

Causalidade temporal entre capital humano e crescimento econômico para o Brasil no período 1971 a 2020^a

Temporal Causality between Human Capital and Economic Growth for Brazil in the Period 1971 to 2020

Sérgio Ricardo de Brito Gadelha^b 

Instituto Brasileiro de Ensino, Desenvolvimento e Pesquisa (IDP), Programa de Mestrado Profissional e Doutorado em Economia, Brasília (DF), Brasil

Alessandra Alves de Castro^c 

Secretaria de Educação, Governo do Distrito Federal, Brasília (DF), Brasil

Resumo: Esse estudo tem por objetivo geral analisar a relação de causalidade entre capital humano e crescimento econômico no Brasil durante o período de 1971 a 2020 em estruturas econométricas bivariadas e multivariadas, usando-se dados de números de matrículas *per capita* para diferentes níveis educacionais. Os resultados das análises de causalidade multivariada e bivariada indicaram a existência de uma relação de bi-causalidade de Granger entre taxa de crescimento do PIB real *per capita* e o número de matrículas no ensino médio. Na análise multivariada, os resultados obtidos indicaram que matrículas no ensino fundamental e no ensino superior precedem temporalmente o crescimento econômico real. Por outro lado, o crescimento econômico real causa, no sentido de Granger, o número de matrículas na educação infantil. Na análise bivariada, observa-se que o capital humano afeta o crescimento econômico, e que aumentos na renda precedem temporalmente aumento do número de matrículas escolares.

Palavras-chave: Capital Humano. Crescimento Econômico Endógeno. Matrículas Escolares.

Abstract: The aim of this study is to analyze the causal relationship between human capital and economic growth in Brazil during the period 1971 to 2020 in bivariate and multivariate econometric structures, using data on enrollment numbers per capita for different

Editor responsável: Ivan Colangelo Salomão

^a Submissão: 07/02/2022 | Aprovação: 30/04/2023 | DOI: 10.22456/2176-5456.122128

^b sergio.gadelha@idp.edu.br

^c alessandra99222004@gmail.com

Ambos os autores foram responsáveis pela concepção, pesquisa de dados e/ou documentos, análise dos dados e/ou documentos, participação ativa na discussão dos resultados e revisão e aprovação da versão final.



Esta publicação está licenciada sob os termos de Creative Commons Atribuição 4.0 Internacional

educational levels. The results of the multivariate and bivariate causality analyze indicated the existence of a Granger bi-causality relationship between the growth rate of real GDP per capita and the number of enrollments in secondary education. In the multivariate analysis, the results obtained indicated that enrollments in elementary and higher education temporally precede real economic growth. On the other hand, real economic growth causes, in Granger's sense, the number of enrollments in early childhood education. In the bivariate analysis, it is observed that human capital affects economic growth, and that increases in income temporally precede increases in the number of school enrollments.

Keywords: Human Capital. Endogenous Economic Growth. School Enrollments.

JEL: C10. C22. I25. J24.

1. Introdução

A educação, como um dos componentes do capital humano no crescimento econômico de longo prazo, tem sido um tópico de profundos debates para pesquisadores e formuladores de política ao redor do mundo. A literatura econômica tem evidenciado que a educação afeta a produtividade do trabalho e desempenha um papel crucial no desenvolvimento econômico de um país. De fato, vários pesquisadores desenvolveram modelos econômicos para enfatizar a relação entre educação e crescimento econômico (Schultz, 1961; Barro, 1998). Por exemplo, Schultz (1961) atribuiu grande parte do aumento da renda real *per capita* dos cidadãos norte-americanos na primeira metade do século 20 ao crescimento do capital humano.

Assim, não apenas o investimento em estoque de capital, mas também o investimento em capital humano – a educação – é considerado uma fonte de crescimento na literatura econômica. Jaoul (2004) menciona que a educação usa dois canais para impactar positivamente o crescimento econômico de uma nação, a saber: (i) trabalhadores qualificados e educados afetam diretamente as atividades produtivas; e (ii) a educação aumenta o conhecimento, além de criar ideias novas que se tornam a fonte de invenções e inovações. Por fim, deve-se destacar que a escassez de habilidades humanas pode resultar em uma restrição efetiva para o crescimento de uma economia moderna (Asteriou; Agiomirgianakis, 2001).

Em uma breve retrospectiva, o investimento em educação e capital humano ganhou importância na literatura econômica desde 1950 a partir de modificações feitas nos modelos de crescimento econômico exógeno de Solow (1956) e Swan (1956). A partir de 1960, as teorias de crescimento econômico endógeno que dão mais atenção ao nível de educação, bem como assumem que a educação e o conhecimento têm impacto significativo no crescimento econômico, argumentam que a educação induz o crescimento econômico.

Desde o final da década de 1980, a educação tem sido enfatizada por modelos de crescimento econômico endógenos e neoclássicos que a definem como um insumo que afeta positivamente o crescimento econômico. Essas teorias de crescimento endógeno modificaram as contribuições de Schultz (1961), Arrow (1962) e Uzawa (1965) ao considerarem como determinantes do crescimento econômico indicadores como matrículas escolares, investimentos em pesquisa e

desenvolvimento (P&D), gastos com saúde e educação, expectativa de vida e treinamentos no trabalho.

Em particular, no seu modelo de crescimento econômico endógeno, Lucas (1988) defende que tanto o capital humano quanto o capital físico são o motor do crescimento. Ao contrário da visão clássica, redefiniu-se as relações entre capital humano/educação e tecnologia, afirmando-se que devido à relação complementar entre essas variáveis, se o capital humano é pobre em termos de educação, os avanços tecnológicos não podem desempenhar um papel crucial na melhoria da produtividade e do crescimento econômico. Assim como Lucas (1988), Mankiw *et al.* (1992) indica que existe uma associação estreita entre a taxa de acumulação de capital humano e a taxa de crescimento econômico.

Asteriou e Agiomirgianakis (2001) investigaram a relação de cointegração e de causalidade de Granger entre o capital humano e o crescimento econômico na Grécia considerando-se o período de 1960 a 1994. Foram utilizados número de matrículas nos ensinos primário, secundário e superior, em termos *per capita*, e taxa de crescimento do PIB real *per capita*. A partir do modelo de Lucas (1988), desenvolveu-se um modelo de crescimento endógeno, em que se incluiu na função de produção Cobb-Douglas a educação como sendo uma variável de escolha dos pais na função utilidade das famílias. Nesse modelo modificado, a educação é considerada o principal mecanismo institucional para desenvolver habilidades humanas. Os resultados econométricos obtidos confirmaram a existência de uma relação de longo prazo entre a taxa de crescimento do PIB real *per capita* e matrículas educacionais *per capita*. Além disso, constatou-se a existência de uma relação de causalidade de Granger unidirecional das matrículas educacionais *per capita* para a taxa de crescimento do PIB real *per capita*, com exceção da educação superior onde se constatou a existência de uma relação de causalidade temporal reversa. A direção causal das matrículas nos dois primeiros níveis de educação (primário e secundário) para o crescimento econômico sugere que quanto maior for o número de pessoas instruídas, mais rápido é o desenvolvimento econômico. No entanto, a relação de causalidade de Granger unidirecional do crescimento econômico para o ensino superior sugere que a expansão da escolaridade formal e a aquisição de diplomas/certificados não está necessariamente associada a uma melhor capacidade de se realizar trabalho produtivo e, portanto, de promover o crescimento econômico.

A partir da proposta apresentada por Asteriou e Agiomirgianakis (2001), no caso brasileiro Coelho *et al.* (2008) analisaram a relação de causalidade de Granger entre capital humano – medido pelo número de matrícula em quatro níveis educacionais (ensino fundamental, ensino médio, graduação e pós-graduação) – e o PIB real no período entre os anos de 1959 e 2000. Os resultados obtidos mostraram a existência de relações de causalidade unidirecional do capital humano para o crescimento econômico apenas para a série de ensino fundamental, sendo que a relação de causalidade de Granger entre PIB e ensino de graduação havia ficado indefinida. Além disso, constatou-se que matrículas na pós-graduação Granger-causa o PIB. E, por fim, não foi encontrada nenhuma relação de causalidade entre o ensino médio e PIB.

Ao tratar da educação durante o regime militar, Kang e Menetrier (2020) argumentam que a ditadura miliar favoreceu inicialmente a expansão do ensino fundamental, mas posteriormente se tornou um empecilho à universalização desse nível de ensino. No início, todos os níveis de ensino, incluindo o primário, foram beneficiados principalmente por conta da reforma tributária (1964-66), que aumentou a capacidade fiscal de todos os entes federativos, elevando as despesas na educação básica. Entretanto, a oportunidade foi desperdiçada pelo próprio regime por duas razões: (i) deu-se maior atenção ao ensino superior e promoveu-se uma expansão substancial de matrículas nesse nível em detrimento dos demais a partir de 1968, por conta de ameaças à ordem oriundas de movimentos estudantis e pressão de segmentos da elite; e (ii) a combinação de incentivos à exportação com a política industrial do II PND empobreceu os entes subnacionais em meados dos anos 1970, o que comprometeu o financiamento da educação básica. Com isso, as políticas do regime militar acabaram contribuindo para a manutenção do atraso educacional do país.

Por sua vez, Varejão, Pessoa e Summerhill (2021) avaliaram o impacto de políticas alternativas de investimento em educação pública no Brasil nos anos 1933 a 1985, testando-se a hipótese de que aumentos de gastos com educação a partir da década de 1930 teriam impacto positivo no nível do PIB *per capita*. Foram avaliados os efeitos econômicos de níveis mais elevados de escolaridade, levando-se em consideração dois canais distintos: um canal demográfico no qual a escolaridade reduz as taxas de fertilidade, bem como um canal de produção pelo qual a escolaridade aumenta a produtividade por trabalhador. Esses efeitos foram

quantificados especificando-se cenários contrafactuais com maiores gastos públicos em educação, e medindo o impacto econômico do aumento da escolaridade em um modelo básico de crescimento econômico usando função de produção Cobb-Douglas. Os resultados das simulações indicaram que aumentar os gastos com educação primária pública em 1% do PIB a cada ano aumentou a estimativa contrafactual do PIB *per capita* em 26% em relação ao seu nível observado em 1985, e reduziu o tamanho estimado da população em 14%. Além disso, aumentar os gastos educacionais em 2% do PIB aumentou a produção *per capita* em quase 32% e reduziu a população contrafactual em 19%. Em resumo, os resultados são consistentes com a hipótese testada e sugerem que os baixos níveis de gastos com educação primária no século 20 foram custos para o Brasil.

Uma vez que a literatura econômica considera a educação como sendo um canal para a melhoria do capital humano e, depois, para o crescimento econômico, tem-se o seguinte problema de pesquisa: qual é a relação de causalidade, no sentido de precedência temporal, entre capital humano e crescimento econômico no Brasil, considerando-se diferentes níveis de escolaridade? É possível testar neste estudo quatro hipóteses associadas à causalidade temporal entre capital humano e crescimento econômico.

A primeira hipótese está relacionada à relação de causalidade unidirecional do crescimento econômico para o capital humano. Por exemplo, um aumento da renda familiar pode aumentar o capital humano se essa renda adicional for usada para educar os filhos, em vez de ser desperdiçada em outras finalidades. Além disso, elevados níveis de renda podem contribuir no desenvolvimento humano por meio de seu impacto na expectativa de vida (Ranis *et al.*, 2000). A segunda hipótese se baseia nos modelos de crescimento endógeno segundo a tradição Lucasiana (Lucas, 1988; Asteriou; Agiomirgianakis, 2001), os quais sustentam que o capital humano é um insumo para o produto de uma economia, de modo que se observa uma relação de causalidade unidirecional do capital humano para o crescimento econômico. Uma outra visão teórica que sustenta essa relação de causalidade é a abordagem de Nelson-Phelps, em que o capital humano é considerado a fonte primária das inovações. Portanto, a taxa de crescimento do produto dependerá da taxa de inovação e, portanto, do nível do capital humano (Aghion; Howitt, 1988). A terceira hipótese defende a existência de uma relação de bi-causalidade entre capital humano e crescimento econômico, validando simultaneamente as duas hipóteses

anteriores. Essa situação é caracterizada por um mecanismo de retroalimentação em que, por um lado, a acumulação do capital humano é vista como um fator essencial para o desempenho econômico de longo prazo e, por outro lado, um aumento do nível de renda pode levar a um aumento do capital humano, dependendo do ambiente institucional e da alocação de recursos. Finalmente, a quarta hipótese postula que não há relação de causalidade temporal entre capital humano e crescimento econômico. Em outras palavras, o crescimento econômico de um país é devido por outros fatores, exceto capital humano.

O presente estudo tem por objetivo geral investigar a relação de causalidade, no sentido de precedência temporal, entre educação, considerada *proxy* de capital humano, e crescimento econômico no Brasil durante o período de 1971 a 2020, mas em diferentes níveis de educação (educação infantil, ensino fundamental, ensino médio e ensino superior), dando assim continuidade à agenda de pesquisa iniciada por Coelho *et al.* (2008). Visando endereçar a pergunta condutora desta pesquisa, em termos de objetivos específicos, realiza-se aqui uma rigorosa análise de causalidade de Granger, bivariada e multivariada, a partir da estimação de um modelo autorregressivo e de defasagens distribuídas (ARDL), bem como um modelo vetorial autorregressivo (VAR), tomando-se como referência o modelo de crescimento econômico endógeno proposto de Lucas-Asteriou-Agiomirgianakis.

Analisar a relação entre capital humano e crescimento econômico no Brasil é tema relevante ao atual debate acadêmico, com importantes implicações de política econômica. Em um relatório específico do Banco Mundial voltado à avaliação dos principais desafios que os jovens brasileiros enfrentam para alcançar índices mais altos de empregabilidade e produtividade no mercado de trabalho, enfatiza-se a existência de um *puzzle* em que, de um lado, destaca-se a elevação em mais de 50% da escolaridade média da população nos últimos 30 anos e, de outro lado, baixos ganhos agregados de produtividade dos trabalhadores nesse período. Seria de se esperar que trabalhadores com mais anos de estudo fossem mais produtivos em seus postos de trabalho, mas, o que se observa de fato é que a baixa produtividade limita não apenas o crescimento econômico, mas também afeta a capacidade de redistribuição de renda no Brasil. Esse *puzzle* seria motivado por três fatos: uma demanda por mão-de-obra distorcida e com um viés para procurar mão-de-obra não qualificada, a baixa qualidade do sistema educacional e percepções incorretas sobre o real retorno da educação (Banco Mundial, 2018). Essa

informação é corroborada por Ottoni (2017), ao apontar que entre os anos 1992 e 2014 houve um avanço na escolaridade média nacional que passou de 5,3 para 8,8 anos de estudo, enquanto a produtividade do trabalho se manteve estagnada, passando de 10,17 para 10,41. Essa discrepância pode ser explicada pela baixa qualidade de ensino que faz com que os anos adicionais de ensino não se traduzam em aumento significativo de qualificação, pela tendência de substituição de mão-de-obra por tecnologia em setores que poderiam agregar maior produtividade ou pela diferença entre as produtividades dos setores da economia, uma vez que a maior alocação de mão-de-obra nos setores menos produtivos reduz a eficácia do aumento de anos de estudo. Em resumo, trabalhadores com maior nível educacional estão sendo empregados majoritariamente em serviços tradicionais, o que no longo prazo faz com que anos de estudo não se convertam em produtividade.

Em termos de delimitação do escopo do estudo, a pesquisa aqui proposta se difere da análise feita antes por Coelho *et al.* (2008) nos seguintes aspectos. Em primeiro lugar, inclui-se aqui a educação infantil, pois: (i) o financiamento da educação pré-escolar gera maiores retornos sociais (Heckman, 2012 *apud* BID, 2019, p. 181); (ii) experiências em fases precoces da vida frequentemente têm efeitos persistentes e significativos em uma ampla gama de resultados da vida adulta (Berlinski; Schady, 2015 *apud* BID, 2019, p. 181); (iii) investimentos feitos nos primeiros anos do desenvolvimento infantil podem aumentar o retorno dos investimentos feitos em fases posteriores da vida (Cunha; Heckman, 2007, *apud* BID, 2019, p. 181). Em segundo lugar, o período considerado neste estudo abrange duas importantes reformas educacionais ocorridas nos últimos anos. Por um lado, a Lei de Diretrizes Básicas da Educação Nacional Brasileira (Lei nº 9.394/1996) aludia à formulação do Plano Nacional da Educação, sendo concretizado em 2001 e dando maior valorização ao Ensino Profissionalizante, à gestão democrática, à inclusão da educação a distância, entre outros. Por outro lado, o Novo Ensino Médio (Lei nº 13.415/2017) alterou a Lei de Diretrizes e Bases da Educação Nacional e estabeleceu uma mudança na estrutura do ensino médio, ampliando o tempo mínimo do estudante na escola de 800 horas para 1.000 horas anuais (até 2022) e definindo uma nova organização curricular, mais flexível, que contemple uma Base Nacional Comum Curricular (BNCC) e a oferta de diferentes possibilidades de escolhas aos estudantes, os itinerários formativos, com foco nas áreas de conhecimento e na formação técnica e profissional. A mudança teve como

objetivos garantir a oferta de educação de qualidade a todos os jovens brasileiros e de aproximar as escolas à realidade dos estudantes de hoje, considerando as novas demandas e complexidades do mundo do trabalho e da vida em sociedade.

Este estudo contribui à literatura sobre o tema ao analisar a relação de causalidade de Granger no Brasil nas últimas décadas entre níveis de educação (educação infantil, ensino fundamental, ensino médio e ensino superior), considerada aqui como um dos componentes do capital humano e medida através de número de matrículas *per capita*, e a taxa de crescimento real do PIB *per capita*. Além disso, neste estudo adota-se uma abordagem metodológica rigorosa que leva em consideração a presença de quebras estruturais na análise de estacionariedade das séries temporais, bem como na análise de causalidade de Granger a ser conduzida a partir de dois modelos econométricos distintos: VAR e ARDL. Por fim, será possível avançar na análise multivariada ao analisar os resultados das funções de impulso-resposta e a decomposição da variância dos erros de previsão.

Coelho *et al.* (2008) destacaram que os resultados obtidos refletiam o comportamento “médio” entre as variáveis níveis educacionais e crescimento econômico no Brasil para o período de 1959 a 2000, não podendo refletir, em parte, a atual relação entre essas variáveis, como é feito no presente estudo. Além disso, a análise de estacionariedade conduzida no estudo deles, bem como a análise de causalidade de Granger a partir da estimação de modelos vetoriais autorregressivos com mecanismo de correção de erros (VECM), não levaram em consideração a presença de quebras estruturais nas séries temporais. Por fim, o presente estudo considera a educação infantil em sua análise, ao contrário de Coelho *et al.* (2008)⁴.

Este estudo encontra-se organizado da seguinte forma. A próxima seção apresenta brevemente a abordagem metodológica utilizada. A terceira seção descreve o plano amostral, bem como descrição dos dados e tratamento das variáveis. A quarta seção explora as relações de causalidade entre capital humano e crescimento econômico real. Por fim, a quinta seção apresenta as considerações finais acerca dos resultados obtidos, assim como as implicações de políticas associadas a esses resultados. No apêndice é feita uma breve explicação acerca do modelo de crescimento endógeno de Lucas-Asteriou-Agiomirgianakis, onde em um

⁴ No Brasil a Educação Infantil é considerada um direito da criança e uma obrigação do Estado, sendo assegurado pela Constituição Federal. A partir da Lei de Diretrizes e Bases da Educação Nacional - LDB de 1996, a Educação Infantil passou a ser definida como a primeira etapa da Educação Básica.

ambiente de tempo discreto incorpora-se a educação definida como sendo uma variável de escolha dos pais entrando na função utilidade das famílias

2. Abordagem metodológica

2.1 Análise de estacionariedade

As estimações de modelos econométricos a serem aqui implementadas requer a análise de estacionariedade das séries temporais, a qual será desenvolvida pela aplicação de testes de raízes unitárias. Os testes modificados de Dickey-Fuller (ADF^{GLS}) e de Phillips-Perron ($\overline{MZ}_\alpha^{GLS}$), propostos por Elliot, Rottemberg e Stock (1996) e Ng e Perron (2001) são aplicados com a finalidade de verificar a estacionariedade das séries de tempo. Esses testes superam os problemas de baixo poder estatístico e distorções de tamanho dos testes tradicionais de Dickey e Fuller (1979, 1981), Said e Dickey (1984) e de Phillips e Perron (1988). As modificações no teste padrão de raiz unitária de Dickey e Fuller (1979, 1981) e de Said e Dickey (1984) fundamentam-se em dois aspectos centrais: a extração de tendência em séries de tempo usando mínimos quadrados ordinários (OLS) é ineficiente e a importância de uma seleção apropriada para a ordem de defasagem do termo aumentado, de modo a obter uma melhor aproximação para o verdadeiro processo gerador de dados.

No primeiro caso, Elliot, Rottemberg e Stock (1996) propõem usar mínimos quadrados generalizados (GLS) a fim de extrair a tendência estocástica da série. Emprega-se o procedimento padrão para estimar a estatística ADF^{GLS} como sendo a estatística t para testar a hipótese nula de presença de raiz unitária contra a hipótese alternativa de que a série é estacionária. Com relação ao segundo aspecto, Ng e Perron (2001) demonstram que os critérios de informação de Akaike (AIC) e de Schwarz (SIC) tendem a selecionar baixos valores para a defasagem, quando se tem uma grande raiz negativa (próximo a -1) no polinômio de médias móveis da série. Isso gera distorções e motivou o desenvolvimento do critério modificado de informação de Akaike (MAIC) para a seleção da defasagem autorregressiva, de modo a minimizar as distorções provocadas por seleção inadequada de defasagens.

Ng e Perron (2001) propõem que as mesmas modificações sejam aplicadas também ao teste tradicional de Phillips e Perron (1988), originando o teste $\overline{MZ}_\alpha^{GLS}$. Por meio de simulações, Ng e Perron (2001) mostram que a aplicação conjunta de GLS para extrair a tendência determinista e do critério de seleção de defasagens

MAIC produzem testes com maior poder, mas menores distorções de tamanho estatístico quando comparados aos testes tradicionais ADF e PP. Os valores críticos das estatísticas ADF^{GLS} e $\overline{MZ}_\alpha^{GLS}$ estão reportados em Ng e Perron (2001).

Contudo, Perron (1989) ilustra a importância de se incluir uma quebra estrutural nos testes tradicionais de raízes unitárias. Foram considerados três modelos de quebra estrutural. O Modelo A, que é conhecido como modelo *crash*, permite a mudança de um período no nível. O Modelo B, que permite a existência de uma quebra na tendência da série de tempo. O Modelo C, que é conhecido como *changing growth path*, inclui mudança de um período em ambos nível e tendência. Vogelsang e Perron (1998) desenvolveram um teste de raiz unitária com estimação do ponto de quebra de forma endógena, baseando-se nos modelos A, B e C de Perron (1989) e nos métodos *Innovation Outlier* (IO) e *Additive Outlier* (AO). O modelo AO permite uma mudança súbita na média (*crash model*), enquanto o modelo IO permite mudanças mais graduais. Assim, os dois modelos são usados para verificar a hipótese de estacionariedade: quebra no intercepto, quebra no intercepto e na tendência, ambas em nível e em primeira diferença.

Por sua vez, Saikkonen e Lütkepohl (2002) e Lanne, Saikkonen e Lütkepohl (2002, 2003) propõem que as quebras estruturais podem ocorrer ao longo de um número de períodos e expõe uma transição suave para um novo nível. Portanto, uma função de mudança de nível é acrescentada ao termo determinístico do processo gerador de dados. Os termos determinísticos são extraídos por mínimos quadrados generalizados (GLS) e, em seguida, aplica-se um teste ADF às séries ajustadas. Valores críticos do teste encontram-se tabulados por Lanne, Saikkonen e Lütkepohl (2002).

2.2 Causalidade de Granger Multivariada

A análise de causalidade inicia-se pela estimação de um modelo vetorial autorregressivo (VAR) envolvendo todas as variáveis mencionadas anteriormente. O conceito de causalidade no sentido de Granger está associado à ideia de precedência temporal entre variáveis, assim, se y_t contém informação passada que ajuda na previsão de x_t , e se essa informação não está contida em outras séries usadas no modelo, então y_t Granger-causa x_t (Granger, 1969). A causalidade de Granger da variável x_t para a variável y_t é avaliada testando a hipótese nula de que os coeficientes da variável x_t em todas as suas defasagens são, simultaneamente,

estatisticamente iguais a zero na equação em que y_t é a variável dependente. Caso a hipótese nula seja rejeitada, conclui-se que a variável x_t Granger-causa a variável y_t .

O modelo VAR em forma reduzida de dimensão p pode ser escrito com:

$$X_t = A_0 + A_1X_{t-1} + A_2X_{t-2} + \dots + A_pX_{t-p} + \zeta_t \quad (1)$$

onde, X_t é um vetor de variáveis estacionárias, p é o número de defasagens, A_0 é um vetor de interceptos, A_i são matrizes de coeficientes, e ζ_t é um vetor de resíduos não-autocorrelacionados e homocedásticos. A seleção da ordem de defasagem é feita pelos usuais critérios de informação. Como a análise de causalidade não requer a estimação de parâmetros estruturais, não há necessidade de se adotar alguma estratégia de identificação em (1).

Além da causalidade de Granger, nessa etapa duas outras técnicas econométricas serão utilizadas na análise multivariada: as funções impulso-resposta (FIR) e a análise de decomposição de variância do erro de previsão (ADV).

As funções de impulso-resposta permitem avaliar o comportamento individual das variáveis do sistema em resposta a algum choque em outra variável do modelo. Com este instrumental, analisa-se a sensibilidade das variáveis, por meio de simulação, a choques específicos em um determinado período. Desta forma, cada coeficiente demonstra a resposta de sua variável no modelo a uma inovação específica, mantendo constantes todas as demais inovações em todos os outros períodos. Em outras palavras, a função impulso-resposta descreve o caminho e as defasagens temporais necessárias para que as variáveis retornem à sua trajetória original. O efeito acumulado de uma mudança de uma unidade em diferentes inovações sobre uma variável é dado pelo somatório dos coeficientes das funções de impulso-resposta (Enders, 2010).

Com o objetivo de eliminar o problema de ordenação de variáveis no VAR, a função de impulso-resposta generalizada (FIRG) é utilizada. O principal argumento para este procedimento é que o impulso-resposta generalizado não varia se houver reordenação de variáveis no VAR. Conforme apontado por Lutkepohl (1991), o método convencional para a análise da função de impulso-resposta aplica a “hipótese da ortogonalidade”, o que, por conseguinte, faz com que o resultado

dependa da ordenação das séries no modelo VAR estimado. Koop, Pesaran e Potter (1996), assim como Pesaran e Shin (1998) desenvolveram a função de impulso-resposta generalizada como forma de eliminar o problema de ordenação das variáveis no modelo VAR. Há duas vantagens potenciais na aplicação desse método (Ewing, 2003): (i) a função de impulso-resposta generalizada fornece resultados mais robustos do que o método ortogonalizado, e (ii) devido ao fato de a ortogonalidade não ser imposta, a função impulso-resposta generalizada permite interpretar de forma mais acurada a resposta do impacto inicial decorrente de cada choque causado por uma variável sobre as demais.

A análise de decomposição de variância (ADV) é um instrumento utilizado para descrever a dinâmica do sistema na abordagem VAR. Por este método, é possível identificar a proporção da variação total de uma variável devida a cada choque individual nas k variáveis componentes do modelo. A ADV fornece informações sobre a importância relativa de cada inovação sobre as variáveis do sistema (Enders, 2010). A decomposição da variância dos erros de previsão mostra a evolução do comportamento dinâmico apresentado pelas variáveis do sistema econômico, ao longo do tempo, isto é, permite separar a variância dos erros de previsão para cada variável em componentes que podem ser atribuídos por ela própria e pelas demais variáveis endógenas, isoladamente apresentando, em termos percentuais, qual o efeito que um choque não antecipado sobre determinada variável tem sobre ela própria e sobre as demais variáveis pertencentes ao sistema.

2.3 Causalidade de Granger Bivariada

A análise bivariada de causalidade no sentido de Granger envolve a estimação de modelos autorregressivos de defasagens distribuídas (ARDL) para pares de variáveis. A modelagem ARDL é abrangente e permite capturar a dinâmica do sistema, sem incorrer no viés de omissão de defasagens relevantes. Além disso, não impõe a restrição de que todas as equações tenham o mesmo número de defasagens em cada variável, como ocorre na estimação de modelos VAR. Contudo, a causalidade bivariada pode ser afetada por omissão de variável no sistema. Essa limitação foi superada pelo teste multivariado de causalidade de Granger, descrito na seção 2.2. Em resumo, as duas abordagens são complementares no sentido de entender as relações de causalidade entre as duas variáveis.

Considere que as variáveis x_t e y_t sejam estacionárias em nível, isto é, $I(0)$, e considere o par de modelos autorregressivos e de defasagens distribuídas (ARDL):

$$y_t = \alpha_1 + \sum_{i=1}^p \alpha_{11}(i)y_{t-i} + \sum_{i=1}^q \alpha_{12}(i)x_{t-i} + \varepsilon_{yt} \quad (2)$$

$$x_t = \alpha_2 + \sum_{i=1}^l \alpha_{21}(i)y_{t-i} + \sum_{i=1}^m \alpha_{22}(i)x_{t-i} + \varepsilon_{xt} \quad (3)$$

Onde $\alpha_{11}(i)$, $\alpha_{12}(i)$, $\alpha_{21}(i)$, $\alpha_{22}(i)$, α_1 e α_2 são coeficientes a serem estimados; α_1 e α_2 são constantes; ε_{yt} e ε_{xt} são erros ou processos ruídos brancos, possuindo média condicional zero e variância finita.

Nas equações (2) e (3), a hipótese nula $H_0: \alpha_{12}(i) = 0$ significa que x_t não Granger-causa y_t , ao passo que a hipótese alternativa $H_A: \alpha_{12}(i) \neq 0$ significa que x_t Granger-causa y_t . Alternativamente, a hipótese nula $H_0: \alpha_{21}(i) = 0$ significa que y_t não Granger-causa x_t , ao passo que a hipótese alternativa $H_A: \alpha_{21}(i) \neq 0$ significa que y_t Granger-causa x_t . Com base nessas hipóteses, são possíveis 4 resultados para cada par de variáveis.

O teste de causalidade de Granger é sensível ao número de defasagens incluídas nos modelos ARDL, influenciando na direção da causalidade. Por esse motivo, foram utilizados critérios rigorosos de seleção de defasagens, baseados nos critérios de informação de Akaike (AIC) e de Schwarz (SIC).

3. Descrição dos dados e tratamento das variáveis

O presente estudo utiliza dados anuais de variáveis econômica e educacionais cobrindo o período de 1971 a 2020, totalizando 50 observações, ou um pouco mais de 4 quatro décadas em análise. Essa delimitação temporal é explicada pelo fato de que para anos anteriores a 1971 não foi possível obter dados de matrículas para o ensino pré-escolar (educação infantil). Não obstante, Kang (2017, p. 35) já havia alertado acerca da “insuficiência de base de dados históricos da educação no país”, destacando que “em 1950, aproximadamente metade da população brasileira era analfabeta. Nesse mesmo período, as taxas de matrículas e os anos de escolaridade média eram menores que aos apresentados por países vizinhos como Argentina ou Bolívia”. Além disso, destacou-se que as “políticas educacionais, de maneira geral,

priorizaram o ensino superior e secundário para as elites em detrimento do ensino primário para as massas ao longo do período 1930-1964” (Kang, 2017, p. 36). E que “dado o aprofundamento da centralização financeira a partir da ascensão de Getúlio Vargas na década de 1930, os governos federais brasileiros detinham grande parte dos recursos financeiros em suas mãos” (Kang, 2017, p. 36). Nesse contexto, argumenta-se que “os governos do período não quiseram investir e dar a atenção necessária para a melhoria do ensino primário para as massas no Brasil entre 1930 e 1964. Ao responsabilizar os pauperizados estados pela provisão de ensino primário no Brasil, parcela importante das elites políticas nacionais aceitou que o ensino primário permanecesse em condições de significativo atraso, mesmo frente a outros países latino-americanos” (Kang, 2017, p. 36).

A primeira variável usada nesta pesquisa é a taxa de crescimento do produto interno bruto (PIB) real *per capita*: $\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1}$, em que Y_t é o logaritmo natural do PIB real *per capita*. De maneira específica, o PIB corrente foi deflacionado pelo Índice Geral de Preços - Disponibilidade Interna (IGP-DI)⁵ e dividido pela população⁶. Por um lado, os valores do PIB de 1971 a 1990 são provenientes de séries históricas constantes na base de dados “Estatísticas do Século XX” do IBGE⁷, e a partir de 1990 esses dados são obtidos junto à base de dados IPEADATA do Instituto de Pesquisa em Economia Aplicada (IPEA)⁸. Por outro lado, os dados de estimativa da população residente, cuja fonte primária também é o IBGE, foram obtidos no IPEADATA, com exceção dos anos censitários (1991, 2000 e 2010) em que se utilizou os dados divulgados no Atlas do Desenvolvimento Humano⁹.

Um dos fatores principais para a escolha da metodologia para estimar o impacto da educação, seja no âmbito da renda pessoal, seja no crescimento econômico e sua relação de causalidade, se dá pela escolha da *proxy* para a representação do capital humano. Visando um alinhamento metodológico com Asteriou e Agiomirgianakis (2001) e Coelho *et al.* (2008), como *proxy* para capital humano no Brasil o presente estudo utiliza o número de matrículas no início do ano para diferentes níveis educacionais, em termos *per capita*: educação infantil ou

⁵ Fonte: Fundação Getúlio Vargas (FGV). Disponível em: <http://www.ipeadata.gov.br/Default.aspx>. Acesso em 23 de dezembro de 2021.

⁶ Fonte: IBGE. Disponível em: <http://www.ipeadata.gov.br/Default.aspx>. Acesso em 23 de dezembro de 2021.

⁷ Fonte: IBGE. Disponível em: <https://seculoxx.ibge.gov.br/economicas/financas-publicas>. Acesso em 23 de dezembro de 2021.

⁸ Fonte: IPEA. Disponível em: <http://www.ipeadata.gov.br/Default.aspx>. Acesso em 23 de dezembro de 2021.

⁹ Fonte: Atlas do Desenvolvimento Humano. Disponível em: <http://www.atlasbrasil.org.br/>. Acesso em 23 de dezembro de 2021.

ensino pré-escolar (EI_t); ensino fundamental ou primeiro grau (EF_t); ensino médio ou segundo grau (EM_t); e ensino superior ou graduação (ES_t). Seguindo Coelho *et al.* (2008), para os anos 1971 e 1994, esses dados foram obtidos na base de dados “Estatísticas do Século XX”, as quais são divulgadas pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE)¹⁰. No caso dos anos 1995 a 2020, esses dados foram obtidos nas Sinopses Estatísticas da Educação Básica¹¹ e da Educação Superior¹² divulgados pelo Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira (INEP)¹³.

Entretanto, é importante apontar eventuais limitações do uso do número de matrículas como *proxy* de capital humano. Por exemplo, Lindert (2004) ressalta que a utilização de matrículas *per capita* pode ser enganosa por conta de transformações da estrutura demográfica ao longo das décadas. Assim, mudanças na estrutura etária brasileira é importante para a construção dessa variável, em face do período analisado, por exemplo, a quantidade de jovens em idade escolar para diferentes níveis de escolaridade depende da pirâmide etária brasileira.

Não obstante, estudos têm apontado para a limitação de variáveis como taxa de matrículas e anos médios de escolaridade no contexto de estudos empíricos sobre capital humano e crescimento econômico. Por exemplo, Pritchett (2001) argumenta que o impacto da educação sobre o crescimento econômico não tem sido o mesmo em todos os países, observando a existência de considerável heterogeneidade. Uma das explicações é que a baixa qualidade educacional pode ter sido tão inferior que não aumentou as habilidades cognitivas ou a produtividade, conforme argumentado por Temple (1999). Devido às diferenças na qualidade educacional, os sistemas educacionais que falham na transmissão do conhecimento e de habilidades podem explicar a baixa produtividade econômica, de modo que a educação não resulta necessariamente em capital humano produtivo. Ao se gerar

¹⁰ Fonte: IBGE. Disponível em:

<https://seculoxx.ibge.gov.br/populacionais-sociais-politicas-e-culturais/busca-por-temas/educacao>. Acesso em 17 de dezembro de 2021.

¹¹ Fonte: INEP. Disponível em: <https://www.gov.br/inep/pt-br/acesso-a-informacao/dados-abertos/sinopses-estatisticas/educacao-basica>. Acesso em 17 de dezembro de 2021.

¹² Fonte: INEP. Disponível em: <https://www.gov.br/inep/pt-br/acesso-a-informacao/dados-abertos/sinopses-estatisticas/educacao-superior-graduacao>. Acesso em 17 de dezembro de 2021.

¹³ Assim como relatado em Coelho *et al.* (2008), algumas séries históricas de matrículas reportadas pelo IBGE apresentaram descontinuidade de valores, por exemplo, educação infantil (anos 1985 a 1988), ensino fundamental e ensino médio (ano 1990) e educação superior (anos 1975, 1992 e 2020). Visando enfrentar esse problema de descontinuidade, optou-se por imputar dados nos anos faltantes conforme uma regra de média aritmética simples, ou então uma média móvel.

distintos retornos salariais à educação, o processo de crescimento e desenvolvimento econômico é afetado adversamente. Segundo o autor, o capital humano gerado pela educação pode ter sido usado para atividades privadamente remuneradas, mas socialmente improdutivas. Pode ser que por este motivo, mesmo com maior porcentagem da população completando o ensino primário, não há diminuição da corrupção, conforme esperado pelo senso comum. Além disso, Pritchett (2001) destaca dados de países em que o salário do setor público aumenta, mas o salário do setor privado não aumenta. Neste caso, o crescimento econômico pode ser prejudicado por causa da má alocação de talentos. Por fim, Hanushek, Link e Woessmann (2013) apontam que, a partir dos dados do PISA, a qualidade do ensino, derivada do desempenho dos alunos no teste, explica o crescimento melhor do que o acesso à educação, destacando assim a importância da qualidade da educação para explicar os problemas do desempenho econômico de países da América Latina.

Por fim, as variáveis foram transformadas em logaritmos naturais, a fim de que os coeficientes a serem estimados possam ser interpretados como sendo elasticidades. Tabela 1 a seguir sintetiza os principais resultados da análise de estatística descritiva.

Tabela 1 – Estatísticas Descritivas (1971-2020)

Estatísticas Descritivas	EF_t	EM_t	EI_t	ΔY_t	ES_t
Média	-1,718692	-3,419780	-3,849047	0,014375	-4,191539
Mediana	-1,675968	-3,321590	-3,627739	0,014936	-4,445321
Máximo	-1,518374	-2,865197	-3,149967	0,225609	-3,184214
Mínimo	-2,070065	-4,220788	-5,422210	-0,146421	-6,130610
Desvio-Padrão	0,145055	0,357535	0,685158	0,070832	0,617822
Assimetria	-0,942998	-0,327733	-1,030875	0,357723	-0,347325
Curtose	2,951708	1,844218	2,876150	3,740545	3,337458
Coef. Variação	0,084398	0,104549	0,178007	4,927443	0,147397
Jarque-Bera	7,415240	3,678057	8,887816	2,208896	1,242536
Valor-p	0,024536	0,158972	0,011750	0,331394	0,537263
Somatório	-85,93462	-170,9890	-192,4524	0,718727	-209,5770
SDQ	1,031013	6,263740	23,00263	0,245839	18,70350
Observações	50	50	50	50	50

Fonte: elaboração própria. Uso dos softwares econométricos Eviews e JMULTI. “EI” significa educação infantil (educação pré-escolar) *per capita*; “EF” significa ensino fundamental (primeiro grau) *per capita*; “EM” significa ensino médio (segundo grau) *per capita*; “ES” significa ensino superior (graduação) *per capita*; e ΔY significa taxa de crescimento do PIB real *per capita*. “SDQ” significa Soma dos Desvios ao Quadrado.

Em linhas gerais, por exemplo, o coeficiente de variação indica que, com exceção da taxa de crescimento do PIB real *per capita*, as variáveis educacionais *per capita* apresentam baixa variabilidade dos dados em relação à sua média, indicando homogeneidade dos dados. E, de acordo com os resultados do Teste de Jarque-Bera, a hipótese nula de normalidade na distribuição dos dados é rejeitada apenas para as variáveis ensino fundamental *per capita* e ensino infantil *per capita*.

4. Análise de resultados

4.1 Análise de estacionariedade

A Tabela 2 a seguir reporta dos resultados realizados quanto à análise de estacionariedade das séries aqui analisadas, utilizando-se dois grupos de testes: testes de raízes unitárias que não consideram a presença de mudanças estruturais, e testes de raízes unitárias em que as quebras estruturais são identificadas endogenamente. Em linhas gerais, os resultados do primeiro grupo de testes – testes ADF^{GLS} e $\overline{M\bar{Z}}_{\alpha}^{GLS}$ de raízes unitárias sem quebra estrutural – se mostraram inconclusivos para as variáveis analisadas, exceto número de matrículas no ensino médio *per capita* (Elliot *et al.*, 1996; Ng; Perron, 2001). Entretanto, quando se considera a presença de que

quebras estruturais, majoritariamente os resultados dos testes Vogelsang e Perron (1998), bem como Saikkonen e Lütkepohl (2002), indicam que as séries analisadas são estacionárias em nível, isto é, trata-se de séries integradas de ordem zero: $I(0)$.

Com base nos resultados dos testes de raízes unitárias com quebras estruturais, serão construídas as seguintes variáveis *dummies* que serão testadas nas estimações econométricas bivariadas e multivariadas: (i) $D1976 = 1$ em 1976, e zero nos demais períodos; (ii) $D1981 = 1$ em 1981, e zero nos demais períodos; (iii) $D1983 = 1$ no período 1983 a 1989, e zero nos demais períodos; (iv) $D1989 = 1$ em 1989, e zero nos demais períodos; (v) $D1992 = 1$ em 1992 e zero nos demais períodos; (vi) $D1995 = 1$ no período 1995 a 2020, e zero nos demais períodos. Optou-se por não construir a variável *dummy* de 1997, que foi um ano bastante importante em termos de mudanças no sistema educacional, tendo em vista que a variável *dummy* de 1995 já cobriria o período analisado.

Em termos econômicos, o ano de 1976 foi caracterizado pelo Segundo Plano Nacional de Desenvolvimento (II PND), o qual teve por objetivo promover um ajuste na estrutura de oferta de longo prazo, simultaneamente à manutenção do crescimento econômico. Já em 1983 o Brasil vivenciava os efeitos da recessão econômica devido à crise da dívida externa, que teve como epicentro o episódio do “Setembro Negro” em 1982.

Por fim, o ano de 1995 tem relação direta com a implementação do Plano Real, que foi um conjunto de reformas econômicas implementadas no Brasil no ano anterior, cujo principal objetivo principal era combater a hiperinflação e, assim, trazer estabilidade macroeconômica para o Brasil. Quanto aos aspectos educacionais, a partir de 1976 os estudantes de graduação começaram a ser beneficiados pelo Programa de Crédito Educativo aprovado pela Presidência da República em 23 de agosto de 1975, com base na Exposição de Motivos nº 393, de 18 de agosto de 1975. Esse programa foi operacionalizado com recursos do Banco do Brasil, Caixa Econômica Federal e bancos comerciais.

Tabela 2 – Resultado dos testes de raízes unitárias (1971-2020)

Variáveis	Modelo	Sem quebra estrutural			Com quebra estrutural endógena (data da quebra é desconhecida)					
		ADF^{GLS}	\overline{MZ}_t^{GLS}	$Lags$	Vogelsang e Perron (1998)			Saikkonen e Lütkepohl (2002)		
					Tipo de Modelo	Data da Quebra	Estatística de Teste	Tipo de Modelo	Data da Quebra	Estatística de Teste
ΔY_t	C	-1,19	-1,02	8	<i>Innovational outlier</i>	1976	-5,14 ^(b) (0 lag)	<i>Rational shift</i>	1995	-3,46 ^(b) (2 lags)
ΔY_t	C,T	-1,52	-1,65	8	<i>Innovational outlier</i>	1983	-5,50 ^(b) (0 lag)	<i>Rational shift</i>	1995	-3,53 ^(b) (0 lag)
EI_t	C	0,17	0,75	-	<i>Innovational outlier</i>	1988	-4,07 (9 lags)	<i>Rational shift</i>	1989	-3,61 ^(a) (2 lags)
EI_t	C,T	-1,06	-0,81	-	<i>Innovational outlier</i>	1992	-5,99 ^(a) (8 lags)	<i>Rational shift</i>	1989	-1,34 (2 lags)
EF_t	C	0,08	0,23	4	<i>Innovational outlier</i>	1989	-2,86 (4 lags)	<i>Rational shift</i>	1977	0,64 (2 lags)
EF_t	C,T	-0,44	-0,42	2	<i>Innovational outlier</i>	1997	-5,49 ^(b) (8 lags)	<i>Rational shift</i>	1977	-1,51 (2 lags)
EM_t	C	-4,03 ^(a)	-0,35	2	<i>Innovational outlier</i>	1994	-3,79 (2 lags)	<i>Rational shift</i>	1995	-5,11 ^(a) (0 lag)
EM_t	C,T	-3,19 ^(b)	-0,41	2	<i>Innovational outlier</i>	1997	-5,17 ^(b) (2 lags)	<i>Rational shift</i>	1995	-5,07 ^(a) (0 lag)
ES_t	C	0,77	0,58	9	<i>Innovational outlier</i>	1975	-3,96 (0 lag)	<i>Impulse Dummy</i>	1976	-1,46 (0 lag)
ES_t	C,T	-3,50	-2,81 ^(c)	-	<i>Innovational outlier</i>	1981	-5,03 ^(c) (0 lag)	<i>Impulse Dummy</i>	1976	-3,56 ^(a) (0 lag)

Fonte: elaboração própria. Uso dos softwares econométricos Eviews e JMULTI. “EI” significa educação infantil (educação pré-escolar) *per capita*; “EF” significa ensino fundamental (primeiro grau) *per capita*; “EM” significa ensino médio (segundo grau) *per capita*; “ES” significa ensino superior (graduação) *per capita*; e ΔY significa taxa de crescimento do PIB real *per capita*.

Notas:

1 – “Lags” significa defasagens. Tipos de modelo: “C” significa constante; “T” significa tendência determinística. Contagem inicial máxima de 10 defasagens. Note que (a), (b) e (c) indicam que os coeficientes estimados são estatisticamente significantes ou rejeição da hipótese nula ao nível de significância estatística de 1%, 5% e 10%, respectivamente. Observações anuais incluídas: 50 (amostra: 1971 a 2020).

2 – Os valores críticos do teste ADF^{GLS} são (Elliot, Rothenberg e Stock, 1996): (i) modelo com constante: -2,62 (1%), -1,94 (5%) e -1,61 (10%). (ii) modelo com constante e tendência determinística: -3,77 (1%), -3,19 (5%) e -2,89 (10%). Seleção do número ótimo de defasagens por meio do critério de informação de Akaike modificado.

3 – Os valores críticos assintóticos do teste $\overline{MZ}_\alpha^{GLS}$ são (Ng e Perron, 2001, Tabela 1): (i) modelo com constante: -2,58 (1%), -1,98(5%) e -1,62 (10%); (ii) modelo com constante e tendência determinística: -3,42 (1%), -2,91 (5%) e -2,62 (10%); Método de estimação espectral: AR GLS-*detrended*. Seleção do número ótimo de defasagens por meio do critério de informação de Akaike modificado.

4 – Os valores críticos do teste de Vogelsang e Perron (1998) são: (i) modelo com constante/quebra de intercepto: -5,35 (1%), -4,86 (5%), e -4,61 (10%); (ii) modelo com constante e tendência determinística/quebra de intercepto e de tendência: -5,72 (1%), -5,18 (5%), e -4,89 (10%). Tipo de quebra: *innovational outlier*. Seleção da quebra estrutural: estatística *t* de Dickey-Fuller minimizada. Seleção do número ótimo de defasagens: Critério de Informação de Akaike.

5 – Os valores críticos do teste de Saikkonen-Lütkepohl são (Lanne *et al.*, 2002): (i) modelo com constante: -3,48 (1%), -2,88 (5%), e -2,58 (10%); (ii) modelo com constante e tendência determinística: -3,55 (1%), -3,03 (5%), e -2,76 (10%). Tipos de quebra estrutural: *Rational Shift* e *Impulse Dummy*.

Em 1981 foi criado o Sistema de Informações Bibliográficas em Educação (SIBE), constituído por um complexo de bibliotecas e/ou centros de documentação especializados em educação, sendo o Centro de Informação e Biblioteca em Educação (CIBEC) a unidade central. Em 1992 foi instituído o Programa de Crédito Educativo (PCE) para estudantes carentes e com bom desempenho acadêmico em cursos universitários de graduação (Lei nº 8.436, de 25 de junho de 1992). A partir de 1997, os estudantes brasileiros eram beneficiados pelas mudanças promovidas no sistema educacional, as quais foram implementadas a partir da promulgação da Lei de Diretrizes e Bases da Educação Nacional, (Lei nº 9.394, de 20 de dezembro de 1996), que estabeleceu normas para todo o sistema educacional, da educação infantil à educação superior, além de disciplinar a Educação Escolar Indígena¹.

4.2 Análise Multivariada

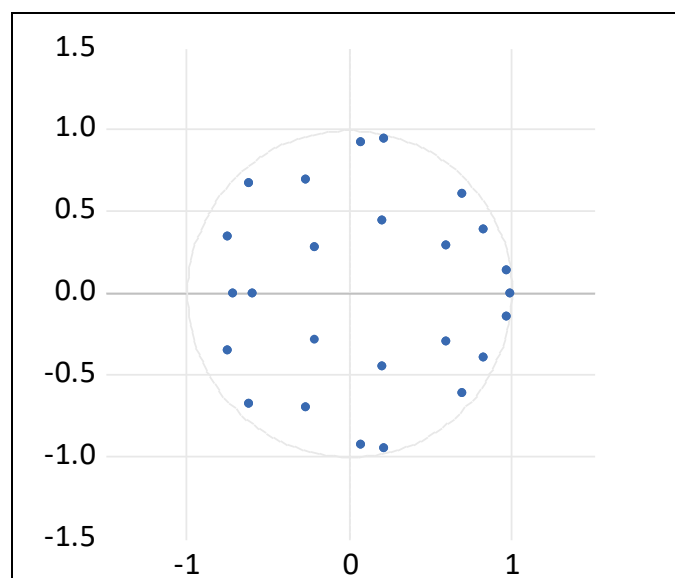
Inicialmente, selecionou-se um modelo VAR(5), a partir dos resultados dos seguintes critérios: (i) LR: estatística de teste LR modificada sequencialmente (cada teste em nível de 5%); (ii) FPE: Erro de Previsão Final; (iii) AIC: Critério de Informação de Akaike; (iv) SC: Critério de Informação de Schwarz; (v) HQ: Critério de Informação de Hannan-Quinn.

A estabilidade dinâmica de um processo autorregressivo pode ser verificada a partir da análise do comportamento das raízes inversas do polinômio característico de um sistema VAR (Lütkepohl, 1991), de acordo com o seguinte entendimento: (i) se todas as raízes do polinômio característico se encontrarem dentro do círculo unitário, o sistema será estável, uma vez que todas as raízes devem ter módulo menor do que 1 (um); (ii) se alguma das raízes do polinômio característico estiverem fora do círculo unitário, isto é, apresentarem módulo maior do que 1 (um), então o sistema é instável, com um comportamento de divergência explosiva e; (iii) se, ao menos uma das raízes encontrar-se sobre o círculo unitário, então o sistema é não estacionário, podendo apresentar uma trajetória de tendência estocástica ou um

¹ É importante destacar também outros importantes avanços no campo educacional. Em 1996, houve: (i) a aprovação da Emenda Constitucional nº 14, regulamentada pela Lei nº 9.424, de 24 de dezembro de 1996, que institui o Fundo de Manutenção e Desenvolvimento do Ensino Fundamental e de Valorização do Magistério (FUNDEF); (ii) avaliação global do ensino superior a partir da análise de indicadores de desempenho, abrangendo o desempenho individual de estudantes, os cursos de graduação (Exame Nacional de Cursos), os programas de mestrado e doutorado, por área de conhecimento, e também as instituições de ensino superior (Decreto nº 2.026, de 10 de outubro de 1996).

passeio aleatório (Biage; Correa; Neder, 2008). A Figura 1 a seguir reportam os resultados do teste de estabilidade do modelo VAR, confirmando que o modelo VAR estimado satisfaz às condições de estabilidade.

Figura 1 - Teste de Estabilidade do VAR(5): Raízes Inversas do Polinômio Característico Autorregressivo (AR)



Fonte: elaboração própria. Uso dos softwares econométricos Eviews. Observações anuais incluídas: 50 (amostra: 1971 a 2020).

A Tabela 3 a seguir reporta os resultados do teste de causalidade de Granger/Bloco Exogeneidade a partir da estimação de um modelo VAR. Observa-se a existência de uma relação de causalidade de Granger unidirecional da taxa de crescimento do PIB real *per capita* para o número de matrículas *per capita* na educação infantil, ao nível de significância estatística de 1%. Esse resultado pode estar destacando o fato de que, com o aumento do PIB *per capita*, os incentivos por educação aumentam porque as pessoas com mais recursos estão em uma melhor posição financeira para investir no ensino pré-escolar de seus filhos.

O número de matrículas *per capita* no ensino fundamental Granger-causa a taxa de crescimento do PIB real *per capita* ao nível de significância estatística de 1%, corroborando as evidências obtidas por Coelho *et al.* (2008). Esse resultado obtido evidencia o fato de que o crescimento econômico de longo prazo depende do capital humano representado no ensino fundamental, conforme previsto em Asteriou e

Agiomirgianakis (2001). Assim, no Brasil o nível de ensino fundamental mantém uma relação de causalidade unidirecional com o crescimento econômico.

Tabela 3 – Resultados da causalidade de Granger Multivariada

Regressores	Variável Dependente					Direção da Causalidade
	ΔY_t	EI_t	EF_t	EM_t	ES_t	
ΔY_t	-	27,48950 ^(a) (0,0000)	6,908306 (0,2275)	10,29838 ^(c) (0,0672)	6,286916 (0,2793)	$\Delta Y_t \rightarrow EI_t$ $\Delta Y_t \rightarrow EM_t$
EI_t	5,534036 (0,3542)	-	12,76122 ^(b) (0,0257)	14,88402 ^(b) (0,0109)	3,193334 (0,6702)	$EI_t \rightarrow EF_t$ $EI_t \rightarrow EM_t$
EF_t	19,23422 ^(a) (0,0017)	19,17447 ^(a) (0,0018)	-	8,987634 (0,1096)	7,578682 (0,1810)	$EF_t \rightarrow \Delta Y_t$ $EF_t \rightarrow EI_t$
EM_t	11,55109 ^(b) (0,0415)	14,13360 ^(b) (0,0148)	5,504883 (0,3574)	-	7,221624 (0,2047)	$EM_t \rightarrow \Delta Y_t$ $EM_t \rightarrow EI_t$
ES_t	14,44162 ^(b) (0,0130)	25,58721 ^(a) (0,0001)	25,11435 ^(a) (0,0001)	10,61079 ^(c) (0,0597)	-	$ES_t \rightarrow \Delta Y_t$ $ES_t \rightarrow EI_t$ $ES_t \rightarrow EF_t$ $ES_t \rightarrow EM_t$
Todos	35,66090 ^(b) (0,0169)	62,64807 ^(a) (0,0000)	198,5446 ^(a) (0,0000)	57,39701 ^(a) (0,0000)	23,94198 (0,2449)	

Fonte: *VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests*. Uso do software econométrico Eviews. Observações anuais incluídas: 50 (amostra: 1971 a 2020). Foram selecionadas 5 defasagens ótimas pelos critérios LR (estatística teste LR modificada sequencial), FPE (erro de previsão final), AIC (Critério de Informação de Akaike) e HQ (Critério de Informação de Hannan-Quinn).

Notas:

1 - Os valores em parênteses são os valores-p. Todos os outros valores são estatísticas χ^2 da Causalidade de Granger.

2 - Note que (a), (b) e (c) indicam que os coeficientes estimados são estatisticamente significantes ou rejeição da hipótese nula ao nível de significância estatística de 1%, 5% e 10%, respectivamente.

3 - Inclusão de variáveis *dummies* para os períodos identificados nos testes de raízes unitárias com quebra estrutura endógena: 1976, 1989 e 1995.

4 - “EI” significa educação infantil (educação pré-escolar) *per capita*; “EF” significa ensino fundamental (primeiro grau) *per capita*; “EM” significa ensino médio (segundo grau) *per capita*; “ES” significa ensino superior (graduação) *per capita*; e ΔY significa taxa de crescimento do PIB real *per capita*.

Destaca-se a existência de uma relação de bi-causalidade, no sentido de Granger, entre a taxa de crescimento do PIB real *per capita* e o número de matrículas *per capita* no ensino médio, aos níveis de significância estatística de 5% e 10%. Trata-se, portanto, de evidências acerca da existência de um canal de retroalimentação em que, por um lado, variações no capital humano representado pelo ensino médio precedem temporalmente variações no crescimento econômico, conforme postulado no modelo de Lucas-Asteriou-Agiomirgianakis e, por outro

lado, o nível de renda *per capita* afeta temporalmente as matrículas no ensino médio.

Verifica-se que o número de matrículas *per capita* no ensino superior Granger-causa a taxa de crescimento do PIB real *per capita* ao nível de significância estatística de 5%, corroborando as evidências obtidas por Coelho *et al.* (2008). Esse resultado indica que variações nas matrículas nos cursos de graduação precedem temporalmente o crescimento econômico de longo prazo. Uma das possíveis explicações para esse resultado são as evidências obtidas por Kang (2017) acerca da orientação elitista da política educacional brasileira no que se refere à concentração da distribuição de recursos públicos no ensino superior em período de elevado crescimento econômico, a partir do governo Kubitschek, e com maior viés após a mudança do regime político de 1964.

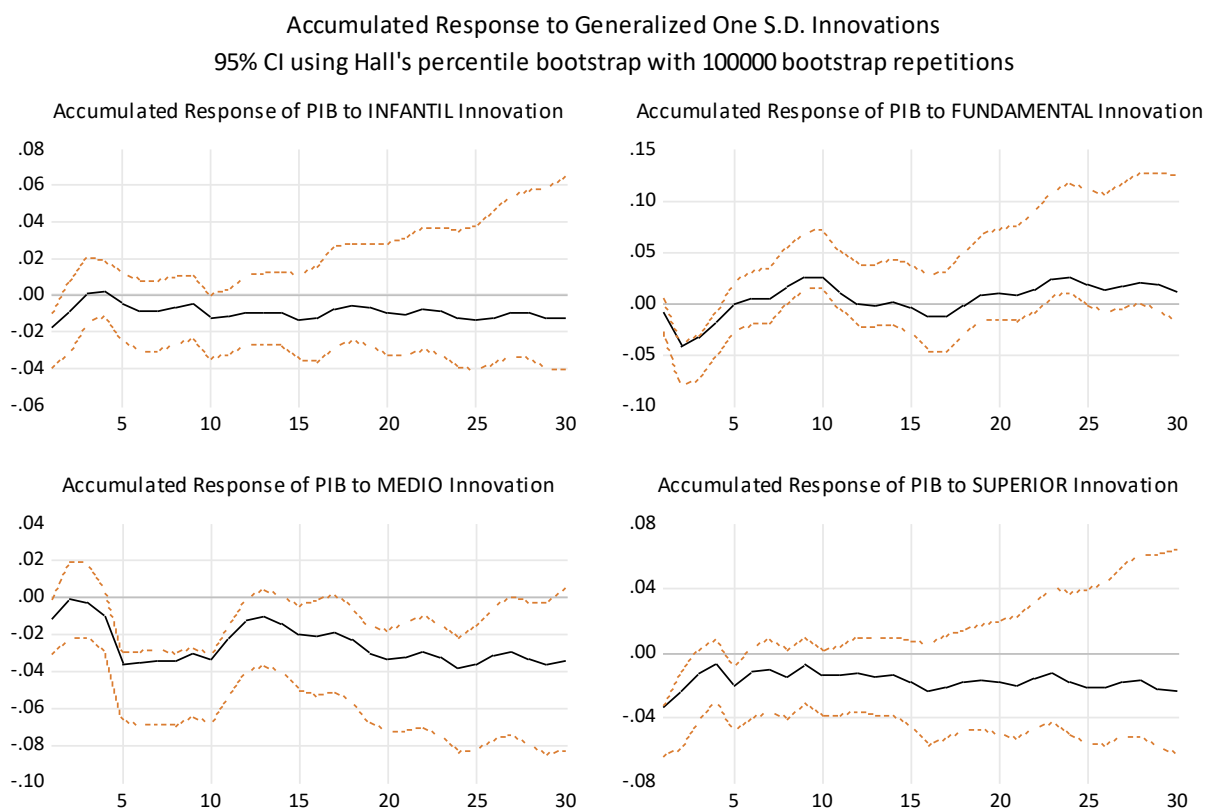
Constata-se, também, existência de uma relação de bi-causalidade, no sentido de Granger, entre o número de matrículas *per capita* na educação infantil e o número de matrículas *per capita* no ensino fundamental, assim como entre o número de matrículas *per capita* na educação infantil e o número de matrículas *per capita* no ensino médio, aos níveis de significância estatística de 1% e 5%, respectivamente. Esse resultado indica o fato de que se espera que o número de matrículas na educação infantil aumente o número de matrículas nos ensinos fundamental e médio, e vice-versa. Por fim, o número de matrículas *per capita* no ensino superior causa, no sentido de Granger, o número de matrículas *per capita* nos demais níveis escolares aos níveis de significância de 1%, 5% e 10%.

Em um contexto de modelagem VAR, embora a análise de causalidade de Granger seja bem propícia a essa investigação, é interessante também verificar como uma variável responde a um impulso em outra variável *ceteris paribus*, ou seja, em um exercício de estática comparativa. Na análise da função de impulso-resposta, é possível verificar o sentido dos efeitos de cada variável (impulso) sobre as outras variáveis (resposta). O efeito nesse caso pode ser positivo ou negativo.

A Figura 2 reporta os resultados das funções de impulso-resposta generalizadas, em termos acumulados ao longo de 30 anos, em conformidade com os fatos estilizados de que os impactos do estoque de capital humano sobre a taxa de crescimento do PIB real *per capita* não é contemporâneo, mas sim defasado pois leva-se tempo para mensurar os efeitos dos choques idiossincráticos de diferentes níveis da educação no crescimento econômico. Em primeiro lugar, verifica-se que a

resposta da taxa de crescimento do PIB real *per capita* (ΔY_t) a um choque de um desvio-padrão generalizado no número de matrículas *per capita* no ensino médio (EM_t) é negativo ao longo de quase todo o período. Em segundo lugar, a resposta de ΔY_t ao choque no número de matrículas *per capita* do ensino superior (ES_t) é praticamente nulo ao longo do período analisado. Esses dois resultados podem estar corroborando as evidências obtidas por Temple (1999) e Pritchett (2001), em que o processo de crescimento econômico é afetado adversamente pela baixa qualidade educacional, dado que os sistemas educacionais falham na transmissão do conhecimento e de habilidades, resultando em baixa produtividade econômica. Além disso, os resultados aqui encontrados corroboram a existência do *puzzle* no Brasil entre elevação da escolaridade média da população e baixos ganhos agregados de produtividade dos trabalhadores.

Figura 2 – Funções de Impulso-Resposta Generalizada



Nota: “INFANTIL” significa educação infantil (educação pré-escolar) *per capita*; “FUNDAMENTAL” significa ensino fundamental (primeiro grau) *per capita*; “MEDIO” significa ensino médio (segundo grau) *per capita*; “SUPERIOR” significa ensino superior (graduação) *per capita*; e “PIB” significa taxa de crescimento do PIB real *per capita*.

Em terceiro lugar, a resposta de ΔY_t a uma inovação de um desvio-padrão generalizado no número de matrículas *per capita* do ensino fundamental (EF_t) é negativa nos anos iniciais, mas depois observa-se respostas positivas entre os 8º e 11º anos, e entre os 23º e 25º anos. Esses resultados corroboram as evidências obtidas por Kang e Menetrier (2020) de que o regime militar favoreceu inicialmente a expansão do ensino fundamental, mas posteriormente a mudança do foco da política educacional a favor do ensino superior e os fatores fiscais adversos que afetaram os entes subnacionais comprometeram o financiamento da educação básica, contribuindo para a manutenção do atraso educacional do país. Por fim, a resposta de ΔY_t a um choque de um desvio-padrão generalizado no número de matrículas *per capita* na educação infantil (EI_t) é nula ao longo do período analisado.

Outra ferramenta que pode ser utilizada para interpretar os resultados obtidos de modelos VAR é a decomposição da variância do erro de previsão, a qual fornece informação sobre o percentual de variação de uma dada variável que pode ser explicado pelos seus próprios valores defasados e por outras variáveis. Essa ferramenta é utilizada para avaliar a importância relativa sobre os erros de previsão para uma determinada variável, fornecendo a proporção de movimentos de uma sequência que é devida a choques nela mesma contra os choques de outras variáveis.

A Tabela 4 reporta os resultados para a análise de decomposição da variância dos erros de previsão em relação à taxa de crescimento do PIB real *per capita*.

Tabela 4 - Resultados da decomposição da variância dos erros de previsão do PIB real *per capita*

Período	Erro-Padrão	ΔY_t	EI_t	EF_t	EM_t	ES_t
1	0,053572	100,0000	0,000000	0,000000	0,000000	0,000000
2	0,064590	68,91892	2,468397	25,88369	0,054549	2,674435
3	0,066983	68,02852	3,042698	25,47477	0,301514	3,152502
4	0,070097	65,78390	3,094747	26,83998	1,391015	2,890358
5	0,075848	56,56684	3,184512	28,51890	8,855819	2,873929
6	0,076787	55,19705	3,323916	28,02725	8,706498	4,745279
7	0,077105	55,29598	3,401876	27,79710	8,635011	4,870036
8	0,079132	53,79875	3,241104	27,91964	8,198444	6,842062
9	0,080815	54,74759	3,199576	27,45976	7,987300	6,605770
10	0,081679	55,33872	3,439945	26,90414	7,850061	6,467132

Um Desvio-Padrão Cholesky (graus de liberdade ajustado)
Ordenamento de Cholesky: ΔY_t EI_t EF_t EM_t ES_t

Fonte: elaboração própria. Uso do software econométrico EvIEWS. “EI” significa educação infantil (educação pré-escolar) *per capita*; “EF” significa ensino fundamental (primeiro grau) *per capita*; “EM” significa ensino médio (segundo grau) *per capita*; “ES” significa ensino superior (graduação) *per capita*; e ΔY significa taxa de crescimento do PIB real *per capita*. Observações anuais incluídas: 50 (amostra: 1971 a 2020).

Decorridos 10 anos após um choque não antecipado sobre esta variável, aproximadamente, 55,34% de seu comportamento decorre dela própria, ao passo que em relação às variáveis educacionais que tratam do número de matrículas *per capita* tem-se a seguinte distribuição percentual: educação infantil (3,44%); ensino fundamental (26,90%); ensino médio (7,85%); e ensino superior (6,47%). Assim, o número de matrículas *per capita* no ensino fundamental tem uma maior parcela de contribuição para a taxa de crescimento do PIB real *per capita*, seguido do número de matrículas *per capita* para o ensino superior. Em resumo, a análise da decomposição da variância dos erros de previsão vem ao encontro da análise das funções de impulso-resposta em reportar uma maior significância do ensino fundamental para o crescimento econômico, acompanhado na sequência pelo ensino superior.

4.3 Análise Bivariada

O teste de causalidade de Granger assume que a informação relevante para a predição das respectivas variáveis y_t e x_t está contida apenas nas séries de tempo

sobre essas duas variáveis. Dessa forma, uma série de tempo estacionária y_t causa, no sentido de Granger, outra série estacionária x_t , se melhores previsões estatisticamente significantes de x_t podem ser obtidas ao incluir valores defasados de y_t aos valores defasados de x_t . Em outras palavras, dizer que a variável y_t Granger-causa x_t significa que o conteúdo informacional de uma série ajuda a prever a outra. Entretanto, outros processos podem estar causando y_t e x_t com defasagens distintas ou y_t é o resultado da antecipação da variação de x_t .

A Tabela 5 a seguir reporta os resultados da análise de causalidade de Granger bivariada, obtida a partir da estimação de modelos ARDL. Constata-se a existência de uma relação de causalidade unidirecional, no sentido de Granger, da taxa de crescimento do PIB real *per capita* para o número de matrículas *per capita* na educação infantil, ao nível de significância estatística de 10%. Esse resultado sugere que aumento na renda *per capita* resultam em maior escolaridade da população no ensino pré-escolar.

Tabela 5 – Resultados da Causalidade de Granger Bivariada

Hipótese Nula:	Obs.	Estatística-F	Valor-p	Direção da causalidade	Modelo ARDL
ΔY_t não Granger-causa EF_t	42	2,914631 ^(c)	0,0959	$\Delta Y_t \rightarrow EF_t$	ARDL(2,8)
EF_t não Granger-causa ΔY_t	41	6,321904 ^(a)	0,0043	$EF_t \rightarrow \Delta Y_t$	ARDL(1,9)
ΔY_t não Granger-causa EM_t	45	7,159987 ^(a)	0,0022	$\Delta Y_t \rightarrow EM_t$	ARDL(3,5)
EM_t não Granger-causa ΔY_t	49	3,366638 ^(b)	0,0434	$EM_t \rightarrow \Delta Y_t$	ARDL(1,1)
ΔY_t não Granger-causa EI_t	49	16,34472 ^(a)	0,0002	$\Delta Y_t \rightarrow EI_t$	ARDL(1,1)
EI_t não Granger-causa ΔY_t	47	2,043847	0,1419	$EI_t \nrightarrow \Delta Y_t$	ARDL(1,3)
ΔY_t não Granger-causa ES_t	45	7,295036 ^(a)	0,0022	$\Delta Y_t \rightarrow ES_t$	ARDL(5,2)
ES_t não Granger-causa ΔY_t	49	10,13543 ^(a)	0,0027	$ES_t \rightarrow \Delta Y_t$	ARDL(1,0)

Notas:
1 - Note que (a), (b) e (c) indicam que os coeficientes estimados são estatisticamente significantes ou rejeição da hipótese nula ao nível de significância estatística de 1%, 5% e 10%, respectivamente.
2 - “EI” significa educação infantil (educação pré-escolar) *per capita*; “EF” significa ensino fundamental (primeiro grau) *per capita*; “EM” significa ensino médio (segundo grau) *per capita*; “ES” significa ensino superior (graduação) *per capita*; e ΔY significa taxa de crescimento do PIB real *per capita*.

Observa-se a existência de uma relação de bi-causalidade de Granger entre a taxa de crescimento do PIB real *per capita* e o número de matrículas *per capita* nos demais níveis de escolaridade (ensino fundamental, ensino médio e ensino superior) aos níveis de significância estatística de 1%, 5% e 10%. Portanto, observa-se canais de retroalimentação em que, por um lado, o investimento em capital humano através da educação impacta positivamente no crescimento econômico conforme postulado no modelo de crescimento endógeno de Lucas-Asteriou-Agiomirgianakis, ao passo que aumentos na renda *per capita* permite um maior investimento no capital humano por meio do aumento do número de matrículas escolares, em termos *per capita*.

5. Considerações finais e implicações de política

Esse estudo teve por objetivo geral analisar a relação de causalidade entre o capital humano e o crescimento econômico no Brasil compreendendo o período de 1971 a 2020 por meio do teste de causalidade de Granger em estruturas multivariada e bivariada.

Os resultados conjuntos da análise de causalidade multivariada e bivariada indicaram a existência de uma relação de bi-causalidade de Granger entre taxa de crescimento do PIB real *per capita* e o número de matrículas *per capita* no ensino médio. Trata-se, portanto, de evidências acerca da existência de um canal de retroalimentação em que, por um lado, o capital humano representado pelo ensino médio estimula o crescimento econômico do país conforme postulado no modelo de Lucas-Asteriou-Agiomirgianakis e, por outro lado, o nível de renda *per capita* proporciona um maior ingresso da população no ensino médio. Além disso, os resultados aqui obtidos divergem dos resultados obtidos por Coelho *et al.* (2008), os quais não encontraram evidências da existência de uma relação de causalidade entre ensino médio e crescimento econômico.

Em particular, quando se analisa a causalidade multivariada, observa-se, por um lado, que matrículas *per capita* no ensino fundamental e no ensino superior precedem temporalmente o crescimento econômico real *per capita*, sendo esse resultado corroborado pelas evidências obtidas por meio das funções de impulso-resposta generalizadas e da decomposição da variância dos erros de previsão, em consonância com o modelo de Lucas-Asteriou-Agiomirgianakis. Por outro lado, verifica-se a taxa de crescimento do PIB *per capita* causa, no sentido de Granger, o

número de matrículas *per capita* na educação pré-escolar, evidenciando que a renda *per capita* é um fator primordial para o ensino infantil.

Mas quando se analisa apenas os resultados da causalidade bivariada, observa-se canais de retroalimentação em que, por um lado, o capital humano através da educação afeta o crescimento econômico, ao passo que aumentos na renda *per capita* precedem temporalmente aumento do número de matrículas escolares, em termos *per capita*.

Em termos de implicações de políticas, recomenda-se a adoção de estratégias educacionais acessíveis e de qualidade, e com tecnologias modernas, e que essas estratégias sejam acompanhadas pelo aumento do número de matrículas nos níveis de educação infantil, fundamental e médio. Investimento em capital humano se traduz em crescimento econômico de longo prazo. Além disso, é necessário que haja políticas públicas eficazes no setor educacional, pois verifica-se que o aumento da produtividade advindo da melhoria educacional depende não apenas do tempo de estudo ou quantidade de matrículas escolares, mas também da qualidade do ensino e da capacidade do setor produtivo de incorporar essa mão-de-obra mais qualificada e convertê-la em ganhos de produtividade.

Em futuros desdobramentos da pesquisa sobre esse tema, sugere-se o uso de outras *proxies* de capital humano. Por exemplo, Ribeiro e Souza (2020) apresentam a seguinte relação de *proxies* como especificação do capital humano: taxa de matrícula dos níveis educacionais e taxa de analfabetismo; taxa de alfabetização adulta dos pais; anos completos de estudo e média de anos de escolaridade; e qualidade do capital humano. Por exemplo, Maduro Júnior (2007, p. 26 e 27) divulgou taxa de matrícula bruta nos níveis primário, secundário e terciário para os anos 1933 a 2004, ao passo que Kang, Paese e Felix (2021) usaram uma base de dados revisada e atualizada dessa variável para os anos 1933 a 2010, além de taxas de distribuição de notas dos estados brasileiros para os anos 1955 a 2010. O uso das bases de dados desses dois estudos não apenas permitiria estender essa pesquisa para anos anteriores a 1971, como também daria mais discernimento sobre os resultados obtidos.

Referências

- AGHION, P.; HOWITT, P. *Endogenous Growth Theory*. Cambridge: The MIT Press: London, 1998.
- ASTERIOU, D.; AGIOMIRGIANAKIS, G. M. Human capital and economic growth: time series evidence from Greece. *Journal of Policy Modeling*, v. 23, p. 481-489, 2001.
- ARROW, K. J. The Economic Implications of Learning by Doing. *Review of Economic Studies*, v. 29, n. 3, p. 155-173, 1962.
- BANCO INTERAMERICANO DE DESENVOLVIMENTO (BID). IZQUIERDO, A.; PESSINO, C.; VULETIN, G. (Orgs.). Melhores gastos para melhores vidas: como a América Latina e o Caribe podem fazer mais com menos. Departamento de Pesquisa e Economista-Chefe, 2019.
- BANCO MUNDIAL. Competências e empregos: uma agenda para a juventude. Síntese de constatações, conclusões e recomendações de políticas. Washington, 2018.
- BARRO, R. J. *Human capital and growth in cross-country regression*. Cambridge: Harvard University Press, 1998.
- BECKER, G. S. *Human capital: a theoretical and empirical analysis with special reference to education*. Chicago: University of Chicago Press, 1964.
- BECKER, G. S.; MURPHY, K. M.; TAMURA, R. Human capital, fertility and economic growth. *Journal of Political Economy*, v. 98, p. 12-37, 1990.
- BERLINSKI, S.; SCHADY, N. *The Early Years: Child Well-Being and the Role of Public Policy*. Nova York: Palgrave Macmillan, 2015.
- BIAGE, M.; CORREA, V. P.; NEDER, H. D. Risco país, fluxos de capitais e determinação da taxa de juros no Brasil: uma análise de impactos por meio da metodologia VEC. *Economia*, v. 9, n. 1, p. 63-113, jan./abr. 2008.
- COELHO, R. A.; SANSON, J. R.; MENEZES, E.; CUPERTINO, C. M.; WAKULICZ, G. J. Educação, capital humano e crescimento econômico. *Cadernos de Economia*, ano 12, n. 23, jul./dez, 2008.
- CUNHA, F.; HECKMAN, J. J. The technology of skill formation. *American Economic Review*, v. 97, n. 2, p. 31-47, 2007.

DICKEY, D. A.; FULLER, W.A. Distribution of the estimators for autoregressive time series with unit root. *Journal of the American Statistical Association*, v. 74, n. 336, p. 427-431, 1979.

DICKEY, D. A.; FULLER, W.A. Likelihood ratio statistics for auto-regressive time series with unit root. *Econometrica*, v. 49, n° 4, 1981.

ELLIOT, G., ROTHENBERG, T. J.; STOCK, J. H. Efficient tests for an autoregressive unit root. *Econometrica*, v. 64, n. 4, p. 813-836, 1996.

ENDERS, W. *Applied econometric time series*. Noa York: Wiley series in probability and mathematical statistics, 2010.

EWING, B.T. The response of the default risk premium to macroeconomic shocks. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, v. 43, p. 261-272, 2003.

GRANGER, C. W. J. Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-spectral Methods. *Econometrica*. v. 37, n. 3, p. 424-438, 1969.

HANUSHEK, E. A.; LINK, S.; WOESSMANN, L. Does school autonomy make sense everywhere? Panel estimates from PISA. *Journal of Development Economics*, v. 104, p. 212-232, 2013.

HECKMAN, J. J. Invest in Early Childhood Development: Reduce Deficits, Strengthen the Economy, 2012. The Heckman Equation. Disponível em: <https://heckmanequation.org/resource/invest-in-early-childhood-development-reduce-deficits-strengthen-the-economy/>. Acesso em: 25 set. 2021.

JAOUL, M. Higher education, causality and growth: a comparison of France and Germany before the Second World War. *Journal of Comparative and International Education*, v. 34, n. 1, p. 117-133, 2004.

KANG, T. H. Educação para as elites, financiamento e ensino primário no Brasil, 1930-1964. *Latin American Research Review*, v. 52, n. 1, p. 35-49, 2017.
DOI: <http://doi.org/10.25222/larr.42>

KANG, T. H.; PAESE, L. H.; FELIX, N. F. A. Late and unequal: measuring enrolments and retention in Brazilian education, 1933-2010. *Revista de História Econômica - Journal of Iberian and Latin American Economic History*, v. 39, n. 2, p. 191-218, setembro de 2021.

KANG, T. H.; MENETRIER, I. Insistindo no atraso educacional: a economia política da educação durante o regime militar no Brasil, 1964-1985. 48º Encontro Nacional de Economia, 2020.

- KOOP, G.; PESARAN, M. H.; POTTER, S. M. Impulse response analysis in non-linear multivariate models. *Journal of Econometrics*, v. 74, n. 1, p. 119-147, 1996.
- LANNE, M; SAIKKONEN, P; LÜTKEPOHL, H. Comparison of unit root tests for time series with level shifts. *Journal of Time Series Analysis*, 23, p. 667-685, 2002.
- LANNE, M; SAIKKONEN, P; LÜTKEPOHL, H. Test procedures for unit roots in time series with level shifts at unknown time. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, v. 65, p. 91-115, 2003.
- LINDERT, P. *Growing public: social spending and economic growth since the eighteenth century*. Volume 2: Further Evidence. Cambridge: Cambridge University Press, 2004.
- LUCAS, R. E. On the mechanics of economic development. *Journal of Monetary Economics*, v. 22, p. 3-42, 1988.
- LUTKENPOHL, H. *Introduction to multiple time series analysis*. Berlin: Springer, 1991.
- MADURO JUNIOR, P. R. R. Taxas de matrícula e gastos em educação no Brasil. 2007. Dissertação (Mestrado em Economia). Fundação Getúlio Vargas. Rio de Janeiro, 2007.
- MANKIW, N. G.; ROMER, D.; WEIL, D. A contribution to the empirics of economic growth. *Quarterly Journal of Economics*, v. 107, p. 407-438, 1992.
- NG, S.; PERRON, P. Lag length selection and the construction of unit root tests with good size and power. *Econometrica*, v. 69, n. 6, p. 1519-1554, 2001.
- OTTONI, B. Educação, setores de atividade e produtividade. In: Anatomia da Produtividade no Brasil. In: BONELLI, R.; VELOSO, F.; PINHEIRO, A. (Orgs.). Rio de Janeiro: Elsevier: FGV/IBRE, 2017.
- PERRON, P. The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis. *Econometrica*, v. 57, n. 6, p. 1361-1401, 1989.
- PESARAN, M. H.; SHIN, Y. Generalized impulse response analysis in linear multivariate models. *Economics Letters*, v. 58, n. 1, p. 17-29, 1998.
- PRITCHETT, L. Where has all the education gone? *The World Bank Economic Review*, v. 15, n. 3, p. 367-391, 2001.

PHILLIPS, P. C. B.; PERRON, P. Testing for unit root in time series regression. *Biometrika*, v. 75, n. 2, p. 335-346, 1988.

RANIS, G.; STEWART, F.; RAMIREZ, A. Economic growth and human Development. *World Development*, v. 28, n. 2, p. 197-219, 2000.

RIBEIRO, R. C.; SOUZA, S. C. I. Causalidade entre educação e crescimento econômico: uma revisão da literatura e a contribuição brasileira ao debate. *Economia & Região*, v. 8, n. 2, p. 41-67, jan./jun. 2020.

SAID, S.; DICKEY, D. A. Testing for unit roots in autoregressive-moving average models of unknown order. *Biometrika*, v. 71, p. 599-607, 1984.

SAIKKONEN, P.; LÜTKEPOHL, H. Testing for a unit root in a time series with a level shift at unknown time. *Econometric Theory*, v. 18, p. 313-348, 2002.

SCHULTZ, T. Investment in human capital. *American Economic Review*, v. 5, n. 1, p. 1-17, 1961.

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

SWAN, T. W. Economic growth and capital accumulation. *Economic Record*, v. 32, n. 2, p. 334-361, 1956.

TEMPLE, J. A positive effect of human capital on growth. *Economics Letters*, v. 65, n. 1, p. 131-134, 1999.

UZAWA, H. Technical change in aggregative model of economic growth. *International Economic Review*, v. 6, n. 1, p. 18-31, 1965.

VAREJÃO NETO, E. S.; PESSÔA, S. A.; SUMMERHILL, W. R. Economic consequences of educacional backwardness in twentieth-century Brazil. Fundação Getúlio Vargas, Rede de Pesquisa e Conhecimento Aplicado, Texto para Discussão, 2020. Disponível em:

<https://bibliotecadigital.fgv.br/dspace/handle/10438/29220>.

Acesso em: 15 out. 2022.

VOGELSANG, T.; PERRON, P. Additional Tests for a Unit Root Allowing for a Break in the Trend Function at an Unknown Time. *International Economic Review*, v. 39, n. 4, 1998.

Apêndice

Modelo de Crescimento Endógeno com Capital Humano de Lucas-Asteriou-Agiomirgianakis

No que se refere à teoria do crescimento endógeno, Lucas (1988) enfatizou a acumulação do capital humano como sendo uma fonte alternativa de crescimento econômico sustentado. Ele distinguiu duas fontes principais de acumulação de capital humano (ou aquisição de habilidades): a educação e o *learning by doing*. Sua contribuição, que enfatiza o papel e a importância da acumulação do capital humano, foi inspirada por Becker (1964), e se baseia na ideia de que a principal causa do crescimento econômico é a acumulação de capital humano. Assim, as diferenças nas taxas de crescimento entre os países são atribuíveis principalmente às diferenças nas taxas de acumulação de capital humano ao longo do tempo.

Seguindo Lucas (1988), Asteriou e Agiomirgianakis (2001) consideram a seguinte forma funcional da função de produção com capital humano:

$$Y_t = AK_t^\alpha (v_t h_t L_t)^{1-\alpha} \quad (A.1)$$

em que: v_t representa a fração do tempo sem lazer que as famílias passam trabalhando; Y_t é o produto; A é o nível tecnológico; K_t é o estoque de capital físico; L_t é o estoque de trabalho; h_t é uma medida da qualidade média dos trabalhadores. Portanto, vhL é o trabalho efetivo para a economia ou o capital humano efetivo para a economia inteira.

Em comparação com o modelo de Lucas (1988), a principal diferença no modelo de Lucas-Asteriou-Agiomirgianakis (2001) reside no fato de que se utiliza uma função de utilidade familiar conectando a utilidade não apenas com o fluxo de consumo que os indivíduos escolhem, mas também com o número de filhos em cada família (Becker; Murphy; Tamura, 1990). Uma grande parcela das despesas (altruísticas) dos pais com os filhos assume a forma de despesas educacionais, que podem ser vistas como investimento em capital humano. Suponha, por exemplo, que em um modelo econômico de dois períodos um pai altruísta dividiu de forma otimizada os recursos do segundo período entre o consumo de sua própria família, o investimento no capital humano de seu filho e uma herança. Suponha também que a criança não pode pedir emprestado para financiar totalmente sua própria

educação. Então, espera-se que o retorno de investimentos adicionais no capital humano da criança exceda a taxa de juros (r), mas que nenhum recurso esteja disponível para explorar esse retorno excedente. Portanto, nesse caso, as heranças são nulas porque a criança se beneficia mais com a educação extra do que com os ativos financeiros que ganham apenas os rendimentos da taxa de juros (r).

Assume-se uma forma simples de função utilidade da família representativa para o residente i no tempo t :

$$U_{i,t} = \sum_{t=0}^T e^{-\rho t} \left[\frac{c_t^{1-\sigma} - 1}{1-\sigma} + \eta_i(1 - v_t) \right] \quad (A.2)$$

onde assume-se que a utilidade derivada do consumo de um bem composto é dada pela elasticidade de substituição intertemporal constante (σ); c_t representa o consumo do bem composto; e $\eta_i(1 - v_t)$ representa o tempo que todas as crianças gastam em educação.

Os residentes desta economia em modelagem maximizam a função de bem-estar sujeita à restrição de acumulação de capital dada por:

$$K_{t+1} - K_t = AK_t^\alpha (v_t h_t)^{1-\alpha} - c_t \quad (A.3)$$

Assumindo-se que os residentes acumulam conhecimento por meio dos estudos, pode-se ter a seguinte equação:

$$h_{t+1} - h_t = \phi h_t (1 - v_t) \eta_i - x p_x \eta_t \quad (A.4)$$

onde ϕ é o parâmetro médio de produtividade nos estudos, também denominado por dotação exógena ou habilidade de cada criança; x representa os insumos escolares comprados; e p_x é o preço unitário do bem x ².

² Por simplicidade, assume-se que ϕ é uma constante, todavia, pode-se considerar também o caso de ϕ ser uma função da renda, idade e nível educacional dos pais.

As famílias escolhem um fluxo de consumo (c_t); a proporção do tempo dedicado ao trabalho (v), em oposição ao tempo dedicado ao estudo ($1 - v$); e o número de crianças (η); sujeitos às restrições (3) e (4). A função Lagrangeana é dada pela equação (5) a seguir:

$$\begin{aligned} \sum_{t=0}^T e^{-pt} \left[\frac{c_t^{1-\sigma} - 1}{1-\sigma} + \eta_i(1-v_t) \right] &+ \lambda_{1,t} [AK_t^\alpha (v_t h_t)^{1-\alpha} - c_t - K_{t+1} + K_t] \\ &+ \lambda_{2,t} [\phi h_t(1-v_t)\eta_i - xp_x \eta_t - h_{t+1} \\ &+ h_t] \end{aligned} \quad (A.5)$$

A partir das seis condições de primeira ordem com relação a c , v , η , x , K e h respectivamente, e com diversas manipulações algébricas, é possível encontrar que a taxa de crescimento do capital humano (γ_h) é igual à taxa de crescimento do capital físico (γ_K), sendo também igual à taxa de crescimento de toda a economia (γ). Tendo mostrado que todas as taxas de crescimento são as mesmas, deve-se encontrar o valor de γ_h e γ_K como uma função dos parâmetros do modelo. Após diversas manipulações, obtém-se que:

$$\gamma_h = \frac{\phi \eta_i - B - 2p}{1 - 2\alpha - \sigma} \quad (A.6)$$

De acordo com a equação (6), o setor que conduz a economia é a produção de capital humano. Isso é demonstrado pela influência do parâmetro médio de produtividade nos estudos ou a dotação endógena (isto é, a habilidade) de cada criança ϕ na determinação da taxa de crescimento do capital humano.

Em resumo, o modelo de crescimento endógeno de Lucas-Asteriou-Agiomirgianakis postula a existência de uma relação de causalidade unidirecional do capital humano para o crescimento econômico, em que se considera a presença de um parâmetro médio de produtividade nos estudos ou a dotação endógena (isto é, a habilidade) de cada criança na determinação da taxa de crescimento do capital humano.