OS GASTOS COM EDUCAÇÃO E SAÚDE REDUZEM A POBREZA E A DESIGUALDADE DE RENDA NO BRASIL?[1,2]

Francisco José Silva Tabosa[3]
José Eustáquio Ribeiro Vieira Filho[4]

Este trabalho tem como objetivo analisar o impacto dos gastos públicos em educação e em saúde na redução da pobreza e da desigualdade de renda dos estados brasileiros, no período de 2001 a 2015. Para isso, utilizou-se o método dos momentos generalizados (GMM), desenvolvido por Blundell e Bond (1998). Os resultados mostraram que a renda familiar *per capita* teve um impacto significativo no combate à pobreza e à desigualdade de renda e que os gastos com educação contribuem, mesmo que de forma moderada, com a redução da pobreza e da desigualdade de renda. Por sua vez, embora os gastos com saúde não tenham demonstrado afetar a desigualdade de renda para os estados brasileiros, causaram impacto na redução da pobreza. Outro resultado relevante foi que, ao se comparar os coeficientes estimados para todos os estados brasileiros com os estados da região Nordeste, observou-se que o impacto dessas variáveis no Nordeste foi maior.

Palavras-chave: crescimento econômico; Brasil; GMM; gastos públicos.

DOES SPENDING ON EDUCATION AND HEALTH REDUCE POVERTY AND INCOME INEQUALITY IN BRAZIL?

The present work aims to analyze the impact of public spending in the areas of education and health in reducing poverty and income inequality in Brazilian states, for the period from 2001 to 2015. For this, the generalized method of moments (GMM) was used, developed by Blundell and Bond (1998). The results showed that per capita family income had a significant impact on combating poverty and income inequality. In addition, spending on education and health has an impact, even if only modestly, in combating poverty and income inequality, with the exception of health spending on income inequality for Brazilian states. Another relevant result was that, when comparing the estimated coefficients for all Brazilian states with the states of the Northeast region, it was observed that the coefficients of the Northeast region were higher, in absolute values, than for all Brazilian states.

Keywords: economic growth; Brazil; GMM; public spending.

1. DOI: http://dx.doi.org/10.38116/ppp69art3

2. Os autores agradecem à Comissão Econômica para a América Latina e o Caribe (CEPAL) o apoio financeiro para a realização deste estudo.

3. Professor do Programa de Pós-Graduação em Economia Rural da Universidade Federal do Ceará (PPGER/UFC); e bolsista de produtividade do Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq). *E-mail*: franzetabosa@ufc.br. Lattes: http://lattes.cnpq.br/1260299152113875. Orcid: https://orcid.org/0000-0003-1280-8907.

4. Pesquisador de inovação e de política agropecuária na Diretoria de Estudos e Políticas Regionais, Urbanas e Ambientais do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Dirur/Ipea); e professor do Programa de Pós-Graduação em Políticas Públicas do Ipea. *E-mail*: jose.vieira@ipea.gov.br. Lattes: http://lattes.cnpq.br/6253038922618654. Orcid: https://orcid.org/0000-0002-2682-1240.

¿EL GASTO EN EDUCACIÓN Y SALUD REDUCE LA POBREZA Y LA DESIGUALDAD DE INGRESOS EN BRASIL?

El presente trabajo tiene como objetivo analizar el impacto del gasto público en las áreas de educación y salud en la reducción de la pobreza y la desigualdad de ingresos en los estados brasileños, para el período de 2001 a 2015. Para ello se utilizó el método generalizado de momentos (MMG), desarrollado por Blundell y Bond (1998). Los resultados mostraron que el ingreso familiar per cápita tuvo un impacto significativo sobre la lucha contra la pobreza y la desigualdad de ingresos. Además, el gasto en educación y salud tiene un impacto, aunque sea moderado, en la lucha contra la pobreza y la desigualdad de ingresos, excepto el gasto en salud relacionado con la desigualdad de ingresos en los estados brasileños. Otro resultado relevante fue que, al comparar los coeficientes estimados para todos los estados brasileños con los estados de la región Nordeste, se observó que el impacto de esas variables en el Nordeste fue mayor.

Palabras clave: crecimiento económico; Brasil; GMM; gasto público.

JEL: O1; O4; C1; H4.

1 INTRODUÇÃO

A preocupação com os gastos públicos na economia é recorrente, especialmente em relação a seus impactos no combate à pobreza e à desigualdade de renda. Tal relação tem atraído o interesse de diversos pesquisadores (Medeiros, Barbosa e Carvalhaes, 2019; Cambota e Rocha, 2015; Oliveira e Cruz, 2021). Nesse sentido, a hipótese geralmente formulada e que encontra respaldo em evidências sugere que os gastos públicos podem elevar o crescimento econômico e, simultaneamente, reduzir a pobreza e a desigualdade de renda (Barros, Foguel e Ulysses, 2006; Rocha e Giubert, 2007; Neri, 2011; Rocha, 2006).

Gastos com educação e com saúde são fundamentais na redução da pobreza e da desigualdade. Do ponto de vista da educação, quanto maior o nível educacional e os anos de estudo, maiores serão os rendimentos. Assim, haverá uma redução dos níveis de pobreza e de desigualdade (Barros, Foguel e Ulysses, 2006; Brito, Foguel e Kerstenetzky, 2017; Menezes-Filho, Fernandes e Picchetti, 2006). Do ponto de vista da saúde, quanto maiores os investimentos nesse setor, maiores as chances de a população economicamente ativa aumentar sua produtividade, menores os gastos com benefícios sociais e menores as taxas de mortalidade, o que retorna em maiores rendimentos ao trabalhador (Cambota e Rocha, 2015).

Nesse sentido, há necessidade de estudos que busquem analisar se os gastos públicos em educação e em saúde proporcionam melhorias nos indicadores de pobreza e de desigualdade de renda nos estados brasileiros, principalmente em regiões que concentram maiores populações em condições de pobreza e de elevada desigualdade, como a região Nordeste, onde mais de 40% da população encontra-se em situação de pobreza (Tabosa *et al.*, 2016; Oliveira e Cruz, 2021).

Assim, o presente estudo busca analisar o impacto do gasto público com educação e com saúde na redução da pobreza e da desigualdade de renda nos estados brasileiros e na região Nordeste. O período avaliado concentra-se entre 2001 e 2015, visto que esse intervalo coincide com a entrada em vigor da Lei de Responsabilidade Fiscal (LRF), em 2000, o que favoreceu uma maior disponibilidade de dados. Para essa avaliação, foi utilizado o método dos momentos generalizados, desenvolvido por Blundell e Bond (1998), que possibilita resolver o problema de endogeneidade, assim como captar os efeitos de possíveis variáveis omitidas e os erros de medidas.

Este estudo distingue-se por analisar os gastos com educação e com saúde como fatores determinantes para a redução da pobreza e da desigualdade nos estados brasileiros. Além disso, realiza uma análise exclusiva para a região Nordeste, que concentra o maior percentual de pobres no país (Tabosa *et al.*, 2016; Araújo, Alves e Besarria, 2013).

Para tanto, o estudo é composto por cinco seções. Após esta breve introdução, a seção 2 apresentará uma revisão de literatura sobre a relação entre os gastos com educação e saúde e a pobreza e a desigualdade; a seção 3 descreverá a metodologia empregada; a seção 4 exporá os principais resultados obtidos; e, por fim, a seção 5 trará as considerações finais.

2 REVISÃO DE LITERATURA

2.1 Educação, pobreza e desigualdade

Não há dúvidas de que a educação seja um fator relevante no combate à pobreza e à desigualdade de renda, tendo sido tema de diversos trabalhos (Barro e Sala-i-Martin, 2004; Barros, Foguel e Ulysses, 2006; Menezes-Filho, Fernandes e Picchetti, 2006; Brito, Foguel e Kerstenetzky, 2017; Medeiros, Barbosa e Carvalhaes, 2019). A hipótese central é de que, com maiores níveis educacionais e habilidades, aumentam-se as chances de maiores salários, consequência do aumento direto da produtividade.

Schultz (1973) afirmou que investimentos em educação (basicamente em educação formal e em treinamento) influenciam o crescimento econômico, proporcionando, assim, maiores chances no mercado de trabalho e ganhos de produtividade, o que ocasiona maiores ganhos de renda.

Enrenberg e Smith (2000) comentaram que a elevação dos salários, relacionada aos ganhos de capital humano e de produtividade, gera externalidades positivas para um país ou uma região.

Neri (2011) afirmou que, no Brasil, a educação foi responsável pelo crescimento dos rendimentos dos mais pobres, em uma proporção maior do que para

os mais ricos, no período de 2001 a 2009. Além disso, a disparidade de educação foi responsável por explicar a desigualdade de renda existente no país. Segundo Rocha (2006), o baixo nível de escolaridade e/ou os baixos investimentos em educação em algumas regiões têm forte correlação com seus níveis de pobreza.

Menezes-Filho e Rodrigues (2009) ressaltaram a importância da educação e da evolução do salário mínimo para explicar as desigualdades de renda. De acordo com os autores, esses fatores mensurados como características individuais podem explicar as desigualdades de renda existentes no país. Contudo, investimentos em educação, que proporcionam melhores salários reais, podem contribuir para reverter esse cenário de desigualdade.

Araújo, Alves e Besarria (2013) examinaram o impacto dos gastos sociais em educação e em saúde nos indicadores de pobreza e desigualdade de renda no Brasil, entre 2004 e 2009. Os resultados mostraram que os gastos apresentaram efeitos significativos na redução da pobreza, mas não da desigualdade. Foi constatado também o papel do crescimento econômico na dinâmica de redução da pobreza e da desigualdade.

Rocha e Giuberti (2007) analisaram a relação entre gasto público em educação, saúde, transporte, comunicação e defesa e o crescimento econômico dos estados brasileiros entre 1986 e 2003. Os autores verificaram que os gastos com educação apresentaram um efeito positivo em relação ao crescimento econômico.

Menezes-Filho e Oliveira (2014) investigaram o papel da educação na queda recente da desigualdade de renda e da pobreza no Brasil. Os autores analisaram os componentes de renda familiar *per capita* de 1992 a 2009. Observou-se que, apesar de, a partir de 1999, a escolaridade dos grupos mais pobres ter tido um crescimento maior que a escolaridade dos mais ricos, a desigualdade educacional continuou extremamente alta entre as famílias. Apesar disso, os resultados mostraram que, no período de 2001 a 2009, a educação contribuiu para as reduções do índice de Gini no mercado de trabalho e na renda familiar *per capita*, de 40% e de 25%, respectivamente. Assim, maiores investimentos em educação, tanto por parte das famílias, quanto por parte dos governos, são essenciais nas reduções da pobreza e da desigualdade de renda.

Tarda e Rodrigues (2015) analisaram a relação entre os gastos com educação e o crescimento econômico na região administrativa de Campinas-SP para 2007. Utilizando a análise econométrica dos mínimos quadrados ordinários (MQO), os autores concluíram que os gastos com educação tinham um impacto positivo no crescimento econômico regional.

Medeiros, Barbosa e Carvalhaes (2019) avaliaram o impacto da educação nos níveis de pobreza e de desigualdade no Brasil. Foi demonstrado que não houve

efeitos expressivos na redução desses níveis no curto prazo, em decorrência de investimentos educacionais não realizados nas décadas de 1970, 1980 e 1990. Além disso, fatores como aumentos do salário mínimo, crescimento econômico, geração de empregos e políticas de transferência de renda aumentaram os rendimentos dos pobres, apresentando efeitos superiores ao da educação no combate à pobreza.

2.2 Saúde, pobreza e desigualdade

Em relação à saúde, Grossman (1972), um dos pioneiros em analisar a saúde como fator relevante no combate à pobreza e à desigualdade, enfatizou que regiões em que a população se encontrava em condições precárias de saúde (saneamento básico, higiene, bem como maior vulnerabilidade a doenças) tinham seu crescimento econômico afetado negativamente, via redução da produtividade da mão de obra no setor privado, com aumento direto de licenças de saúde, internações, quedas no nível de habilidades etc.

Nessa mesma linha de raciocínio, Lillard e Weiss (1997) estabeleceram uma ligação entre saúde e renda futura, demonstrando impacto positivo das condições de saúde no desempenho educacional das famílias. Isso aumenta a produtividade e, consequentemente, o nível de renda ou de riqueza das famílias, reduzindo, assim, os níveis de pobreza e de desigualdade.

Outro estudo relevante foi o de Lustig (2006), que analisou a relação entre saúde (taxa de mortalidade e outros indicadores de saúde, como taxa de internação da população economicamente ativa, número de contaminações etc.) e crescimento econômico no México, no período de 1970 a 1995. Como resultado, encontrou-se uma relação positiva entre saúde e crescimento econômico, mostrando a relevância de maiores investimentos em saúde para a redução da pobreza e da desigualdade de renda.

Rajkumar e Swaroop (2008) avaliaram a relação entre gastos do governo em educação e em saúde e pobreza em 91 países. Esses autores encontraram uma relação de causalidade reversa entre pobreza e infraestrutura de saúde. Assim, em países que se encontram em situação de pobreza e de deterioração dos serviços de saúde, o Estado tende a elevar suas despesas nessa categoria.

Oni (2014) e Bakare e Sanmi (2011) analisaram o impacto dos gastos com saúde no crescimento econômico da Nigéria. Como indicadores de saúde, foram utilizados taxa de mortalidade, taxa de casos de aids[5] na fase adulta e número de internações na fase adulta. Os autores verificaram que os gastos com saúde

5. A Nigéria está entre os países com maior número de casos de contaminação pelo vírus da aids. Para mais detalhes, ver Oni (2014).

proporcionaram uma maior produtividade da mão de obra, impactando positivamente no crescimento econômico daquele país.

Boussalem, Boussalen e Taiba (2014) examinaram a relação entre gastos com saúde e crescimento econômico na Argélia, no período de 1974 a 2014. Utilizando testes de causalidade e cointegração, os autores verificaram que essa relação é positiva. Segundo eles, seria o crescimento econômico o propulsor do aumento dos gastos com saúde, o que reduziria pobreza e desigualdade. No entanto, a evidência empírica sugeria que a relação inversa não ocorreu. Já Devlin e Hansen (2001) encontraram uma causalidade bidimensional entre gastos com saúde e crescimento econômico, em uma amostra de quinze países de elevada renda *per capita*, para o período de 1995 a 2011, feita pela Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE).

Araújo, Alves e Besarria (2013) investigaram os gastos com capital humano (anos de estudo e gastos com saúde) no estado do Ceará e seu impacto no crescimento econômico nos municípios cearenses. O resultado mostrou uma relação positiva entre as variáveis, com influência positiva dos gastos em saúde e em saneamento.

Vogt, Degenhart e Zonatto (2015) analisaram os gastos públicos com educação e saúde e sua relação com o crescimento econômico nos municípios da região Sudeste do Brasil. Os dados foram coletados para o ano de 2010, por meio do Censo. Os resultados mostraram uma relação positiva entre os gastos e o crescimento econômico. Os autores salientaram que os gastos públicos são relevantes para o crescimento econômico da região. Resultado semelhante foi obtido por Bogoni, Hein e Beuren (2011), mas para os estados da região Sul.

3 METODOLOGIA

Nesta seção, será apresentada a base de dados e a metodologia utilizada. O estudo foi desenvolvido em duas partes. Na primeira, a análise incorporará todas as 27 Unidades da Federação (UFs). Na segunda, serão focalizados apenas os estados da região Nordeste, que detém a maior proporção de pobres entre as regiões do Brasil.[6]

3.1 Base de dados

A base de dados foi composta por informações de 27 UFs, para o período de 2001 a 2015. Esse período inicial foi escolhido por causa da Lei de Responsabilidade Fiscal (LRF), que entrou em vigor em 2000. Todas as informações foram obtidas a partir da Secretaria do Tesouro Nacional (STN),[7] do Ipeadata[8] e da Pesquisa Nacional

6. Para mais detalhes, ver Medeiros, Barbosa e Carvalhaes (2019) e Oliveira e Cruz (2021).
7. Disponível em: https://www.gov.br/tesouronacional/pt-br/estados-e-municipios/dados-consolidados.
8. Disponível em: http://www.ipeadata.gov.br/Default.aspx.

por Amostra de Domicílios (PNAD)[9]. Ressalta-se que todas as variáveis monetárias foram atualizadas para valores reais de 2015, utilizando-se como deflator o Índice Nacional de Preços ao Consumidor (INPC) e considerando-se como base o ano de 2015. Escolheu-se realizar o estudo apenas no período da PNAD tradicional, em vez da PNAD Contínua, em virtude das diferenças metodológicas de coletas de dados entre elas.[10,11]

As variáveis utilizadas neste estudo foram:

- *G* – Índice de Desigualdade de Gini;[12]
- *renda* – renda familiar média *per capita* nos estados da União;[13]
- *P0* – proporção de pobres nos estados da União;[14]
- *gastedu* – percentual dos gastos públicos estaduais com educação, em relação ao seu respectivo produto interno bruto (PIB);[15] e
- *gastsaude* – percentual dos gastos públicos estaduais com saúde, em relação ao seu respectivo PIB.[16]

Optou-se por essas variáveis explicativas pela relevância dos gastos com educação e com saúde na redução da pobreza e da desigualdade. No caso da educação, espera-se que, quanto maiores forem os gastos, maiores serão as infraestruturas de ensino e maior o número de docentes qualificados, o que proporcionará, no longo prazo, maiores chances no mercado de trabalho, maiores níveis de renda e menores índices de desigualdade e de pobreza (Tarda e Rodrigues, 2015; Araújo, Alves e Besarria, 2013; Rocha e Giuberti, 2007).

No caso da saúde, espera-se que o aumento de gastos proporcione um maior número de unidades de saúde, assim como de profissionais na área, de modo a reduzir o tempo de atendimento e de internações, a mortalidade infantil, dentre outros fatores. Assim, será possível reduzir a pobreza e a desigualdade de renda (Araújo, Alves e Besarria, 2013; Vogt, Degenhart e Zonatto, 2015).

9. Disponível em: https://www.ibge.gov.br/estatisticas/sociais/populacao/9127-pesquisa-nacional-por-amostra-de-domicilios.html?=&t=microdados.

10. O rendimento de todos os trabalhos da PNAD Contínua é uma variável diferente do rendimento de todos os trabalhos da PNAD tradicional. Além disso, a PNAD Contínua usa análises trimestrais.

11. Mais informações sobre a PNAD estão disponíveis em: https://www.ibge.gov.br/estatisticas/sociais/educacao/9127-pesquisa-nacional-por-amostra-de-domicilios.html?t=microdados.

12. Calculado a partir de informações da PNAD.

13. Obtida por meio da PNAD.

14. Calculada por meio da divisão do número de pobres pela população. A linha de pobreza utilizada foi a do Instituto de Estudos do Trabalho e Sociedade (IETS). Disponível em: http://www.former.iets.org.br/.

15. Dados coletados na STN e no Ipeadata.

16. Dados coletados na STN e no Ipeadata.

3.2 Método dos momentos generalizados

Para quantificar o impacto dos gastos públicos na redução da pobreza e da desigualdade dos estados brasileiros, utilizou-se um modelo dinâmico para dados em painel, descrito por:

$$LnX_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 LnX_{it-1} + \beta_2 \text{LnRenda}_{i,t} + \beta_3 \text{Ln}Gastedu_{i,t-1} + \\ + \beta_4 LnGastsau_{i,t-1} + v_t + u_{i,t} \quad (1)$$

Na equação (1), a variável X pode ser a proporção de pobres (*P0*) e o índice de desigualdade de Gini (*G*). Note que o modelo é especificado em logaritmo, com o intuito de obter as elasticidades do gasto com educação e com saúde na proporção de pobres e na desigualdade de renda, representadas pelos coeficientes β_3 e β_4, respectivamente.

A especificação do modelo (1) é baseada na suposição de que a pobreza e a desigualdade de renda tendem a influenciar a dinâmica no próximo período. Por isso, justifica-se a presença da variável dependente defasada em um período como variável explicativa.

As hipóteses do modelo são que a $E[v_i] = E[u_{i,t}] = E[v_i u_{i,t}] = 0$ para $i = 1,...,N$ e $t = 1,...,T$; o erro não é correlacionado temporalmente, ou seja, $E[u_{i,T} u_{i,S}] = 0$ para i = 1,...,N e $\forall t \neq s$. Além disso, impõe-se a condição inicial de que $E[X_{k,it} u_{i,t}] = 0$ para $i = 1,...,N$ e $t = 1,...,T$ (Ahn e Schimdt, 1995).

A presença da variável dependente defasada como variável explicativa na equação (1) pode levar a problemas de endogeneidade,[17] o que cria um viés no painel dinâmico. Logo, as estimativas de MQO tendem a ser enviesadas e inconsistentes, superestimando o coeficiente da variável supracitada. Uma tentativa para correção desse viés pode ser o uso do estimador de efeito fixo *within-groups,* que gera desvios-padrão dos coeficientes ligeiramente menores. Entretanto, para solucionar o problema de endogeneidade, deve-se aplicar a transformação do modelo em primeira diferença e proceder à estimação pelo método dos momentos generalizados (GMM), a partir da minimização das condições de momentos da distribuição. Desse modo, a equação (1) se transforma em:

$$\Delta LnX_{it} = \beta_1 \Delta LnX_{it-1} + \beta_2 \Delta Ln\,\text{Re}nda_{i,t} + \beta_3 \Delta LnGastedu_{i,t-1} + \\ + \beta_4 \Delta LnGastsau_{it-1} + \Delta u_{i,t} \quad (2)$$

17. Caso em que as variáveis explicativas do modelo são correlacionadas com os resíduos $E(Z_{it}, \varepsilon_{it}) \neq 0$. Uma variável qualquer pode ser classificada como: i) estritamente exógena, se não é correlacionada com os termos de erro passados, presente e futuros; ii) fracamente exógena, se é correlacionada apenas com valores passados do termo de erro; e iii) endógena, se é correlacionada com os termos de erro passados, presentes e futuros.

Na equação (2), Δ é um operador de diferenças e, pela construção da equação (2), ΔLnX_{it-1} e $\Delta u_{i,t}$ são correlacionados, se a endogeneidade ainda persiste. Logo, utiliza-se algum instrumento para ΔLnX_{it-1}. O conjunto de hipóteses adotadas na equação (1) implica que as condições de momentos, $E\left[\Delta(LnX_{it-s}\Delta u_{it})\right]=0$ para $t = 3, 4, ..., T$ e $s \geq 2$ são válidas. De acordo com esses momentos, Arellano e Bond (1991) sugerem empregar ΔLnX_{it-s}, para $t = 3, 4, ..., T$ e $s \geq 2$ como instrumentos para a equação (2).

No segundo caso, os valores da variável defasada em um ou mais períodos podem ser considerados como instrumentos válidos para estimar a equação (2). Já no último caso, os valores defasados em dois ou mais períodos são instrumentos válidos na estimação da equação (1).

No entanto, Arellano e Bover (1995) e Blundell e Bond (1998) explicam que esses instrumentos são fracos, quando as variáveis, dependentes e explicativas, apresentam forte persistência e/ou quando a variância relativa dos efeitos fixos aumenta. Neste caso, o estimador é inconsistente e enviesado. Como solução para esse problema, os autores recomendam a estimação de um sistema que combine o conjunto de equações em diferenças – equação (2) – com o conjunto de equações em nível – equação (1) – conhecido como método GMM para Sistemas (*System-GMM*).

Para as equações em diferenças, o conjunto de instrumentos é o mesmo descrito anteriormente, ao passo que, para a regressão em nível, os instrumentos apropriados são as diferenças defasadas das respectivas variáveis. Por exemplo, assumindo-se que as diferenças das variáveis explicativas não são correlacionadas com os efeitos fixos individuais (para $t = 3,4, ..., T$) e $E\left[\Delta(LnX_{k,i2}v_i)\right]=0$ para $i = 1,2,3, ..., N$; então, as variáveis explicativas em diferenças e ΔLnX_{it-1}, caso elas sejam exógenas ou fracamente exógenas, são instrumentos válidos para equação em nível. O mesmo se dá se as variáveis forem endógenas, mas com os instrumentos sendo as variáveis explicativas em diferenças defasadas de um período e mais ΔLnX_{it-1}.

A consistência do estimador *System-GMM* depende da ausência de correlação serial no termo de erro e da validade dos instrumentos adicionais. Logo, inicialmente, testam-se as hipóteses nulas de ausência de autocorrelação de primeira e de segunda ordem dos resíduos. Para que os estimadores dos parâmetros sejam consistentes, a hipótese de ausência de autocorrelação de primeira ordem deve ser rejeitada e a de segunda ordem, aceita. Posteriormente, realizaram-se os testes de Hansen e de Sargan, para verificar a validade dos instrumentos utilizados pelo método *System-GMM*.

Como, teoricamente, o estimador de MQO para a variável dependente defasada proporciona estimativas viesadas para baixo, enquanto os estimadores do método *within groups* geram estimativas viesadas para cima, uma estimativa adequada para o parâmetro de LnX_{it-1} deve ser compreendida entre os limites desses dois estimadores (MQO e *within groups*).

Entretanto, o modelo GMM apresenta algumas limitações. Por exemplo, instrumentos fracos correspondem à identificação fraca dos parâmetros do modelo. Além disso, há a questão do momento, quando as variáveis são censuradas (Genaro e Astorino, 2022).

Descritos os procedimentos econométricos e estatísticos para gerar as estimativas, reserva-se a próxima seção para a análise e a discussão dos resultados obtidos pelo método *System-GMM,* para que as variâncias dos parâmetros sejam robustas em relação à heterocedasticidade e à autocorrelação. Ressalta-se que o estimador obtido foi corrigido pelo método Windmeijer (2005), para evitar que o respectivo estimador subestimasse as verdadeiras variâncias em amostra finita, e que se utilizou o método *one step*, em virtude de este trabalhar com as séries em logaritmo, para obter os coeficientes estimados em forma de elasticidades.

4 RESULTADOS

Nesta seção, serão apresentados os resultados do método econométrico para dados em painel, utilizado para o alinhamento do impacto dos gastos públicos na redução da pobreza e da desigualdade de renda nos estados brasileiros, em especial, na região Nordeste.

4.1 Brasil

A tabela 1 apresenta as estatísticas descritivas de todas as variáveis do estudo de todas as UFs. Observa-se que, em média, o índice de Gini foi de 0,5336. Já a proporção de pobres (P0) foi de 0,3201, indicando que 32,01% da população brasileira encontra-se em situação de pobreza. Os gastos com saúde (*Gastsaude*) e com educação (*Gastedu*) foram, em média, 2,68% e 3,53% dos PIBs estaduais, respectivamente. A renda média familiar *per capita* foi de R$ 774,23, oscilando entre R$ 314,28 (Maranhão) e R$ 2.279,70 (Distrito Federal), ao longo do período analisado.

TABELA 1
Estatística descritiva das variáveis utilizadas no estudo

Variáveis	Observações	Média	Desvio-padrão	Mín.	Máx.
G	405	0,5336	0,0411	0,4200	0,6300
P0	405	0,3201	0,1725	0,043	0,7020
Gastsaude	405	0,0268	0,0155	0,0023	0,0817
Gastedu	405	0,0353	0,0195	0,0112	0,1025
Renda	405	R$ 774,23	326,40	R$ 314,28	R$ 2.279,70

Fontes: Secretaria do Tesouro Nacional (disponível em: https://www.gov.br/tesouronacional/pt-br/estados-e-municipios/dados-consolidados); PNAD (disponível em: https://www.ibge.gov.br/estatisticas/sociais/populacao/9127-pesquisa-nacional-por-amostra-de-domicilios.html?=&t=microdados) e Ipeadata (disponível em: http://www.ipeadata.gov.br/Default.aspx).
Elaboração dos autores.

As tabelas 2 e 3 apresentam os resultados do modelo GMM. Inicialmente, estimou-se a equação (1) por MQO e pelo método *within groups*. Para selecionar o modelo estimado, consideraram-se os resultados dos testes de especificação de Hausman, para verificar se *LnGastedu*, *LnGastsaude* e *LnRenda* são endógenas e a verificação da validade dos instrumentos por meio dos testes de Hansen e Sargan. De acordo com os resultados obtidos pelos testes, não é necessário tratar essas variáveis como endógenas. Além disso, a utilização das segundas defasagens das variáveis e os instrumentos adicionais requeridos pelo *System-GMM* são válidos.

Além desses, foram realizados outros testes de captar a presença de autocorrelação de primeira ordem dos resíduos em nível e em primeira diferença (isto é, segunda ordem). Observou-se que não se rejeita a hipótese nula, ou seja, os resíduos apresentam correlação de primeira ordem. Assim, para que as estimativas não sejam viesadas, é necessário mitigar a presença dessa hipótese nula. Um dos mecanismos para isso é estimar o modelo em primeira diferença, por exemplo, por meio do estimador *System-GMM*.

Diante disso, consideram-se, para efeito de análise dos resultados, as estimativas obtidas pelo *System-GMM*. Ressalte-se que a apresentação das estimativas por MQO e por *within group* se dá unicamente para mostrar que o valor estimado da variável dependente defasada se encontra, respectivamente, entre os valores estimados obtidos por esses dois métodos, servindo como um possível indicador de que o viés causado pela presença de variáveis endógenas e de efeitos fixos não observáveis é corrigido pelo método *System-GMM*.

Segundo os resultados da tabela 2, a hipótese de persistência da pobreza nos estados brasileiros parece se confirmar, quando se verifica a significância estatística da variável $LnP_{0_{it-1}}$ (0,4876). Esse resultado indica que a proporção de pobres dos estados é influenciada pelo comportamento dessa variável no passado. Esse resultado corrobora Tabosa *et al*. (2016) e Souza *et al*. (2021).

As variáveis renda média familiar *per capita* (*LnRenda*), gastos com educação (*LnGastedu*) e gastos com saúde (*LnGastsaude*) apresentaram ser estatisticamente significantes e com sinais negativos. Ou seja, impactam negativamente a pobreza dos estados brasileiros.

A variável renda (*LnRenda*) apresentou um coeficiente igual a -1,0358, indicando que um aumento de 1% na renda média familiar *per capita* ocasiona uma redução de 1,03% na proporção de pobres. Assim, pode-se entender que houve um crescimento pró-pobre (redução da pobreza em uma proporção maior do que o aumento da renda média) no período analisado.[18] Nesse sentido, políticas que visam ao crescimento econômico são de fundamental importância para a redução

18. Ver Tabosa *et al*. (2016) e Souza *et al*. (2021).

da pobreza no Brasil. Esse resultado corrobora estudos de Tabosa *et al*. (2016), Neri (2011) e Araújo, Alves e Besarria (2013).

A variável *gastos com educação* (*LnGastedu*) apresentou um coeficiente igual a -0,0624, indicando que um aumento de 1% nos gastos dos governos estaduais com educação em proporção do seu PIB provoca uma redução da proporção de pobres em 0,0623%. Ou seja, maiores investimentos em educação proporcionam reduções do nível de pobreza. Apesar da resposta de investimentos em educação não reduzirem os níveis de pobreza no curto prazo, eles são de fundamental importância, já que aumentam as oportunidades de estudo e de trabalho no médio/longo prazo (Menezes-Filho, Fernandes e Picchetti, 2006; Menezes-Filho e Oliveira, 2014).

Por sua vez, a variável *gastos com saúde* (*LnGastsaude*) apresentou um coeficiente igual a -0,0192, indicando que um aumento nos gastos com saúde proporcionalmente ao PIB ocasiona uma redução da proporção de pobres em 0,0192%. Apesar do baixo valor do coeficiente, investimentos em saúde são de suma importância para a redução da pobreza no Brasil, proporcionando maiores chances de acesso a serviços médicos, bem como reduzindo o tempo de tratamento de doenças, a mortalidade infantil e as internações (Tarda e Rodrigues, 2015).

TABELA 2
Resultados do modelo GMM: *P0* – Brasil

Variáveis explicativas	P0		
	MQO	*Within groups*	GMM – *System*
$\mathrm{LnP0}_{it-1}$	0,8982* (0,0202)	0,3477* (0,0287)	0,4876* (0,1090)
$Ln\,Renda_{i,t}$	-1,1885* (0,0327)	-0,6425* (0,0573)	-1,0358* (0,2271)
$LnGastedu_{i,t-1}$	-0,0112** (0,0063)	-0,0918* (0,0319)	-0,0624** (0,0316)
$LnGastsaud_{i,t-1}$	-0,0044* (0,0016)	-0,0218** (0,0112)	-0,0192* (0,0079)
Const.	1,1046* (0,1967)	3,3185* (0,2266)	5,9499* (1,4016)
Estatística F	3198,63	1262,38	248,29
P-valor	0,0000	0,0000	0,0000
R^2	0,9717	-	-
N	378	378	378
Grupos	27	27	27
H_0: Ausência de autocorrelação nos resíduos de primeira ordem		P-valor	0,006
H_0: Ausência de autocorrelação nos resíduos de segunda ordem		P-valor	0,327
Teste de Hansen		Prob>chi2	0,449
Teste de Sargan		Prob>chi2	0,283

Elaboração dos autores.
Obs.: 1. Erro-padrão em parênteses.
2. Significância: * = 1%; ** = 5%; e *** = 10%.

A tabela 3 apresenta os resultados das estimações para o índice de Gini. Observa-se que a hipótese de persistência da desigualdade nos estados brasileiros se confirma, com a variável LnG_{it-1} (0,4739). Com exceção da variável gastos com saúde (*LnGastsaude*), as demais apresentaram ser estatisticamente significantes e com sinais negativos. Esse resultado corrobora o de Araújo, Alves e Besarria (2013).

A variável *renda* (*LnRenda*) apresentou um coeficiente igual a -0,4739, indicando que um aumento de 1% na renda média familiar *per capita* ocasiona uma redução de 0,4739%% na desigualdade de renda. A variável *gastos com educação* (*LnGastedu*) apresentou um coeficiente igual a -0,0206, indicando que um aumento de 1% nos gastos dos governos estaduais com educação proporcionalmente ao seu PIB promove uma redução na desigualdade de renda em 0,0206%. Ou seja, maiores chances de acesso a serviços educacionais ocasionam reduções na desigualdade de renda no país, aumentando as chances no mercado de trabalho, com mão de obra mais qualificada e de maior produtividade (Menezes-Filho e Oliveira, 2014). A variável *gastos com saúde* também se mostrou relevante na redução da desigualdade de renda no Brasil, evidenciando que investimentos em saúde, com serviços médicos e hospitalares, são de suma importância para gerar maior qualidade de vida no país.

TABELA 3
Resultados do modelo GMM: Gini – Brasil

Variáveis explicativas	Gini		
	MQO	*Within groups*	GMM – ***System***
LnG_{it-1}	0,8400* (0,0276)	0,3205* (0,0474)	0,4739* (0,1299)
$Ln\,\mathrm{Re}nda_{i,t}$	-0,2661* (0,0612)	-0,1743* (0,0138)	-0,4198* (0,0277)
$LnGastedu_{i,t-1}$	-0.0085** (0,0039)	-0,0099** (0,0051)	-0,0206** (0,0115)
$LnGastsaud_{i,t-1}$	-0.0557** (0,0295)	-0,0192* (0,0071)	-0,0044 (0,0101)
Const.	-0,0557*** (0,0328)	0,1856*** (0,1003)	0,3751* (0,1355)
Estatística F	304,17	125,09	61,59
P-valor	0,0000	0,0000	0,0000
R^2	0,7654	-	-
N	378	378	378
Grupos	27	27	27
H_0: Ausência de autocorrelação nos resíduos de primeira ordem		P-valor	0,006
H_0: Ausência de autocorrelação nos resíduos de segunda ordem		P-valor	0,421
Teste de Hansen		Prob>chi2	0,344
Teste de Sargan		Prob>chi2	0,224

Elaboração dos autores.
Obs.: 1. Erro-padrão em parênteses.
2. Significância: * = 1%; ** = 5%; *** = 10%.

4.2 Nordeste

A tabela 4 apresenta a estatística descritiva de todas as variáveis para a região Nordeste. Em média, o índice de Gini foi de 0,5565. Já a proporção de pobres (*P0*) foi de 0,4776. Os gastos com saúde (*Gastsaude*) e com educação (*Gastedu*) foram, em média, 2,95% e 3,55% dos seus PIBs estaduais, respectivamente. A renda média familiar *per capita* foi de R$ 531,18, oscilando de R$ 314,28 (Maranhão) a R$ 804,65 (Bahia), ao longo do período analisado.

Observa-se que, na comparação das estatísticas descritivas de todos os estados brasileiros, o índice de Gini e a proporção de pobres se apresentaram com valores médios maiores na região Nordeste. Isso comprova que a referida região tem maiores níveis de desigualdade e de pobreza, em relação às demais regiões. Por exemplo, 47,76% da população nordestina encontra-se em situação de pobreza. Outro fator relevante é que os gastos com saúde e educação em proporção dos respectivos PIBs estaduais também são maiores na região Nordeste. Assim, verifica-se que, ao longo do período analisado, os estados nordestinos têm buscado investir em saúde e em educação, numa tentativa de minimizar a distância em relação às demais regiões brasileiras.

TABELA 4
Estatística descritiva das variáveis utilizadas no estudo – Nordeste

Variáveis	Observações	Média	Desvio-padrão	Mín.	Máx.
G	135	0,5565	0,0317	0,4800	0,6200
P0	135	0,4776	0,1296	0,252	0,7020
Gastsaude	135	0,0295	0,0081	0,0023	0,0714
Gastedu	135	0,0355	0,0101	0,0153	0,0707
Renda	135	R$ 531,18	127,15	R$ 314,28	R$ 804,65

Fontes: Secretaria do Tesouro Nacional (disponível em: https://www.gov.br/tesouronacional/pt-br/estados-e-municipios/dados-consolidados); PNAD (disponível em: https://www.ibge.gov.br/estatisticas/sociais/populacao/9127-pesquisa-nacional-por-amostra-de-domicilios.html?=&t=microdados) e Ipeadata (disponível em: http://www.ipeadata.gov.br/Default.aspx).
Elaboração dos autores.

Na tabela 5, a hipótese de persistência da pobreza nos estados nordestinos parece se confirmar, assim como para todos os estados brasileiros, quando se verifica a significância estatística da variável LnP_{0it-1} (0,5533). Esse resultado indica que a proporção de pobres dos estados da região Nordeste também é influenciada pelo seu comportamento no passado.

As variáveis renda média familiar *per capita* (*LnRenda*), gastos com educação (*LnGastedu*) e gastos com saúde (*LnGastsaude*) apresentaram ser estatisticamente significantes e com sinais negativos. Ou seja, impactam negativamente a pobreza no Nordeste.

A variável *renda* (*LnRenda*) apresentou um coeficiente igual a -1,191, indicando que um aumento de 1% na renda média familiar *per capita* dos estados da região

Nordeste ocasiona uma redução de 1,19% na proporção de pobres na região. Assim, houve uma redução da pobreza em uma proporção maior do que o aumento da renda média no período analisado. Contudo, esse coeficiente mostrou-se mais elástico (uma maior sensibilidade do nível da pobreza às oscilações do nível de renda).

A variável *gastos com educação* (*LnGastedu*) apresentou um coeficiente igual a -0,0903, indicando que um aumento de 1% nos gastos dos governos estaduais da região Nordeste com educação em proporção do seu PIB promove uma redução da proporção de pobres em 0,0903% na região. Já a variável *gastos com saúde* (*LnGastsaude*) apresentou um coeficiente igual a -0,0309, indicando que um aumento nos gastos com saúde em proporção do seu PIB ocasiona uma redução da proporção de pobres em 0,0309%.

Ao se comparar os coeficientes da região Nordeste com os resultados obtidos no Brasil, observa-se que os coeficientes do Nordeste demonstram-se mais elásticos, em virtude de a região se apresentar com os maiores níveis de pobreza no país. Assim, políticas que proporcionem o crescimento econômico bem como maiores investimentos em educação e em saúde são de suma importância na região. A carência dessas políticas dificulta aumentos de renda na região (Oliveira e Cruz, 2021; Cambota e Rocha, 2015; Medeiros, Barbosa e Carvalhaes, 2019).

TABELA 5
Resultados do modelo GMM: P0 – Nordeste

Variáveis explicativas	P0		
	MQO	*Within groups*	GMM – System
$LnP_{0\,it-1}$	0,6146* (0,0401)	0,3219* (0,0422)	0,5533* (0,1351)
$Ln\ Renda_{i,t}$	-0,8324* (0,0493)	-0,9171* (0,0547)	-1,1991* (0,1719)
$LnGastedu_{i,t-1}$	-0,0451* (0,0160)	-0,0532** (0,0251)	-0,0903*** (0,0427)
$LnGastsaud_{i,t-1}$	-0,0077*** (0,0041)	-0,0108 (0,0139)	-0,0309*** (0,0169)
Const.	2,5909* (0,2864)	3,1535* (0,3129)	4,8810* (0,996)
Estatística F	1103,79	1035,54	93,29
P-valor	0,0000	0,0000	0,0000
R^2	0,9733	-	-
N	126	126	126
Grupos	27	27	27
H_0: Ausência de autocorrelação nos resíduos de primeira ordem		P-valor	0,027
H_0: Ausência de autocorrelação nos resíduos de segunda ordem		P-valor	0,492
Teste de Hansen		Prob>chi2	0,561
Teste de Sargan		Prob>chi2	0,472

Elaboração dos autores.
Obs.: 1. Erro-padrão em parênteses.
2. Significância: * = 1%; ** = 5%; *** = 10%.

A tabela 6 apresenta os resultados das estimações para o índice de Gini para a região Nordeste. Observa-se que a hipótese de persistência da desigualdade na região Nordeste se confirma, assim como todas as demais variáveis são estatisticamente significantes e com o sinal esperado (negativo).

A variável *gastos com saúde* (*LnGastsaude*) apresentou-se ser significante, com um coeficiente igual a -0,0405, indicando que um aumento de 1% nos gastos dos governos estaduais com saúde em proporção do seu PIB proporciona uma redução na desigualdade de renda em 0,0405%.

Observa-se que todos os coeficientes estimados para a região Nordeste apresentaram ser maiores, em valores absolutos, do que para todos os estados brasileiros. Isso pode ser explicado por diversos fatores. Um deles é que a região concentra o maior número de indivíduos pobres, relativamente às demais regiões (Oliveira e Cruz, 2021; Souza *et al.*, 2021). Além disso, o Nordeste tem indicadores educacionais e de saúde também inferiores às demais regiões, o que o torna mais sensível a qualquer investimento nesses setores.

TABELA 6
Resultados do modelo GMM: Gini

Variáveis explicativas	Gini		
	MQO	*Within groups*	GMM – *System*
LnG_{it-1}	0,5850* (0,0765)	0,4953* (0,0862)	0,5318* (0,1738)
$Ln\,\mathrm{Re}\,nda_{i,t}$	-0,4434* (0,1205)	-0,3712* (0,1261)	-0,4629* (0,1312)
$LnGastedu_{i,t-1}$	-0,0102** (0,0059)	-0,0100** (0,0051)	-0,0245* (0,0088)
$LnGastsaud_{i,t-1}$	-0,0149 (0,0101)	-0,0164 (0,0115)	-0,0405*** (0,0239)
Const.	-0,0391 (0,1244)	0,9231* (0,1447)	1,0213* (0,1032)
Estatística F	42,56	41,52	11,91
P-valor	0,0000	0,0000	0,0000
R^2	0,5845	-	-
N	126	126	126
Grupos	27	27	27
H_0: Ausência de autocorrelação nos resíduos de primeira ordem		P-valor	0,017
H_0: Ausência de autocorrelação nos resíduos de segunda ordem		P-valor	0,337
Teste de Hansen		Prob>chi2	0,213
Teste de Sargan		Prob>chi2	0,381

Elaboração dos autores.
Obs.: 1. Erro-padrão em parênteses.
2. Significância: * = 1%; ** = 5%; *** = 10%.

5 CONCLUSÕES

O presente estudo teve como objetivo analisar o impacto dos gastos públicos na redução da pobreza e da desigualdade de renda dos estados brasileiros e, em especial, dos estados da região Nordeste. Para isso, utilizou-se um painel de dados de renda familiar *per capita* e de gastos com educação e com saúde, compreendendo o período de 2001 a 2015. Além disso, empregou-se o GMM.

Os resultados mostraram que a renda familiar *per capita* teve um impacto significante no combate à pobreza e à desigualdade de renda, de modo que aumentos do nível de renda demonstraram proporcionar reduções dos níveis de pobreza e de desigualdade, apresentando um resultado positivo tanto na região Nordeste, quanto em todos os estados brasileiros.

Apesar de os gastos com saúde não terem apresentado influência na desigualdade de renda para os estados brasileiros, tiveram efeitos no combate à pobreza. Já os gastos com educação impactaram, mesmo que de forma moderada, o combate à pobreza e à desigualdade de renda. Apesar de os resultados mostrarem coeficientes de baixos valores, os estimadores foram significantes. Além disso, impactos de educação e de saúde não se dão de forma direta nem de curto prazo como, por exemplo, aumentos da renda familiar *per capita*, aumentos reais do salário mínimo, redução da taxa de desemprego, políticas de transferência direta de renda etc.

Outro resultado relevante foi que, ao se comparar os coeficientes estimados para todos os estados brasileiros com os estados da região Nordeste, observou-se que os coeficientes nordestinos foram maiores, em valores absolutos. Isso ocorreu devido ao fato de a região concentrar o maior número de indivíduos pobres com relação às demais regiões. Além de possuir carências de infraestrutura nas áreas de saúde e de educação, a sensibilidade do investimento nessas áreas no Nordeste possibilita reduções no nível de pobreza e de desigualdade de renda.

Ademais, pode-se concluir que, por mais que as variáveis mencionadas anteriormente sejam importantes na redução da pobreza e da desigualdade de renda, políticas públicas voltadas à educação e à saúde, assim como o crescimento econômico, são fundamentais no desenvolvimento econômico do país, principalmente em regiões mais carentes. Cabe aos estados buscar aumentar, dentro de seus orçamentos, as participações dos gastos com educação e com saúde, a fim de minimizar as disparidades regionais e setoriais.

REFERÊNCIAS

AHN, S. C.; SCHIMDT, P. Efficient estimation of models for dynamic panel data. **Journal of Econometrics**, v. 68, n. 1, p. 5-27, jul. 1995.

ARAÚJO, J. M. de; ALVES, J. do A.; BESARRIA, C. da N. O impacto dos gastos sociais sobre os indicadores de desigualdade e pobreza nos estados brasileiros no período de 2004 a 2009. **Revista de Economia Contemporânea**, v. 17, n. 2, p. 249-275, maio-ago. 2013.

ARELLANO, M.; BOND, S. Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. **The Review of Economic Studies**, v. 58, n. 2, p. 277-297, abr. 1991.

ARELLANO, M.; BOVER, O. Another look at the instrumental-variable estimation of error components models. **Journal of Econometrics**, v. 68, n. 1, p. 29-52, jul. 1995.

BAKARE A. S.; SANMI, O. Health care expenditure and economic growth in Nigeria: an empirical study. **Journal of Emerging Trends in Economics and Management Sciences**, v. 2, n. 2, p. 83-87, 2011.

BARRO, R. J.; SALA-I-MARTIN, X. (Ed.). **Economic growth**. Nova York: McGraw, 2004.

BARROS, R. P. de; FOGUEL, M. N.; ULYSSES, G. (Org.). **Desigualdade de renda no Brasil**: uma análise da queda recente. Brasília: Ipea, 2006. v. 1.

BLUNDELL, R.; BOND, S. Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. **Journal of Econometrics**, v. 87, n. 1, p. 115-143, nov. 1998.

BOGONI, N. M.; HEIN, N.; BEUREN, I. M. Análise da relação entre crescimento econômico e gastos públicos nas maiores cidades da região Sul do Brasil. **Revista de Administração Pública**, Rio de Janeiro, v. 45, n. 1, p. 159-179, jan.-fev. 2011.

BOUSSALEM, F.; BOUSSALEN, Z.; TAIBA, A. The relationship between public spending on health and economic growth in Algeria: testing for co-integration and causality. **International Journal of Business and Management**, v. 2, n. 3, p. 25-39, 2014.

BRITO, A.; FOGUEL, M.; KERSTENETZKY, C. The contribution of minimum wage valorization policy to the decline in household income inequality in Brazil: a decomposition approach. **Journal of Post Keynesian Economics**, v. 40, n. 4, p. 540-575, 2017.

CAMBOTA, J. N.; ROCHA, F. F. Determinantes das desigualdades na utilização de serviços de saúde: análise para o Brasil e regiões. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 45, n. 2, p. 219-243, ago. 2015.

DEVLIN, N.; HANSEN, P. Health care spending and economic output: granger causality. **Applied Economics Letters**, v. 8, p. 561-564, 2001.

ENRENBERG, R. G.; SMITH, R. S. **A moderna economia do trabalho**: teoria e política pública. São Paulo: Makron Books, 2000.

GENARO, A.; ASTORINO, P. Um tutorial sobre o método generalizado dos momentos (GMM) em finanças. **Revista de Administração Contemporânea**, v. 26, n. 1, p. 1-21, 2022.

GROSSMAN, M. On the concept of health capital and the demand for health. **Journal of Political Economy**, v. 80, n. 2, p. 223-255, mar.-abr. 1972.

LILLARD, L.; WEISS, Y. Uncertain health and survival: effects on end-of-life consumption. **Journal of Business & Economic Statistics**, v. 15, n. 2, p. 254-268, abr. 1997.

LUSTIG, N. **Investing in health for economic development**: the case of Mexico. Helsinque: UNU-Wider, mar. 2006. (Research Paper, n. 2006/30).

MEDEIROS, M.; BARBOSA, R. J.; CARVALHAES, F. **Educação, desigualdade e redução da pobreza no Brasil**. Brasília: Ipea, fev. 2019. (Texto para Discussão, n. 2447).

MENEZES-FILHO, N. A.; FERNANDES, R.; PICCHETTI, P. Educação e queda recente da desigualdade no Brasil. *In*: BARROS, R. P.; FOGUEL, M.; ULYSSEA, G. (Org.). **Desigualdade de renda no Brasil**: uma análise da queda recente. Brasília: Ipea, 2006. v. 2, p. 285-304.

MENEZES-FILHO, N. A.; OLIVEIRA, A. P. **A contribuição da educação para a queda na desigualdade de renda *per capita* no Brasil**. São Paulo: Insper, jan. 2014. (Policy Paper, n. 9).

MENEZES-FILHO, N. A.; RODRIGUES, E. A. S. Salário mínimo e desigualdade no Brasil entre 1981-1999: uma abordagem semiparamétrica. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v. 63, n. 3, p. 277-298, jul.-set. 2009.

NERI, M. C. **Evolução dos indicadores sociais baseados em renda**: desigualdade de renda da década. Rio de Janeiro: FGV, maio 2011.

OLIVEIRA, C. W. de A.; CRUZ, B. de O. **Impactos regionais de choques de produtividade e redução de desigualdades**: o caso da região Nordeste. Brasília: Ipea, set. 2021. (Texto para Discussão, n. 2694).

ONI, L. B. Analysis of the growth impact of health expenditure in Nigeria. **Journal of Economics and Finance**, v. 3, n. 1, p. 77-84, fev. 2014.

RAJKUMAR, A. S.; SWAROOP, V. Public spending and outcomes: does governance matter? **Journal of Development Economics**, Washington, v. 86, p. 96-101, 2008.

ROCHA, F.; GIUBERT, A. C. Composição do gasto público e crescimento econômico: uma avaliação macroeconômica da qualidade dos gastos dos estados brasileiros. **Economia Aplicada**, São Paulo, v. 11, n. 4, p. 463-485, out.-dez. 2007.

ROCHA, S. **Pobreza no Brasil**: afinal de que se trata? 3. ed. Rio de Janeiro: FGV, 2006.

SHULTZ, T. W. **O valor econômico da educação**. 2. ed. Rio de Janeiro: Zahar, 1973.

SOUZA, H. G. *et al*. A spatial analysis of how growth and inequality affect poverty in Brazil. **Brazilian Journal of Public Administration**, Rio de Janeiro, v. 55, n. 2, p. 459-482, mar.-abr. 2021.

TABOSA, F. J. S. *et al*. Brasil, 1981-2013: efectos del crecimiento económico y de la desigualdad de los ingresos en la pobreza. **Revista De La Cepal**, v. 120, p. 163-180, dez. 2016.

TARDA, K. B.; RODRIGUES, R. V. A influência dos gastos em educação no crescimento econômico da região administrativa de Campinas. **Estudo & Debate**, Lajeado, v. 22, n. 2, p. 7-31, 2015.

VOGT, M.; DEGENHART, L.; ZONATTO, V. C. da S. Relação entre o crescimento econômico e os gastos públicos em municípios da região Sudeste do Brasil. *In*: CONGRESSO DA ASSOCIAÇÃO NACIONAL DOS PROGRAMAS DE PÓS-GRADUAÇÃO EM CONTABILIDADE, 9., 2015, Curitiba, Paraná. **Anais**... Curitiba: ANPCONT, 2015.

WINDMEIJER, F. A finite sample correction for the variance of linear efficient two-step GMM estimators. **Journal of Econometrics**, v. 126, n. 1, p. 25-51, maio 2005.

BIBLIOGRAFIA COMPLEMENTAR

CRUZ, A. C.; TEIXEIRA, E. C.; BRAGA, M. J. Os efeitos dos gastos públicos em infraestrutura e em capital humano no crescimento econômico. **EconomiA**, Brasília, v. 11, n. 4, p. 163-185, dez. 2010.

Data da submissão em: 30 jan. 2024.

Primeira decisão editorial em: 27 mar. 2024.

Última versão recebida em: 2 jul. 2024.

Aprovação final em: 17 jul. 2024.