# Análise do efeito do gasto social dos governos federal, estadual e municipal sobre a pobreza no Brasil − 1988 a 2010[[1]](#footnote-1)

Resumo

O total de gasto social das três instâncias de governo (federal, estadual e municipal) somou cerca de R$800 bilhões em 2009, 30% do PIB brasileiro. Dado o cenário, esse artigo apresenta uma análise do efeito do gasto social das três instâncias de governo sobre a pobreza no Brasil. Foram estimados quatro modelos com dados em painel de dezenove anos (1988 a 2009) analisando os gastos estaduais e federais, e dois modelos com estimação de dados em painel de 5.058 municípios, dos anos 1991, 2000 e 2010. Os resultados mostram que apenas alguns tipos de gasto social do governo têm efeito sobre a queda da pobreza no Brasil.

**Palavras−chaves**: Pobreza; Gasto do governo e políticas relacionadas; Governo federal, estadual e municipal.

Abstract

The total amount of public social (three levels of government) spending in Brazil reached about R$800 billion in 2009, 30% of Brazilian GDP. Due to this increasing and expressive volume, this article analyzes the effect of the three levels of government social spending on poverty in Brazil **−** federal, state and municipal. Four models were estimated with a nineteen years state panel data (1988**−**2009) analyzing the federal and state spending effect. We also estimated the municipal expenditure effect on poverty (1991, 2000 and 2010) in 5.058 municipalities. The results show that just some types of social spendingreduce poverty in Brazil.

**Keywords**: Poverty; Government Expenditures; Effect of Programs; State and Local Government.

1. Introdução

Analisando a pobreza no Brasil, verifica-se que de 1987 a 2003 houve uma lenta redução do percentual de pobres sobre a população total, variando de 36% a 33%. O baixo desempenho desse indicador nesse período pode ser parcialmente explicado tanto pelo fraco crescimento econômico da época como pela discreta melhora da desigualdade de renda, medida pelo índice de Gini[[2]](#footnote-2), que caiu de 0,60 para 0,57. Nesse período, o PIB[[3]](#footnote-3) (produto interno bruto) *per capita* do Brasil cresceu de R$10.382[[4]](#footnote-4) em 1987, para apenas R$13.391 em 2004, resultando em uma taxa anual de crescimento média do PIB *per capita* entre esses anos de apenas 1,7%.

A contribuição mais significante para a queda da pobreza nesse período foi o processo de estabilização econômica pós Plano Real, o qual combinou a desindexação de contratos com uma política de estabilização baseada na taxa de câmbio. Seu principal objetivo foi cumprido, a redução da inflação, mas, por outro lado, trouxe crescimento modesto até os anos 2000. Por outro lado, um benefício alcançado pelo Plano Real foi o forte impacto positivo sobre o poder de compra, principalmente da parte mais carente da população, que no período de elevada inflação não tinha acesso aos mecanismos de proteção contra a desvalorização da moeda.

Nos cinco anos seguintes, a partir de 2004, a redução da taxa de pobreza no Brasil intensificou-se, caindo para 21% de pobres em 2009. Nesse período, houve melhora no padrão do crescimento econômico **−** a taxa de crescimento média do PIB *per capita* de 2004 a 2009 foi de 4,8% ao ano **−** além da consolidação das políticas de estabilização macroeconômica e de proteção social, que contribuíram para a queda mais acentuada da desigualdade, quando o índice de Gini caiu de 0,57 para 0,54, em cinco anos.

Nesse período, houve reformas nos sistemas de assistência e seguridade social, mais especificamente, a intensificação dos programas de transferência de renda, além do sistemático aumento do salário mínimo. Nota-se que as políticas do governo, tanto as macroeconômicas quanto as de transferência de renda, têm tido papel fundamental na redução da proporção de pobres no Brasil. Menezes**-**Filho e Vasconcellos (2007) verificaram que o efeito do crescimento econômico sobre a redução da pobreza é relevante, em especial quando ocorre a redução da desigualdade de renda. É possível notar que o governo tem a capacidade de compensar os efeitos negativos sobre a pobreza dos momentos de instabilidade e retração econômica. Por meio de políticas públicas, o governo pode melhorar não só a distribuição de renda, mas permitir o progresso social, dando outros tipos de oportunidades básicas aos mais pobres (Barros *et al*. 2011), como acesso a água, escola, emprego e moradia.

O total de recursos federais das funções sociais selecionadas nesta análise cresceu de 4% em 1987 para 14% do PIB em 2009, totalizando R$ 432 bilhões. No mesmo período, o volume das funções estaduais cresceu de 4% para 6% do PIB, chegando a R$ 193 bilhões. Por fim, o volume total das funções municipais selecionadas cresceu de 3% em 1991 para 8% do PIB em 2010, (R$ 212 bilhões). Com base nesse histórico, no expressivo volume de recursos e verificando a relevância das políticas públicas no contexto da pobreza, este estudo tem como objetivo analisar o efeito sobre a redução da pobreza do gasto social por função orçamentária executada das três instâncias de governo (federal, estadual e municipal) no Brasil.

Assim, para a análise do efeito sobre a pobreza, selecionou-se o gasto social de acordo com sua origem (Fernandes *et al*. 1998), considerando-se o seguinte conjunto de funções orçamentárias: previdência e assistência, saúde e saneamento, educação e cultura, trabalho, habitação e urbanismo, e nos casos dos estados e dos municípios incluiu-se investimento.

Inicialmente estima-se um painel de dados estaduais de dezenove anos (1988 a 2009)[[5]](#footnote-5). Posteriormente, para melhor compreender o efeito das despesas do governo estadual sobre a redução da pobreza, verifica-se a influência das condições iniciais de cada estado − renda familiar *per capita*, desigualdade, pobreza, grau de educação e mortalidade infantil − em1980, interagindo-se com o gasto estadual *per capita* agregado, bem como a interação deste gasto com as binárias de cada estado. Em seguida, estima-se o modelo similar para o caso do gasto municipal[[6]](#footnote-6).

Barros e Foguel (2000) estudaram a focalização de alguns gastos públicos sociais sobre a erradicação da pobreza no Brasil. Complementarmente a este estudo, a presente análise permite verificar o efeito do gasto social das três esferas de governo sobre a pobreza e busca identificar qual gasto social **−** por função orçamentária **−** tem mais impacto para sua redução. Assim, este estudo contribui como subsídio para uma reflexão quanto à priorização e à distribuição de recursos e à concentração de políticas públicas.

Barros e Mendonça (1997) identificaram que tanto políticas puramente voltadas ao crescimento econômico como políticas exclusivamente redistributivas seriam menos eficientes no combate à pobreza e concluíram que um melhor equilíbrio entre elas levaria a uma maior redução da pobreza. Assim, não há dúvida de que as políticas governamentais são mecanismos importantes para a distribuição de renda e consequente queda da pobreza. Torna-se relevante, portanto, saber quais políticas ou tipos de dispêndio têm maior efeito sobre essa redução.

Este artigo está dividido em seis partes, sendo esta introdução a primeira delas. A próxima seção faz uma revisão da literatura dos temas abordados, na terceira seção apresenta-se a metodologia utilizada. Na quarta seção apresenta-se uma análise descritiva, na quinta são apresentados os resultados das estimações e a última seção contém as conclusões e considerações finais.

2. Revisão Bibliográfica

2.1 Pobreza e gasto público

Existe uma extensa literatura que foca na relação entre pobreza e crescimento econômico por meio de variáveis econômicas e sócio-demográficas. Com vistas à relação entre crescimento econômico, desigualdade e pobreza, Hoffmann (1995) analisou a situação brasileira do período de 1970 a 1990 e apesar da relativa estabilidade da desigualdade, encontrou substancial redução da pobreza absoluta na década de 1970, principalmente em função das altas taxas de crescimento da renda. Na década seguinte, observou-se aumento da pobreza e da desigualdade, em decorrência da estagnação econômica e da elevada inflação. Anteriormente, Kingston e Kingston (1972) verificaram que apesar da forte expansão econômica da década de 1960, houve pouca redução da pobreza no Brasil, resultado da acentuada concentração de renda do período.

Outros estudos analisam a contribuição do crescimento econômico sobre a redução da pobreza. Dentre eles estão séries de tempo de estados (Loayza e Raddatz (2010), Ravallion e Chen (2007), Ravallion e Datt (2002), Ravallion (2011)) e evolução da pobreza com dados de pesquisa domiciliar (Menezes-Filho e Vasconcelos, 2007). Adicionalmente, esses estudos identificam que outros fatores como: saúde, educação, grau de urbanização, taxa de mortalidade, desigualdade de renda entre outros também têm influência sobre o grau em que o crescimento econômico afeta a pobreza.

Loayza e Raddatz (2010) sugerem que há situações em que apenas o crescimento econômico sustentável não é condição suficiente para reduzir profundamente a pobreza. O argumento referente à dificuldade de o crescimento econômico reduzir a pobreza é baseado tanto na falta de oportunidades apresentadas aos pobres como na sua inabilidade em se beneficiar dessas oportunidades. Se o pobre é mal nutrido, tem baixa escolaridade, e vive em condições ruins de moradia ou é discriminado, os ganhos do crescimento econômico não chegam até ele.

Tridico (2010) identificou que o efeito do crescimento econômico foi positivo sobre a redução da pobreza em países com alto grau de escolaridade e com gastos públicos em áreas estratégicas. Concluiu que a erradicação da pobreza pode levar anos e não se trata apenas de uma questão de crescimento econômico, e sim de políticas sociais e de redistribuição da renda. Para o autor, a redução da pobreza resulta de uma análise complexa e da implantação de estratégias que agreguem diferentes disciplinas no processo de formulação de políticas públicas.

A literatura também apresenta estudos acerca do efeito dos gastos públicos sobre a redução da pobreza. Barros e Foguel (2000) avaliaram a focalização dos gastos públicos sociais e a erradicação da pobreza no Brasil e concluíram que os gastos com merenda, livro didático, pré-escola e primeiro grau são bem focalizados. Fan *et al.* (2004) analisaram essa relação nas áreas rurais da China e seus resultados mostraram que os investimentos do governo em agricultura, educação e infraestrutura foram determinantes para o crescimento da região e a consequente redução da pobreza. Notou-se, neste caso, que o gasto com educação foi o que exerceu o maior efeito sobre a redução da pobreza, trazendo retornos positivos tanto para os setores agrícolas como para os não agrícolas e provocando crescimento econômico generalizado nas áreas rurais afetadas. Também estudando as províncias chinesas, Ravallion e Chen (2007) verificaram que a expansão fiscal tende a reduzir a pobreza, nesse caso o gasto local mostrou-se mais efetivo.

Segundo Barros, Carvalho e Mendonça (2006), apesar da estagnação econômica de 2001 a 2004, houve acentuada queda no grau de desigualdade da distribuição de renda no Brasil. Os autores verificaram que essa queda foi o resultado de fatores vinculados tanto ao mercado de trabalho como ao desenvolvimento de redes efetivas de proteção social. Similarmente em outro estudo, Ferreira, Leite e Ravallion (2010) analisaram a política governamental brasileira no período de 1985**−**2004 e concluíram que a maior contribuição para a redução da pobreza veio das mudanças contemporâneas das políticas governamentais de estabilização macroeconômica, em especial o Plano Real; e das políticas de redistribuição de renda, especialmente a expansão dos programas de assistência e previdência do governo federal. Assim, verificaram que mesmo em momentos de baixo crescimento econômico, as ações do governo podem ser efetivas no que diz respeito à redução de pobreza. Concluíram que por meio de políticas públicas, o governo tem a capacidade de compensar os efeitos negativos dos momentos de instabilidade e retração econômica sobre a pobreza. Desse modo, verifica-se que o gasto governamental aplicado adequadamente pode exercer papel fundamental para a redução da proporção de pobres sobre o total da população no Brasil.

2.2 Efeito das condições iniciais

Ferreira, Leite e Ravallion (2010) analisaram a dinâmica da pobreza e sua redução em momentos de baixo crescimento econômico no Brasil. Os autores verificaram que o fraco desempenho da redução da pobreza entre a metade dos anos 1980 e os anos 2000 não foi decorrente apenas do fraco crescimento econômico, mas também da baixa elasticidade entre redução da pobreza e crescimento em alguns estados. Essa baixa elasticidade está relacionada com o alto grau de desigualdade desses estados. Com a interação dos dados de crescimento econômico de estados com suas condições iniciais de 1970, notou-se que estados com piores condições (alta concentração de renda histórica, piores condições de saúde e pouca participação política) tendem a manter taxas de redução de pobreza mais inelásticas em relação ao crescimento econômico do que os estados que apresentam melhores indicadores.

Hoffmann (2005) analisou a elasticidade entre pobreza e renda e verificou que essa cresce com o rendimento médio e varia inversamente com a desigualdade da distribuição de renda. Constatou que as elasticidades da proporção de pobres (*H*) em relação à renda média são relativamente baixas nos estados do Nordeste e relativamente elevadas no Rio de Janeiro, em São Paulo e nos estados do Sul. Da mesma forma, Menezes-Filho e Vasconcelos (2007) verificaram que a pobreza tem grande variação entre os estados brasileiros, assim como suas respectivas condições socioeconômicas. Os autores concluíram que a elasticidade da pobreza em relação ao crescimento econômico é uma função crescente do nível de desenvolvimento dos estados, assim como uma função decrescente do grau de desigualdade de renda inicial. Estados menos prósperos e com maior desigualdade, como o Piauí, têm de se desenvolver mais para atingir a mesma taxa de redução da pobreza que outros estados com melhores condições como Santa Catarina.

Com base nesse cenário, verifica-se a relevância de analisar não apenas o efeito do gasto do governo sobre a pobreza, como também a influência regional e das condições iniciais sociais de cada estado sobre o efeito desses gastos sobre a pobreza.

3. Análise Descritiva e Fonte de Dados

3.1 Proporção de pobres (H)

A pobreza considerada neste estudo limita-se apenas à dimensão da insuficiência de renda. Adotou-se a linha de pobreza calculada pelo IPEA (Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada), em que a proporção de pobres (*H*) é definida pelo número de pessoas em domicílios com renda domiciliar *per capita* inferior à linha de pobreza, a qual é o dobro da linha de extrema pobreza[[7]](#footnote-7), sobre o total da população[[8]](#footnote-8).

Até o início da década de 1990, a proporção de pobres no Brasil manteve-se estável e próxima a 0,40 do total da população (Figura 1). Em meados dessa década, mais especificamente em 1995, essa proporção apresentou queda para o patamar de 0,33 – esse desempenho pode ser atribuído principalmente à política de estabilização de preços, a qual teve efeitos positivos sobre a redução da pobreza no país. No entanto, após esse efeito inicial, a taxa manteve-se estável até 2004, quando iniciou de fato uma queda sistemática até 2009, chegando a 0,21.

Verifica-se também que no período analisado (1987–2009) o PIB *per capita*[[9]](#footnote-9) cresceu 60%, de R$ 10.380 para R$ 16.635. Por sua vez, a somatória das funções orçamentárias do gasto estadual selecionadas neste estudo[[10]](#footnote-10), cresceu mais de 120%, de R$ 446 *per capita* anual para R$1.010, no mesmo período. A soma do gasto federal das funções orçamentárias[[11]](#footnote-11) selecionadas, nesse mesmo período, cresceu mais de cinco vezes, passando de R$ 425 *per capita* anual para R$ 2.253, crescimento mais intenso que no caso do gasto estadual. Simultaneamente, o índice de Gini, caiu de 0,60 em 1987 para 0,54 em 2009. Esses números sugerem uma relação entre crescimento econômico, desigualdade de renda, despesa do governo e redução da pobreza. Ao mesmo tempo em que houve crescimento, queda da desigualdade e aumento do gasto, nota-se queda da proporção de pobres no Brasil.



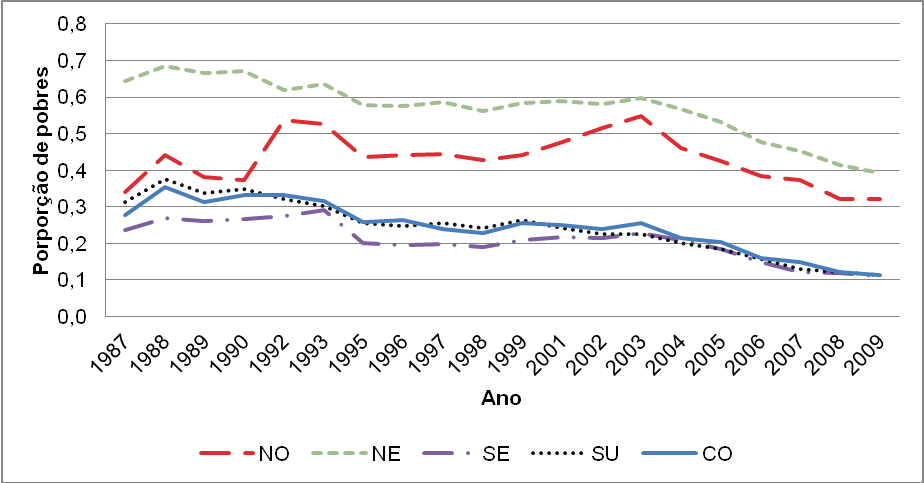
**Figura 1. Proporção de pobres (*H*) sobre população do Brasil, coeficiente de Gini, PIB (em R$ bilhões), PIB per capita, gasto estadual e federal per capita de 1987−2009**

Fonte: elaboração do autor com base nos dados do IPEA, do IBGE e da Secretaria do Tesouro Nacional do Ministério da Fazenda

Nota: em R$ de dez./2009

Porém, é possível notar que o comportamento da queda da proporção de pobres apresenta discrepâncias entre as regiões do país (Figura 2). Analisando as médias da proporção de pobres (*H*) das cinco regiões do país – ponderadas pela população estadual –, é possível observar, queda desse índice em todas as regiões, porém em diferentes magnitudes. A Região Norte[[12]](#footnote-12) não apresenta os maiores índices de pobreza, mas é a região que teve a menor queda da proporção de pobres, apenas 5,8%, de 1987 a 2009.

A média da proporção de pobres entre todos os estados brasileiros variou de 0,36 em 1987 para 0,21 em 2009 – uma queda de 43%. A Região Sul apresentou a maior queda percentual de pobres (64%) – de 0,31 para 0,11. A Região Nordeste, apesar da queda de 39%, ainda apresenta os piores índices dentre todas as regiões do Brasil – de 0,64 em 1987 para 0,39 em 2009. Esses dados indicam uma disparidade da queda do índice pobreza entre as regiões do país, o que motiva a análise dos efeitos específicos de cada estado para a redução da taxa de pobres.



**Figura 2. Proporção de pobres (H): média ponderada pela população de cada região, de 1987 −2009**

Fonte: elaboração do autor com base nos dados do IPEA

3.2 Despesas por função orçamentária

Verifica-se que a maioria das despesas *per capita* por função orçamentária executada selecionada para este estudo apresentou aumento no período analisado (Figuras 3 e 4). O gasto *per capita* com a função federal previdência e assistência apresentou crescimento significativo, superior a 12 vezes de 1987 a 2009,[[13]](#footnote-13) chegando a R$ 1.713 *per capita* em 2009. Esse crescimento e seu elevado valor podem ser explicados pela implantação e pela intensificação de programas de transferência de renda, como o Benefício da Prestação Continuada (BPC) e o Bolsa Família, bem como pelo sistemático aumento real do salário mínimo[[14]](#footnote-14), o qual ocorreu desde 1994 e tem impactado o valor das pensões e das aposentadorias, entre outras despesas. A despesa estadual com previdência e assistência também apresentou crescimento no período de 1987 a 2009, porém de 223%, chegando a R$ 280 *per capita*.



**Figura 3. Gasto federal *per capita* por função orçamentária**

Fonte: elaboração do autor com base nos dados da Secretaria do Tesouro Nacional do Ministério da Fazenda

Nota: em R$ de dez./2009.

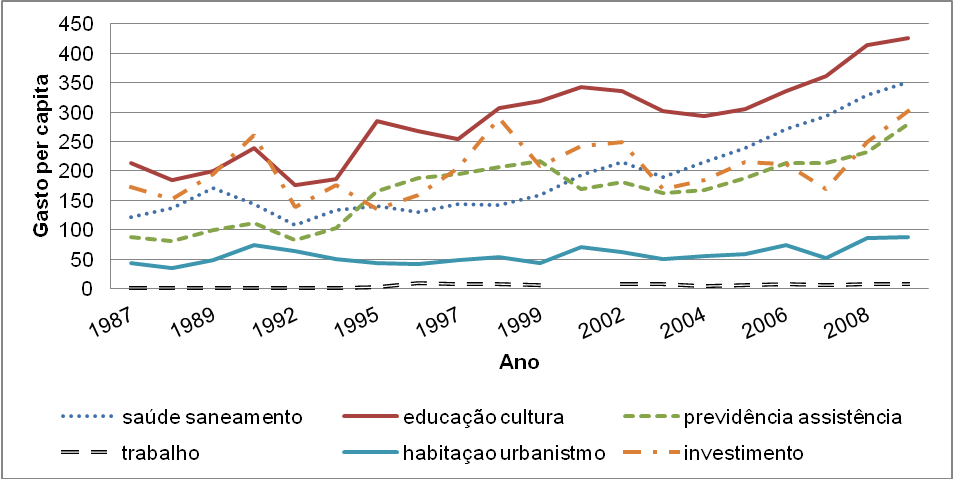


Figura 4. Gasto estadual *per capita* médio por função orçamentária e investimento *per capita* médio

Fonte: elaboração do autor com base nos dados da Secretaria do Tesouro Nacional do Ministério da Fazenda

Nota: em R$ de dez./2009. Para Tocantins não há dados de 1987 a 1989. Não há dados disponíveis de gasto na função trabalho em 2001.

Vale notar que no período analisado houve queda do gasto federal em educação e cultura (-20%) – para a mesma função estadual houve aumento de 100% – e do gasto federal em habitação e urbanismo (-66%) – para a mesma função estadual houve aumento de 153%. No caso do gasto em saúde e saneamento, o aumento foi de 190% na função estadual e 391% na função federal. Por fim, o gasto da função trabalho (proteção e benefícios ao trabalhador, relações do trabalho, empregabilidade e fomento ao trabalho) teve forte aumento tanto na esfera federal como na estadual, 1.467% e 451%, respectivamente. Portanto, de maneira geral, verifica-se um aumento quase generalizado das despesas, além de uma redistribuição entre as funções tanto no caso federal como no estadual.

Com relação às despesas municipais[[15]](#footnote-15) (Figura 5), também é possível observar crescimento expressivo em todas as funções entre os anos de 1991 e 2010. As funções educação e cultura e saúde e saneamento apresentam crescimento de mais de seis vezes, chegando em 2010 a R$ 413 e R$ 404 em valores *per capita*, respectivamente.



Figura 5. Gasto municipal *per capita* médio por função orçamentária

Fonte: elaboração do autor com base nos dados da Secretaria do Tesouro Nacional do Ministério da Fazenda

Nota: em R$ de dez./2009.

É evidente o crescente volume *per capita* das despesas classificadas como sociais das três instâncias de governo no período analisado, bem como a crescente participação dessas despesas no PIB[[16]](#footnote-16) de 1987 a 2009 – de 4% para 14% no caso do gasto federal e de 4% para 6% no estadual, e 3% para 8% de 1991 a 2010 nos municípios. Esses dados contribuem para justificar a análise mais profunda dos efeitos desses gastos sobre a queda da pobreza no país.

4. Metodologia

4.1. Análise para o painel de estados

Para estimar o efeito do gasto público *per capita* sobre a proporção de pobres, utilizou-se uma base de dados composta por um painel de estados brasileiros em dezenove anos, de 1988 a 2009. O modelo proposto utiliza metodologia semelhante à aplicada no trabalho de Ferreira, Leite e Ravallion (2010), o qual analisou o efeito do crescimento econômico setorial e o gasto do governo dentre outras variáveis sobre a pobreza. Porém, neste caso há adaptações, pois o foco principal é o efeito do gasto do governo e não o efeito do crescimento econômico sobre a pobreza.

O modelo econométrico de efeitos fixos foi utilizado para estimar o efeito das despesas estaduais sobre a proporção de pobres. Este método é aplicado para remover o efeito de características não observáveis, que não variam no tempo e são intrínsecas a cada estado. A Equação 1 de estimação da proporção de pobres em função do gasto público a seguir, representa o modelo proposto:

(1)

Em que representa o logaritmo da proporção de pobres (*H*) no estado para cada ano . representa o conjunto de variáveis explicativas, logaritmo do gasto estadual e federal *per capita* executado por função orçamentária selecionada, representa o vetor de variáveis de controle, é o efeito fixo não observável dos estados e é o termo aleatório.

As variáveis gasto federal e gasto estadual *per capita* executados são tratadas de duas maneiras: agregadas e desagregadas. Quando desagregadas, são decompostas entre as seguintes funções orçamentárias selecionadas: previdência e assistência social; educação e cultura; saúde e saneamento; habitação e urbanismo e trabalho, além do investimento no caso estadual. Quando agregadas, representam a soma dessas despesas selecionadas, excluindo-se o investimento.

Marinho e Araujo (2010) e Marinho, Linhares e Campelo (2011) incluem a variável desigualdade de renda (Gini) nos modelos de determinação do impacto das aposentadorias rurais e dos programas de transferência de renda sobre a pobreza[[17]](#footnote-17). Para este modelo tal variável não será incluída, evitando-se incorrer no erro de excesso de controles do modelo.

De acordo com Hoffmann (1995), a distribuição log-normal é uma boa aproximação da distribuição da renda no Brasil e a redução da pobreza normalmente será alcançada apenas reduzindo-se a desigualdade, apenas aumentando-se a renda média ou por meio da combinação de crescimento com queda da desigualdade. Adicionalmente, Barros e Mendonça (1997) e Barros, Franco e Mendonça (2007) verificaram que as políticas públicas focadas na redução de pobres buscam crescimento econômico ou igualdade de renda. Similarmente, verificam que a queda da pobreza requer um desses fatores, não necessariamente os dois conjuntamente. Portanto, verifica-se que o gasto do governo tem efeito sobre a pobreza quase que exclusivamente por meio da queda da desigualdade ou do aumento da renda, pois uma ação do governo que reduza a pobreza tende a ser acompanhada de aumento de renda e/ou redução da desigualdade.

O objetivo deste artigo é verificar o efeito do gasto do governo (*Gastoit*ou *X1*) sobre a pobreza (*Txpobreit* ou *Y*). Pobreza, renda média e índice de Gini são três características da distribuição de renda estreitamente relacionadas. Se a distribuição for log-normal, cada uma dessas três variáveis é uma função matemática das outras duas, ou seja, a inclusão das variáveis renda ou Gini na estimaçãocaptaria todo o efeito do gasto do governo sobre a redução da pobreza e restaria à variável gasto do governo captar **−** ainda exista algo a ser captado **−** um efeito residual do gasto do governo sobre a redução da pobreza. Pois, de acordo com o teorema de Frisch-Waugh-Lovell, (Greene, 2002), estimando uma regressão múltipla de *Y1* contra *X1*,*X2*, *X3*, *etc*., o coeficiente de *X1* mostra o efeito de *X1* sobre *Y* depois de controlados os efeitos de *X2*, *X3*, *etc*. Neste estudo, o interesse é avaliar o efeito do gasto do governo (*X1*) sobre a pobreza (*Y*), e não o efeito residual do gasto do governo sobre a pobreza fixando a renda média (*X2*) e a desigualdade (*X3*). Conclui-se, assim, que coma inclusão dessas variáveis de controle **−** renda e desigualdade **−** na estimação do efeito do gasto público sobre a pobreza geraria um erro de excesso de controles do modelo. Caso o modelo fosse estimado mantendo-se esse excesso de controles, o efeito do gasto não seria detectado, dado que a distribuição de renda é aproximadamente log-normal. Uma vez incluídas essas variáveis, seria praticamente impossível captar efeito do gasto público sobre a pobreza, dado que a redução da pobreza se dá por meio da renda.

Tão importante quanto os argumentos anteriores, verifica-se que a inclusão das variáveis em questão intensificaria significativamente o problema de multicolinearidade nas estimações. A título de ilustração, na amostra explorada no estudo, a correlação do gasto estadual agregado[[18]](#footnote-18) e a renda domiciliar média é igual a 83% e igual a 59% com o índice de Gini.

Adicionalmente, verifica-se que Angrist e Pischke (2009) apresentam em seu livro[[19]](#footnote-19) um item sobre “controles ruins”, no qual ressaltam que "mais controle não é sempre melhor”. Segundo os autores, existe um entendimento comum que mais controles podem aumentar a variância das estimativas dos parâmetros. No entanto, argumentam que alguns controles nunca deveriam ser incluídos em uma regressão, mesmo que sua inclusão altere os coeficientes. Esclarecem que “controles ruins” são aquelas variáveis que também poderiam ser variáveis dependentes, ou seja, elas próprias poderiam fazer parte do resultado do experimento.

Ribas *et al.* (2006) identificou que a pobreza é um fenômeno dinâmico e persistente, assim inclui-se como variável de controle o logaritmo da proporção de pobres defasada em um período (*Txpobre (t-1)*).

O viés presente em estimações de painel de efeitos fixos com variável dependente defasada pode ser tratado por meio do modelo de estimação Arellano−Bond. No entanto, de acordo com Nickell (1981), painéis com grande quantidade de períodos tendem a minimizar o viés presente nas estimações desses modelos[[20]](#footnote-20). Assim, dado que o presente estudo utiliza um painel de dezenove anos, não há a necessidade de tratamento desse viés por meio do estimador de Arellano−Bond, pois neste caso o viés de variável dependente tende a ser pequeno. Portanto, a regressão pode ser estimada por meio do modelo de efeitos fixos.

Para controlar aspectos demográficos, utilizou-se o logaritmo da população estadual (). Para essa variável, os dados de população são estimativas com base nas projeções das populações residentes por unidade da Federação[[21]](#footnote-21). Adicionalmente, incluíram-se as variáveis proporção da população estadual de indivíduos com idade inferior a 15 anos (), bem como a proporção da população superior a 60 anos (). De acordo com Arvate, Lucinda e Avelino (2008), essas parcelas da população utilizam grande volume de recursos nas áreas da saúde e previdência, no caso dos idosos e educação, no caso dos menores de 15 anos, o que influencia o volume de gastos e consequentemente pode influenciar o grau de pobreza da região[[22]](#footnote-22).

De acordo com Menezes-Filho e Vasconcelos (2007), a educação tende a reduzir a desigualdade que por sua vez contribui para a queda da pobreza. Assim, incluiu-se a variável ()[[23]](#footnote-23) **−** a qual é a razão entre o somatório do número de anos de estudo completados pelas pessoas que tem 25 ou mais anos de idade e o número de pessoas nessa faixa etária **−** como *proxy* do nível de educação da população dos estados.

Como variável de controle de estabilização econômica foi utilizada uma medida da inflação, especificamente o valor do Índice Nacional de Preços ao Consumidor () do IBGE. Por fim, para captar eventuais efeitos de tendências no tempo de variáveis omitidas, foram incluídas variáveis de tendência linear () e quadrática ().

Todas as medidas monetárias estão em Reais (R$) de dezembro de 2009, deflacionadas pelo INPC do IBGE[[24]](#footnote-24).

Com a finalidade de compreender as diferenças de elasticidade gasto-pobreza entre os estados brasileiros, incluíram-se estimações do efeito do gasto estadual interagindo com suas respectivas condições iniciais sobre a pobreza. Para tanto, são utilizados como parâmetros das condições iniciais, os dados estaduais de 1980 (Censo do IBGE) – sete anos antes do início da série –: desigualdade (índice de Theil), pobreza (proporção de pobres), grau de educação[[25]](#footnote-25) (dado pela média de anos de estudo de pessoas de 25 ou mais anos de idade) e renda domiciliar *per capita*.

Com base na Equação 1, anteriormente apresentada, serão derivadas outras funções similares de estimação da proporção de pobres como função do gasto estadual, em que o termo é aplicado das seguintes maneiras:

* gasto estadual *per capita*, desagregado por função e investimento e gasto federal desagregado por função.
* gasto estadual *per capita* agregado (soma dos gastos estaduais das funções orçamentárias selecionadas);
* gasto estadual *per capita* agregado interagindo com binárias de cada estado;
* gasto estadual agregado, interagindo com condições iniciais de 1980 por estado (quais sejam: renda familiar *per capita*, desigualdade, pobreza, educação e mortalidade infantil).

4.2. Efeito do Gasto Municipal

A segunda investigação da relação entre gasto público e pobreza é realizada para o caso dos municípios. A metodologia aplicada neste caso é similar à utilizada para os estados, porém dispõe-se apenas de dados de três anos do Censo do IBGE, quais sejam: 1991, 2000 e 2010, para 5.058 municípios. Nesta etapa, também se utiliza o modelo econométrico de efeitos fixos para o painel de municípios, o qual elimina o efeito não observado associado aos municípios, de acordo com a Equação 2 de estimação da proporção de pobres em função do gasto público municipal, a seguir:

(2)

Para o caso dos municípios a variável é o logaritmo da proporção de pessoas com renda domiciliar *per capita* inferior a 50% do salário mínimo[[26]](#footnote-26). representa o logaritmo das despesas municipais *per capita* das funções orçamentárias selecionadas: previdência e assistência; educação e cultura; saúde e saneamento; habitação e urbanismo e investimento com exceção da função trabalho que não tem dados disponíveis para 1991[[27]](#footnote-27). As variáveis de controle contidas no vetor seguem o mesmo padrão da Equação−1, porém com dados municipais (, e ), com exceção da variável nível de educação que para o caso dos municípios é a taxa de alfabetização da população com mais de 15 anos. Além disso, optou-se por substituir as variáveis gasto federal e INPC, que variam apenas entre os anos e não entre municípios, por binárias de ano (1991 e 2000). Essas binárias captam os efeitos específicos de cada ano que afetam todos os municípios conjuntamente, como choques macroeconômicos. O ano de referência é 2010, ou seja, a binária deste ano foi excluída da estimação, evitando-se o problema de multicolinearidade perfeita.

5. Resultados

5.1. Efeito dos gastos estadual e federal desagregados por função orçamentária sobre a pobreza

Inicialmente, para analisar o efeito do gasto desagregado *per capita* sobre a proporção de pobres, o termo da Equação I foi substituído pelo vetor de despesas estadual e federal *per capita* desagregadas das funções orçamentárias selecionadas[[28]](#footnote-28).

O resultado da estimação de efeitos fixos (Tabela 1) mostra que o gasto do governo estadual em educação reduz a pobreza (-0,06) e mesmo gasto na instância federal tem efeito positivo sobre a pobreza (0,06). Por meio das subfunções que compõem as funções orçamentárias, é possível compreender os efeitos deste gasto sobre a pobreza[[29]](#footnote-29). Considerando a despesa de 2009, verifica-se que 56% do total da função estadual educação e cultura concentrou-se nas subfunções ensino fundamental e médio. Por outro lado, o foco desta função na esfera federal foi o ensino superior. Esse resultado está de acordo com o observado por Huber, Mustillo e Stephens (2008), no qual citam que o gasto na educação básica e fundamental tende a melhorar a qualidade de vida dos cidadãos. Da mesma forma, Menezes-Filho e Vasconcelos (2007) verificaram que investimentos no ensino médio podem tornar o crescimento mais efetivo para a redução da pobreza, mas estes não melhoram as perspectivas de crescimento por si só. Por outro lado, gasto federal em educação e cultura que é concentrado no ensino superior, tem efeito regressivo sobre a pobreza uma vez que atinge uma parcela da população privilegiada que tem acesso à universidade pública, diferente da população mais carente, a qual muitas vezes sequer consegue chegar ao ensino superior.

O mesmo efeito regressivo é observado nas funções trabalho (0,01) e habitação e urbanismo estaduais (0,01). No caso do efeito da função trabalho − mesmo efeito positivo da esfera federal (0,09) −, verifica-se que o gasto atinge a população que participa do mercado de trabalho, não alcançando a população pobre que não tem acesso aos benefícios destinados aos trabalhadores.

No caso do efeito do investimento estadual (-0,02), compreende-se seu impacto redutor sobre a pobreza considerando-se o efeito multiplicador do investimento sobre a renda. Por meio de investimentos em obras de infraestrutura, por exemplo, aquece-se a economia, gera-se renda e desenvolvimento, e por consequência, o nível de pobreza da população é reduzido de forma mais consistente.

Tabela 1. Resultado da estimação de pobreza com gasto estadual e federal desagregado − modelo de efeitos fixos

|  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| variável dependente: log proporção de pobres (*H*) | | | |  |  |  |
| variável explicativa | coeficiente | desvio |  | variável explicativa | coeficiente | desvio |
|  |  | padrão |  |  |  | padrão |
| **gasto estadual per capita:** | | |  | **variáveis de controle:** | |  |
| previdência e assistência | -0,002 | (0,012) | | txpobre(t-1) | 0,439\*\*\* | (0,038) |
| educação e cultura | -0,055\*\* | (0,027) | | anos estudo | -0,159\*\*\* | (0,025) |
| saúde e saneamento | -0,022 | (0,017) | | pop | -1,111\*\*\* | (0,193) |
| habitação e urbanismo | 0,009\* | (0,005) | | menor 15 | 1,669\*\* | (0,824) |
| trabalho | 0,009\* | (0,005) | | maior 60 | -32,588\*\*\* | (3,628) |
| investimento | -0,024\*\*\* | (0,009) | | INPC | 0,008\*\*\* | (0,002) |
|  |  |  |  | trend | 0,250\*\*\* | (0,020) |
| **gasto federal per capita:** | |  |  | trend2 | -0,004\*\*\* | (0,000) |
| previdência e assistência | -0,429\*\*\* | (0,072) | | constante | 20,351\*\*\* | (2,912) |
| educação e cultura | 0,058\* | (0,033) | | efeitos fixos de estado 87-09 | | sim |
| saúde e saneamento | -0,186\*\*\* | (0,028) | | R2 | 0,862 |  |
| habitação e urbanismo | -0,006 | (0,010) | | n | 427 |  |
| trabalho | 0,087\*\*\* | (0,033) | | teste de Hausman | 172,74\*\*\* |  |

Fonte: elaboração do autor

Nota: nível de significância: 10% (\*), 5% (\*\*) e 1% (\*\*\*). O número de observações menor deve-se à ausência de dados de gasto da função trabalho em diversos anos, à ausência de dados de Tocantins de 1987 a 1990 e à ausência de dados de pobreza para o Distrito Federal em 2007

Com relação às demais despesas federais, a função saúde e saneamento (-0,19) apresentou efeito redutor sobre a pobreza[[30]](#footnote-30). O efeito redutor da pobreza do gasto com saúde e saneamento é similar às conclusões de Menezes-Filho e Vasconcelos (2007), os quais identificaram que melhorias no saneamento ajudam o crescimento econômico a ser mais efetivo para a redução da pobreza.

Também na esfera federal, a função previdência e assistência[[31]](#footnote-31) apresentou-se estatisticamente significativa e com efeito redutor da proporção de pobres (-0,43). Este efeito pode ser explicado pelo seu elevado volume (R$ 322,71 bilhões em 2009)[[32]](#footnote-32). Porém este resultado não corrobora o apresentado pela literatura, pois, de acordo com (Barros e Foguel, 2000), embora o perfil do acesso ao programa de aposentadorias e pensões seja relativamente uniforme ao longo da distribuição de renda, o perfil dos gastos é bastante regressivo, com os mais ricos recebendo um benefício médio bem superior ao dos mais pobres. Da mesma forma, Hoffmann (2009) verificou que o impacto da previdência do funcionalismo público é regressivo para a desigualdade de renda, mas não aumenta a pobreza, pois segundo o autor essa subfunção da previdência contribui para a concentração de renda, principalmente em decorrência da aposentadoria integral do funcionalismo público.

No caso do INPC (0,01) o parâmetro foi significativo e também contribui para a redução da proporção de pobres. Esse resultado confirma as conclusões de Ferreira, Leite e Ravallion (2010), em que os autores identificaram que apesar de as políticas econômicas de governo não terem como seu principal objetivo a queda da pobreza, políticas que focaram o crescimento econômico e controle da inflação tiveram substancial contribuição para a redução contemporânea da pobreza no Brasil, principalmente em decorrência da melhoria do poder de compra da população carente.

Em relação às demais variáveis de controle observa-se que quanto maior o nível de educação da população (-0,16) menor é a pobreza. Estados com população mais educada têm menor proporção de pobres que os demais estados. Os parâmetros demográficos indicam que estados com população mais idosa (-32,59) tendem a apresentar menores índices de pobreza, diferentemente de estados com população proporcionalmente mais jovem (1,70) que tendem a intensificar a situação de pobreza. População idosa é proporcionalmente mais economicamente ativa e tem maior renda que populações mais jovens. Esta população também se beneficia diretamente de programas de transferência de renda como: BPC, pensões, aposentadorias rurais entre outros benefícios. O coeficiente da variável defasada do logaritmo da proporção de pobres é positivo e significante (0,44), confirmando assim o fenômeno persistente da pobreza identificado por Ribas *et al.* (2006).

Para melhor compreender o comportamento do efeito do gasto estadual sobre a pobreza, analisa-se na sequência o seu efeito interagindo-se com condições iniciais dos estados.

5.2. Efeito sobre a pobreza das condições iniciais de cada estado interagindo com o gasto

Nesta subseção, inicialmente estima-se o efeito do gasto estadual *per capita* de forma agregada sobre a pobreza (substitui-se o termo da Equação 1 por ), isto é, o somatório das funções sociais estaduais orçamentárias selecionadas[[33]](#footnote-33). O resultado desta estimação é apresentado na Tabela 2, a seguir.

Tabela 2. Resultado das estimações de pobreza com gasto estadual agregado −modelo de efeitos fixos

|  |  |  |
| --- | --- | --- |
| variável dependente: proporção de pobres (*H*) | | |
| variável explicativa | coeficiente | desvio padrão |
| gasto estadual agregado | -0,089\*\* | (0,037) |
| variáveis de controle: |  |  |
| pop | -0,016 | (0,224) |
| menor 15 | 4,907\*\*\* | (0,805) |
| maior 60 | -46,517\*\*\* | (4,213) |
| INPC | 0,004\*\*\* | (0,001) |
| anos estudo | -0,352\*\*\* | (0,025) |
| trend | 0,199\*\*\* | (0,018) |
| trend2 | -0,002\*\*\* | (0,000) |
| constante | 1.180 | (3,426) |
| estados – efeitos fixos (1988-2009) | sim |  |
| R2 | 0,72 |  |
| n | 535 |  |
| teste de Hausman - efeito fixo | 317,01\*\*\* |  |

Fonte: elaboração do autor

Nota: nível de significância: 10% (\*), 5% (\*\*) e 1% (\*\*\*). O número menor de observações deve-se à ausência de dados de Tocantins de 1987 a 1990 e da ausência de dados de pobreza para o Distrito Federal em 2007.

Verifica-se que o agregado de gastos sociais estaduais *per capita* é efetivo para a redução da proporção de pobres no Brasil (-0,09). No estudo de Ferreira, Leite e Ravallion (2010), a despesa estadual não mostrou efeito estatisticamente significativo para a redução da pobreza. Os autores também utilizaram o gasto estadual de forma agregada, denominando-os de sociais[[34]](#footnote-34). No entanto, neste estudo, diferente do realizado por Ferreira, Leite e Ravallion (2010), não se incluiu o investimento no gasto agregado, nem se inclui a variável crescimento econômico no modelo, apenas as despesas estaduais no valor agregado de gastos sociais.

Nessa subseção também se analisa a elasticidade do gasto estadual agregado de cada estado sobre a pobreza, ou seja, estima-se por meio do método de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO)[[35]](#footnote-35) o efeito do gasto agregado de cada estado interagindo com sua respectiva binária. Desta forma, obtém-se o efeito do gasto estadual sobre a pobreza considerando-se as características específicas de cada estado.

Posteriormente, analisa-se o efeito desse gasto agregado interagindo com as condições iniciais de cada estado em 1980[[36]](#footnote-36). Esta estimação permite controlar a influência das condições iniciais de cada estado sobre o efeito do gasto na pobreza.

A estimação do gasto por estado é similar à estimação da Equação – 1 anterior, porém utilizam-se como variáveis explicativas as binárias de cada estado interagindo com o gasto estadual agregado. Por meio deste procedimento é possível verificar a influência do gasto social agregado de cada estado sobre a pobreza, considerando também o efeito das características específicas dos estados. A Equação 3, a seguir, demonstra a estimação da proporção de pobres em função da interação das binárias de estado com seu respectivo gasto agregado:

(3)

O resultado dessa estimação (Tabela 3) mostra a diferença de elasticidade da pobreza (*H*) em relação à média do gasto estadual agregado. Este resultado está de acordo com o esperado, dada a diversidade de condições específicas e desigualdade de renda entre esses estados e regiões. As características específicas dos estados do Nordeste fazem com que o efeito do seu gasto sobre a queda da pobreza seja menor que o efeito do gasto dos estados da região Sul e Sudeste. De certa forma, pode-se inferir que o gasto social per capita da região Nordeste tende a ser menos elástico para reduzir menos a pobreza do que o gasto das demais regiões do país, principalmente Sul e Sudeste.

Tabela 3. Resultado da estimação de pobreza com binárias de estado interagindo com gasto estadual agregado − modelo de mínimos quadrados ordinários

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
| variável dependente: proporção de pobres (H) | | | |
|  | binária de estado interagindo com | | |
| região | gasto estadual | coeficiente | desvio padrão |
| Norte | ROgasto | -0,37\*\*\* | (0,04) |
|  | ACgasto | -0,30\*\*\* | (0,03) |
|  | AMgasto | -0,30\*\*\* | (0,03) |
|  | RRgasto | -0,35\*\*\* | (0,03) |
|  | PAgasto | -0,35\*\*\* | (0,04) |
|  | APgasto | -0,31\*\*\* | (0,03) |
|  | TOgasto | -0,24\*\*\* | (0,03) |
| Nordeste | MAgasto | -0,24\*\*\* | (0,04) |
|  | PIgasto | -0,23\*\*\* | (0,04) |
|  | CEgasto | -0,24\*\*\* | (0,04) |
|  | RNgasto | -0,24\*\*\* | (0,04) |
|  | PBgasto | -0,24\*\*\* | (0,04) |
|  | PEgasto | -0,24\*\*\* | (0,04) |
|  | ALgasto | -0,23\*\*\* | (0,04) |
|  | SEgasto | -0,24\*\*\* | (0,04) |
|  | BAgasto | -0,24\*\*\* | (0,04) |
| Sudeste | MGgasto | -0,36\*\*\* | (0,04) |
|  | ESgasto | -0,35\*\*\* | (0,03) |
|  | RJgasto | -0,36\*\*\* | (0,03) |
|  | SPgasto | -0,39\*\*\* | (0,03) |
| Sul | PRgasto | -0,34\*\*\* | (0,04) |
|  | SCgasto | -0,42\*\*\* | (0,04) |
|  | RSgasto | -0,35\*\*\* | (0,03) |
| Centro-Oeste | MSgasto | -0,37\*\*\* | (0,04) |
|  | MTgasto | -0,36\*\*\* | (0,04) |
|  | GOgasto | -0,36\*\*\* | (0,04) |
|  | DFgasto | -0,32\*\*\* | (0,03) |
|  | constante | 0,83\*\*\* | (0,21) |
|  | R2 | 0,72 |  |
|  | n | 535 |  |
|  | Teste F | 47,32\*\*\* |  |

Fonte: elaboração do autor

Nota: nível de significância: 10% (\*), 5% (\*\*) e 1% (\*\*\*)

Os estados da região Nordeste são os que apresentam menor valor absoluto da elasticidade da pobreza em relação ao gasto médio estadual, em torno de -0,29, enquanto os estados de Santa Catarina (-0,42) e São Paulo (-0,39) apresentam os maiores valores absolutos em contraste aos estados de do Piauí e Alagoas (-0,23). Hoffmann (2005), analisando as elasticidades da proporção de pobres (*H*) em relação à renda média, constatou que estas são relativamente baixas nos estados do Nordeste e relativamente elevadas no Rio de Janeiro, São Paulo e nos estados do Sul, onde a desigualdade de renda é menor do que em outros estados.

Na sequência, analisa-se a influência das condições iniciais de cada estado sobre o efeito dos seus gastos sobre a pobreza. Assim, como descrito anteriormente, utilizam-se os dados de 1980 para obter as variáveis de condições iniciais de cada estado: desigualdade, pobreza, grau de educação e renda.

Investiga-se o efeito do gasto agregado dos estados interagindo com as suas respectivas condições iniciais em 1980. Para tanto, substituímos o termo da Equação 1 pela variável , gasto estadual agregado *per capita* multiplicado por cada uma das condições iniciais de cada estado (), separadamente, resultando nas seguintes variáveis explicativas:, , e , calculadas da seguinte forma:

(4)

Cada uma dessas variáveis explicativas com interação gera uma estimação de pobreza, o resultado das quatro estimações é apresentado na Tabela 4. É possível observar que as melhores condições iniciais de desenvolvimento de cada estado em 1980, influenciam de maneira positiva o efeito do gasto social sobre a pobreza. Estados com melhores condições iniciais, quais sejam: menor desigualdade, menor proporção de pobres, população com mais renda e anos de estudo aumentam o efeito do seu gasto social *per capita* sobre a redução da pobreza. Para a condição inicial de pobreza, medida pela proporção de pobres (*H*) (0,13) e desigualdade (0,14), verifica-se o efeito da sua interação com o gasto estadual é positivo sobre a proporção de pobres. Estados com maior proporção de pobres e com mais desigualdade em 1980, têm mais dificuldade em reduzir a pobreza por meio do gasto social (no período em análise, 1988**−**2009) do que aqueles estados com melhores condições de desenvolvimento naquela data.

Hoffmann (1995) verificou que para uma distribuição log-normal, a relação entre índices de pobreza e a renda média (para diferentes valores de Gini) é uma curva semelhante a um arco de hipérbole, ou seja, concluiu que quanto maior a desigualdade menor é o efeito do crescimento da renda média sobre a pobreza. Da mesma maneira, Menezes-Filho e Vasconcelos (2007) verificaram que estados mais pobres e desiguais têm de se desenvolver mais para atingir a mesma taxa de redução da pobreza que outros estados com melhores condições. As piores condições iniciais reduzem o efeito que o gasto tem sobre a queda da pobreza. Inversamente, estados com maior renda média (-0,26) e população com mais educação (-0,12) em 1980, tendem a aumentar o efeito do seu gasto sobre a redução da pobreza.

Tabela 4. Resultado da estimação de pobreza com gasto estadual agregado interagindo com condições iniciais − modelo de efeitos fixos

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| variável dependente: proporção de pobres (*H*) | | | | |
|  | renda | Theil | pobre | educação |
| **condições iniciais interagindo com gasto estadual:** | | | | |
| renda média X | -0,262\*\*\* |  |  |  |
| gasto estadual | (0,052) |  |  |  |
| desigualdade (Theil) X |  | 0,140\*\* |  |  |
| gasto estadual |  | (0,060) |  |  |
| proporção de pobres X |  |  | 0,129\*\*\* |  |
| gasto estadual |  |  | (0,028) |  |
| anos de educação X |  |  |  | -0,124\*\*\* |
| gasto estadual |  |  |  | (0,031) |
| **variáveis de controle:** |  |  |  |  |
| txpobre(t-1) | 0,434\*\*\* | 0,472\*\*\* | 0,447\*\*\* | 0,454\*\*\* |
|  | (0,038) | (0,038) | (0,038) | (0,038) |
| nível educação | -0,231\*\*\* | -0,207\*\*\* | -0,226\*\*\* | -0,217\*\*\* |
|  | (0,025) | (0,025) | (0,025) | (0,025) |
| pop | 0,186 | -0,313 | -0,098 | -0,23 |
|  | (0,221) | (0,209) | (0,207) | (0,205) |
| menor 15 | 5,230\*\*\* | 3,961\*\*\* | 4,432\*\*\* | 4,366\*\*\* |
|  | (0,849) | (0,821) | (0,817) | (0,821) |
| maior 60 | -19,471\*\*\* | -28,859\*\*\* | -25,410\*\*\* | -27,174\*\*\* |
|  | (4,333) | (4,236) | (4,109) | (4,112) |
| INPC | 0,002\* | 0,001 | 0,001 | 0,001 |
|  | (0,001) | (0,001) | (0,001) | (0,001) |
| trend | 0,115\*\*\* | 0,134\*\*\* | 0,127\*\*\* | 0,134\*\*\* |
|  | (0,018) | (0,019) | (0,018) | (0,018) |
| trend2 | -0,001\*\*\* | -0,001\*\*\* | -0,001\*\*\* | -0,001\*\*\* |
|  | (0,000) | (0,000) | (0,000) | (0,000) |
| constante | -3.653 | 5.057 | 1.971 | 3.924 |
|  | (3,362) | (3,153) | (3,074) | (3,064) |
| estados – efeitos fixos (87-09) | sim | sim | sim | sim |
| R2 | 0,80 | 0,79 | 0,79 | 0,79 |
| n | 508 | 508 | 508 | 508 |

Fonte: elaboração do autor

Nota: nível de significância: 10% (\*), 5% (\*\*) e 1% (\*\*\*). Desvio padrão entre parênteses

Estados com características específicas menos favoráveis à redução da pobreza como os do Nordeste: Alagoas, Maranhão, Piauí, Ceará, Paraíba, Pernambuco e Bahia estão entre aqueles que têm os menores volumes de gasto estadual *per capita*. No longo prazo, esta situação pode resultar na intensificação ou permanência, tanto da situação de pobreza como em piores condições de desenvolvimento, dificultando ainda mais a reversão desse quadro.

Conforme verificado por Menezes-Filho e Vasconcelos (2007), é possível perceber que políticas que tenham como foco a melhoria do nível de desenvolvimento dos estados, predominantemente gastos em educação, transferência de renda e saúde, melhoram os efeitos futuros de outros gastos sociais para redução da pobreza. Essas políticas têm a capacidade de intensificar o efeito do mesmo gasto social sobre a queda da pobreza em um momento futuro, criando assim um ciclo virtuoso.

Como testado anteriormente, o gasto social estadual *per capita* tem efeito sobre a queda da pobreza e em estados com melhor nível de desenvolvimento o efeito desse gasto pode ser intensificado. Podemos verificar que o efeito do gasto, classificado aqui como social, deriva de políticas públicas diversas, das quais algumas têm efeito direto e imediato sobre a pobreza, como as transferências de renda, e outras têm efeito indireto e de médio ou longo prazos como gasto em educação. Porém, no longo prazo esses gastos geram um resultado positivo e acumulado sobre a queda da pobreza. Por meio deste estudo não foi possível captar a divergência de efeito de políticas públicas no tempo, tampouco a permanência ou não no estado de pobreza. Estudos futuros utilizando um painel dinâmico eventualmente poderão captar esse efeito.

5.3. Efeito do gasto municipal sobre a pobreza

Nesta subseção aplica-se procedimento análogo ao utilizado para o caso do gasto estadual *per capita*, porém para o caso dos municípios (Equação 2). Estima-se o efeito do gasto municipal *per capita* desagregado por função orçamentária sobre a pobreza, substituindo-se o termo pelo vetor de gastos por função: previdência e assistência, saúde e saneamento, educação e cultura e habitação e urbanismo além do o investimento.

O resultado apresentado na Tabela 5 mostra que o gasto *per capita* municipal com saúde e saneamento (-0,04) tem efeito redutor sobre a pobreza, da mesma forma que o investimento (-0,01), habitação e urbanismo (-0,01) e o gasto em previdência e assistência (-0,01). O gasto com educação e cultura (0,05) apresentou inverso sobre a pobreza, resultado diferente do esperado dado que este gasto é focalizado na pré-escola e ensino básico. Dentre as variáveis de controle, similarmente ao caso dos estados, verifica-se que cidades com população mais idosa (-2,22) têm menores níveis de pobreza, por outro lado cidades com mais jovens têm maior grau pobreza, pois essa população tem menor renda e concentra mais gastos (1,91). Cidades com maior população total (-0,21) e estranhamente maior nível de educação (0,196) apresentaram coeficientes positivos para proporção de pobres.

Tabela 5. Resultado da estimação de pobreza com gasto municipal desagregado − efeitos fixos

|  |  |  |
| --- | --- | --- |
| variável dependente: proporção de pobres (*H*) | | |
| variável explicativa | coeficiente | desvio padrão |
| **gasto municipal:** |  |  |
| previdência e assistência | -0,009\*\* | (0,004) |
| saúde e saneamento | -0,040\*\*\* | (0,005) |
| educação e cultura | 0,048\*\*\* | (0,009) |
| habitação e urbanismo | -0,011\*\*\* | (0,003) |
| investimento | -0,010\*\* | (0,004) |
| **variáveis de controle:** |  |  |
| nível educação | 0,196\*\* | (0,081) |
| pop | 0,212\*\*\* | (0,022) |
| menor 15 | 1,908\*\*\* | (0,204) |
| maior 60 | -2,217\*\*\* | (0,322) |
| constante | -3,357\*\*\* | (0,264) |
| binárias de ano |  | sim |
| municípios – efeitos fixos (91, 00 e 10) | | sim |
| R2 | 0,298 |  |
| n | 11.653 |  |
| Teste de Hausman - efeitos fixos | 8290\*\*\* |  |

Fonte: elaboração do autor

Nota: nível de significância: 10% (\*), 5% (\*\*) e 1% (\*\*\*). Desvio padrão entre parênteses. O número de observações menor deve-se a ausência de dados de gasto com previdência e assistência e habitação e urbanismo em diversos municípios nos três anos da estimação.

Em seguida, estima-se o efeito do gasto agregado municipal sobre a pobreza, soma das funções orçamentárias selecionadas, sem o investimento. Verifica-se na Tabela 6 que, assim como no caso do gasto estadual, o gasto municipal agregado também contribui para a redução da pobreza (-0,04). Este resultado confirma o efeito obtido no caso dos estados, isto é, tanto o gasto federal como os gastos regionais no Brasil contribuem para a redução da pobreza. As variáveis de controle apresentaram resultados similares às estimações com dados de gasto municipal desagregado.

Tabela 6. Resultado da estimação de pobreza com gasto municipal agregado − modelo de efeitos fixos

|  |  |  |
| --- | --- | --- |
| variável dependente: proporção de pobres (*H*) | | |
| variável explicativa | coeficiente | desvio padrão |
| gasto municipal agregado | -0,038\*\*\* | (0,007) |
| **variáveis de controle:** |  |  |
| nível educação | 0,486\*\*\* | (0,067) |
| pop | 0,204\*\*\* | (0,019) |
| menor 15 | 1,663\*\*\* | (0,181) |
| maior 60 | -2,243\*\*\* | (0,286) |
| constante | -3,264\*\*\* | (0,229) |
| binárias de ano |  | sim |
| municípios – efeitos fixos (91, 00 e 10) | | sim |
| R2 |  | 0,33 |
| n |  | 12.776 |
| teste de Hausman - efeitos fixos | | 4719\*\*\* |

Fonte: elaboração do autor

Nota: nível de significância: 10% (\*), 5% (\*\*) e 1% (\*\*\*). Desvio padrão entre parênteses. O número de observações maior deve-se soma das funções orçamentárias.

5.4. Análise de efetividade dos gastos por instância de governo

Cada elasticidade de gasto *per capita* (federal, estadual e municipal) obtida nas diversas estimações anteriores tem uma efetividade diferente sobre a pobreza. A magnitude do valor *per capita* gasto varia entre as funções e as instâncias de governo, as elasticidades dos gastos municipais estão em estimações diferentes das estimações das elasticidades dos gastos estadual e federal. Assim, não é possível simplesmente comparar os coeficientes das estimações para verificar a efetividade relativa de cada elasticidade, é necessário padronizar as elasticidades dos diferentes gastos para poder comparar a efetividade relativa de cada uma delas.

Desta forma, dado que os valores *per capita* dos gastos variam por tipo de gasto e instância de governo, para a comparação dos seus efeitos verifica-se a necessidade de padronização das elasticidades estimadas. Para tal, utiliza-se o seguinte procedimento:

Os parâmetros (*β*) das estimações são as elasticidades () da pobreza () em relação ao gasto médio () *per capita*, que podem ser representados da seguinte forma:

(5)

Manipulando-se algebricamente,

Admite-se que , isto é, que ocorra um aumento de R$ 1.000 no tipo de gasto *per capita* analisado. Então o efeito desse gasto médio adicional de R$ 1.000 sobre a variação da pobreza (*H*) é dado por:

(6)

Assim, a Tabela 7 apresenta a efetividade relativa dos diferentes tipos de gasto *per capita* sobre a redução da pobreza (), ou seja, o efeito da variação de R$1.000 nos gastos *per capita* sobre a pobreza. Observa-se que a despesa mais efetiva para reduzir a pobreza é a federal em saúde e saneamento, uma variação de R$1.000 nesta função orçamentária *per capita*, reduz a proporção de pobres em 0,35 no período analisado. Conforme citamos anteriormente, Menezes-Filho e Vasconcelos (2007) identificaram que melhorias no saneamento ajudam o crescimento econômico a ser mais efetivo para a redução da pobreza. Na esfera municipal, o gasto em saúde e saneamento (-0,10) também se apresenta como um dos mais efetivos para redução da pobreza. Também na esfera federal o gasto em previdência e assistência tem o segundo maior efeito (-0,16).

**Tabela 7. Efetividade do gasto por instância de governo sobre a variação da pobreza**

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| Gasto | coeficiente | *H* | *G* | *ΔH* |
| **federal:** |  | 0,37 |  |  |
| previdência e assistência | -0,429 |  | 1001,46 | -0,16 |
| saúde e saneamento | -0,186 |  | 196,02 | -0,35 |
| **estadual:** |  | 0,37 |  |  |
| educação e cultura | -0,055 |  | 291,41 | -0,07 |
| investimento | -0,024 |  | 205,75 | -0,04 |
| gasto agregado social | -0,064 |  | 694,48 | -0,03 |
| **municipal:** |  | 0,49 |  |  |
| previdência e assistência | -0,009 |  | 68,05 | -0,06 |
| saúde e saneamento | -0,040 |  | 201,03 | -0,10 |
| habitação e urbanismo | -0,011 |  | 112,50 | -0,05 |
| investimento | -0,010 |  | 164,19 | -0,03 |
| gasto agregado social | -0,038 |  | 741,67 | -0,03 |

Fonte: elaboração do autor

Na esfera estadual o gasto em educação e cultura aparece como o mais efetivo (-0,07) seguido pelo investimento (-0,04).

As demais despesas que apresentaram efeito sobre a redução da pobreza têm a seguinte ordem de efetividade: previdência e assistência municipal (-0,06), o gasto em habitação e urbanismo municipal (-0,05) e por fim os gastos agregados estaduais e municipais (-0,03).

6. Conclusão

Este artigo tem como principal objetivo a análise do efeito dos gastos sociais das três instâncias de governo federal, estadual e municipal sobre a pobreza no Brasil.

O gasto federal em previdência e assistência apresentou efeito redutor sobre a pobreza. Porém, de acordo com a literatura apresentada, este gasto não é focalizado para a parcela mais carente da população, seu maior volume é direcionado para a aposentadoria do funcionalismo público e outras pensões e aposentadorias da população mais favorecida. No entanto, a estimação captou um efeito redutor da pobre, possivelmente dado seu elevado valor (R$322.706 milhões) e seu volume crescente principalmente nos anos recentes, com a intensificação dos programas sociais do governo federal.

O gasto em saúde e saneamento apresentou o maior efeito redutor sobre a pobreza, em especial nas instâncias federal e municipal. Apesar de esta despesa ter volume reduzido em comparação com o gasto em previdência federal − porém com crescimento acentuado no período. Seu efeito relativo por R$1.000 gasto é superior ao do gasto com previdência para a redução da pobreza no Brasil. Conforme citado na revisão bibliográfica, outros estudos verificaram que a expansão fiscal, e mais especificamente gastos em saúde e saneamento, tendem a reduzir a pobreza. O gasto em saúde e saneamento, possivelmente, é mais focalizado que o gasto em previdência e assistência, por exemplo, principalmente pelo público desassistido que utiliza majoritariamente os serviços públicos de saúde.

Os coeficientes que apresentaram maior efetividade para a redução da pobreza foram o gasto federal *per capita* em saúde e saneamento, seguido pelo gasto federal em previdência e assistência e o gasto municipal e saúde e saneamento. Em seguida os gastos mais efetivos são o em educação e cultura estadual e gasto em previdência e assistência municipal. O investimento municipal mostra-se como o menos efetivos dentre os que apresentaram efeito sobre a queda da pobreza.

Verificou-se também que as diferenças regionais influenciam o grau em que o gasto estadual afeta a queda da pobreza. A forma encontrada por esse estudo para compreender essas diferenças regionais e seus efeitos sobre a pobreza foi a interação do gasto estadual agregado com as respectivas condições iniciais de cada estado **−** em 1980. Observou-se que as condições iniciais de desenvolvimento específicas de cada estado têm influência sobre o efeito de políticas públicas de redução da pobreza. Assim, evidencia-se que estados que têm políticas com foco na melhoria da educação e distribuição de renda, podem provocar mudanças estruturais no nível de desenvolvimento da população e consequentemente conseguem melhorar os efeitos sobre a queda da pobreza de gastos nessas áreas sociais. Essas políticas podem potencializar o efeito do gasto social sobre a pobreza, criando assim um ciclo virtuoso. Similarmente, conforme citado anteriormente em outros estudos, verificou-se que em estados mais prósperos e com menor desigualdade o efeito do crescimento da renda sobre a pobreza é mais intenso que em estados com piores condições.

Complementarmente, interagindo o gasto estadual agregado com as binárias de estado, também foi possível verificar que há evidências da influência das características específicas de cada estado sobre o grau em que seu gasto reduz a pobreza. Essa hipótese pode ter relação com a eficiência na aplicação do gasto de cada governo dentre outras idiossincrasias regionais.

Referências

Angrist, J.D. and J-S. Pischke. 2009. Mostly Harmless Econometrics: An Empiricist’s Companion. New Jersey: Princenton University Press.

Arvate, P.R., C.R. Lucinda e G. Avelino. 2008. “Existe influência da ideologia sobre o resultado fiscal dos governos estaduais brasileiros?” Estudos Econômicos 3(4):780–814.

Barros, R.P. de e R.S. Mendonça. 1997. “O impacto do crescimento econômico e de reduções no grau de desigualdade sobre a pobreza.” Texto para discussão , 528.

Barros, R.P.de, M.de Carvalho e R.S. Mendonça. 2006. “Uma análise das principais causas da queda recente na desigualdade de renda brasileira.” Revista Econômica 8:117–147.

Barros, R.P.de, M.de Carvalho, S. Franco, R.S. Mendonça e A. Rosalem. 2011. Sobre a evolução recente da pobreza e da desigualdade no Brasil. In Situação social brasileira: monitoramento das condições de vida, ed. J.A. Castro e F.M. VAZ. Brasília: IPEA pp. 41–64.

Barros, R.P.de e M.N. Foguel. 2000. Focalização dos gastos públicos sociais e erradicação da pobreza no Brasil. In Desigualdade e pobreza no Brasil, ed. R. Henriques. Rio de Janeiro: IPEA pp. 719–739.

Barros, R.P.de, S. Franco e R.S. Mendonça. 2007. “Determinantes imediatas da queda da desigualdade brasileira.” Texto para discussão , 253.

Cameron, A.C. and. Trivedi, P. K. 2005. Microeconometrics: Methods and Applications. Cambridge University Press, New York.

Corseuil, C.H. e M. Foguel. 2002. “Uma sugestão de delatores para rendas obtidas a partir de algumas pesquisas domiciliares do IBGE.” Texto para discussão 0897.

Fan, S., L. Zhang and X. Zhang. 2004. “Reforms, investment, and poverty in rural China.” Economic Development e Cultural Change 52(2):395–421.

Fernandes, M.A. da C., M.M. de S. Oliveira, D.C. da Rocha, N. da S. Marinho e J.A.C. Ribeiro. 1998. “Dimensionamento e acompanhamento do gasto social federal.” Texto para discussão 547.

Ferreira, F.H.G, P.G. Leite and M. Ravallion. 2010. “Poverty reduction without economic growth? Explaining Brazil’s poverty dynamics, 1985-2004.” Journal of Development Economics 93(1):88–108.

Greene, W.H. 2002. Econometric Analysis. 5th ed. New Jersey: Prentice-Hall.

Hoffmann, R. 1995. “Relação entre pobreza absoluta, renda média e desigualdade da distribuição de renda.” Pesquisa e Planejamento Econômico 25(2):337–358.

Hoffmann, R. 1995. “Desigualdade e Pobreza no Brasil no Período 1970-1990.” Revista Brasileira de Economia 49(2):277–294.

Hoffmann, R. 1998. “Desigualdade e pobreza no Brasil no período 1997 e a influência da inflação e do salário mínimo.” Economia e Sociedade 11:199–221.

Hoffmann, R. 2005. “Elasticidade da pobreza em relação à renda média e à desigualdade no Brasil e nas Unidades da Federação.” Economia 6(2):255–289.

Hoffmann, R. 2009. “Desigualdade da distribuição da renda no Brasil: a contribuição de aposentadorias e pensões e de outras parcelas do rendimento domiciliar *per capita*.” Economia e Sociedade 18(1): 213–231.

Huber, E., T. Mustillo and J.D. Stephens. 2008. “Politics and social spending in Latin America.” The Journal of Politics 70(2):420–436.

Kingston, J. e L.S. Kingston. 1972. “A Distribuição da renda no Brasil, 196070.” Revista Brasileira de Economia 26(4):241–256.

Loayza, N.V. and C. Raddatz. 2010. “The composition of growth matters for the poverty alleviation.” Journal of Development Economics 93(1):137–151.

Marinho, E., F. Linhares e G. Campelo. 2011. “Os programas de transferência de renda do governo impactam a pobreza no Brasil?” Revista Brasileira de Economia 65(3):267–288.

Marinho, E. e J. Araujo. 2010. “Pobreza e o sistema de seguridade social rural no Brasil.” Revista Brasileira de Economia 64(2):161–175.

Menezes-Filho, N. and L. Vasconcelos. 2007. Human capital, inequality and pro-poor growth in Brazil. In Delivering on the promise of pro-poor growth: insights and lessons from countries experiences, ed. T. Besley and L. Cord. New York: Palgrave Macmillan pp. 219–243.

Nickell, S.J. 1981. "Biases in Dynamic Models with Fixed Effects," Econometrica, Econometric Society, vol. 49(6), pages 1417-26, November.

Ravallion, M. 2011. “A comparative perspective on poverty reduction in Brazil, China, and India.” The World Bank Research Observer 26(1):71–104.

Ravallion, M and G. Datt. 2002. “Why has economic growth been more pro-poor in some states of India than others?” Journal of Development Economics 62(2):381–400.

Ravallion, M. and S. Chen. 2007. “China’s (uneven) progress against poverty.” Journal of Development Economics 82(1):1–42.

Ribas, R.P and Machado, A.F and Golgher, A.B. 2006. "Fluctuations and persistence in poverty: a transient-chronic decomposition model for pseudo-panel data," Textos para Discussão Cedeplar-UFMG td290, Cedeplar, Universidade Federal de Minas Gerais.

Tridico, P. 2010. “Growth, inequality and poverty in emerging and transition economies.” Transition Studies Review 16(4):979–1001.

Anexo

Tabela A − Total de gasto municipal por função orçamentária (em milhões de R$)

|  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| Ano | Previdência e assistência | Educação e cultura | Saúde e saneamento | Habitação e urbanismo | Total municipal | % PIB |
| 1991 | 4.762 | 11.874 | 7.958 | 11.570 | 36.164 | 3 |
| 2000 | 12.632 | 37.147 | 30.126 | 16.848 | 96.752 | 4 |
| 2010 | 23.410 | 77.725 | 76.053 | 34.581 | 211.770 | 8 |

Fonte: elaboração do autor com base nos dados da Secretaria do Tesouro Nacional do Ministério da Fazenda

Nota: valores em R$ de dez./2009

Tabela B – Total de gasto federal por função orçamentária (em milhões de R$)

|  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| Ano | Previdência e assistência | Educação e cultura | Saúde e saneamento | Habitação e urbanismo | Trabalho | Total social federal | Total federal +estadual | % (federal + estadual) | % PIB |
| 1987 | 18.511 | 27.492 | 7.640 | 3.887 | 1.374 | 58.904 | 120.705 | 49 | 4 |
| 1988 | 24.457 | 29.410 | 7.400 | 4.678 | 1.391 | 67.336 | 130.580 | 52 | 5 |
| 1989 | 52.209 | 29.154 | 10.621 | 563 | 2.483 | 95.030 | 165.706 | 57 | 7 |
| 1990 | 100.426 | 20.559 | 6.786 | 382 | 13.693 | 141.846 | 215.377 | 66 | 11 |
| 1991 | 68.242 | 14.576 | 21.580 | 711 | 10.770 | 115.879 | 175.688 | 66 | 9 |
| 1992 | 70.215 | 11.889 | 23.592 | 196 | 10.712 | 116.603 | 176.523 | 66 | 9 |
| 1993 | 101.320 | 19.130 | 33.595 | 891 | 10.819 | 165.755 | 231.742 | 72 | 12 |
| 1994 | 115.403 | 24.674 | 32.948 | 181 | 7.362 | 180.568 | 259.015 | 70 | 12 |
| 1995 | 136.841 | 24.397 | 38.473 | 284 | 14.376 | 214.371 | 304.258 | 70 | 12 |
| 1996 | 144.102 | 21.393 | 33.183 | 775 | 15.654 | 215.107 | 307.167 | 70 | 11 |
| 1997 | 148.783 | 22.168 | 38.234 | 900 | 15.303 | 225.388 | 316.013 | 71 | 11 |
| 1998 | 166.252 | 30.520 | 34.022 | 622 | 16.141 | 247.557 | 358.511 | 69 | 12 |
| 1999 | 173.561 | 31.377 | 37.410 | 626 | 15.816 | 258.790 | 370.060 | 70 | 12 |
| 2000 | 179.957 | 19.963 | 37.576 | 3.305 | 11.488 | 252.289 | 367.100 | 69 | 12 |
| 2001 | 193.070 | 20.387 | 40.836 | 1.452 | 12.732 | 268.476 | 382.251 | 70 | 12 |
| 2002 | 201.421 | 20.902 | 39.641 | 953 | 13.163 | 276.079 | 395.423 | 70 | 12 |
| 2003 | 204.290 | 19.189 | 36.148 | 617 | 12.604 | 272.849 | 384.863 | 71 | 12 |
| 2004 | 224.063 | 18.558 | 41.284 | 2.101 | 13.374 | 299.381 | 419.985 | 71 | 12 |
| 2005 | 241.313 | 19.703 | 43.195 | 3.167 | 15.020 | 322.398 | 451.094 | 71 | 13 |
| 2006 | 267.703 | 20.461 | 45.516 | 3.757 | 18.779 | 356.216 | 499.679 | 71 | 13 |
| 2007 | 283.367 | 21.214 | 43.379 | 932 | 21.272 | 370.164 | 519.328 | 71 | 13 |
| 2008 | 294.615 | 23.137 | 45.486 | 1.272 | 22.498 | 387.008 | 564.960 | 69 | 12 |
| 2009 | 322.706 | 29.100 | 49.528 | 1.746 | 28.434 | 431.514 | 624.893 | 69 | 14 |

Fonte: elaboração do autor com base nos dados da Secretaria do Tesouro Nacional do Ministério da Fazenda

Nota: valores em R$ de dez./2009

Tabela C − Total de gasto estadual por função orçamentária (em milhões de R$)

|  |  |  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| Ano | Previdência e assistência | Educação e cultura | Saúde e saneamento | Habitação e urbanismo | Trabalho | Total estadual | % (federal + estadual) | % PIB |
| 1987 | 17.387 | 29.566 | 12.880 | 1.740 | 228 | 61.801 | 51 | 4 |
| 1988 | 16.194 | 26.822 | 18.263 | 1.799 | 166 | 63.244 | 48 | 4 |
| 1989 | 18.283 | 29.318 | 20.961 | 1.972 | 142 | 70.676 | 43 | 5 |
| 1990 | 20.898 | 31.443 | 17.712 | 3.298 | 180 | 73.530 | 34 | 6 |
| 1991 | 17.231 | 25.227 | 14.698 | 2.501 | 153 | 59.810 | 34 | 5 |
| 1992 | 16.744 | 25.527 | 14.380 | 3.044 | 224 | 59.919 | 34 | 5 |
| 1993 | 19.822 | 28.099 | 15.197 | 2.590 | 279 | 65.987 | 28 | 5 |
| 1994 | 23.494 | 33.064 | 18.117 | 3.319 | 453 | 78.447 | 30 | 5 |
| 1995 | 30.471 | 37.404 | 18.743 | 2.849 | 420 | 89.887 | 30 | 5 |
| 1996 | 34.932 | 38.691 | 14.786 | 2.635 | 1.016 | 92.059 | 30 | 5 |
| 1997 | 35.657 | 33.973 | 16.465 | 3.463 | 1.067 | 90.625 | 29 | 5 |
| 1998 | 41.365 | 46.849 | 18.173 | 3.461 | 1.106 | 110.954 | 31 | 6 |
| 1999 | 40.661 | 48.366 | 18.755 | 2.597 | 891 | 111.270 | 30 | 5 |
| 2000 | 37.096 | 51.426 | 21.599 | 3.519 | 1.171 | 114.811 | 31 | 5 |
| 2001 | 26.174 | 55.738 | 28.201 | 3.662 | 0 | 113.775 | 30 | 5 |
| 2002 | 28.280 | 56.033 | 30.595 | 3.534 | 901 | 119.343 | 30 | 5 |
| 2003 | 26.882 | 52.611 | 29.242 | 2.575 | 704 | 112.014 | 29 | 5 |
| 2004 | 31.483 | 49.707 | 35.600 | 3.163 | 651 | 120.604 | 29 | 5 |
| 2005 | 33.738 | 52.078 | 38.419 | 3.622 | 839 | 128.696 | 29 | 5 |
| 2006 | 38.031 | 57.362 | 42.981 | 4.246 | 844 | 143.464 | 29 | 5 |
| 2007 | 38.705 | 61.506 | 44.944 | 3.287 | 721 | 149.163 | 29 | 5 |
| 2008 | 49.451 | 70.969 | 50.869 | 5.795 | 867 | 177.952 | 31 | 6 |
| 2009 | 59.700 | 72.766 | 53.781 | 6.101 | 1.031 | 193.379 | 31 | 6 |

Fonte: elaboração do autor com base nos dados da Secretaria do Tesouro Nacional do Ministério da Fazenda

Nota: valores em R$ de dez./2009

1. Este artigo é derivado da Dissertação de Mestrado defendida pela autora junto ao Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada da ESALQ-USP. A autora agradece o suporte financeiro provido pelo CNPq, assim como os comentários do Prof. Rodolfo Hoffmann e de um parecerista anônimo desta revista. Qualquer erro remanescente é de responsabilidade do autor. [↑](#footnote-ref-1)
2. Calculado pelo Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA) a partir das respostas à Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD/IBGE- Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística). [↑](#footnote-ref-2)
3. Fonte: Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). [↑](#footnote-ref-3)
4. Todos os valores estão em R$ de dez./2009. [↑](#footnote-ref-4)
5. De 1987 a 2009 houve vinte PNADs, com exceção nos anos de 1991, 1994 e 2000, anos que foram excluídos da pesquisa. [↑](#footnote-ref-5)
6. Utilizam-se dados dos Censos de 1991, 2000 e 2010. [↑](#footnote-ref-6)
7. A linha de extrema pobreza 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 (abreviação da sigla em inglês da Organização das Nações Unidas para e Agricultura e Alimentação) e da OMS (Organização Mundial da Saúde). [↑](#footnote-ref-7)
8. Os valores estimados são diferentes para cada estado, como referência, a linha de pobreza calculada para a região metropolitana de São Paulo em 2009 equivale a 0,48 salários mínimos. [↑](#footnote-ref-8)
9. Calculado pelo IBGE. [↑](#footnote-ref-9)
10. Previdência e assistência social; educação e cultura; saúde e saneamento; habitação e urbanismo e trabalho. [↑](#footnote-ref-10)
11. Os dados de despesa pública são fornecidos pela Secretaria do Tesouro Nacional do Ministério da Fazenda. [↑](#footnote-ref-11)
12. Até 2004 o PNAD não abrangia a área rural da Região Norte. Portanto, a ponderação da média da proporção de pobres considera a população de Tocantins e áreas urbanas de Rondônia, Acre, Amazonas, Roraima, Pará e Amapá. Adicionalmente, apenas a partir de 1992 há dados de pobreza de Tocantins. [↑](#footnote-ref-12)
13. Dados do Finbra (Finanças do Brasil) – Ministério da Fazenda – Tesouro Nacional [↑](#footnote-ref-13)
14. Dados do IPEA (Instituto de pesquisa econômica aplicada) [↑](#footnote-ref-14)
15. Não há dados disponíveis de gasto municipal para a função trabalho em 2000. [↑](#footnote-ref-15)
16. *Vide* total de gasto por função orçamentária. – Anexo – Tabelas A, B e C. [↑](#footnote-ref-16)
17. Esses estudos chegam às conclusões de que tanto a aposentadoria rural como os programas de transferência de renda não têm impacto sobre a queda da pobreza no Brasil. [↑](#footnote-ref-17)
18. Somatório dos gastos sociais do governo estadual. [↑](#footnote-ref-18)
19. Angrist e Pischke (2009) Capítulo 3, item 3.2.3, página 64. [↑](#footnote-ref-19)
20. Nickell (1981), página 1419 e Cameron e Trivedi (2005), Capítulo 22, item 22.5.2, página 764. [↑](#footnote-ref-20)
21. Segundo metodologia descrita em Projeção da População do Brasil por sexo e idade 1980-2050 - IBGE Revisão 2008. [↑](#footnote-ref-21)
22. Os dados para o período analisado (1987-2009) foram obtidos por meio de interpolação, pela taxa de crescimento dos dados fornecidos pelo IBGE dos anos de 1991, 1996, 2000 e 2010. [↑](#footnote-ref-22)
23. Fonte: IPEA. [↑](#footnote-ref-23)
24. No caso da renda domiciliar, foi utilizado o deflator específico da PNAD, pois de acordo com Corseuil e Foguel (2002), no caso dos valores da PNAD, é preciso centrar o INPC para o primeiro dia do mês, para que esses estejam alinhados com a data da coleta de dados da PNAD. Esse cálculo é feito por meio da média geométrica entre os valores medidos em dois meses consecutivos. [↑](#footnote-ref-24)
25. Razão entre o somatório do número de anos de estudo completados pelas pessoas que têm 25 ou mais anos de idade e o número de pessoas nessa faixa etária. [↑](#footnote-ref-25)
26. Para 2010, proporção de pessoas, por classes selecionadas de rendimento mensal domiciliar *per capita* nominal - total - até 1/2 salário mínimo (R$255,00), Para 1991 e 2000, proporção de pessoas com renda familiar *per capita* inferior a 50% do salário mínimo de 1º de setembro de 1991. [↑](#footnote-ref-26)
27. Também neste caso, os dados são fornecidos pela Secretaria do Tesouro Nacional–Ministério da Fazenda. [↑](#footnote-ref-27)
28. Previdência e assistência social; educação e cultura; saúde e saneamento e; habitação e urbanismo; trabalho e despesa de capital com investimento. [↑](#footnote-ref-28)
29. Em 14 de abril de 1999, o Ministério do Planejamento, Orçamento e Gestão publicou no Diário Oficial da União a Portaria no. 42, em que atualiza a classificação das despesas por funções e subfunções orçamentárias. No entanto, os dados das subfunções de despesa do governo estadual estão disponíveis apenas a partir de 2004. [↑](#footnote-ref-29)
30. Em 2009, as principais subfunções da função saúde e saneamento federal foram: suporte profilático, assistência hospitalar, vigilância epidemiológica e alimentação e nutrição, 74% do total desta função. [↑](#footnote-ref-30)
31. De acordo com o IPEA (Fernandes *et al*., 1998), o gasto federal com previdência e assistência contempla as seguintes ações: administração de órgãos e programas de pagamento de aposentadorias, pensões e outros benefícios previdenciários; bem como administração de órgãos e programas voltados para a assistência à criança, ao adolescente, ao silvícola e à velhice, para reabilitação profissional de acidentados no trabalho, reintegração social de dependentes de álcool ou de drogas e, para presos e suas famílias. Excluem-se as ações voltadas para servidores públicos federais. [↑](#footnote-ref-31)
32. Sua principal subfunção a previdência básica, representando 71% do total dessa função orçamentária. [↑](#footnote-ref-32)
33. Previdência e assistência; educação e cultura; saúde e saneamento; habitação e urbanismo; e trabalho. [↑](#footnote-ref-33)
34. Saúde e saneamento, educação e cultura e previdência e assistência e o investimento estadual. [↑](#footnote-ref-34)
35. Esta estimação contempla o período de 1987 a 2009. [↑](#footnote-ref-35)
36. Sete anos antes do início da série dados utilizada nesta estimação. [↑](#footnote-ref-36)