brasileira pela educação formal tem crescido fortemente ao longo do tempo; todavia, isso não resultou em incrementos na geração de riqueza do país. Tal contradição suscita outra problemática: estaria essa falta de correspondência entre capital humano => crescimento econômico associada à qualidade do ensino superior do país? Uma

resposta positiva a essa pergunta permitiria explicar duas coisas: *i)* os ínfimos níveis de crescimento do PIB *per capita* do país, que, de 1980 a 2015, cresceu em média 1,3%; e *ii)* o baixo patamar de explicação (R^2) do capital humano na formação de riqueza do país, no modelo (5).

Os resultados encontrados significam uma contradição entre a constituição de capital humano e o crescimento da economia nacional, o que induz à investigação sobre os motivos que levam a sociedade brasileira a incentivar cada vez mais o ensino superior sem um resultado objetivo do ponto de vista econômico. Tal contradição, apontada por este trabalho, levanta as hipóteses de que a formação de capital humano tenha ligação com variáveis institucionais, como a crença em que haveria maiores possibilidades sociais e econômicas dos indivíduos formados de alavancarem a sociedade, ou a facilidade de entrada no ensino superior ao longo dos anos, tendo em vista os financiamentos e as bolsas de estudo para essa categoria de aluno. Ao mesmo tempo que o interesse em educação é apontado como benéfica, o aproveitamento do conhecimento dos formados na economia carece de explicação quando observados os resultados do PIB. Esses questionamentos e essas hipóteses devem ser explorados em trabalhos futuros.

REFERÊNCIAS

BAILEY, T.; EICHE, T. **Education, technological change, and economic growth**. *In*: EDUCATION, EQUITY AND ECONOMIC COMPETITIVENESS IN THE AMERICAS: AN INTER-AMERICAN DIALOGUE PROJECT. Washington: Interamer, 1994. p. 103-120.

BARRO, R. J. Economic growth in a cross section of countries. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 106, n. 2, p. 407-443, 1991.

_____. **Education and economic growth**. Cambridge: Harvard University, 2000.

BECKER, G. S. Investment in human capital: a theoretical analysis. **The Journal of Political Economy**, v. 70, n. 5, p. 9-49, 1962.

BILS, M.; KLENOW, P. J. Does schooling cause growth? **The American Economic Review**, v. 90, n. 5, p. 1160-1182, 2000.

BUENO, R. D. L. S. **Econometria de séries temporais**. São Paulo: Cengage Learning, 2008.

CASTRO, J. A. Financiamento e gasto público na educação básica no Brasil: 1995-2005. **Educação & Sociedade**, Campinas, v. 28, n. 100, p. 857-876, out. 2007.

CHAREMZA, W. W.; DEADMAN, D. **New directions in econometric practice general to specific modelling, cointegration and vector autoregression**. Cheltenham: Edward Elgar Publishier, 1997.

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.

DIAS, J. *et al*. Função de capital humano dos estados brasileiros: retornos crescentes ou descrescentes da educação? **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 43, n. 2, p. 333-379, 2013.

ENDERS, W. **Apllied econometric time series**. New York: John Wiley & Sons, 1995.

FRAGA, G. J.; BACHA, C. J. C. Abertura comercial, capital humano e crescimento econômico no Brasil. **Política e Planejamento Econômico**, v. 43, n. 2, p. 384-418, 2013.

FRANCA, M. P. **Perspectiva do investimento público em educação**: é possível alcançar 10% do PIB? Brasília: Ipea, 2013. (Texto para Discussão, n. 74).

FULLY, R. M. P. **Os efeitos da educação sobre o progresso tecnológico no Brasil**. Vitória: Fucape, 2014.

GUIMARÃES, A. A. B.; SILVRIRA, L. P.; FULLY, R. M. P. Reflexos da educação sobre a produtividade total dos fatores no Brasil. *In:* CONGRESSO DE ADMINISTRAÇÃO, SOCIEDADE E INOVAÇÃO – CASI, 2016, Vitória, Espírito Santo, **Anais**... Vitória: Fucape, 2016.

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

IBRD – INTERNATIONAL BANK FOR RECONSTRUCION AND DEVELOPMENT. **World development report**. New York: Oxford University Press, 1991.

JOHANSEN, S. Statistical analysis in cointegrated vectors. **Journal of Economic Dynamics and Control**, v. 12, n. 2-3, p. 231-254, 1988.

JOHANSEN, S.; JUSELIUS, K. Maximum likelihood estimation and inference on cointegration: with applications to the demand for money. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, v. 52, n. 2, p. 169-210, 1990.

JONES, C. I. **Human capital, ideas, and economic growth**. California: [s.n.], 14 June 1996.

KOOPMANS, T. C. On the concept of optimal economic growth. **The Econometric Approach to Development Planning**. Amsterdam: North Holland, 1965. p. 225-300.

LARSON, R.; FARBER, B. **Estatística aplicada**. [s.l.]: Pearson Education do Brasil, 2009.

LAU, L. J. *et al*. Education and economic growth: some cross-country evidence from Brazil. **Journal of Development Economics**, v. 41, n. 2, p. 45-70, 1993.

LÜTKEPOHL, H. **New introduction to multiple time series analysis**. New York: Springer, 2005.

LÜTKEPOHL, H.; KRÄTZIG, M. **Applied time series econometrics**. New York: Cambridge University Press, 2004.

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

MATTOS, R. S. **Econometria de séries temporais**. São Pedro: UFJF, 2015. Disponível em: <http://twixar.me/vvsn>.

MINCER, J. Investment in human capital and personal income distribution. **The Journal of Political Economy**, v. 66, n. 4, p. 281-302, 1958.

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

PINDYCK, R. S.; RUBINFELD, D. L. **Econometria**: modelos & previsões. 4. ed. Rio de Janeiro: Ed. Campus, 2004.

PORTUGAL, M. S.; SOUZA, N. Fatores de crescimento da região Sul: 1960/1995. **Economia Aplicada**, v. 3, n. 4, p. 577-613, 1999.

PRITCHETT, L. Where has all the education gone? **The World Bank Economic Review**, v. 15, n. 3, p. 367-391, 2001.

ROMER, P. M. Human capital and growth: theory and evidence. *In:* CARNEGIE-ROCHESTER CONFERENCE SERIES ON PUBLIC POLICY, Amsterdam, North Holland. **Annals**... Amsterdam, 1990.

SCHULTZ, T. W. Investment in human capital. **The American Economic Review**, v. 51, n. 1, p. 1-17, 1961.

SIMÕES, J. E. M. *et al*. Índice de expectativas do consumidor no Brasil: uma análise do poder preditivo no período entre 2001 e 2014. **Planejamento e Políticas Públicas**, n. 47, p. 187-218, jul./dez. 2016.

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

TEMPLE, J. R. Heterogeneity and growth process: generalizations that aren't? Evidence on education and growth. **European Economic Review**, v. 45, n. 4-6, p. 905-918, 2001.

VARTANIAN, P. R. Choques monetários e cambiais sob regimes de câmbio flutuante nos países-membros do Mercosul: há indícios de convergência macroeconômica? **Economia**, Brasília, v. 11, n. 2, p. 435-464, 2010.

Data da submissão: 27/4/2017
Primeira decisão editorial em: 24/5/2017
Última versão recebida em: 22/6/2017
Aprovação final em: 6/7/2017