

# UNIVERSIDADE FEDERAL DO CEARÁ PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA MESTRADO PROFISSIONAL EM ECONOMIA DO SETOR PÚBLICO

# JOSÉ MARIA CIPRIANO TORRES

# EFEITO DO GASTO PÚBLICO SOCIAL SOBRE INDICADORES DE POBREZA E EXTREMA POBREZA EM NÍVEL ESTADUAL

FORTALEZA/CE 2019

## JOSÉ MARIA CIPRIANO TORRES

# EFEITO DO GASTO PÚBLICO SOCIAL SOBRE INDICADORES DE POBREZA E EXTREMA POBREZA EM NÍVEL ESTADUAL.

Dissertação apresentada ao Curso de Mestrado Profissional em Economia do Setor Público do Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal do Ceará.

Orientador: Prof. Dr. João Mário Santos de

França.

Coorientador: Prof. Dr. Vitor Hugo Miro Couto

Silva.

# Dados Internacionais de Catalogação na Publicação Universidade Federal do Ceará Biblioteca Universitária Gerada automaticamente pelo módulo Catalog, mediante os dados fornecidos pelo(a) autor(a)

T645e Torres, José Maria Cipriano.

EFEITO DO GASTO PÚBLICO SOCIAL SOBE INDICADORES DE POBREZA E EXTREMA POBREZA EM NÍVEL ESTADUAL/ José Maria Cipriano Torres. – 2019.

45 f.: il. color.

Dissertação (mestrado) – Universidade Federal do Ceará, Faculdade de Economia, Administração, Atuária e Contabilidade, Mestrado Profissional em Economia do Setor Público, Fortaleza, 2019. Orientação: Prof. Dr. João Mário Santos de França. Coorientação: Prof. Dr. Vitor Hugo Miro Couto Silva.

1. Pobreza. 2. Extrema Pobreza. 3. Gasto Público. I. Título.

CDD 330

## JOSÉ MARIA CIPRIANO TORRES

# EFEITO DO GASTO PÚBLICO SOCIAL SOBRE INDICADORES DE POBREZA E EXTREMA POBREZA EM NÍVEL ESTADUAL

Dissertação apresentada ao Curso de Mestrado Profissional em Economia do Setor Público do Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal do Ceará, como parte dos requisitos para obtenção do título de Mestre em Economia. Área de Concentração: Economia do Setor Público.

Aprovada em: 30/07/2019.

#### BANCA EXAMINADORA

Prof. Dr. João Mário Santos de França (Orientador)
Universidade Federal do Ceará (UFC)

Prof. Dr. Vitor Hugo Miro Couto Silva (Coorientador)
Universidade Federal do Ceará (UFC)

Profa. Dra. Guaracyane Lima Campêlo (Membro)

Universidade Federal do Ceará (UFC)

A Deus, pois, sem fé, eu não teria conseguido.

Com muito amor a minha esposa, Érika, e a minha filha, Manuela, por serem a força que eu posso sentir todas as vezes que penso em desistir de um objetivo.

#### **AGRADECIMENTOS**

A Deus, por me conceder fé e perseverança nos momentos em que achei que não conseguiria superar as barreiras encontradas.

Aos meus pais, que, mesmo diante de tantas dificuldades, foram incansáveis no direcionamento da minha educação.

À minha esposa e filha, por quem luto dia a dia.

Ao meu orientador, Prof. Dr. João Mário, por sua orientação, conhecimentos compartilhados e por confiar na minha capacidade para a realização desse trabalho.

Ao meu Coorientador, Prof. Dr. Vitor Hugo Miro, pelos ensinamentos e por seu espírito de colaboração. Sua compreensão e disponibilidade foram indispensáveis.

Aos meus colegas de turma, pelas experiências compartilhadas e pelos momentos de camaradagem e diversão.

Aos funcionários do CAEN, que foram sempre muito cordiais e ofereceram todo o suporte necessário ao bom andamento do curso.

#### **RESUMO**

Entre os anos de 2003 e 2014, foi possível observar um avanço significativo em termos de queda nos indicadores de pobreza e desigualdade de renda no Brasil. No entanto, informações publicadas pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística mostraram que a tendência de queda da pobreza sofreu uma inversão a partir de 2015, refletindo o início da recessão que iria afetar consideravelmente a economia brasileira nos anos seguintes. Paralelamente, dados da Secretaria do Tesouro Nacional apontaram para um crescimento expressivo do gasto social direto, com aumento próximo a 3 pontos percentuais do PIB ao se compararem os patamares de 2002 e de 2015. Deve-se ressaltar que a situação fiscal nas esferas federal, estadual e municipal tem se deteriorado substancialmente após 2015, também em função da recessão econômica. Diante desse cenário e das atuais restrições orçamentárias, faz-se necessário mapear a efetividade do gasto público, em especial do gasto social, e aferir qual o seu real impacto na redução de índices de pobreza. O presente trabalho, motivado por esse contexto, teve o objetivo de aferir o impacto do gasto social, seja este agregado, seja este discriminado por funções orçamentárias – previdência e assistência, saúde e saneamento, educação e cultura, trabalho, habitação e urbanismo e investimento (no caso dos estados) -, na redução dos índices de pobreza e extrema pobreza. Empregando dados em nível estadual para o período de 1995 a 2015, adotou-se a metodologia econométrica de dados em painel, para estimar o efeito de gastos federais e estaduais, agregados e por funções, sobre indicadores de pobreza e extrema pobreza. Dentre os resultados obtidos no estudo, o mais relevante foi a constatação de que os gastos sociais estaduais não se mostraram estatisticamente significantes para a redução da pobreza e da extrema pobreza no período de 1995 a 2015. Já em relação aos gastos sociais federais, apresentaram efeito significante com coeficiente negativo as funções Previdência e Assistência, Trabalho e Habitação e Urbanismo. Apresentou efeito significante, porém com coeficiente positivo, o gasto federa per capita em Educação e Cultura, mostrando, assim, efeito regressivo sobre os índices de pobreza e extrema pobreza. Esse estudo ganha devida relevância haja vista que o debate econômico atual aponta justamente para a necessária redução do gasto público e, ao mesmo tempo, maior efetividade no combate à pobreza e à desigualdade.

Palavras-Chave: Pobreza, Gasto Público, Políticas Sociais, Dados em Painel.

#### **ABSTRACT**

Between 2003 and 2014, it was possible to see a significant advance in terms of falling indicators of poverty and income inequality in Brazil. However, information published by the Brazilian Institute of Geography and Statistics showed that the downward trend in poverty suffered a reversal from 2015, reflecting the onset of the recession that would significantly affect the Brazilian economy in subsequent years. At the same time, data from the National Treasury Secretariat pointed to a significant growth in direct social spending, with an increase close to 3 percentage points of GDP when compared to the 2002 and 2015 levels. It should be noted that the fiscal situation at the federal, state and municipal levels has deteriorated substantially after 2015, also due to the economic recession. Given this scenario and current budget constraints, it is necessary to map the effectiveness of public spending, especially social spending, and to measure its real impact on reducing poverty rates. This paper, motivated by this context, aimed to assess the impact of social spending, whether aggregate or discriminated by budget functions - social security and care, health and sanitation, education and culture, working, housing and urbanism and investment (in the case of states) - in reducing poverty and extreme poverty rates. Using state-level data for the period from 1995 to 2015, the panel data econometric methodology was adopted to estimate the effect of federal and state spending on poverty and on extreme poverty indicators. Among the results obtained in the study, the most relevant was the finding that state social spending was not statistically significant for the reduction of poverty and extreme poverty in the period from 1995 to 2015. In relation to federal social spending, had an effect. significant with negative coefficient the following functions: social security and care, work and housing and urbanism. However, federal education and culture spending had a significant effect, but with a positive coefficient, thus showing a regressive effect on poverty and extreme poverty rates. This study is very relevant since the current economic debate points precisely to the necessary reduction of public spending and, at the same time, greater effectiveness in combating poverty and inequality.

**Keywords:** Poverty, Public Spending, Social Policy, Panel Data.

## LISTA DE FIGURAS

FIGURA 1 – Testes apl	licáveis para dados e	m painel	27

# LISTA DE GRÁFICOS

<b>GRÁFICO 1</b> - Proporção de pobres e extremamente pobres (%) sobre população do 2015)	
GRÁFICO 2 - Gasto federal per capita por função orçamentária (1995-2015)	22
<b>GRÁFICO 3</b> - Gasto estadual per capita por função orçamentária (1995-2015)	23
<b>GRÁFICO 4</b> - Elasticidade por UF da pobreza e da extrema pobreza em relação ao estadual agregado.	

## LISTA DE TABELAS

<b>TABELA 1</b> - Evolução do gasto social direto do Governo Central – Brasil – 2002 a 2015 – % PIB
<b>TABELA 2</b> - Resultados das estimações realizadas para o modelo em dados em painel, considerando despesas discriminadas por função orçamentária
<b>TABELA 3</b> - Resultados da estimação dos efeitos de gastos estaduais e federal, discriminados por função, sobre a proporção de pobres e extremamente pobres – modelo de efeitos fixos, com erro padrão robusto.
TABELA 4 – Resultados das estimações realizadas para o modelo em dados em painel, considerando despesas agregadas
<b>TABELA 5</b> - Resultados da estimação dos efeitos de gastos agregados estaduais e federal sobre a proporção de pobres e extremamente pobres – modelo de efeitos fixos, com erros-padrão robusto.
TABELA 6 – Resultados da estimação da pobreza com binárias de estado interagindo com gasto estadual agregado
TABELA 7 – Resultados da estimação da extrema pobreza com binárias de estado interagindo com gasto estadual agregado
<b>TABELA 8</b> – Gasto estadual per capita por função orçamentária – valores em R\$ de dezembro de 2015
<b>TABELA 9</b> – Gasto federal per capita por função orçamentária – valores em R\$ de dezembro de 2015

# 1 INTRODUÇÃO

Os índices de pobreza e extrema pobreza no Brasil apresentaram consistente decréscimo de 2003 a 2014, período marcado pelo *boom* demográfico, crescimento moderado do Produto Interno Bruto e aumento da renda impulsionado pelo maior acesso ao crédito. O ano de 2015 marcou a interrupção dessa tendência, o que, de certa forma, refletia o início da recessão que iria abater consideravelmente a economia brasileira.

Dados mais recentes, como os da pesquisa Síntese de Indicadores Sociais de 2018, do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística - IBGE, evidenciam que cerca de 50 milhões de brasileiros estão abaixo da linha de pobreza, assim definida, conforme critério utilizado pelo Banco Mundial, como valores de renda diária individual abaixo US\$ 5,50. Segundo esse estudo, de 2016 a 2017, a proporção de pessoas pobres variou de 25,7% para 26,5% da população. No mesmo período, a taxa de pessoas em situação de extrema pobreza, definida pelo Banco Mundial como valores de renda diária individual abaixo de US\$ 1,90, variou de 6,6% a 7,4%, alcançando cerca de 15 milhões de brasileiros.

Além do expressivo número de pobres, a desigualdade também se faz presente de forma bem impactante no Brasil. Relatório intitulado "A distância que nos une. Um retrato das desigualdades brasileiras", organizado pela ONG britânica Oxfam, publicado em 25 de setembro de 2017, afirma que "apenas seis pessoas têm uma riqueza equivalente ao patrimônio dos 100 milhões de brasileiros mais pobres, metade da população".

Tais dados tornam necessária e urgente a adoção de políticas públicas que se voltem para a correção dessas distorções, em especial para a redução dos índices de pobreza e extrema pobreza, cuja reversão observada recentemente da tendência de queda traz novamente esse assunto para a agenda social e econômica.

No que se refere ao gasto público, em estudo recente da Secretaria do Tesouro Nacional, intitulado "Gasto Social do Governo Central: 2002 a 2015", verificou-se crescimento expressivo do gasto social direto, com aumento próximo a 3 pontos percentuais do PIB quando se comparam os patamares de 2002 e de 2015. Como destaques, citam-se os aumentos de dispêndio em educação e cultura (0,74 p.p. do PIB) e assistência social (0,78 p.p. do PIB), além da ampliação do já elevado patamar de dispêndios com previdência social (aumento de 0,97 p.p. do PIB). No entanto, os gastos com saúde mantiveram-se estáveis no período, consequência imediata da aprovação da Emenda Constitucional nº 29/2000, uma vez que aquele dispositivo legal previu que, para a União, o volume de recursos a serem aplicados em ações e serviços

públicos de saúde (ASPS) deveria ser pelo menos corrigido anualmente pela variação do PIB nominal do ano anterior. Ou seja, o efeito prático dessa medida foi limitar, em termos percentuais do PIB, o montante destinado às despesas com saúde.

TABELA 1 - Evolução do gasto social direto do Governo Central – Brasil – 2002 a 2015 – % PIB

Categorias	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015
Assistência Social	0,5	0,5	0,8	0,8	0,9	0,9	0,9	1,0	1,1	1,0	1,1	1,2	1,2	1,2
Educação e Cultura	1,6	1,5	1,5	1,5	1,5	1,6	1,7	1,8	1,9	2,0	2,1	2,1	2,3	2,4
Organização Agrária	0,2	0,2	0,3	0,3	0,3	0,2	0,2	0,2	0,1	0,2	0,1	0,1	0,1	0,2
Previdência Social	8,0	8,2	8,2	8,8	8,7	8,5	8,2	8,7	8,4	8,2	8,3	8,3	8,6	9,0
Saneamento Básico e Habitação	0,1	0,0	0,1	0,1	0,1	0,1	0,2	0,2	0,2	0,3	0,4	0,4	0,4	0,4
Saúde	1,6	1,5	1,5	1,5	1,5	1,5	1,5	1,6	1,6	1,5	1,6	1,6	1,7	1,6
Trabalho e Emprego	0,5	0,5	0,5	0,6	0,7	0,7	0,7	0,9	0,8	0,8	0,8	0,9	0,9	0,8
Total	12,6	12,4	12,8	13,4	13,6	13,6	13,3	14,4	14,0	14,0	14,5	14,6	15,2	15,7

Fonte: SIAFI/SIDOR, Demonstrativos dos Gastos Tributários – DGT, IBGE.

Notas:

1. Inclui a execução orçamentária do Fundo de Financiamento Estudantil (FIES). Importante destacar que o FIES não é, por definição, uma despesa direta, mas sim uma inversão financeira, ou seja, um empréstimo que o Governo Central faz aos estudantes, e que deverá ser quitado por eles no futuro.

Há de se ressaltar que a situação fiscal do país tem se deteriorado substancialmente após 2015, o que faz com que o gasto social perca potência devido às restrições orçamentárias. Além disso, em períodos de crise econômica, como o atual, a pobreza tende a aumentar em razão da diminuição da renda do trabalho – principal componente da renda das famílias -, resultado do aumento desemprego. Esse fato, combinado com a desaceleração ou represamento do gasto social, tendem a gerar um impacto ainda maior sobre os índices de pobreza e extrema pobreza.

Diante desse cenário e das atuais restrições orçamentárias, faz-se necessário mapear a efetividade do gasto público, em especial do gasto social, e aferir qual o seu real impacto na redução de índices de pobreza. Dividindo-se o gasto social por função orçamentária - previdência e assistência, saúde e saneamento, educação e cultura, trabalho, habitação e urbanismo e investimento (no caso dos estados) — e verificando-se o impacto de cada dispêndio na redução do número de pobres, é possível avaliar quão significativo é o gasto de determinada função, o que fornece subsídios para uma correta tomada de decisão sobre qual política pública deve ser priorizada.

O presente trabalho, motivado por esse contexto, tem o objetivo de aferir o impacto do gasto social, seja este agregado, seja este discriminado por funções orçamentárias, na redução dos índices de pobreza tomando como objeto de estudo os estados da Federação. Essa análise ganha devida relevância haja vista que o debate econômico atual aponta justamente para a necessária redução do gasto público. De forma preliminar, é de se esperar que a função de ganho mais significativa seja educação e cultura, acompanhada de trabalho, haja vista que essas duas funções estão estritamente associadas à distribuição de riqueza gerada. Espera-se também que que gastos com saúde e saneamento, que contribuem com o aumento do bem-estar, sejam responsáveis por ganhos de produtividade que resultam em geração de riqueza e, consequentemente, diminuição da pobreza. Afinal, um indivíduo bem nutrido e saudável conseguirá render bem mais em termos de produtividade do que alguém que não tenha saciadas essas necessidades básicas. Sobre a função previdência e assistência social, o estudo de Hiromoto (2018) sugere que esta contribui com a redução da pobreza, porém isso se dá mais pela quantidade de recursos do que pelo atendimento daqueles que mais realmente necessitam do benefício.

Para verificar as hipóteses estabelecidas acima, a análise empírica empregou dados secundários provenientes da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílio (PNAD), tomandose o período de 1995 a 2015. Uma vez que se pretende avaliar a relação entre indicadores em nível estadual, propõe-se a aplicação de um modelo econométrico de dados em painel. Esperase, assim, avaliar quais as funções que mais contribuem para a redução do número de pobres e para a melhoria dos índices de desigualdade.

O trabalho visa, portanto, contribuir com o debate bastante atual acerca da efetividade do gasto público e como este pode reduzir a pobreza. Espera-se que os resultados aqui obtidos possam, somando-se a outros estudos, balizar as tomadas de decisão para implementação de políticas públicas eficazes de combate à pobreza e à desigualdade.

## 2 REVISÃO DE LITERATURA

É frequente o debate sobre as relações de pobreza com crescimento econômico e gasto público. Em muitas dessas discussões, toma-se como premissa recorrente o argumento de que o nível de alocação do gasto governamental é peça-chave na redução de pobreza. No entanto, tomando-se como referência alguns estudos internacionais, as evidências empíricas que sustentam esse ponto de vista nem sempre são satisfatórias. Há uma ampla diversidade de resultados.

Por exemplo, Mosley, Hudson and Verschoor (2004) mostraram que as políticas governamentais de combate à pobreza possuem efeito negativo e estatisticamente significante no percentual de pessoas que vivem com até U\$ 1,00 por dia. Já Kraay (2006) mostrou que os gastos governamentais não são estatisticamente significantes para a redução dessa faixa de pobreza, mas apresentam efeito positivo como componente do crescimento econômico.

Estudos recentes de Anderson, D'Orey, Duvendack, & Esposito (2016), empregando o método MRA (Meta Regression Analysis), mostraram que os efeitos dos gastos governamentais sobre desigualdade de renda são de fato negativos. No entanto, mudanças nas taxas de desigualdade nem sempre refletem redução da pobreza, pois essa redução pode ter sido fruto de uma melhor distribuição de recursos entre as classes de alta e média renda, sem afetar os mais pobres.

McKay (2004), Mosley et al. (2004), Paternostro, Rajaram & Tiongson (2007) identificaram que gastos públicos com transferência de renda direta e subsídios para os indivíduos de baixa renda podem reduzir os níveis de pobreza, além de gastos com saúde e educação básica e alguns tipos de gastos em infraestrutura. No entanto, o que se observa, principalmente em países em desenvolvimento, é que muitos desses subsídios não atingem de fato os mais pobres, beneficiando o estrato de renda média e alta. É o caso das políticas púbicas que subsidiam o preço dos combustíveis, em especial da gasolina, que favorecem aqueles que já possuem veículo, geralmente pertencentes às classes média e alta.

McKay (2004) também afirma em seu estudo que o impacto dos gastos governamentais na redução da pobreza depende substancialmente de como estes são financiados. Na América Latina, por exemplo, 60% dos impostos incidentes na venda são de natureza indireta, em comparação com uma média de 40% nos países integrantes da OCDE. Esse tipo de taxação encarece os produtos e serviços consumidos pelos mais pobres, agravando sua disponibilidade de renda.

A conclusão preliminar desses estudos é que o impacto do gasto público na redução da pobreza depende do tipo de gasto, como este atinge o público mais necessitado e de como se financia esse dispêndio.

No Brasil, também existe uma extensa literatura que estuda o tema. Durante muito tempo, deu-se mais foco à variável crescimento econômico. Mais recentemente, direcionou-se a atenção para os efeitos dos gastos públicos sobre os níveis de pobreza.

Hoffman (1995), por exemplo, analisando o período de 1970 a 1990, identificou considerável redução da pobreza na década de 70, em grande parte resultado das altas taxas de crescimento econômico do "milagre brasileiro", quadro bastante diferente do da década seguinte, marcada pela estagnação econômica e altos índices de inflação.

Loayza e Raddatz (2010), no entanto, atestam que o crescimento econômico por si só não é capaz de gerar reduções significativas nos índices de pobreza, pois parcelas da população submetidas a situações precárias de saúde, alimentação, moradia e com grau deficiente de escolaridade pouco se beneficiariam dos ganhos de riqueza trazidos pelo crescimento econômico.

Ferreira et al (2010) identificou significativa redução da pobreza no Brasil entre 1984 e 2004, mas destacou que a melhoria desse índice foi considerada medíocre se comparada com a redução observada no mesmo período em países em desenvolvimento. As razões para essa tímida melhoria, segundo o estudo, foram as taxas de crescimento econômico reduzidas no período, além da baixa elasticidade observada no Brasil entre crescimento e redução de pobreza e desigualdade.

Ainda segundo Ferreira et al (2010), ao analisar o crescimento econômico estadual com as condições iniciais de 1970, conclui-se que estados com piores condições tendem a manter taxas de redução de pobreza mais inelásticas em relação ao crescimento econômico. Isso evidencia que as condições iniciais influenciam significativamente na redução de pobreza e desigualdade, a despeito do crescimento econômico. Estados mais pobres, dessa forma, tendem a sentir menos impacto na redução da pobreza do que estados mais ricos, dadas as condições iniciais.

Acerca da relação entre gasto público e pobreza, Hiromoto (2018) identificou que o gasto federal com previdência e assistência social apresenta um efeito redutor na pobreza, mas isso é mais resultado do elevado valor destinado a essa função orçamentária do que propriamente no atendimento a populações carentes. Além disso, o gasto com saúde e saneamento apresentou valor considerável na redução da pobreza nas esferas federal e municipal.

Ainda segundo Hiromoto (2018), as variáveis que apresentaram melhores resultados na redução da pobreza foram: gasto federal em saúde e saneamento, gasto federal com previdência e assistência, gasto municipal em saúde e saneamento e gastos com educação e cultura estaduais. Verificou-se também que, em estados mais prósperos e com menor desigualdade, o efeito na redução da pobreza é bem maior. Adicionalmente, concluiu-se que as condições iniciais – nível de renda, escolaridade, taxa de analfabetismo, índices de pobreza anteriores, etc. - influenciam significativamente os resultados de pobreza e desigualdade, além das características específicas de cada Estado.

Por fim, estudo de Marinho, Campelo, Franca (2017) apontou que os investimentos em infraestrutura contribuem para a redução dos índices de pobreza, uma vez que se trata de setor econômico que possui reflexos diretos e indiretos na geração de renda e emprego.

A conclusão final dessa revisão de literatura evidencia a necessidade de não apenas avaliar o montante do gasto público e seu tipo, mas também as peculiaridades regionais e condições iniciais a que se submetem cada ente da federação, visando a medir o impacto da despesa pública na redução dos índices de pobreza.

#### 3 ANÁLISE DESCRITIVA DE DADOS

A pobreza considerada neste estudo se baseia na linha definida pela Pesquisa Nacional de Amostra por Domicílio – PNAD, que a mede pela proporção de pobres, definida pelo percentual de pessoas em domicílios com renda domiciliar per capita de até ½ salário mínimo. Já a extrema pobreza, também medida pela PNAD, é definida para renda domiciliar per capita de até ¼ salário mínimo. Todos os dados foram convertidos para valores reais, tomando como referência o INPC de 2015.

Tomando como referência o período alvo deste estudo, de 1995 a 2015, percebe-se uma significativa queda na taxa de pobres e extremamente pobres (quedas percentuais de 48% e 66%, respectivamente) – gráfico 1. Até 2003, essas taxas mantiveram-se estáveis e, a partir de então, tiveram queda acentuada. As razões para tal apontam para o período de bonança econômica, com crescimento do PIB – grande parte impulsionado pelo boom das commodities e pelo bônus demográfico – e redução de desigualdades sociais – fruto, principalmente, dos programas sociais governamentais, entre eles o Bolsa Família e o Minha Casa, Minha Vida. O final desse ciclo já sinalizava uma desaceleração dessa tendência de queda, sendo possível

observar uma pequena reversão a partir de 2014, começo de recessão econômica e agravamento da crise fiscal brasileira.

2002 2003 2004 2005 2006

2007,008

2009 2010 2017

**GRÁFICO 1 -** Proporção de pobres e extremamente pobres (%) sobre população do Brasil (1995-2015)

Fonte: Elaboração do autor. Com base nos dados da PNAD/IBGE.

2007

No tocante à despesa pública por função orçamentária – gráficos 2 e 3 -, destacase, tanto no nível federal como estadual, um significativo aumento com previdência e assistência social. No nível federal, esse dispêndio apresentou crescimento de 35% no período de 1995 a 2015, chegando a R\$ 2789,18 per capita em 2015, o que corresponde a mais do que o dobro da soma das outras despesas orçamentárias sociais – trabalho, saúde e saneamento, educação e cultura, habitação e urbanismo. Já no nível estadual, o crescimento foi de 25%, atingindo R\$ 595,09 per capita em 2015. A função previdência e assistência é importante nas considerações deste estudo, pois a literatura mostra caráter regressivo na distribuição dos benefícios previdenciários, o que pode influenciar índices de desigualdade de renda e de pobreza. Barros e Foguel (2000) aponta para o perfil regressivo dos gastos previdenciários. Já Hoffman (2009) verificou que o gasto previdenciário com funcionalismo público é regressivo para a desigualdade de renda, mas não chega a aumentar a pobreza. Em estudo mais recente, Hiromoto (2018) verificou que, tanto nos níveis federal como estadual, a despesa com previdência e assistência reduz as taxas de pobreza, muito em virtude do montante despendido a despeito do caráter regressivo na distribuição de benefícios.

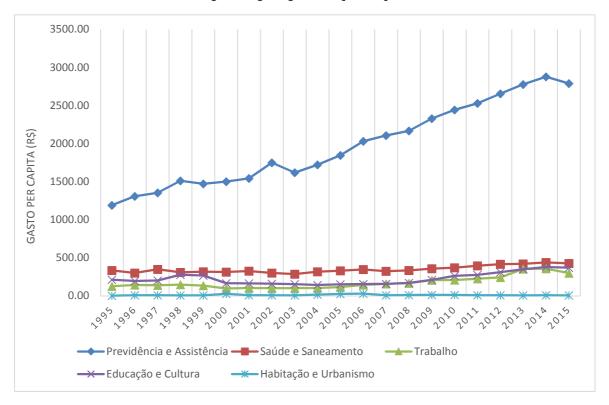


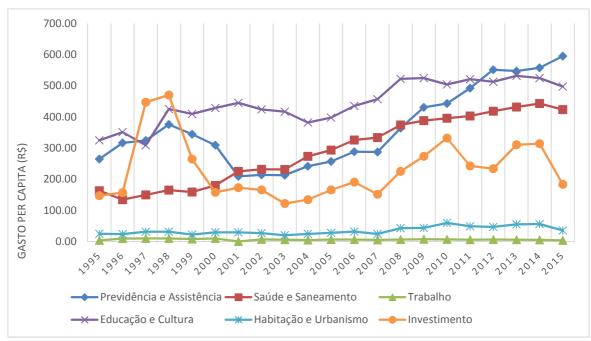
GRÁFICO 2 - Gasto federal per c apita por função orçamentária (1995-2015).

Fonte: Elaboração do autor. Com base nos dados da PNAD/IBGE.

Observação: Em R\$ de dezembro de 2015

No nível estadual, chama atenção a descontinuidade de despesas de capital com investimento. O que se observou no período de 2003 a 2010 foram dispêndios crescentes por parte dos estados, período que coincide com a redução significativa nas taxas de pobreza e extrema pobreza. A partir de 2010, há uma oscilação desses gastos, com queda abrupta de 2014 a 2015, retornando ao patamar de gastos de 1995. Devido ao seu caráter multiplicador na economia, com a consequente geração de empregos e melhoria de renda, essa despesa também foi considerada neste estudo como integrante dos possíveis gastos sociais influenciadores das taxas de pobreza.

**GRÁFICO 3** - Gasto estadual per capita por função orçamentária (1995-2015)



Fonte: Elaboração do autor. Com base nos dados da PNAD/IBGE.

Observação: Em R\$ de dezembro de 2015

## 4 ABORDAGEM METODOLÓGICA

#### 4.1 Definição das variáveis dependentes, explicativas e de controle

O presente trabalho, visando aferir o impacto do gasto público na redução dos índices de pobreza e desigualdade, analisou dados em painel por estados da Federação, no período de 1995 a 2015. A análise dividiu-se o estudo em duas partes: uma analisou os impactos do gasto público na taxa de pobreza; outra avaliou os mesmos impactos na taxa de extrema pobreza.

A mensuração da pobreza foi realizada de acordo com o índice de pobreza FGT instituído por Foster, Greer e Thorbecke (1984). A classe de índices FGT é obtida a partir da seguinte expressão:

$$P_{\alpha}(y;z) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{N} \left(\frac{z - y_i}{z}\right)^{\alpha}$$

onde  $\alpha \geq 0$  é uma medida de sensibilidade do índice em relação a pobreza; z é a linha de pobreza e  $y_i$  é a medida de RDPC. O termo  $z-y_i$  é uma medida de insuficiência de renda assumindo o valor nulo quando  $y_i > z$  (individuo não pobre). O índice de pobreza é obtido com  $\alpha = 0^1$ .

A medida de renda adotada foi a de renda domiciliar per capita (RDPC), definida pela razão da renda total de todas as fontes pelo número de residentes no domicílio. As linhas adotadas formas definidas de acordo com o critério de RDPC inferior a 1/2 salário mínimo para pobreza e de RDPC inferior a 1/4 salário mínimo para extrema pobreza. Os dados utilizados são provenientes da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílio (PNAD), para o período considerado.

Para as estimações econométricas, foram definidas como variáveis dependentes a *taxa de pobreza* e a *taxa de extrema pobreza* por estado, obtidas do logaritmo natural das proporções de pobres e extremamente pobres.

Como variáveis explicativas, adotaram-se as despesas federal e estadual per capita. Numa primeira simulação de modelo, essas despesas foram discriminadas por função orçamentária; e numa segunda simulação, foram tomadas de forma agregada. As funções orçamentárias escolhidas foram as com impacto social, assim agrupadas: *previdência e assistência, saúde e saneamento, educação e cultura, trabalho, habitação e urbanismo e, no caso dos estados, a despesa de capital de investimento*. Entenda-se por despesa agregada a

soma das despesas com essas funções orçamentárias. Todos esses dados de despesa orçamentária foram extraídos da base de dados do Tesouro Nacional, por meio dos dados FINBRA - Finanças do Brasil -, disponibilizados na seção SICONFI – Sistema de Informações Contábeis e Fiscais do Setor Público Brasileiro.

Essa parte da modelagem está alinhada com uma das conclusões obtidas da revisão de literatura, que destacava a importância não só do quantitativo, mas do tipo de gasto, na tentativa de medir os impactos sobre os níveis de pobreza. Baseado nessa premissa, o estudo focou atenção nas funções orçamentárias com impacto social.

Já como variáveis de controle, adotaram-se a taxa de pobres do período anterior, a escolaridade média em anos de estudo para a população com 10 ou mais anos de idade, a quantidade de habitantes por Estado e a parcela da população com menos de 15 anos e com mais de 60 - justamente os que mais demandam serviços públicos de saúde, educação, assistência e previdência. Além disso, adotaram-se como controle os níveis de inflação do período, tomando-se como referência o INPC, e variáveis de tendência linear (trend) e quadrática (trend2), com o objetivo de captar eventuais efeitos no tempo de variáveis omitidas.

A escolha dessas variáveis de controle está alinhada com a conclusão obtida na revisão de literatura, que apontava para a importância das condições iniciais e das peculiaridades locais como fatores determinantes dos índices desigualdade e pobreza. Dessa forma, o modelo proposto alia o perfil de gasto com as características locais de natureza demográfica e social.

Por fim, a escolha do período de 1995 a 2015 para análise do painel de dados se deu por algumas razões. Como já dito, os dados foram em grande parte provenientes da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílio (PNAD), disponibilizada pelo IBGE até 2015. Como, a partir de 2016, o IBGE passou a divulgar somente os dados da PNAD Contínua e havia a necessidade de uma base de dados mais robusta e longa, a série de dados no trabalho se estendeu somente até 2015, mantendo a uniformidade de critério adotada pela antiga PNAD. Dados mais recentes, a partir de 2016, balizados pela nova metodologia da PNAD Contínua, necessitariam de uma série mais longa para dar robustez ao estudo, o que ainda não é possível. Foi dada preferência, portanto, à extensão de uma série de dados balizados por uma mesma metodologia, adotando-se, assim, o período de 1995 a 2015 como alvo de estudo. Outro argumento está no fato de que o período analisado, por ser pós-Plano Real, é marcado pela estabilização da moeda. Séries muito longas, com dados anteriores ao Plano Real, podem sofrer distorção devido ao período de hiperinflação. Dessa forma, ao situar a série entre 1995 e 2015, contribui-se para

homogeneizar os dados, minimizando as grandes distorções comuns aos períodos de descontrole inflacionário.

## 4.2 Definição do modelo econométrico

A escolha do modelo econométrico para dados em painel se baseou na referência utilizada por Hiromoto (2018), com a diferença da utilização de períodos de tempo diferentes. Enquanto Hiromoto (2018) utilizou um painel de dados de 1988 a 2009, o presente trabalho focou nos dados de 1995 a 2015. Dessa forma, somaram-se ao estudo de Hiromoto (2018) dados mais recentes, de 2010 a 2015. Além disso, como o painel de dados coincide com o período de estabilização da moeda, pós-Plano Real, acredita-se que os resultados sejam mais robustos e menos sujeitos a distorções.

Resumidamente, o modelo de referência adotado foi:

$$Tx\_pobres_{it} = \alpha + Gasto_{it}\beta + X_{it}\gamma + a_i + u_{it}$$

$$Tx\_ext\_pobres_{it} = \alpha + Gasto_{it}\beta + X_{it}\gamma + a_i + u_{it}$$

em que  $Tx\_pobres_{it}$  e  $Tx\_ext\_pobres_{it}$  correspondem, respectivamente, ao logaritmo da proporção de pobres e extremamente pobres unidades da federação i = (1, 2, 3... N), para cada ano t = (1, 2, 3... T);  $Gasto_{it}$  corresponde ao logaritmo do gasto federal e estadual per capita, num primeiro momento discriminado por função orçamentária e, em outro momento, tomado de forma agregada;  $X_{it}$  corresponde ao vetor de variáveis de controle;  $a_i$  é o efeito fixo não observável;  $u_{it}$  é o erro aleatório.

A estimação por dados em painel apresenta diversas vantagens em relação às outras metodologias de estimação econométrica – séries temporais e cortes transversais – o que justifica sua ampla utilização na análise aqui proposta. Wooldridge (2010 p. 417) afirma que a utilização de agrupamentos em cortes transversais, em um painel, possui a vantagem de aumentar o tamanho da amostra obtendo mais precisão nos estimadores e estatísticas de testes mais poderosas. Gujarati (2006) ressalta que métodos econométricos de dados em painel são mais adequados para a análise de dinâmicas de mudanças no padrão de comportamento das variáveis, proporcionando também mais variabilidade uma vez que o método combina séries temporais com cortes transversais. Com isso, a estimação com dados em painel proporciona

ganhos de eficiências aos parâmetros estimados como menos multicolinearidade entre as variáveis explicativas.

No entanto, no modelo de dados em painel, podem ocorrer problemas relacionados ao enviesamento, resultantes de dados que não formam uma amostra aleatória (autosseletividade) e que apresentam ausência de resposta. Esses problemas são denominados efeitos não observados. Visando à modelagem desses efeitos, empregam-se dois métodos: os efeitos fixos e os efeitos aleatórios. No modelo de efeitos fixos, parte-se do pressuposto que o intercepto específico de cada evento pode estar correlacionado com um ou mais regressores. Quanto ao modelo de efeitos aleatórios, pressupõe-se que o intercepto (aleatório) de um evento individual não está correlacionado com as variáveis explicativas (WOOLDRIDGE, 2010). Dessa forma, ao considerar que as variáveis não são correlacionadas, o método de efeitos aleatórios é o mais apropriado. Por outro lado, se os efeitos não observados estão correlacionados com alguma variável explicativa, a estimação por efeitos fixos seria a mais apropriada.

Feitas essas considerações, foram apresentadas estimativas de painel por meio de três modelos: Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) para dados em painel (*pooled* OLS), efeito aleatório e efeito fixo. Para escolha do melhor modelo, aplicaram-se os seguintes testes: *Teste LM de Breush – Pagan* (H<sub>o</sub>: modelo *pooled* e H<sub>1</sub>: modelo de efeitos aleatórios), *Teste de Chow* (H<sub>o</sub>: modelo *pooled* e H<sub>1</sub>: modelo de efeitos fixos) *e Teste de Hausman* (H<sub>o</sub>: modelo *aleatórios* e H<sub>1</sub>: modelo de efeitos fixos), conforme esquema ilustrado na Figura 1.

Modelo POOL

Teste de Chow

Modelo de Efeitos Fixos

Teste de Haussman

Modelo de Efeitos
Aleatórios

FIGURA 1 – Testes aplicáveis para dados em painel

Fonte: Elaboração do autor

Definido o melhor modelo, testes adicionais foram realizados para detecção de autocorrelação (*Teste de Wooldridge*) e heterocedasticidade (*Teste de Wald*). A correção desses problemas, conforme resultados apresentados a seguir, foram feitas por estimações considerando erros-padrão robustos.

Após as simulações dos efeitos das despesas federal e estadual nas taxas de pobreza e extrema pobreza, aferiu-se a elasticidade do gasto social agregado de cada estado sobre a pobreza. Essa estimativa se deu por meio do método de mínimos quadrados ordinários (MQO), captando o efeito do gasto agregado por estado interagindo com a respectiva variável binária. Isso permitiu a obtenção do efeito do gasto de cada estado sobre as taxas de pobreza e extrema pobreza, considerando-se as especificidades de cada unidade da federação.

O modelo adotado para essa estimativa pode ser assim resumido:

$$Tx\_pobres_{it} = \alpha + Gasto\_est\_agreg_{it}\beta_1 + d_i\beta_2 + Gasto\_est\_agreg_{it}*d_i\beta_3 + u_{it}$$

$$Tx\_ext\_pobres_{it} = \alpha + Gasto\_est\_agreg_{it}\beta_1 + d_i\beta_2 + Gasto\_est\_agreg_{it}*d_i\beta_3 + u_{it}$$

em que  $Tx\_pobres_{it}$  e  $Tx\_ext\_pobres_{it}$  correspondem, respectivamente, ao logaritmo da proporção de pobres e extremamente pobres unidades da federação i = (1, 2, 3... N), para cada ano t = (1, 2, 3... T);  $Gasto\_est\_agreg_{it}$  corresponde ao logaritmo do gasto estadual agregado per capita;  $d_i$  corresponde ao vetor de variáveis binárias de cada estado;  $u_{it}$  é o erro aleatório.

#### 5 RESULTADOS

# 5.1 Efeitos sobre pobreza e extrema pobreza dos gastos federais e estaduais discriminados por função orçamentária

Com o intuito de verificar o impacto de cada categoria de gasto, fez-se inicialmente uma análise das estimações do efeito dos gastos das esferas estaduais e federal, discriminados por função orçamentária. O objetivo era evidenciar qual tipo de gasto tinha maior efeito potencial sobre indicadores de pobreza. Vale ressaltar que as variáveis de gasto estavam em logaritmo natural, assim como os indicadores de pobreza. Dessa forma, os coeficientes estimados representavam elasticidades da pobreza (e extrema pobreza) em relação ao gasto.

A partir do modelo econométrico, foram estimados, sequencialmente, o modelo de dados agrupados por MQO (pooled OLS), o modelo de efeitos aleatórios e o modelo de efeitos fixos. Na sequência, fizeram-se testes visando à escolha do modelo mais apropriado. O teste de Breusch-Pagan (BP), realizado posteriormente às estimações do modelo com efeitos aleatórios, não se apresentou estatisticamente significante tanto para a pobreza quanto para a extrema pobreza (Teste de Breusch-Pagan = 0,00 nas duas situações). Esse resultado não rejeitou a hipótese nula (H<sub>o</sub>: modelo *pooled* e H<sub>1</sub>: modelo de efeitos aleatórios), mostrando que o modelo pooled era preferível ao modelo de efeitos aleatórios. Em seguida realizou-se o teste de Chow comparando-se os modelos de efeitos fixos e o modelo pooled (H<sub>o</sub>: modelo pooled e H<sub>1</sub>: modelo de efeitos fixos). Esse teste se mostrou estatisticamente significante tanto para pobreza (Teste de Chow = 4,39\*\*\*), como para extrema pobreza (Teste de Chow = 4,42\*\*\*), mostrando que modelo de efeitos fixos era mais apropriado do que o modelo pooled. Por fim, o teste de Hausman (H<sub>0</sub>: modelo *aleatórios* e H<sub>1</sub>: modelo de efeitos fixos) se apresentou estatisticamente significante tanto para pobreza (Teste de Hausman = 123,30\*\*\*), como para extrema pobreza (Teste de Hausman = 129,49\*\*\*), mostrando que o método de efeitos fixos é preferível ao de efeitos aleatórios. Os resultados dessas estimações e de todos os testes realizados encontram-se sumarizados na Tabela 2.

**TABELA 2 -** Resultados das estimações realizadas para o modelo em dados em painel, considerando despesas discriminadas por função orçamentária.

Variável dependente:	<i>log</i> proporção de pobres			g proporçã emamente		
Variável explicativa: gasto estadual per capita	Pooled	Efeito Fixo	Efeito Aleatório	Pooled	Efeito Fixo	Efeito Aleatório
Previdência e Assistência	-0,005	0,008	-0,005	-0,009	0,015	0,009
Saúde e Saneamento	0,028***	0,001	0,028***	0,041***	-0,010	0,041***
Trabalho	0,006*	0,007*	0,006*	0,005	0,011	0,005
Educação e Cultura	0,013	-0,002	0,013	0,021	0,000	0,021
Habitação e Urbanismo	0,004	-0,000	0,004	0,022***	0,010	0,022***
Investimento	-0,009	-0,004	-0,009	-0,029***	-0,016	-0,029***
Variável explicativa: gasto federal per capita	Pooled	Efeito Fixo	Efeito Aleatório	Pooled	Efeito Fixo	Efeito Aleatório
Previdência e Assistência	-0,488***	-0,467***	-0,488***	-0.679***	-0,673***	-0,679***
Saúde e Saneamento	0,023	0,006	0,023	0.254*	-0,218	-0,254*
Trabalho	-0,044	-0,037	-0,044	-0,079	-0,084	-0,079
Educação e Cultura	-0,957***	0,072***	-0,096***	0,143 ***	0,111**	0,143***
Habitação e Urbanismo	-0.027***	-0,024***	-0,272***	-0.047***	-0,044***	-0,047***
Variáveis de controle	Pooled	Efeito Fixo	Efeito Aleatório	Pooled	Efeito Fixo	Efeito Aleatório
log proporção de pobres (t-1)	0.949***	0,767***	0,949***	0,909***	0,664***	0,909***
anos de estudo	-0.032***	-0,065***	-0,032***	-0,071***	-0,154***	-0,070***
população estadual	0,000 ***	0.000***	0,000**	0,000	0.000***	0,000
menores de 15 anos	-0,000***	-0.000***	-0,000**	-0,000	- 0.000**	-0,000
maiores de 60 anos	-0,000***	-0.000***	-0,000**	-0,000	-0.000***	-0,000
Inpc	0.006**	0.004*	0,006**	0.002	0.001	0,002
Trend	0,011	0.022**	0,011	0.021	0.043***	0,021
Trend2	-0.001	-0.001**	-0,001	-0.000	-0,001	-0,000
Constante	3.154***	4,192***	3,154***	6.435***	7,7218	6,435***
Significância global	1316,49***	576.11***	25013,29***	1046,87***	494,41***	19890,48***
Teste de Chow		4,39***			4,42***	
Teste de Breusch-Pagan		0,00			0,00	
Teste de Hausman		123,30***			129,49***	

Fonte: Elaboração do autor.

Observação: \*, \*\* e \*\*\* = nível de significância 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Uma vez escolhido o método fixo, foram realizadas testagens para detectar autocorrelação e heterocedasticidade em painel. O teste de Wooldridge foi aplicado para identificar autocorrelação. Seu resultado foi significante tanto para a pobreza (teste de Wooldridge = 74,80\*\*\*) quanto para a extrema pobreza (teste de Wooldridge = 162,33\*\*\*), mostrando que a hipótese nula de ausência de autocorrelação foi rejeitada. O teste de Wald, por

sua vez, foi aplicado para detecção de heterocedasticidade, considerando o modelo adotado de efeitos fixos. Seu resultado foi significante tanto para a pobreza (teste de Wald = 875.57\*\*\*) quanto para a extrema pobreza (teste de Wald = 451,67\*\*\*), mostrando que a hipótese nula de ausência de heterocedasticidade foi rejeitada.

Visando a corrigir esses problemas detectados, adotaram-se estimações para o modelo de efeitos fixos, considerando erros-padrão robustos. Os resultados sobre os efeitos nas taxas de pobreza e extrema pobreza dos gastos públicos federais e estaduais discriminados por função orçamentária, considerando a estimativa por erro padrão robusto, foram sumarizados na Tabela 3.

Observou-se que o modelo econométrico empregado – efeito fixos com estimação de erro padrão robusto - para medição da taxa de pobreza se mostrou globalmente significante (teste-F = 1912.59\*\*\*) e capaz de explicar 91% das observações da amostra ( $R^2 = 0.91$ ). Resultados similares foram encontrados para a medição da taxa de extrema pobreza. O modelo se mostrou globalmente significante (teste-F = 476.05\*\*\*) e capaz de explicar 87% das observações da amostra ( $R^2 = 0.87$ ).

**TABELA 3 -** Resultados da estimação dos efeitos de gastos estaduais e federal, discriminados por função, sobre a proporção de pobres e extremamente pobres – modelo de efeitos fixos, com erro padrão robusto.

Variável dependente:	log proporção de pobres			roporção de imente pobres	
Variável explicativa: gasto estadual per capita	Coeficiente	Desvio-padrão	Coeficiente	Desvio-padrão	
Previdência e Assistência	0.0086	(0.0066)	0.0150	(0.0125)	
Saúde e Saneamento	0.0015	(0.0076)	-0.0010	(0.0167)	
Trabalho	0.0075	(0.0047)	0.0111	(0.0094)	
Educação e Cultura	-0.0022	(0.0171)	0.0003	(0.0283)	
Habitação e Urbanismo	-0.0003	(0.0062)	0.0099	(0.0074)	
Investimento	-0.0038	(0,0082)	-0.0166	(0.0118)	
Variável explicativa: gasto federal per capita	Coeficiente	Desvio-padrão	Coeficiente	Desvio-padrão	
Previdência e Assistência	-0.4667***	(0.1596)	-0.6731***	(0,2050)	
Saúde e Saneamento	0.0058	(0.0832)	-0.2181*	(0.1152)	
Trabalho	-0.0375*	(0.0203)	-0.0844*	(0.0424)	
Educação e Cultura	0.0723***	(0,0200)	0.1106 ***	(0.0240)	
Habitação e Urbanismo	-0.0237***	(0.0060)	-0.0439 ***	(0. 0107)	
Variáveis de controle:	Coeficiente	Desvio-padrão	Coeficiente	Desvio-padrão	
log proporção de pobres (t-1)	0.7668***	(0.0675)	0.6637 ***	(0. 0714)	
anos de estudo	-0.0655***	(0. 0152)	-0.1541 ***	(0. 0415)	
população estadual	0,0000 ***	(0.0000)	0,0000 **	(0.0000)	
menores de 15 anos	-0,0000 ***	(0.0000)	-0,0000	(0.0000)	
maiores de 60 anos	-0,0000 ***	(0.0000)	-0,0000 **	(0.0000)	
Inpc	0.0045	(0.0029)	0.0011	(0. 0051)	
Trend	0.0220**	(0.0107)	0.0435 ***	(0. 0123)	
Trend2	-0.0010***	(0.0003)	-0.0010	(0. 0009)	
Constante	4.19291***	(1.2598)	7.7218***	(1.6911)	
Teste-F	1912	2.59***	476.05***		
Efeitos fixos de estado 95-15		Sim	Sim		
$R^2$		0,91	0,87		
N		536		536	

Fonte: Elaborada pelo autor

Observação: \*, \*\* e \*\*\* = nível de significância 10%, 5% e 1%, respectivamente.

•

Analisando os gastos estaduais per capita discriminados por função, verificou-se que nenhum coeficiente se mostrou estatisticamente significante, o que evidencia ausência de impacto do gasto estadual sobre os índices de pobreza e extrema pobreza.

Uma das hipóteses que explicam esse quadro se deve à deterioração nas contas públicas estaduais, em grande parte comprometidas com despesa com pessoal ativo e inativo, dispêndios que não atingem os mais pobres. As consequências podem ser evidenciadas pela estagnação dos gastos com educação e cultura no período de 2010 a 2015 e a queda abrupta no investimento por parte dos estados, alcançando-se níveis de 1995, conforme se pode notar no Gráfico 3 apresentado anteriormente. Além disso, observa-se uma dependência excessiva de alguns estados dos repasses de receitas por parte da União, o que os impede, muitas vezes, de gerenciar livremente recursos, otimizando seu direcionamento para as áreas com maior impacto social.

Destaca-se o fato de gastos estaduais com Educação e Cultura não apresentarem significância. Nessa mesma linha contraintuitiva, estudo recente de Neduziak e Correa (2017) relacionou gastos públicos dos estados brasileiros e crescimento econômico. Resultados mostraram uma improdutividade do gasto estadual em educação e cultura - uma variação de 1% nos gastos em educação e cultura está associada a um decrescimento do PIB estadual na ordem de 0,0242%. Uma das hipóteses levantadas pelos autores está na combinação do elevado gasto com educação com um baixo retorno, uma característica de países em desenvolvimento.

Analisando os efeitos estimados para os gastos federais, mostraram-se significativos e com efeitos negativos tanto sobre o índice de pobreza quanto sobre o de extrema pobreza os coeficientes das variáveis Previdência e Assistência (-0.4667\*\*\* para pobreza e -0.6731\*\*\* para extrema pobreza), Habitação e Urbanismo (-0.0237\*\*\* para pobreza e -0,0439\*\*\* para extrema pobreza) e Trabalho (-0.0375\* para pobreza e -0,0844 para extrema pobreza). Já o coeficiente da função Saúde e Saneamento se mostrou significativo apenas para a extrema pobreza (-0,2181\*). O coeficiente estimado para a variável Educação e Cultura se apresentou estatisticamente significativo tanto para a pobreza como para a extrema pobreza, porém com sinal positivo (0.0723\*\*\* para pobreza e 0,1106\*\*\* para extrema pobreza), evidenciando efeito regressivo.

No caso dos gastos da função Previdência e Assistência, o efeito redutor na taxa de pobreza é bem justificado por ser nesta rubrica que são computados, além do gasto previdenciário, os dispêndios em programas sociais como Benefício de Prestação Continuada (BPC) e o Programa Bolsa Família (PBF). Esse efeito também foi evidenciado por Hiromoto (2018) e sua justificativa principal está no alto dispêndio (R\$ 610 bilhões em 2015). A despeito

do sabido caráter regressivo das despesas previdenciárias, com os mais ricos recebendo um benefício bem maior do que o recebido pelos mais pobres, expressiva parcela da população tem esse recebimento como única fonte de renda.

No caso de Habitação e Urbanismo, o efeito redutor nas taxas de pobreza pode ser explicado pela ênfase dada nos últimos anos a programas federais de habitação, em especial o Minha Casa, Minha Vida. Gastos nesse setor também possuem bom potencial de geração de empregos, o que pode conferir efeitos indiretos sobre pobreza e extrema pobreza.

No caso da função Trabalho, despesas relacionadas sobretudo com proteção e benefícios ao trabalhador, entre elas Seguro Desemprego e PIS, além de políticas de fomento à empregabilidade, apresentam impacto significativo sobre as camadas mais pobres da população. Devido à baixa qualificação profissional, essa parcela da população está sujeita a contratos de trabalho precários, com alta rotatividade. Em períodos de desemprego crônico, como os mais recentes, as principais fontes de renda das famílias de desempregados provêm dos benefícios pagos ao trabalhador com a rescisão de contratos de emprego.

Por sua vez, o efeito regressivo do coeficiente da variável Educação e Cultura provavelmente se explique pela ênfase do dispêndio federal com educação superior, gasto que, historicamente, beneficiou parcelas da população fora das linhas de pobreza definidas. Analisando as subfunções orçamentárias do ano de 2015, de acordo com dados do Tesouro Nacional, do dispêndio com a função educação, 33,46% foram destinados ao Ensino Superior e 13,68% às transferências para Educação Básica. Esse dado corrobora a hipótese de que gastos federais em Educação historicamente se concentraram nas classes mais favorecidas.

Por outro lado, existe a possibilidade de mudança desse cenário para séries de dados mais recentes, haja vista que políticas de inclusão social, entre elas o Financiamento Estudantil – FIES e as cotas para estudantes de escolas públicas, permitiram um maior acesso das classes D e E às universidades federais. Segundo dados da Associação Nacional dos Dirigentes das Instituições Federais de Ensino Superior - Andifes -, entre 2010 e 2014, o número de alunos que vinham de famílias cuja renda não ultrapassava 1,5 salário mínimo cresceu de 44% a 66,19%. Não obstante, a recente crise fiscal – que afetou muitos programas sociais – e o aumento do desemprego – que forçou jovens a retardar o ingresso no ensino superior ou mesmo a interromper os estudos – provavelmente refrearam a inclusão dos mais pobres no ensino superior e trouxeram de volta preocupações com elitização da universidade pública.

Entre as variáveis de controle, apresentaram coeficientes significantes e com valor expressivo as taxas de pobreza e extrema pobreza do período anterior (0,7668\*\*\* e 0,6637\*\*\*, respectivamente). Isso deixa bem evidente o perfil inercial da pobreza: estados mais pobres requerem mais esforço para diminuir a pobreza do que estados menos pobres.

Também foram significantes os coeficientes da variável anos de estudo, tanto para explicar pobreza como extrema pobreza (-0,0655\*\*\* e -0,1541\*\*\*, respectivamente). Esse resultado é de certa forma intuitivo, pois uma maior escolaridade permite maior qualificação profissional e, consequentemente, incremento na renda, diminuindo, assim, a pobreza. No entanto, há de se ressaltar os baixos valores de coeficiente, o que dá a entender que anos adicionais de estudo afetam de forma muito tímida os níveis de pobreza.

As variáveis demográficas de população se mostraram significantes, mas com coeficientes muito pequenos, indicando que variações na população mais jovem ou idosa já não são mais capazes de alterar significativamente os índices de pobreza.

As variáveis de tendência se mostraram significativas para a pobreza. O sinal dos coeficientes positivo para *trend* (0.0220\*\*) e negativo para *trend*2 (-0.0010\*\*\*) indica uma tendência de crescimento da pobreza, mas com uma desaceleração ao longo do tempo. Ocorre que a variável *trend* foi positiva para explicar a extrema pobreza (0.0435\*\*\*). Isso leva a um possível entendimento de que o número de pobres está estabilizando, mas não porque as pessoas estão deixando de ser pobres, e sim porque estão ficando extremamente pobres.

O coeficiente da variável INPC não se mostrou significante para explicar nem a pobreza nem a extrema pobreza. Esse resultado não corrobora com Hiromoto (2018) nem com Ferreira, Leite e Ravaillion (2010), em que o coeficiente se mostrou significante e com efeito redutor na pobreza e extrema pobreza. Uma hipótese para explicar esse resultado é que os mais pobres se envolvem mais na produção para o próprio consumo. Além disso, dependem menos de transações monetárias por concentrarem suas atividades na informalidade. Dessa forma, o controle inflacionário não surte mais tanto efeito sobre a renda dos mais pobres como no passado de hiperinflação. Ademais, vale ressaltar a estabilidade de preços observada no período de estudos, que gerou variações nos índices de inflação bem menos significativas se comparadas a períodos anteriores.

Os coeficientes da forma como foram estimados, com variáveis explicada e explicativa em logaritmo natural, referem-se a elasticidades dos indicadores de pobreza em relação aos gastos em diferentes esferas de governo e em diferentes funções orçamentárias. Com base nas elasticidades que se mostraram estatisticamente significantes, aplica-se um exercício semelhante ao realizado por Hiromoto (2018), no qual se estima o efeito médio de

cada adicional de R\$1.000 no gasto ( $\Delta G = R$ \$1.000) sobre a variação do indicador de pobreza ( $\Delta P$ ).

Uma vez que a elasticidade estimada por cada parâmetro ( $\beta$ ) é dada por:

$$\varepsilon = \beta = \frac{\Delta P}{\Delta G} \cdot \frac{\bar{G}}{\bar{P}}$$

com  $\bar{P}$  e  $\bar{G}$  representado valores médios da pobreza e do gasto, respectivamente, pode-se escrever esta medida padronizada do efeito marginal do gasto da seguinte forma:

$$\Delta P = \beta \cdot \frac{\bar{P}}{\bar{G}} \cdot 1000$$

Conforme destacado por Hiromoto (2018), este cálculo apresenta uma medida de efetividade relativa dos diferentes tipos de gasto *per capita* sobre a redução da pobreza. Nesse sentido, o gasto com maior efetividade relativa é despesa federal com habitação e urbanismo, de forma que para cada R\$1.000 adicionais, reduz-se a pobreza em uma magnitude de 1,13. De acordo com os resultados obtidos, outros gastos que são efetivos referem-se às despesas federais com Assistência e Previdência, com efeito de 0,12 para cada R\$1.000 adicionais, e as despesas federais de Trabalho, com efeito de 0,11 para cada R\$1.000 adicionais.

#### 5.2 Efeitos sobre pobreza e extrema pobreza dos gastos federais e estaduais agregados

Mais uma vez o modelo de efeitos fixos se mostrou mais pertinente do que o de efeitos aleatórios e o *pooled*, conforme resultados de testes apresentados na Tabela 4.

O teste de Wooldridge teve resultado significante tanto para a pobreza (teste de Wooldridge = 86.89\*\*\*) quanto para a extrema pobreza (teste de Wooldridge = 207.73\*\*\*). O mesmo ocorreu com o teste de Wald (941.62\*\*\* para pobreza e 605.89\*\*\* para extrema pobreza), o que nos levou a adotar a estimações para efeitos fixos, considerando erros-padrão robustos. As estimativas para esse modelo estão sumarizadas na Tabela 5.

**TABELA 4 –** Resultados das estimações realizadas para o modelo em dados em painel, considerando despesas agregadas

Variável dependente:	<i>log</i> proporção de pobres			<i>log</i> proporção de extremamente pobres		
Variável explicativa	Pooled	Efeito Fixo	Efeito Aleatório	Pooled	Efeito Fixo	Efeito Aleatório
Gasto estadual agregado per capita	0.0597***	0.0322**	0.0597***	0.0979***	0.0432	0.0979***
Gasto federal agregado per capita	-0.2493**	-0.2199**	-0.2493**	-0.5099**	-0.4360**	-0.5099**
Variável de controle	Pooled	Efeito Fixo	Efeito Aleatório	Pooled	Efeito Fixo	Efeito Aleatório
log proporção de pobres (t-1)	0.9643***	0.7609***	0.9643***	0.9428***	0.6655***	0.9428***
anos de estudo	-0.0346***	-0.0701***	-0.0346***	-0.0658***	-0.1618***	-0.0658***
população estadual	0.0000 ***	0.0000***	0.0000***	0.0000***	0.0000***	0.0000***
menores de 15 anos	-0.0000 ***	-0.0000***	-0.0000***	-0.0000**	-0.0000**	-0.0000**
maiores de 60 anos	-0.0000 **	-0.0000***	-0.0000**	-0.0000**	-0.0000***	-0.0000**
Inpc	0.0069***	0.0062***	0.0069***	0.0054	0.0058	0.0053
Trend	-0.0207*	-0.0100*	-0.0207***	-0.0206**	-0.0008	-0.0206**
Trend2	0.0001	-0.0003	0.0001	0.0007	-0.0005	0.0007
Constante	1.6874*	2.602***	1.687**	3.665**	4.7695***	3.665**
Significância global	2307.51***	1026.11***	23075.12***	1825.25***	875.94***	18252.50***
Teste de Chow		4.87***		4,90***		
Teste de Breusch-Pagan		0,00		0,00		
Teste de Hausman		123.16***			129.33**	

Fonte: Elaboração do autor.

Observação: \*, \*\*\* e \*\*\* = nível de significância 10%, 5% e 1%, respectivamente.

**TABELA 5 -** Resultados da estimação dos efeitos de gastos agregados estaduais e federal sobre a proporção de pobres e extremamente pobres – modelo de efeitos fixos, com errospadrão robusto.

Variável dependente:	<i>log</i> proporçã	ão de pobres	log proporção de extremamente pobres		
Variável explicativa	Coeficiente	Desvio Padrão	Coeficiente	Desvio Padrão	
Gasto estadual agregado per capita	0.0322***	(0.0108)	0.0432	(0.0360)	
Gasto federal agregado per capita	-0.2199**	(0.1021)	-0.4360**	(0.2144)	
Variável de controle	Coeficiente	Desvio Padrão	Coeficiente	Desvio Padrão	
log proporção de pobres (t-1)	0.7608***	(0.0649)	0.6655***	(0.0659)	
anos de estudo	-0.0701***	(0.0132)	1619***	(0.0399)	
população estadual	0.0000 ***	(0.0000)	0.0000***	(0.0000)	
menores de 15 anos	-0.0000 ***	(0.0000)	-0.0000	(0.0000)	
maiores de 60 anos	-0.0000 **	(0.0000)	-0.0000 **	(0.0000)	
Inpc	0.0062**	(0.0026)	0.0058	(0.0052)	
Trend	-0.0101*	(0.0053)	-0.0008	(0.0087)	
Trend2	-0.0003	(0.0004)	-0.0005	(0.0009)	
Constante	2.6023***	(0.7974)	4.7695***	(1.4197)	
Teste-F	598.22***		513.57***		
Efeitos fixos de estado 95-15	Sim		Sim		
$R^2$	0,92		0,90		
N	536		536		

O modelo econométrico empregado para medição da taxa de pobreza se mostrou globalmente significante (teste-F = 598.22\*\*\*) e capaz de explicar 92% das observações da amostra ( $R^2 = 0.92$ ). Resultados similares foram encontrados para a medição da taxa de extrema pobreza. O modelo se mostrou globalmente significante (teste-F = 513.57\*\*\*) e capaz de explicar 90% das observações da amostra ( $R^2 = 0.90$ ).

Os resultados mostram que o gasto estadual agregado per capita apresenta coeficientes significantes para explicar a pobreza (0.0322\*\*\*), porém com sinal positivo, evidenciando seu caráter regressivo. Já o gasto federal agregado per capita apresenta coeficientes estatisticamente significantes, no sentido de redução dos índices de pobreza (coeficiente de -0,2199) e de extrema pobreza (coeficiente de -0,0432).

Reforça-se a tese de que o gasto estadual social não está sendo direcionado para os mais vulneráveis, e sim para aqueles de melhor condição socioeconômica, o que sinaliza que as políticas públicas no âmbito estadual não têm tido sucesso na redução da pobreza.

#### 5.3 Elasticidade sobre pobreza e extrema pobreza dos gastos agregados de cada estado

Conforme apresentado na metodologia do trabalho, após as simulações dos efeitos das despesas federal e estadual nas taxas de pobreza e extrema pobreza, aferiu-se a elasticidade do gasto social agregado de cada estado sobre a pobreza. Essa estimativa permite a obtenção do efeito do gasto de cada estado sobre as taxas de pobreza e extrema pobreza, considerandose as especificidades de cada unidade da federação. Os resultados estão sumarizados nas tabelas 6 e 7 a seguir.

Os resultados mostram que os estados das regiões Norte e Nordeste são os que apresentam menor valores absolutos da elasticidade da pobreza em relação ao gasto estadual agregado. Já os estados das regiões Sudeste e Sul apresentam os maiores valores. Este resultado revela a dificuldade de reversão das condições de pobreza dos estados que apresentam situações já precárias.

Os estados nordestinos são os que apresentam pior situação, com maior contingente de pessoas em condição de pobreza e extrema pobreza, além de serem os estados com maior desigualdade de renda. O fato de apresentarem indicadores de pobreza menos sensíveis em relação ao gasto público indica um ponto crítico para as estratégias de combate à pobreza nesses estados pois, em geral, são estados com menor poder de gasto e a evidência aqui encontrada mostra uma menor efetividade do gasto social nessas unidades.

**TABELA 6 –** Resultados da estimação da pobreza com binárias de estado interagindo com gasto estadual agregado

Variável dependente: log proporção de pobres							
	Binária de cada estado interagindo com:						
Região	Gasto Estadual	Coeficiente	Desvio Padrão				
	Agregado						
	GastoAC	-0.32**	(0.13)				
	GastoAM	-0.47***	(0.15)				
	GastoAP	-0.47***	(0.14)				
Norte	GastoPA	-0.54**	(0.22)				
	GastoRO	-0.68***	(0.13)				
	GastoRR	-0.52***	(0.20)				
	GastoTO	-0.79***	(0.10)				
	GastoAL	-0.30***	(0.10)				
	GastoBA	-0.58***	(0.12)				
	GastoCE	-0.36***	(0.09)				
	GastoMA	-0.27***	(0.07)				
Nordeste	GastoPB	-0.53***	(0.11)				
	GastoPE	-0.32***	(0.07)				
	GastoPI	-0.47***	(0.08)				
	GastoRN	-0.44***	(0.09)				
	GastoSE	-0.72***	(0.14)				
	GastoES	-1.24***	(0.15)				
Con Jacoba	GastoMG	-1.17***	(0.13)				
Sudeste	GastoRJ	-0.85 ***	(0.15)				
	GastoSP	-1.18 ***	(0.15)				
	GastoPR	- 1.45***	(0.13)				
Sul	GastoRS	-1.08***	(0.12)				
	GastoSC	- 1.71***	(0.13)				
	GastoDF	-0.50***	(0.15)				
Contro Ocata	GastoGO	-1.14***	(0.11)				
Centro Oeste	GastoMS	-1.05***	(0.10)				
	GastoMT	-0.99***	(0.10)				

Fonte: Elaboração do autor.

Observação: \*, \*\* e \*\*\* = nível de significância 10%, 5% e 1%, respectivamente.

No que diz respeito à extrema pobreza, verifica-se que esta é mais elástica em relação ao gasto estadual. Em outras palavras, a extrema pobreza é mais sensível e apresenta uma melhor resposta ao gasto social efetuado pelos estados. No entanto, tem-se um resultado semelhante, com a médias das elasticidades da extrema pobreza em relação aos gastos estaduais agregados maior nos estados das regiões Sudeste e Sul, e menor nas regiões Norte e Nordeste.

**TABELA 7** – Resultados da estimação da extrema pobreza com binárias de estado interagindo com gasto estadual agregado

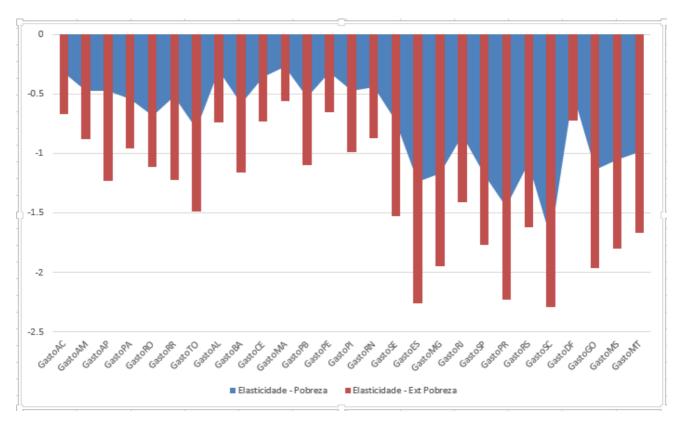
Variável depe	endente: <i>log</i> proporção de ex								
	Binária de cada estado interagindo com:								
Região	Gasto Estadual	Coeficiente	Desvio Padrão						
	Agregado								
	GastoAC	-0.67***	(0.24)						
	GastoAM	-0.88***	(0.26)						
	GastoAP	-1.23***	(0.25)						
Norte	GastoPA	-0.96**	(0.37)						
	GastoRO	-1.11***	(0.22)						
	GastoRR	-1.22***	(0.33)						
	GastoTO	-1.49 ***	(0.18)						
	GastoAL	-0.74***	(0.17)						
	GastoBA	-1.16***	(0.20)						
	GastoCE	-0.73 ***	(0.15)						
	GastoMA	-0.56 ***	(0.12)						
Nordeste	GastoPB	-1.10 ***	(0.19)						
	GastoPE	-0.65***	(0.12)						
	GastoPI	-0.99***	(0.14)						
	GastoRN	-0.87 ***	(0.15)						
	GastoSE	- 1.53***	(0.24)						
	GastoES	-2.26***	(0.25)						
C 14-	GastoMG	-1.95***	(0.22)						
Sudeste	GastoRJ	-1.41***	(0.25)						
	GastoSP	-1.77***	(0.25)						
	GastoPR	-2.23***	(0.23)						
Sul	GastoRS	-1.62***	(0.21)						
	GastoSC	-2.29***	(0.22)						
	GastoDF	-0.72***	(0.25)						
	GastoGO	-1.96***	(0.19)						
Centro Oeste	GastoMS	-1.80***	(0.17)						
	GastoMT	-1.67***	(0.17)						

Fonte: Elaboração do autor.

Observação: \*, \*\* e \*\*\* = nível de significância 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Por fim, o Gráfico 4 sumariza os resultados das tabelas acima permitindo visualizar melhor a diferença de magnitude da elasticidade dos indicadores de pobreza e extrema pobreza.

**GRÁFICO 4 -** Elasticidade por UF da pobreza e da extrema pobreza em relação ao gasto público estadual agregado.



Fonte: Elaboração do autor

# 6 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Esse trabalho teve como objetivo estudar o efeito dos gastos públicos sobre as taxas de pobreza e extrema pobreza. O principal resultado está na evidência de que, para o período analisado, de 1995 a 2015, os gastos estaduais não apresentaram efeitos significantes em termos de redução dos níveis de pobreza. No que tange aos gastos federais, apresentaram efeitos significantes para a redução da pobreza e da extrema pobreza os gastos nas seguintes funções: *Previdência e Assistência* (–0,4667\*\*\* para pobreza e –0,6731\*\*\* para extrema pobreza), *Habitação e Urbanismo* (–0,0237\*\*\* para pobreza e –0,0439\*\*\* para extrema pobreza) e *Trabalho* (–0,0375\* para pobreza e –0,0844\* para extrema pobreza). A variável gasto federal per capita em *Saúde e Saneamento* apresentou coeficiente significante apenas para a redução da extrema pobreza (–0,2181\* para extrema pobreza). Já a variável gasto federal em *Educação e Cultura* se mostrou significante, mas com efeito regressivo sobre os índices de pobreza e extrema pobreza (0,0723\*\*\* para pobreza e 0,1106\*\*\* para extrema pobreza)

Esses resultados divergem substancialmente dos de Hiromoto (2018), principalmente no tocante aos gastos estaduais. Avaliando apenas os impactos nos índices de pobreza, Hiromoto (2018) apresentou com coeficientes significantes as seguintes variáveis de gasto estadual per capita: *Educação e Cultura* (-0,055\*\*), *Habitação e Urbanismo* (0,009\*), *Trabalho* (0,009\*\*) e *Investimento* (-0,024\*\*\*); e as seguintes variáveis de gasto federal per capita: *Previdência e Assistência* (-0,429\*\*\*), *Saúde e Saneamento* (-0,186\*), *Trabalho* (-0,087\*\*\*) e *Educação e Cultura* (0,058\*). Uma das possíveis razões para resultados tão distintos está no fato de que Hiromoto (2018) trabalhou uma série mais longa, de 1988 a 2010, suscetível a distorções decorrentes do período pré-Plano Real. A série utilizada neste estudo, de 1995 a 2015, devido ao controle da inflação, está menos sujeita a distorções decorrentes de grandes variações de preço.

Fica como inspiração futuros trabalhos investigar por que o gasto estadual não tem sido efetivo nesse sentido, em especial validando as hipóteses levantadas nesse trabalho no que diz respeito à precariedade do investimento e o aumento de gastos com pessoal ativo e inativo como entraves para a redução dos níveis de pobreza. Já no plano federal, é instigante que gastos consideráveis em saúde e educação não surtam efeitos significantes. Enquanto que os gastos em Saúde têm efeito redutor somente nas taxas de extrema pobreza, os gastos com Educação e Cultura apresentam efeito regressivo.

Além disso, ao comparar a evolução dos índices de pobreza e extrema pobreza, o este trabalho constatou, por meio das variáveis de tendência linear e quadrática, um crescimento a taxas decrescentes do número de pobres, mas a taxas crescentes do número de extremamente pobres. Isso sugere que parte dos indivíduos que estão deixando de ser pobres estão se tornando extremamente pobres, o que é preocupante do ponto de vista social. Outra observação decorrente desse comparativo é que o impacto do gasto público social é bem maior nos índices de extrema pobreza, seja para redução, seja para aumento.

Também ficou claro que as condições iniciais relacionadas à escolaridade e pobreza possuem efeito significativo. Em outras palavras, é mais difícil para estados mais pobres se tornarem menos pobres. Essa observação se soma ao estudo de Ferreira et al (2010), que concluiu que estados com piores condições tendem a manter taxas de redução de pobreza mais inelásticas em relação ao crescimento econômico e que políticas públicas deveriam priorizar a continuidade dos estudos e a transferência de renda para os mais necessitados no sentido de amenizar o peso das condições iniciais de pobreza.

O debate acerca da redução dos níveis de pobreza e extrema pobreza ganha relevância novamente na agenda econômica e os resultados aqui apresentados deixam clara a necessidade de rever a alocação dos gastos públicos, de modo que estes atendam de fato aos mais necessitados.

#### 7 REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ANDERSON, E; D'OREY, M.A.J; DUVENDACK, M.; ESPOSITO, L. Does Government Spending Affect Income Inequality? A Meta-Regression Analysis.2016

BARROS, Ricardo P. de & FOGUEL, Miguel N. Focalização dos gastos públicos sociais e erradicação da pobreza no Brasil. *In*: Henriques, Ricardo (org.), *Desigualdade e pobreza no Brasil*. Rio de Janeiro, IPEA, 2000.

FERREIRA, F. H. G.; LEITE, P. G.; RAVALLION, M. Poverty reduction without economic growth? Explaining Brazil's poverty dynamics, 1985-2004. Journal of Development Economics, v. 93, n. 1, p. 88-108, 2010.

FOSTER, James; GREER, Joel; THORBECKE, Erik. A class of decomposable poverty measures. **Econometrica: journal of the econometric society**, p. 761-766, 1984.

GUJARATI, Damodar N. **Econometria Básica.** 4ª Ed. Tradução de Maria José Cyhlar Monteiro. Rio de Janeiro, Elsevier, 2006.

HIROMOTO, M.H. Análise do Efeito do Gasto Social dos Governos Federal, Estadual e Municipal sobre a Pobreza no Brasil – 1988 a 2010. 2018.

HOFFMANN, R. Desigualdade da distribuição de renda no Brasil: A contribuição de aposentadorias e pensões e de outras parcelas do rendimento domiciliar per capita. Economia e Sociedade, v. 18, n. 1 (35), p. 213-231, abr. 2009.

HOFFMANN, R. **Desigualdade e pobreza no Brasil no período 1970-1990.** Revista Brasileira de Economia, v. 49, n. 2, p. 277-294, 1995.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Síntese de Indicadores Sociais.** Rio de Janeiro: IBGE, 2017.

Journal of Development Economics 80, 198–227.LOAYZA, N. V.; RADDATZ, C. The composition of growth matters for the poverty alleviation. Journal of Development Economics, v. 93, n. 1, p. 137-151, 2010.

KRAAY, Aart, When is growth pro-poor? Evidence from a panel of countries. 2006.

MARINHO, Emerson Luís Lemos; CAMPELO, Guaracyane Lima; FRANÇA, João Mário Santos de; ARAÚJO, Jair Andrade de. **Impact of infrastructure expenses in strategic sectors for Brazilian poverty.** Revista Economia da ANPEC, Niterói, v. 18, p. 244-259, 2017

MOSLEY, P., Hudson, J., & Verschoor, A. (2004). Aid, poverty reduction and the 'new conditionality'. Economic Journal, 113, F217–F243

NEDUZIAK, L. C. R.; CORREA, F. M. Alocação dos gastos públicos e crescimento econômico: um estudo em painel para os estados brasileiros. 2017

OXFAM BRASIL. **A distância que nos une. Um retrato das desigualdades brasileiras** em: <a href="https://www.oxfam.org.br/sites/default/files/arquivos/Relatorio\_A\_distancia\_que\_nos\_une.p">https://www.oxfam.org.br/sites/default/files/arquivos/Relatorio\_A\_distancia\_que\_nos\_une.p</a> df >. Acesso em: 27 out. 2018.

PATERNOSTRO, S; RAJARAM , A.; TIONGSON, E. R. How Does the Composition of Public Spending Matter?. 2007

SECRETARIA DO TESOURO NACIONAL - Gasto Social do Governo Central - 2002 a 2015. Brasília. STN. 2015

WOOLDRIDGE, Jeffrey M. **Introdução à Econometria: Uma Abordagem Moderna.** 4º Ed. Tradução de José Antônio Ferreira. São Paulo, Cengage Learning, 2010.

# 8 APÊNDICES

**TABELA 8** – Gasto estadual per capita por função orçamentária – valores em R\$ de dezembro de 2015.

Ano	Previdência e Assistência	Saúde e Saneamento	Trabalho	Educação e Cultura	Habitação e Urbanismo	Investimento
1995	264.70	162.83	3.65	324.94	24.75	147.19
1996	316.92	134.15	9.21	351.03	23.91	156.68
1997	324.23	149.72	9.70	308.92	31.49	447.29
1998	375.88	165.14	10.05	425.71	31.45	470.18
1999	344.55	158.93	7.62	409.84	22.00	264.94
2000	309.27	180.07	9.76	428.73	29.33	158.02
2001	209.11	225.30	0.00	445.30	29.25	172.60
2002	214.15	231.68	6.82	424.32	26.76	165.38
2003	212.96	231.66	5.58	416.79	20.40	122.03
2004	241.85	273.48	5.00	381.86	24.30	134.27
2005	256.91	293.67	6.41	398.08	27.69	165.57
2006	288.60	326.17	6.40	435.30	32.22	191.01
2007	287.57	333.92	5.36	456.98	24.42	151.72
2008	363.88	374.31	6.38	522.22	42.64	225.39
2009	430.69	387.99	7.44	524.95	44.01	273.68
2010	442.94	395.75	7.06	504.52	59.72	332.30
2011	492.64	403.24	5.82	521.46	48.83	242.91
2012	551.52	418.68	6.31	513.02	46.92	233.86
2013	547.26	431.69	5.77	531.81	55.11	310.53
2014	557.95	443.07	5.16	524.68	56.39	314.16
2015	595.09	423.73	3.94	497.67	35.53	183.74

Fonte: Elaborado pelo autor, com base nos dados da PNAD

**TABELA 9 –** Gasto federal per capita por função orçamentária – valores em R\$ de dezembro de 2015.

Ano	Previdência e Assistência	Saúde e Saneamento	Trabalho	Educação e Cultura	Habitação e Urbanismo
1995	1188.75	334.22	124.89	211.94	2.47
1996	1307.36	301.05	142.02	194.09	7.03
1997	1352.88	347.66	139.15	201.58	8.18
1998	1510.72	309.15	146.68	277.33	5.65
1999	1470.70	317.00	134.02	265.88	5.31
2000	1500.29	313.26	95.77	166.43	27.56
2001	1542.47	326.25	101.71	162.87	8.07
2002	1747.74	300.18	99.67	158.28	7.22
2003	1618.43	286.37	99.85	152.02	4.89
2004	1721.29	317.15	102.74	142.57	16.14
2005	1844.56	330.17	114.81	150.61	24.21
2006	2031.51	345.40	142.50	155.27	28.51
2007	2105.35	322.29	158.05	157.61	6.92
2008	2167.90	334.70	165.55	170.25	9.36
2009	2328.07	357.30	205.13	209.94	12.59
2010	2442.35	369.50	207.17	262.50	12.56
2011	2529.28	394.10	224.07	275.69	7.93
2012	2654.16	415.41	241.68	310.85	7.30
2013	2777.53	419.72	352.69	349.31	5.97
2014	2877.75	438.82	355.82	378.88	7.66
2015	595.09	423.73	3.94	497.67	35.53

Fonte: Elaborado pelo autor, com base nos dados da PNAD