

Elasticidade da pobreza: uma análise econométrica a partir de dados em painel

Mariana Catharin Velludo

Doutoranda em Economia (CEDEPLAR/UFMG)
Mestre em Desenvolvimento Econômico (PPGDE/UFPR)

Gabriela Henrique Zangiski

Doutoranda em Economia (FGV/EPGE)
Mestre em Economia Aplicada (FEA-RP)

Resumo: Este estudo teve como objetivo estimar a sensibilidade da pobreza no Brasil em relação à desigualdade na distribuição interpessoal de renda, ao crescimento econômico e à educação. Para tal, foram utilizados dados em painel para um período de 2002 a 2014. Foram analisados 9 diferentes modelos econométricos, tendo o de efeitos fixos se mostrado mais adequado. Os resultados mostram que o aumento de 1% na média de anos de estudo da população brasileira implica uma redução de cerca 0,28% na pobreza e o aumento de 1% no PIB *per capita* implica na redução de aproximadamente 0,3% da pobreza no país. Por fim, o aumento em 1% da desigualdade acarreta em um aumento estimado da pobreza de cerca de 1,28%. Portanto, as evidências corroboram com a literatura, indicando que a redução da desigualdade tem impacto muito mais relevante do que o crescimento econômico na mitigação da pobreza no Brasil.

Palavras-chave: Pobreza. Desigualdade. Crescimento econômico. Dados em Painel.

Código JEL: I3, C33, O15.

Abstract: This study aimed to estimate the sensitivity of poverty in Brazil in relation to inequality in the interpersonal distribution of income, economic growth and education. For this purpose, panel data was used for a period from 2002 to 2014. Nine different econometric models were analyzed, with the fixed effects model being more appropriate. The results showed that an increase of 1% in the average years of study of the Brazilian population implies a reduction of about 0.28% in poverty and an increase of 1% in the GDP per capita implies in the reduction of approximately 0.3% of the poverty in the country. Finally, the 1% increase in inequality leads to an estimated increase in poverty of around 1.28%. Therefore, the evidence corroborates with the literature, indicating that the reduction of inequality has a much more relevant impact than economic growth in the alleviation of poverty in Brazil.

Keywords: Poverty. Inequality. Economic growth. Panel Data.

1. INTRODUÇÃO

O combate à pobreza no Brasil é um tema frequente na academia, devido à complexidade e insistência em permanecer com um empecilho ao bem-estar social da população. Apesar de ter apresentado queda ao longo dos anos (de 27% em 2002 para 10% em 2014, segundo dados do IPEADATA), o percentual de pobres ainda é considerado alto para um país de renda média alta.

Conforme elucidado por Barros, Henriques e Mendonça (2000), o Brasil não é um país pobre, na medida em que não apresenta problemas de escassez de recursos, mas sim uma extrema desigualdade de renda, e que essa é a fonte principal da pobreza do País. Outros trabalhos também apontaram a má distribuição de renda como a principal causa dos elevados níveis de pobreza e extrema pobreza no país, como os de Ramos e Mendonça (2005) e Henriques (2000). Segundo esses autores, a renda gerada pelo crescimento econômico se direciona para as camadas mais elevadas de renda, com impacto reduzido nas camadas mais baixas, reduzindo a capacidade do crescimento econômico em mitigar a pobreza. Ainda assim, as políticas governamentais enfatizam a via do crescimento econômico como forma de se reduzir a pobreza do País.

Nesse contexto, o objetivo deste estudo é avaliar de que maneira alguns fatores influenciam o percentual de pobres no País. Para tal, se estimará a elasticidade da pobreza (medida pela porcentagem de pobres) com relação à desigualdade na distribuição interpessoal de renda (medida pelo coeficiente de Gini), ao produto interno bruto *per capita* e ao nível educacional da população (medido pela média de anos de estudo das pessoas com 25 anos de idade ou mais). Para tal, se fará uso da modelagem econométrica de dados em painel.

Além desta introdução, esse trabalho possui mais cinco seções. A segunda seção apresenta uma revisão de literatura acerca da relação entre pobreza, desigualdade de renda e crescimento econômico. Na sequência, são descritas as bases de dados utilizadas e a metodologia empregada (terceira e quarta seção). Na quinta seção são apresentados e discutidos os resultados obtidos. Por fim, na sexta seção são feitas as considerações finais.

2. REVISÃO DE LITERATURA

Para se combater a pobreza, conforme enfatizam Haughton e Khandker (2009), é essencial encontrar as suas causas, que podem advir de características nacionais, setoriais, comunitárias, domiciliares ou individuais. Contudo, desenvolver uma compreensão clara a respeito dessas causas, de forma que conduza a uma estratégia eficaz de combate à pobreza, é a parte mais fraca da análise da pobreza - o que White e Booth (2003) chamaram de "meio ausente".

Nesse sentido, Bourguignon (2004) define pobreza como função do crescimento da renda e distribuição da renda. Assim, uma queda nos níveis de pobreza decorre de dois efeitos: um aumento proporcional no rendimento de todos os decis de renda, mantendo distribuição de renda inalterada (efeito crescimento); e de uma alteração na distribuição da renda relativa (efeito distributivo). Essa perspectiva é abordada também por vários outros estudiosos da área, como, por exemplo, Kakwani e Pernia (2000) e Ravallion (2001).

Como as causas profundas da pobreza podem variar de acordo com o lugar, se faz necessário uma análise específica do país (HAUGHTON e KHANDKER, 2009). No caso do Brasil, o tema é particularmente pertinente diante da sua alta taxa de pobreza, maior do que a da maioria dos países com renda per capita semelhante (BARROS et al., 2007).

Seguindo a linha de Bourguignon (2004) e outros, ou seja, assumindo que qualquer variação da pobreza seja consequência ou da redistribuição de renda ou do crescimento econômico (ou de ambos), estudos têm procurado a ponderar a importância de cada efeito na

variação da pobreza brasileira. Barros et al. (2007) destacaram a importância da queda na desigualdade de renda brasileira para a redução dos índices de pobreza. Os autores estimaram que 73% da queda na pobreza e 85% da queda na extrema pobreza que ocorreu entre os anos 2001 e 2005 (que foi de 4,5 p.p. na proporção de pobres), deveram-se à redução na desigualdade. Ainda, calcularam que, para alcançar a mesma queda na pobreza, mas contando apenas com crescimento econômico, seria necessário aumentar a renda de todas as famílias em 14,5%, e para extrema pobreza, em 22%, ou seja, taxas de crescimento da renda per capita extremamente elevadas.

Outras pesquisas focaram em calcular as elasticidades da renda (medida pelo PIB *per capita*) e da desigualdade (medida pelo índice de Gini) em relação à pobreza. Os resultados principais desses estudos e os respectivos anos que abordaram estão resumidos na Tabela 1. Todos esses trabalhos apresentaram elasticidades-desigualdade da pobreza positivas e elasticidades-renda da pobreza negativas, sendo a primeira maior que a segunda (em termos absolutos). Isso demonstra que, apesar dos valores variarem de acordo com a metodologia utilizada e o período considerado, a pobreza foi mais sensível a alterações na desigualdade do que no crescimento.

Tabela 1: Estimativas da literatura para as elasticidades da pobreza em relação à educação, desigualdade e renda *per capita*

PESQUISA	ELASTICIDADE DA POBREZA EM RELAÇÃO À			PERÍODO ANALISADO
	RENDA	DESIGUALDADE	EDUCAÇÃO	
Hoffmann (2005)	-0,870	1,870		2002
Silva et al (2009)	-0,335	1,587	-0,573	1995 a 2004
França (2010)	-0,880	1,698		1995 a 2005
Tabosa et al (2012)	-0,792	1,932		1995 a 2009
Annegues et al (2015)	-0,002	1,355		1996 a 2012
Souza et al (2017)	-1,266	2,585		1995 a 2014

Fonte: Elaboração Própria.

Souza et al (2017) realizaram estimações pré e pós plano real, sendo essa última a que consta na tabela. Os valores encontrados para as elasticidades renda e desigualdade da pobreza no período pós-Plano Real foram maiores, em termos absolutos, do que os valores encontrados para a estimação referente ao período pré. Os autores destacaram que esse resultado é derivado dos maiores níveis de crescimento econômico experimentado pela economia brasileira, principalmente a partir dos anos 2000. Portanto concluíram que, quanto maior a renda da região, maior é a capacidade de impactar a pobreza. Hoffmann (2005) e França (2010) chegaram à mesma constatação, ao conduzirem estimações para os estados brasileiros.

É relevante salientar que os valores menos expressivos presentes na tabela, encontrados por Silva, Araújo Júnior e Silva (2009) e Annegues et al (2015) se devem ao uso de variáveis instrumentais na regressão, mostrando que o não uso delas superestima a magnitude das elasticidades. Apesar disso, não refutam as conclusões dos demais trabalhos, mas as reforçam. Ou seja, há um consenso de que a redução da desigualdade é mais relevante no combate à pobreza do que o crescimento econômico e, portanto, de que a elevada concentração de renda brasileira é o principal determinante da pobreza no País.

Além das variáveis de crescimento do PIB per capita e da desigualdade de renda, existem outros fatores que podem impactar no nível de pobreza de um país, conforme citado anteriormente. Nesse sentido, Silva, Araújo Júnior e Silva (2009) incluíram em sua estimação uma variável de educação (média dos anos de estudo da população acima de 25 anos) e uma variável governamental (despesas públicas). A elasticidade da pobreza em relação ao estudo também se encontra na Tabela 1, dado que se mostrou significativa (e mais expressiva que a elasticidade do PIB *per capita*) nos três modelos estimados por eles. Já as várias categorias de despesas públicas consideradas no artigo, quando significantes, revelaram baixa capacidade de impactar o percentual de pobres.

3. BASE DE DADOS

Para a realização do presente artigo, foram utilizados dados referentes a 26 Unidades Federativas do Brasil, do período de 2002 a 2014. Os dados do percentual de pobres, do coeficiente de Gini e da média de anos de estudo da população com 25 anos ou mais de idade, foram coletados a partir do IPEADATA, com exceção para o ano 2010, que por não estarem disponíveis foram utilizadas as médias entre os anos de 2009 e 2011.

A medida de pobreza corresponde à proporção de domicílios com renda domiciliar per capita inferior à linha de pobreza. A linha de pobreza considerada é o dobro da linha de extrema pobreza, que, por sua vez, é uma estimativa do valor de uma cesta de alimentos com o mínimo de calorias necessárias para suprir adequadamente uma pessoa, com base em recomendações da FAO e da OMS.

Quanto ao produto interno bruto *per capita*, foi coletado do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Os valores foram deflacionados pelo deflator implícito do PIB, tendo como ano-base o ano de 2002.

As correlações entre as variáveis são apresentadas na Tabela 2, a seguir:

Tabela 2: Correlações das variáveis do modelo

VARIÁVEIS	CORRELAÇÃO
Pobreza e Índice de Gini	0,76
Pobreza e PIB <i>per capita</i>	-0,81
Pobreza e Anos de Estudo	-0,84
PIB <i>per capita</i> e Índice de Gini	-0,58
PIB <i>per capita</i> e Anos de Estudo	0,84
Índice de Gini e Anos de Estudo	-0,68

Fonte: Elaboração própria.

Conforme pode ser observado na Tabela 2, existe uma correlação forte entre a variável relacionada à pobreza e as variáveis explicativas consideradas nesta pesquisa. Conforme a literatura apresentada indica, a correlação entre a pobreza e a desigualdade é positiva, enquanto a correlação entre a pobreza e o PIB *per capita* e entre a pobreza e a escolaridade são negativas.

No entanto, as variáveis explicativas também são consideravelmente correlacionadas entre si. De fato, a teoria econômica aponta que o PIB *per capita* deve estar positivamente relacionado à educação, e negativamente relacionado à desigualdade. Além disto, a educação deve estar negativamente relacionada à desigualdade. Assim, este modelo deve apresentar, em

certa medida, um problema de multicolinearidade. Contudo, a teoria econômica não permite um grau considerável de substituição entre elas, de maneira que nenhuma deve ser excluída do modelo. Desta maneira, opta-se pela perda de eficiência do modelo ocasionada pela multicolinearidade, em detrimento de um possível viés ou mesmo inconsistência em decorrência da omissão de variáveis relevantes.

4. METODOLOGIA

Uma vez que os dados estão disponíveis por Unidade da Federação e para um considerável intervalo do tempo, serão usados nesta pesquisa modelos de painel. Não há dados faltantes, de maneira que se tem um painel balanceado. Além disto, como o objetivo desta pesquisa é estimar as elasticidades da pobreza em relação à desigualdade, renda e educação, foi feita uma transformação logarítmica sobre os dados, de forma que o modelo será do tipo log-log:

$$\log(pobreza)_{it} = \beta_0 + \beta_1 \log(educação)_{it} + \beta_2 \log(Gini)_{it} + \beta_3(pibpc) + u_{it}$$

Para verificar a melhor especificação para o modelo, foram realizados dois testes de Hausman. Os resultados de ambos são apresentados na Tabela 3. Na primeira parte da tabela, encontra-se o teste relativo à dimensão *cross-section*, enquanto mais abaixo encontra-se o teste relativo à dimensão temporal. O *p-valor* para ambos é muito próximo de 0, de maneira que, para ambos, é possível rejeitar a hipótese nula com 1% de significância. Assim, o teste indica que a melhor especificação é o uso de efeitos fixos nas duas dimensões.

Tabela 3: Testes de Hausman

Correlated Random Effects - Hausman Test			
Equation: Untitled			
Test cross-section random effects			
Test Summary	Chi-Sq. Statistic	Chi-Sq. d.f.	Prob.
Cross-section random	31.823767	3	0.0000

Correlated Random Effects - Hausman Test			
Equation: Untitled			
Test period random effects			
Test Summary	Chi-Sq. Statistic	Chi-Sq. d.f.	Prob.
Period random	86.330868	3	0.0000

Fonte: Elaboração Própria

Portanto, o principal modelo desta pesquisa é um modelo com efeitos fixos na dimensão temporal e na dimensão *cross-section*. Contudo, para uma melhor compreensão dos resultados, foram rodados também os modelos com efeitos aleatórios nas duas dimensões, com combinações de efeitos fixos e aleatórios, além do modelo *pooled* e de modelos com combinações de efeitos fixos e *pooled*.

Por fim, Silva, Araújo Júnior e Silva (2009) indicam que pode haver um problema de heterocedasticidade no que concerne à dimensão *cross-section*. Assim, os testes para

heterocedasticidade, tanto na dimensão temporal quanto na dimensão *cross-section*, são apresentados na Tabela 4, a seguir. Por ser um painel, e por conta da fragilidade da hipótese de normalidade dos resíduos, foi usado o teste LR.

Tabela 4: Testes de heterocedasticidade

Panel Cross-section Heteroskedasticity LR Test			
Equation: UNTITLED			
Specification: LOG(POB) C LOG(PIBPC) LOG(GINI) LOG(ESTUDO)			
Null hypothesis: Residuals are homoskedastic			
	Value	df	Probability
Likelihood ratio	202.1216	26	0.0000
Panel Period Heteroskedasticity LR Test			
Equation: UNTITLED			
Specification: LOG(POB) C LOG(PIBPC) LOG(GINI) LOG(ESTUDO)			
Null hypothesis: Residuals are homoskedastic			
	Value	df	Probability
Likelihood ratio	9.151851	26	0.9991

Fonte: Elaboração Própria

Na primeira parte da Tabela 4, encontra-se o teste relativo à dimensão *cross-section*, enquanto mais abaixo encontra-se o teste relativo à dimensão temporal. O *p-valor* para o primeiro é muito próximo de 0, de maneira que, nesta dimensão, há fortes evidências de heterocedasticidade, conforme esperado. Por outro lado, o *p-valor* do teste para a dimensão temporal é muito próximo de 1, de maneira que os erros têm comportamento sumariamente homocedástico.

Para correção do problema de heterocedasticidade, recorreu-se à estimação com *cross-section weights*. Assim, considerando-se as combinações entre efeitos fixos e aleatórios e modelos *pooled*, além de modelos com e sem os *cross-section weights*, foram analisadas estimações referentes a um total de 9 modelos.

5. RESULTADOS E DISCUSSÕES

Antes de apresentar e discutir em maior detalhe as estimativas para as elasticidades, é útil analisar o ajustamento dos 9 modelos, a fim de realizar uma comparação entre eles. Desta maneira, pode-se conferir maior importância aos modelos que se mostram mais adequados.

As medidas de ajustamento dos modelos são apresentadas na Tabela 5. Como pode-se notar nesta tabela, os modelos que apresentaram maiores R^2 e \bar{R} foram os modelos que utilizaram efeitos fixos em ao menos uma das dimensões do painel, bem como os modelos com *cross-section weights*, o que é coerente com os resultados dos testes de Hausman e de heterocedasticidade.

Para além do ajustamento do modelo à amostra, podemos analisar também os critérios de informação, disponíveis na Tabela 5. Apesar de não ser possível produzir estas medidas para os modelos com *cross-section weights* nem para os modelos com efeitos aleatórios em ao menos uma dimensão do painel, eles também indicam que os modelos com efeitos fixos em ambas as dimensões têm um melhor ajuste, em detrimento dos demais modelos para os quais estes critérios foram calculados.

Diante disto, nota-se que o principal modelo produzido por esta pesquisa é o modelo com efeitos fixos no tempo e na dimensão *cross-section*, conforme indicado pelo teste de Hausman. Também merecem maior importância os modelos com efeitos fixos na dimensão

cross-section com e sem *cross-section weights*, além do modelo com efeitos fixos na dimensão *cross-section* e efeitos aleatórios na dimensão temporal. Uma sumarização dos resultados dos modelos é apresentada na Tabela 6.

Tabela 5: Sumarização das medidas de ajustamento dos 9 modelos

MODELO ¹	R^2	\bar{R}	Crítério de Akaike	Crítério de Hannan-Quinn	Crítério de Schwarz
P, P	0,83	0,83	0,36	0,38	0,40
P, P (w)	0,92	0,92	-	-	-
P, EF	0,87	0,86	0,17	0,23	0,34
EF, P	0,96	0,96	-0,94	-0,81	-0,62
EF, P (w)	0,97	0,96	-	-	-
EF, EF	0,97	0,97	-1,33	-1,15	-0,87
EF, EA	0,96	0,95	-	-	-
EA, EF	0,90	0,89	-	-	-
EA, EA	0,62	0,62	-	-	-

Fonte: Elaboração própria.

Tabela 6: Sumarização das elasticidades obtidas nos 9 modelos

MODELO	ELASTICIDADE DA POBREZA EM RELAÇÃO À		
	RENDA	EDUCAÇÃO	DESIGUALDADE
P, P	-1,01	0,16	4,00
P, P (w)	-0,86	-0,41	3,46
P, EF	-1,36	1,22	3,05
EF, P	-0,84	-1,78	1,98
EF, P (w)	-0,76	-1,65	1,93
EF, EF	-0,30	-0,28	1,28
EF, EA	-0,79	-1,37	1,68
EA, EF	-0,75	-0,35	1,34
EA, EA	-0,78	-1,23	1,80

Fonte: Elaboração própria.

De maneira geral, nota-se que as elasticidades estimadas apresentaram os sinais esperados em todos os modelos, com exceção dos modelos *pooled* nas duas dimensões (P, P) e do modelo *pooled* na dimensão *cross-section* e de efeitos fixos na dimensão temporal (P, EF), que apresentaram valores positivos para a elasticidade da pobreza em relação à educação. Este efeito pode ser decorrente do problema de multicolinearidade, da omissão de alguma variável,

¹ Especificação do painel para a dimensão *cross-section* e para a dimensão temporal, respectivamente. “P” representa “*pooled*”, “EF” representa “efeitos fixos” e “EA” representa “efeitos aleatórios”. A notação complementar (w) indica que o modelo em questão utilizou *cross-section weights*. Esta notação será adotada daqui em diante para referenciar os modelos.

endogeneidade ou, ainda, da má especificação destes modelos, que estão entre os modelos com pior ajustamento dentre todos os analisados.

Além do sinal trocado, este coeficiente não foi significativo nem mesmo a 10% de significância no modelo *pooled* nas duas dimensões (P, P) e no modelo com efeitos fixos nas duas dimensões (EF, EF), tendo sido significativo a 10% no modelo de efeitos aleatórios na dimensão *cross-section* e efeitos fixos na dimensão temporal (EA, EF), e a 1% nos demais modelos. A menor significância em comparação às demais elasticidades pode se dever às mesmas razões que os sinais trocados.

Seus valores ficaram no intervalo entre -1,78 e 1,22, sendo que nos principais modelos desta pesquisa, este intervalo passa a ser de -1,78 a -0,28. Assim, nos modelos de melhor ajuste, o sinal da elasticidade da pobreza em relação à educação se comporta conforme o esperado. Cabe notar, ainda, que o valor estimado por Silva, Araújo Júnior e Silva (2009) é de -0,58 e, portanto, fica dentro destes dois intervalos.

As estimativas para a elasticidade em relação à renda/PIB foram significativas a 1% em todos os modelos, exceto pelo modelo com efeitos fixos nas duas dimensões, onde é significativo a 5%. Os valores destas estimativas restringiram-se ao intervalo entre -1,36 e -0,30. Para os modelos considerados mais relevantes nesta pesquisa, este intervalo se reduz para os valores entre -0,84 e -0,30.

Os valores encontrados na literatura para esta elasticidade estão entre -1,27 e -0,002. Logo, os resultados estimados nesta pesquisa encontram-se dentro do esperado, posicionando-se ao centro do intervalo. Contudo, ao considerar o intervalo das estimativas da literatura que faz uso de instrumentos, isto é, de -0,33 a -0,02, nota-se que os valores aqui estimados podem estar viesados para baixo, em decorrência de um possível problema de endogeneidade. Assim, a endogeneidade do modelo pode fazer com que a relação estimada entre pobreza e renda *per capita* pareça mais intensa do que a realidade.

Por fim, elasticidade da pobreza em relação à desigualdade também foi significativa a 1% em todos os modelos, e apresenta sempre o maior valor dentre as três elasticidades, como também ocorre para todos os valores encontrados na literatura. Nos modelos com melhor ajustamento, seu valor fica entre 1,28 e 1,98. No entanto, ao considerar todos os modelos, o limite superior deste intervalo passa a ser 4.

Ao comparar com as demais pesquisas apresentadas, cuja estimativa para este coeficiente encontra-se entre 1,36 e 2,59, percebe-se que, em relação aos modelos com melhor ajustamento, as estimativas desta pesquisa encontram-se levemente abaixo do esperado. No entanto, ao considerar apenas as pesquisas que fizeram uso das variáveis instrumentais, este intervalo passa a ser de 1,36 a 1,59, isto é, um intervalo menos amplo do que o encontrado nesta pesquisa. Assim, novamente conclui-se que a endogeneidade possivelmente presente nos modelos aqui estimados causa um viés de intensificação da relação estimada entre a pobreza e a desigualdade.

Vale destacar que a interpretação da significância dos coeficientes estimados por esta pesquisa deve ser considerada com bastante parcimônia, assim como o aparente bom ajuste dos modelos, uma vez que a 5 dos 9 modelos rejeitou, pelo teste Jarque-Bera, a hipótese de normalidade dos resíduos com 1% de significância. Um dos modelos rejeitou a hipótese a 5% de significância e outro a 10%, sendo que apenas dois dos 9 modelos não rejeitaram a hipótese de resíduos normalmente distribuídos. Contudo, deve-se considerar também que a multicolinearidade do modelo torna os testes de significância mais rigorosos, embora superestime as medidas de ajustamento.

Cabe notar, contudo, que os todos os 9 modelos têm evidência estatística, pelo teste Durbin-Watson, de autocorrelação positiva de primeira ordem dos resíduos, o que também indica ineficiência do modelo. Contudo, apesar de a teoria econômica também apontar que a pobreza impacta positivamente a pobreza nos períodos seguintes, o resultado deste teste deve

ser considerado parcimoniosamente, uma vez que vários dos modelos rejeitaram a hipótese de normalidade dos resíduos.

Levando-se em consideração a autocorrelação positiva dos resíduos, a questão da endogeneidade, e a não consideração de algumas variáveis, conforme mencionado na seção metodológica, nota-se que é possível realizar avanços na agenda de pesquisa nesta direção. Além de variáveis explicativas adicionais e de variáveis instrumentais, pode-se também considerar modelos não lineares, uma vez que a relação entre pobreza e PIB *per capita*, bem como a relação entre a pobreza e o Índice de Gini aparentam ter formato exponencial.

Assim, a partir de tudo o que foi analisado acima, conclui-se que os resultados desta pesquisa possuem um bom ajustamento e comportam-se, de maneira geral, de acordo com o esperado pela teoria e o observado na literatura empírica. Este fato, somado ao uso de uma amostra que abrange um período mais recente do que o abordado pela literatura empírica, pode fornecer uma evidência de que estas relações não sofreram alterações em sua intensificação no decorrer do tempo.

Contudo, ao considerar os resultados desta pesquisa, deve-se levar em conta que uma possível endogeneidade nos modelos pode estar causando a intensificação das elasticidades estimadas da pobreza em relação às variáveis de interesse. Entretanto, o modelo de efeitos fixos nas duas dimensões (EF, EF), indicado como a melhor especificação funcional pelo teste de Hausman, apresenta estimativas menos intensas das três elasticidades do que todos os demais modelos, de maneira que a superestimação destas relações pode tratar-se apenas de uma questão de escolha de especificação.

De fato, como pode ser notado na Tabela 7, que apresenta os intervalos de confiança para as elasticidades estimadas nos quatro modelos com melhor ajuste, os valores obtidos pela literatura que faz uso de variáveis instrumentais encontram-se dentro do intervalo de confiança de 90% para o modelo de efeitos fixos nas duas dimensões do painel (EF, EF). Assim, conclui-se a partir das evidências estatísticas e da análise da literatura empírica, que este modelo apresenta as estimativas mais adequadas para as elasticidades da pobreza em relação à desigualdade, à educação e à renda *per capita*.

Tabela 7: Intervalos de confiança para as elasticidades dos principais modelos da pesquisa

MODELO	ELASTICIDADE	IC 99%	IC 95%	IC 90%
EF, P	Renda	[-1,06, -0,62]	[-1,10, -0,57]	[-1,19, -0,49]
	Educação	[-2,07, -1,46]	[-2,13, -1,40]	[-2,25, -1,29]
	Desigualdade	[1,59, 2,37]	[1,52, 2,45]	[1,37, 2,60]
EF, P (w)	Renda	[-0,93, -0,60]	[-0,96, -0,57]	[-1,02, -0,51]
	Educação	[-1,88, -1,43]	[-1,92, -1,39]	[-2,00, -1,30]
	Desigualdade	[1,63, 2,24]	[1,57, 2,30]	[1,45, 2,41]
EF, EF	Renda	[-0,52, -0,08]	[-0,56, -0,04]	[-0,65, 0,04]
	Educação	[-0,62, -0,06]	[-0,67, 0,12]	[-0,81, 0,25]
	Desigualdade	[0,94, 1,62]	[0,87, 1,69]	[0,64, 1,81]
EF, EA	Renda	[-0,99, -0,60]	[-1,03, -0,56]	[-1,10, -0,49]
	Educação	[-1,65, -1,10]	[-1,70, -1,04]	[-1,81, -0,94]
	Desigualdade	[1,35, 2,02]	[1,29, 2,08]	[1,16, 2,20]

Fonte: Elaboração própria.

Portanto, a partir deste modelo (EF, EF), podem ser feitas algumas inferências a respeito das implicações práticas para a economia. As estimativas apresentadas indicam que o aumento de 1% na quantidade média de anos de estudo da população brasileira implica da redução de cerca 0,28% na pobreza, assim como o aumento de 1% na renda *per capita* da população brasileira implica na redução de aproximadamente 0,3% da pobreza no país. Assim, as evidências indicam que políticas de promoção da educação e de crescimento da renda têm capacidade relevante de mitigar a pobreza, tendo uma diferença pouco notável entre si no quesito quantitativo.

No entanto, o aumento em 1% da desigualdade (medida pelo índice de Gini) causa um aumento estimado na pobreza de cerca de 1,28%, isto é, tem impacto muito mais relevante do que a educação e a renda/*per capita*. Logo, políticas de redistribuição de renda devem receber maior atenção dos *policy makers* quando o objetivo é a redução da pobreza no Brasil.

6. CONCLUSÃO

Este estudo teve por objetivo estimar a elasticidade da pobreza em relação ao crescimento econômico, medido pelo *PIB per capita*, à desigualdade, medida pelo índice de Gini, e à educação, medida pela média dos anos de estudo da população. Para tanto, foram utilizados dados em painel, para um período de 2002 a 2014.

Foram apresentados resultados estimados por 9 diferentes modelos econométricos, levando-se em consideração diferentes combinações de modelos *pooled*, de efeitos fixos e aleatórios, e com ou sem o uso de *cross-section weights* para correção de heterocedasticidade. Ao analisar as medidas de ajustamento e os testes estatísticos, além de realizar uma comparação com a literatura empírica, concluiu-se que o modelo de efeitos fixos apresentou os resultados mais adequados.

De acordo com resultados obtidos neste modelo, o aumento de 1% na quantidade média de anos de estudo da população brasileira implica uma redução de cerca 0,28% na pobreza, assim como o aumento de 1% no *PIB per capita* da população brasileira implica na redução de aproximadamente 0,3% da pobreza no país. Desta maneira, políticas de promoção da educação, bem como de crescimento econômico, possuem capacidade de mitigar a pobreza, tendo uma diferença pouco notável entre si no quesito quantitativo.

Por outro lado, o aumento em 1% da desigualdade de renda acarreta em um aumento estimado da pobreza de cerca de 1,28%. Ou seja, a redução da desigualdade tem impacto muito mais relevante do que a educação e o crescimento econômico. Estes resultados reforçam fortemente a crítica feita por Silva, Araújo Júnior e Silva (2009), do foco das políticas públicas brasileiras na redução da pobreza via crescimento econômico.

É importante ressaltar que a pobreza pode ser reduzida por meio do crescimento econômico. Contudo, políticas de combate à pobreza, via crescimento ou não, são mais efetivas, e surtirão maiores impactos, quando acompanhadas da redistribuição de renda. Logo, as políticas de redistribuição de renda devem receber maior atenção dos *policy makers* que visem a redução da pobreza no Brasil, conforme já recomendado por Silva, Araújo Júnior e Silva (2009), França (2010), Tabosa Araújo e Khan (2012), Annegues et al. (2015) e Souza et al. (2017).

Referências

ANNEGUES, A. C.; SOUZA, W. P. S. D. F.; FIGUEIREDO, E. A. D.; LIMA, F. S. D. Elasticidade da Pobreza: Aplicação de uma Nova Abordagem Empírica para o Brasil. **Planejamento e Políticas Públicas**, n. 44, 2014.

BARROS, R.; CARVALHO, M.; FRANCO, S.; MENDONÇA, R. **A importância da queda recente da desigualdade na redução da pobreza**. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada-IPEA, 2007.

BARROS, R. P.; HENRIQUES, R.; MENDONÇA R. Desigualdade e pobreza no Brasil: retrato de uma estabilidade inaceitável. **Revista Brasileira de Ciências Sociais**, v. 15, n. 42, p. 123-42, 2000.

FRANÇA, J. M. S. **Crescimento pró-pobre no Brasil: impactos regionais**. 2010, 104 p. Tese (Doutorado em Economia). Escola de Pós-Graduação em Economia – EPGE, Fundação Getúlio Vargas, Rio de Janeiro, 2010.

HAUGHTON, J.; KHANDKER, S. R. **Handbook on poverty and inequality**. The World Bank. 2009.

Henriques, R. **Desigualdade e pobreza no Brasil**. Rio de Janeiro: IPEA. 2000.

HOFFMANN, R. Elasticidade da pobreza em relação à renda média e à desigualdade no Brasil e nas unidades da federação. **Revista EconomiA**, 2005.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE). Disponível em: <www.ibge.gov.br>. Acesso em: 20 jan. 2021.

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA (IPEA). **IPEADATA**. Disponível em: <www.ipeadata.gov.br>. Acesso em: 20 jan. 2021.

KAKWANI, N.; PERNIA, E. M. What is pro-poor growth?. **Asian development review**, v. 18, n. 1, p. 1-16, 2000.

RAMOS, L; MENDONÇA, R. “Pobreza e Desigualdade de Renda no Brasil.” In: Giambiagi, Fabio. et al. **Economia Brasileira Contemporânea**. Rio de Janeiro: Elsevier, 2005. 2ª impressão. p. 355-377.

RAVALLION, M. Growth, Inequality and Poverty: Looking Beyond Averages. **World Development**, v. 29, n. 11, p. 1803-1815, 2001.

SILVA, D. O. P. da; ARAUJO JUNIOR, I. T.; SILVA, M. V. B. da. Pobreza, desigualdade e crescimento: evidências obtidas a partir de painel dinâmico para os estados brasileiros. **Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos**, v. 3, n. 2, 2009.

SOUZA, H. G. D.; TABOSA, F. J. S.; ARAUJO, J. A.; KHAN, A. S. Análise espaço-temporal da pobreza nos estados brasileiros. **RDE - Revista de Desenvolvimento Econômico**, v. 2, n. 37, 2017.

WHITE, H.; BOOTH, D. Using development goals to design country strategies. **Targeting Development: Critical Perspectives on the Millennium Development Goals**, v. 36, p. 77, 2003.