

FATORES DETERMINANTES DA DESIGUALDADE DE RENDA NO BRASIL: UMA ANÁLISE EMPÍRICA

GABRIELLE PAGLIUSI PAES DE LIMA¹
TITO BELCHIOR SILVA MOREIRA²

Resumo

Este trabalho objetiva identificar fatores que contribuem para a redução da desigualdade de renda no Brasil tais como, PIB *per capita*, PIB *per capita* ao quadrado, número de pobres como proporção da população, valores das transferências por número de beneficiários do Programa Bolsa Família e desempenho educacional. Estimam-se modelos de efeitos fixos com instrumentos, os quais são ajustados usando o estimador 2SLS e GMM para as unidades da federação no período de 2004 a 2009. Os resultados empíricos mostram que existe uma relação não linear entre a desigualdade de renda e o PIB *per capita*. Esta relação, para o caso brasileiro no período de estudo, segue o padrão de U normal. A análise mostra, também, que as transferências de renda por unidade de beneficiário, representadas neste trabalho pelo Programa Bolsa Família e os indicadores de desempenho educacional, não têm influência sobre a distribuição da renda no país.

Palavras-chave: Desigualdade de Renda; Programa Bolsa Família; Variável instrumental, Curva de Kuznets.

CODE JEL: I32, I38.

Abstract

This paper aims to identify what factors that contribute to the reduction of inequality in Brazil, such as the *per capita* GDP, the squared *per capita* GDP, the number of poor people divided by the total population, the values of the transfers from *Bolsa Família* Program and educational performance. It is estimated some fixed effects models with instruments, which are adjusted using 2SLS and GMM for the states of Brazil during the period 2004-2009. The empirical results show that there is a nonlinear relationship between inequality and *per capita* GDP. This relationship, for Brazil during the period studied, follows a normal U pattern. The analysis also shows that cash transfers to the poor, here represented by the *Bolsa Família* Program, and indicators of educational performance, have no influence on the distribution of income in the country.

Keywords: Inequality; *Bolsa Família* Program; Instrumental Variable; Kuznets curve.

INTRODUÇÃO

A Tabela 01, abaixo, mostra a evolução da distribuição de renda com base em 04 indicadores: índice de Gini, índice de Theil, razão entre a renda média dos 20% mais ricos e os 20% mais pobres e a razão entre a renda média dos 10% mais ricos e os 40% mais pobres.

Os dois primeiros indicadores (índice de Gini e índice de Theil) são utilizados na literatura para indicar o grau de desigualdade da renda. Ambos os indicadores estão entre zero e a unidade e, quanto mais próximo da unidade, maior o grau de desigualdade.

Os dois últimos, como mostram as razões entre a renda média dos dois segmentos extremos da distribuição de renda, são tidos como indicadores econômicos da injustiça social (ou justiça, no melhor dos casos). Nesse caso, quanto menor a ra-

¹ Doutora em Economia pela Universidade Católica de Brasília. Departamento de Economia do Centro Universitário da Grande Dourados (UNIGRAN - Dourados, MS): gabippl@hotmail.com

² Doutor em Economia pela Universidade de Brasília. Departamento de Economia da Universidade Católica de Brasília tito@pos.ucb.br



ção entre as rendas médias dos dois segmentos, mais igualitária será a distribuição de renda, ou seja, a renda média dos mais ricos e dos mais pobres tem valores relativamente próximos (BARROS *et. al.*, 2000).

Fazendo uma análise geral da tabela, percebe-se que a desigualdade no Brasil sempre se manteve

em patamares elevados, atingindo o auge no final da década de 80. Mais especificamente, em 1989, o índice de Gini registra um valor de 0.636, o índice de Theil 0.889. Com relação à razão entre a renda média, em 1989, os 20% mais ricos possuíam uma renda média de 33.57 vezes maior que a renda média dos 20% mais

pobres e os 10% mais ricos recebiam uma renda média 30 vezes superior aos 40% mais pobres.

Entre 1995 e 1998, o índice de Gini e o índice de Theil permaneceram praticamente estáveis e, a partir de 2001, registra-se uma tendência de declínio suave da desigualdade medida pelos 04 indicadores.

Tabela 1 – Evolução temporal da desigualdade no Brasil

ANO	Índice de Gini	Índice de Theil	Razão entre a renda média dos 20% mais ricos e 20% mais pobres	Razão entre a renda média dos 10% mais ricos e 40% mais pobres	Número de pessoas pobres (milhões)
1981	0.584	0.682	23.62	21.43	47.85
1982	0.591	0.705	25.07	22.55	49.36
1983	0.596	0.721	25.06	22.97	59.92
1984	0.589	0.702	22.99	21.86	59.80
1985	0.598	0.727	25.25	23.29	54.84
1986	0.588	0.717	23.7	21.86	33.95
1987	0.601	0.741	27.17	24.09	50.57
1988	0.616	0.779	30.23	26.73	57.87
1989	0.636	0.889	33.57	30.00	56.00
1990	0.614	0.773	30.51	26.47	58.12
1992	0.583	0.695	26.37	21.68	58.91
1993	0.604	0.772	28.55	24.40	60.94
1995	0.601	0.733	27.73	23.96	51.78
1996	0.602	0.732	29.66	24.53	51.80
1997	0.602	0.738	29.05	24.48	53.45
1998	0.6	0.734	27.78	23.92	52.07
1999	0.594	0.711	26.45	22.95	56.18
2001	0.596	0.727	27.47	23.34	58.49
2002	0.589	0.71	25.02	22.20	58.22
2003	0.583	0.686	24.69	21.42	61.39
2004	0.572	0.665	22.39	19.91	59.54
2005	0.569	0.659	21.66	19.55	55.48
2006	0.563	0.644	20.81	18.7	48.53
2007	0.556	0.624	20.69	18.12	44.20
2008	0.548	0.608	19.31	17.13	41.46
2009	0.543	0.597	18.99	16.67	39.63

Fonte: Ipeadata

Comparando a segunda coluna (contendo a evolução do índice de Gini) e a última (contendo a evolução da pobreza medida pelo número de pessoas pobres em milhões), principalmente se forem observados os anos ou períodos marcantes, como em 1986 (implantação do Plano Cruzado), a partir de 1995 (Plano Real) e a partir de 2006, observa-se que, enquanto a pobreza teve uma redução considerável nesses períodos, a redução da desigualdade foi bem menos acentuada.

Conclusão semelhante é apresentada por Hoffman (1995) ao analisar a evolução da pobreza e da desigualdade no Brasil no período de 1960 a 1990. O autor conclui que, durante a década de 70, houve redução considerável da pobreza no país devido ao crescimento da renda *per capita* (crescimento econômico), contudo, a desigualdade se manteve estável. Outra conclusão obtida pelo autor é que, na década de 80 (a chamada “década perdida”) houve aumento da pobreza devido à estagnação econômica e aumento da desigualdade devido à inflação.

Verifica-se que o Brasil possui uma grande parcela da população que não vive em condições suficientes para atender às suas necessidades básicas (ou seja, apresenta um elevado número de pessoas pobres) e a distribuição de renda é uma das mais desiguais entre os países do mundo. Além disso, a desigualdade reflete um problema estrutural carregado desde os primórdios da formação histórica do país e, por isso, torna-se mais difícil de ser reduzida (BARROS; MENDONÇA, 1995).

Nesse contexto, este trabalho objetiva responder a seguinte pergunta: quais são os fatores que contribuem para a redução da desigualdade no Brasil?

O trabalho está dividido em quatro seções, além desta introdução. A seção dois traz uma revisão da literatura com relação à desigualdade

e seus determinantes. A seção três apresenta os aspectos metodológicos do trabalho como a descrição das variáveis e o modelo econométrico utilizado. A seção quatro descreve e analisa os resultados empíricos referentes ao impacto em termos de coeficientes de elasticidades dos fatores que contribuem para a redução da desigualdade. Finalmente, na seção cinco são expostas as conclusões.

REVISÃO DA LITERATURA

Depois de apresentar um panorama geral da evolução e da situação recente da desigualdade no Brasil, é preciso analisar alguns determinantes da desigualdade no país.

Com relação aos determinantes da melhoria na distribuição de renda é importante destacar o trabalho pioneiro de Kuznets (1955). O autor analisa o efeito do desenvolvimento econômico sobre a distribuição de renda, utilizando dados referentes aos Estados Unidos, Inglaterra e Alemanha, para o período que compreende o fim do século XIX e início do século XX.

Kuznets (1955) encontra uma relação entre desenvolvimento econômico e distribuição de renda, conhecida na literatura como “hipótese do U invertido” ou “curva de Kuznets”. Essa relação mostra que, nos países que experimentam desenvolvimento econômico, a desigualdade de renda aumenta nas fases iniciais do crescimento econômico, atinge um ponto máximo (representado por um determinado nível de renda *per capita*) onde se estabiliza por algum tempo e, a partir de então, decresce à medida que a economia continua crescendo.

Muitos autores testaram a “hipótese do U invertido”, utilizando métodos de *cross section*, séries temporais e dados em painel. Paukert (1973) corrobora a “hipótese do U invertido” utilizando um modelo

de *cross section*, com dados do PIB *per capita* (medida de crescimento econômico) e do coeficiente de Gini (medida de grau de desigualdade) de 56 países.

Ahluwalia (1976) estuda a relação entre distribuição de renda e crescimento econômico para uma amostra de 60 países, incluindo países desenvolvidos, em desenvolvimento e países socialistas. O autor faz uma análise de regressão multivariada para estimar as relações *cross section* entre a parcela da renda de diferentes percentis da distribuição de renda e algumas variáveis selecionadas, as quais refletem aspectos do processo de desenvolvimento capazes de influenciar a desigualdade de renda como, por exemplo, PIB *per capita* de cada país em dólares de 1965-1971 e nível de escolaridade (taxa de alfabetização, matrículas no ensino médio).

Os resultados encontrados sustentam a ideia de que a desigualdade de renda aumenta nas fases iniciais do crescimento econômico e começa a decrescer nas fases posteriores, além disso, esse processo pode ser mais prolongado nos países mais pobres. O autor acrescenta que, as mudanças nas estruturas de produção e a expansão do nível de escolaridade e do nível de habilidade da força de trabalho, processos que ocorrem juntamente com o crescimento econômico, podem explicar a melhoria na distribuição da renda nas fases posteriores.

Kaelble e Thomas (1991) utilizam dados de séries temporais de 13 países desenvolvidos (Alemanha, Áustria, Canadá, Dinamarca, Estados Unidos, Finlândia, França, Japão, Noruega, Reino Unido, Suécia e Países Baixos) no período de 1880 a 1970 para testar a curva de Kuznets. Os autores constatam que, dentre os países estudados, apenas na Suécia verifica-se o padrão de “U invertido” durante o período da análise.

Deininger e Squire (1998) utilizando dados de séries temporais da renda *per capita* e um coeficiente de desigualdade de 48 países, desenvolvidos e em desenvolvimento, concluem que somente Brasil, Hungria, México, Filipinas e Trinidad e Tobago apresentam o formato de U-invertido, enquanto que Costa Rica, Índia, Estados Unidos e Reino Unido apresentam o formato de U-normal. Para o restante dos países da amostra, os dados não revelam significância estatística.

Ravallion (1995), utilizando a metodologia de dados em painel para 36 países em desenvolvimento nos anos 80, mostra que a relação entre desigualdade de renda, medida pelo Índice de Gini, e crescimento econômico, medido pelo o consumo médio *per capita* não apresenta significância estatística em seu estudo.

Para o caso brasileiro, Taques e Mazzuti (2009) procuram evidências da relação entre desigualdade de renda e crescimento econômico através da curva de Kuznets para os Estados brasileiros no período de 1995 a 2005. Utilizando a metodologia de dados de painel (dados agrupados, efeito fixo, efeito aleatório e primeira diferença) e utilizando o índice de Gini e índice de Theil como medida de desigualdade de renda e a renda *per capita* em sua forma linear e quadrática como medida de desenvolvimento econômico, os resultados obtidos pelos autores indicam que a hipótese do U-invertido de Kuznets não é corroborada.

Acredita-se que o crescimento econômico é fundamental para a redução da desigualdade. Para melhorar a distribuição de renda é preciso haver crescimento, porém, é consenso que o crescimento econômico é uma condição necessária, mas não suficiente para a redução da desigualdade.

A forma como o governo aloca os gastos públicos tem tido cada vez mais relevância nos últimos anos,

assim como o papel dos gastos públicos na redução da desigualdade. As políticas de gastos públicos e de transferências de renda para assegurar aos cidadãos a satisfação de suas necessidades básicas e dar condições materiais para que possam exercer seus direitos (inserção no mercado de trabalho, por exemplo) também são consideradas instrumentos de redução da pobreza e da desigualdade. Em visto disso, os programas de transferência de renda têm ganhado popularidade nos países em desenvolvimento, estes consistem, basicamente, na transferência de determinadas quantias em dinheiro aos indivíduos pobres.

No caso brasileiro, o governo utiliza programas de transferência de renda para os mais pobres com o objetivo de reduzir a pobreza e a desigualdade, dentre estes programas, destaca-se, pela sua popularidade e abrangência, o Programa Bolsa Família (PBF).

O PBF é destinado às ações de transferência de renda para as unidades familiares, cadastradas em cada município do país, que se encontram em situação de pobreza e extrema pobreza. O valor do benefício, reajustável por decreto, varia conforme a renda domiciliar *per capita* da família, o número e a idade dos filhos. Atualmente, o PBF é o principal programa de transferência de renda do governo federal.

Autores como Rocha (2005), Hoffman (2006) e Soares *et. al* (2006) argumentam a favor dos programas de transferências de renda, defendendo que estes alcançaram o objetivo de reduzir a pobreza e melhorar a distribuição de renda no Brasil. Nesse contexto, pode-se argumentar que pelo fato das transferências serem de baixo valor, não haveria desincentivos ao trabalho. Além disso, muitos programas governamentais acabam gerando potencialidades e condições para o acesso ao mercado de trabalho que os beneficiários

não teriam se estes não existissem, pois proporcionam, aos mais pobres e desempregados, o acesso à saúde, educação, alimentação, etc.

O trabalho de Hoffmann (2006), com dados das PNADs de 1997 a 2004, apresenta uma metodologia de decomposição das variações do índice de Gini, quando a renda domiciliar *per capita* é separada em parcelas. O autor analisa a importância dos programas de transferência de renda (uma das parcelas da renda domiciliar *per capita*), como o Programa Bolsa Família, na redução da desigualdade da distribuição da renda domiciliar *per capita* no Brasil e nas cinco regiões brasileiras.

O autor afirma que os programas de transferência de renda não são a principal causa da redução da desigualdade no Brasil, embora sejam na região Nordeste. O autor mostra que, no Brasil, há uma queda no índice de Gini entre os anos de 1998 e 2004 e segundo ele, 28% dessa redução é atribuída aos programas de transferência de renda. Por outro lado, 58% dessa redução está associada aos rendimentos advindos do trabalho. Na região Nordeste, o efeito das transferências governamentais na melhoria da distribuição da renda é muito maior, aproximadamente 66% da redução do índice de Gini é atribuída aos programas de transferência de renda no período de 1998 a 2004.

Soares e outros (2006), utilizando dados da PNAD, desenvolvem uma metodologia para separar os componentes da renda derivados dos programas de transferência de renda, particularmente, o Programa Bolsa Família, para estudar a contribuição dos programas de transferência de renda na queda do índice de Gini entre 1995 e 2004. Como resultado, mostram que o Programa Bolsa Família foi responsável por 21% da queda do índice de Gini entre 1995 e 2004; sinalizando uma melhoria na distribuição da renda graças a esse programa.

Barros e outros (2006), com base em dados da PNAD, destacam que entre 2001 e 2005, a participação da renda familiar não advinda do trabalho aumentou de 22% para 24% e que a proporção de domicílios cujo orçamento é proveniente de fontes não advindas do trabalho subiu de 42% para 52%. Além disso, constatam que 79% da renda não derivada do trabalho é composta pelas transferências do governo.

Na literatura internacional, Afonso e outros (2008) examinam, por meio de uma análise de regressão *cross section*, o impacto da renda *per capita*, das políticas de gastos públicos, do desempenho educacional e das instituições sobre a distribuição de renda (medida pela parcela da renda dos 40% mais pobres, pelo índice de Gini e pela renda *per capita* do quintil mais pobre da distribuição).

Azzoni e Neto (2011) avaliam o papel de fatores como a produtividade do trabalho, o aumento do salário mínimo brasileiro e o crescimento dos programas de transferência de renda aos pobres, mais especificamente o Programa Bolsa Família, para a redução da desigualdade da renda no Brasil no período de 1995 a 2005. Eles trabalham com base em microdados da PNAD e com base em dados agregados, ambos do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística.

Com base nesta revisão de literatura, este trabalho busca analisar, empiricamente, o impacto em termos de coeficientes de elasticidades dos principais fatores determinantes para a redução da desigualdade; dentre os quais será dado destaque ao PIB *per capita*, ao PIB *per capita* ao quadrado, ao número de pobres em relação à população total, às transferências de renda aos pobres aqui representadas pelos benefícios médios³ advindos do Programa Bolsa Família e, ainda, ao desempenho educacional. A análise é realizada para os 26 estados brasileiros e o

Distrito Federal, durante o período de 2004 a 2009.

Além disso, este trabalho procura testar se existem evidências da relação entre desigualdade de renda e crescimento econômico através da curva de Kuznets, para os estados brasileiros no período de análise.

ASPECTOS METODOLÓGICOS

Nesta seção faz-se inicialmente uma descrição e análise da base de dados e, posteriormente, uma des-

crição dos métodos econométricos utilizados no trabalho.

Descrição e Análise da Base de Dados

A base de dados utilizada para a pesquisa tem como fonte o Ipeadata, do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA). Os dados coletados são dados anuais dos 26 estados brasileiros e do Distrito Federal no período de 2004 a 2009. A tabela abaixo traz a descrição das variáveis selecionadas para o estudo.

Tabela 2 - Descrição das variáveis

VARIÁVEIS	DESCRIÇÃO DAS VARIÁVEIS
NPOB/POP	Número de pessoas pobres em relação à população total, por unidade da federação
PIBpc	PIB estadual per capita
GINI	Índice de Gini
BFn	Valor total dos benefícios do Programa Bolsa Família dividido pelo número de beneficiários, por unidade da federação
IFDMedu	Índice FIRJAN de Desenvolvimento Municipal para educação, por unidade da federação
Deduc	Despesas do governo em educação e cultura por unidade federativa - R\$

Notas: Tabela elaborada pelos autores. Fonte: Ipeadata. Período: 2004 a 2009.

Com relação aos sinais dos coeficientes estimados para as variáveis explicativas, espera-se que o coeficiente estimado para o número de pobres em relação à população total seja positivo, ou seja, espera-se que quanto maior o número de pobres em relação à população total maior

será o índice de concentração de renda, ou seja, maior é a concentração de renda.

Espera-se que os sinais dos coeficientes estimados para as variáveis associadas ao desenvolvimento educacional tenham sinais negativos, nesse caso, o índice de Gini responde

³ Nós trabalhamos aqui com o a razão entre o valor das transferências do PBF aos pobres e o número de beneficiados, ou seja, trata-se de um valor médio e não do valor absoluto como trata parte da literatura.

negativamente tanto a um melhor desempenho educacional medido pelo índice FIRJAN de Desenvolvimento Municipal, quanto a um maior gasto público real *per capita* com educação.

Com relação ao PIB *per capita*, inclui-se nas estimações, a variável PIB per capita ao quadrado. O objetivo é testar a hipótese do “U invertido” de Kuznets (1955), apresentada na revisão da literatura, para a relação entre desigualdade de renda e PIB *per capita*, para o caso brasileiro no período analisado. Corroborar esta hipótese significa mostrar que existe uma relação não linear entre a desigualdade de renda e o PIB *per capita* e que aumentos do PIB *per capita* a partir de um ponto de máximo levam à redução da desigualdade. Se essa hipótese for confirmada, espera-se um coeficiente estimado do PIB *per capita* positivo e um coeficiente negativo do PIB *per capita* ao quadrado. Isso significa que apenas as unidades da federação que possuem valores do PIB *per capita* acima do ponto de máximo da curva obterão redução da desigualdade com o aumento da renda *per capita*.

Com relação ao coeficiente estimado para o valor médio dos benefícios do Programa Bolsa Família, espera-se encontrar um sinal negativo, ou seja, espera-se que a desigualdade de renda diminua à medida que as transferências de renda por beneficiário advindas do Programa Bolsa Família aumentem.

Metodologia

A notação abaixo representa a estrutura de painel, cuja especificação de u_{it} depende de um modelo em particular.

$$y_{it} = \sum_{k=1}^K x_{itk} \beta_k + u_{it} \quad (1)$$

onde $i = 1, \dots, N$ e $t = 1, \dots, T_i$. O número total de observações $M = \sum_{i=1}^N T_i$. Para o caso de um painel balanceado, $T_i = T$ para todo i . A matriz de covariância ($M \times M$) de u_{it} é denotada por V . Sejam X e y as variáveis independentes e dependente agrupadas em dados *cross section* e séries de tempo. Seja X_s a matriz X sem o intercepto.

Modelo em Painel de Efeitos Fixos

Considere um modelo com apenas uma variável explicativa, para cada observação i (WOOLDRIDGE, 2009):

$$y_{it} = \beta_1 x_{it} + a_i + u_{it} \quad (2)$$

onde $t = 1, 2, \dots, T$. Como este trabalho reúne os dados em painel dos 26 estados brasileiros e o Distrito Federal durante o período de 2004 a 2009, de acordo com a notação, i representa a unidade federativa com $i = 1, 2, 3, \dots, 27$ e t representa o período de tempo analisado com $t = 2004, 2005, \dots, 2009$.

O termo a_i é o efeito fixo não observável. A abordagem de efeitos fixos considera como um efeito fixo não observável, específico de cada indivíduo ou grupo e este efeito é constante ao longo do tempo. Em outras palavras, a_i captura todos os fatores não observáveis e constantes no tempo que afetam a variável dependente y_{it} .

O termo u_{it} é o erro idiossincrático ou erro variante no tempo, ele representa os fatores não observados que variam no tempo e afetam y_{it} . Além disso, x_{it} é a variável explicativa e β_1 é o parâmetro a ser estimado.

Modelo de Efeitos Aleatórios

O modelo de efeitos não observáveis é dado a seguir:

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_1 x_{it1} + \dots + \beta_k x_{itk} + a_i + u_{it} \quad (3)$$

Nesta equação acrescenta-se um intercepto β_0 para que se possa fazer a suposição de que o efeito não observável a_i tem média zero, sem perda de generalidade.

Quando se usa o modelo de efeitos fixos, o objetivo é eliminar a_i porque se pensa que ele está correlacionado com uma ou mais variáveis explicativas x_{itj} . Supondo que a_i é não correlacionado com cada uma das variáveis explicativas em qualquer período, se for feita uma transformação para eliminar a_i (como é feita no modelo de efeitos fixos), os coeficientes estimados serão ineficientes. Assim, a equação (3) se torna um modelo de efeitos aleatórios quando se assume que o efeito não observável a_i é não correlacionado com cada uma das variáveis explicativas.

Teste de Hausman e de validade dos instrumentos

Hausman (1978) sugere que as estimações por efeitos fixos e por efeitos aleatórios podem ser comparadas por meio de um teste para saber se existe correlação entre a_i e as variáveis explicativas x_{itj} , assumindo que os erros idiossincráticos e as variáveis explicativas são não correlacionados em todos os períodos. A não rejeição da hipótese nula do teste de Hausman indica que

o modelo com efeitos aleatórios é o mais indicado; caso contrário, admite-se o modelo de efeitos fixos.

“
Em todas as equações, o coeficiente estimado para o PIB per capita apresenta sinal negativo e estatisticamente significativo e o coeficiente estimado para o PIB per capita ao quadrado apresenta sinal positivo e também estatisticamente significativo.”

Os modelos de dados em painel de efeitos fixos e de efeitos aleatórios apresentados anteriormente não resolvem o problema de endogeneidade, ou seja, qualquer situação em que uma variável explicativa x_{it} é correlacionada com o termo de erro (WOOLDRIDGE, 2009).

Para resolver este problema, pode-se utilizar o método de variáveis instrumentais e obter estimadores consistentes, mesmo na presença de endogeneidade. Nesse contexto, utilizamos os métodos de estimação de Mínimos Quadrados em Dois Estágios (Two Stage Least Squares – 2SLS) e o Método dos Momentos Generalizados (Generalized Method of Moments – GMM). Com base no

teste de Sargan sobre validade dos instrumentos (HEIJ et. al., 2004), se a hipótese nula for rejeitada, conclui-se que pelo menos alguns dos instrumentos não são exógenos.

RESULTADOS

A tabela 03 mostra os resultados obtidos com a estimação do modelo de efeitos fixos com variáveis instrumentais. Como comentado anteriormente, para a escolha de qual modelo em painel é o mais apropriado, realiza-se o teste de Hausman. De acordo com o teste realizado, a hipótese nula é rejeitada a um nível de significância de 10% para todos os modelos considerados. Dessa forma, o modelo mais apropriado é o modelo de efeitos fixos⁴.

Os resultados mostrados na tabela são das equações estimadas, considerando o coeficiente de Gini como variável dependente. A tabela 03 mostra os resultados das estimações de 04 equações. Nas 04 equações estima-se o efeito das variáveis PIB *per capita*, PIB *per capita* ao quadrado, do número de pobres em relação à população total (estas três variáveis são tratadas como endógenas nas estimações), dos benefícios advindos do Programa Bolsa Família, da educação (nas equações 01 e 03 a variável usada para educação é o Índice de FIRJAN de desempenho da educação e nas equações 02 e 04 é usada a variável despesas do governo com educação e cultura *per capita* por unidade federativa) e das *dummies* para os anos de 2006, 2007 e 2008 sobre a desigualdade de renda usando um modelo efeitos fixos com instrumentos⁵.

Nas equações 01 e 02, o modelo é ajustado com o estimador de Mí-

nimos Quadrados em Dois Estágios (Two Stage Least Squares – 2SLS) e nas equações 03 e 04, o modelo é ajustado com o estimador de Método dos Momentos Generalizados (Generalized Method of Moments – GMM).

Em todas as equações, o coeficiente estimado para o PIB *per capita* apresenta sinal negativo e estatisticamente significativo e o coeficiente estimado para o PIB *per capita* ao quadrado apresenta sinal positivo e também estatisticamente significativo. Ambos os coeficientes estimados são marginalmente significantes ao nível de 10%. Esse resultado é contrário à hipótese do “U invertido” de Kuznets (1955), segundo a qual a desigualdade de renda aumenta nas primeiras etapas do desenvolvimento econômico e diminui nas etapas posteriores. O resultado obtido neste trabalho traz evidências de que esta hipótese não se aplica para o caso brasileiro no período de estudo. As evidências empíricas mostram que a desigualdade de renda diminui enquanto o PIB *per capita* aumenta até um ponto de mínimo, porém, a partir de ponto, conforme o PIB *per capita* continua aumentando, a desigualdade de renda também aumenta.

Com relação à variável número de pessoas pobres dividido pela população total de cada estado, o coeficiente estimado apresenta sinal positivo e estatisticamente significativo (ao nível de significância de 10% nas equações 01 e 02 e ao nível de significância de 5% nas equações 03 e 04). Este resultado mostra que o número de pobres tem influência positiva sobre a desigualdade de renda, isto é, quanto maior o número de pobres em relação à população total, maior é a concentração de renda no estado.

⁴ Existe uma solução de parcimônia que diz que o modelo de efeitos fixos é sempre consistente. Segundo Hausman (1978), mesmo que se decida que a especificação de efeitos aleatórios é apropriada, é possível decidir usar o estimador de efeitos fixos, o qual trata o efeito individual como fixo na amostra.

⁵ Utilizam-se como instrumentos as variáveis explicativas defasadas e *dummies* de efeito fixo por U.F. e de tempo.

Tabela 3 – Estimativas dos Modelos de Efeitos Fixos com Variáveis Instrumentais

VARIÁVEL DEPENDENTE: Coeficiente de Gini				
PARÂMETROS	[1]	[2]	[3]	[4]
Constante	13.9985*** (8.2003)	14.1045** (7.0955)	15.8933** (8.0768)	13.9588** (7.2975)
PIB per capita	-3.0642*** (1.8680)	-3.1633*** (1.7075)	-3.4268*** (1.8246)	-3.0750*** (1.7283)
PIB per capita ao Quadrado	0.1710*** (0.1094)	0.1808*** (0.1043)	0.1874*** (0.1063)	0.1721*** (0.1044)
Número de Pobres/ População	0.3477*** (0.1941)	0.3507*** (0.1892)	0.4074** (0.2018)	0.4131** (0.2002)
Bolsa Família/número de beneficiários	0.3573 (0.2609)	0.3372 (0.2778)	0.2952 (0.2759)	0.2667 (0.2740)
IFDM Educação	-0.3383 (0.1332)		0.0034 (0.1400)	
Despesas do Governo com Educação		0.0262 (0.0216)		0.0402*** (0.0241)
Dummy 2006	0.0176 (0.0871)	0.0293 (0.0888)	-0.0179 (0.0904)	-0.0082 (0.0881)
Dummy 2007	0.0146 (0.0618)	0.0193 (0.0638)	-0.0005 (0.0647)	0.0024 (0.0629)
Dummy 2008	0.0132 (0.0375)	0.0141 (0.0395)	0.0059 (0.0392)	0.0058 (0.0388)
R2	0.8855	0.8906	0.8633	0.8713
Observações	162	162	162	162
Teste de Hausman:				
Chi2	13.57	13.86	13.57	13.86
Prob > Chi2	0.0938	0.0855	0.0938	0.0855
Teste de Validade dos Instrumentos:				
Chi2	5.7966	6.2839	5.4723	6.1780
P-valor	0.2149	0.1789	0.2422	0.1862

1. Os valores entre parênteses são referentes ao desvio-padrão do modelo robusto.

2. * = significativa a 1%; ** = significativa a 5% e *** = significativa a 10%.

3. Tabela elaborada pelos autores.

O coeficiente estimado para avaliar o efeito do Programa Bolsa Família (valor dos benefícios dividido pelo número de beneficiados) sobre a desigualdade de renda não apresenta significância estatística em nenhuma das 04 equações. É importante ressaltar este resultado observado para o efeito do Programa Bolsa Família. Ele mostra que, contrário às crenças e propagandas dos governos, não há evidências empíricas de que as transferências à população mais pobre advindas do Programa Bolsa Família, não auxiliam o combate à desigualdade de renda. Como já comentado, a literatura mostra que as transferências de renda em termos absolutos podem não ter o efeito esperado sobre a distribuição da renda no Brasil de uma forma diferente. Nossa contribuição é mostrar que existem evidências empíricas de que as transferências do PBF por unidade de beneficiário também não apresentam o impacto esperado sobre a distribuição da renda no período analisado.

Da mesma forma, os coeficientes estimados para avaliar o efeito da educação sobre a distribuição de renda (nas equações 01 e 03 representado pela variável IFDM educação e na equação 02 representado pelos gastos do governo com educação) não são estatisticamente significantes. Com exceção do coeficiente estimado para avaliar o efeito dos gastos do governo com educação sobre a desigualdade, na equação 04, o qual apresenta sinal positivo e estatisticamente significativo ao nível de 10%.

Finalmente, com relação às *dummies* dos anos de 2006, 2007 e 2008 não apresentam significância estatística.

Os resultados do teste de validade dos instrumentos, conduzidos para as 04 equações estão apresentados na tabela 03. Em todos os testes, não se rejeita a hipótese nula, assim, é possível concluir que o termo de

erro não é serialmente correlacionado e as condições de momento e os instrumentos são adequados.

Discussão dos Resultados

Os resultados das estimações utilizando um modelo de efeitos fixos com instrumentos mostram evidências empíricas de que existe uma relação não linear entre o PIB *per capita* e a distribuição de renda. Segundo o resultado não há evidências empíricas de que a hipótese de “U invertido” de Kuznets (1955) pode ser corroborada para o caso brasileiro durante o período de estudo.

Os resultados empíricos mostram que o coeficiente estimado do PIB *per capita* em nível é negativo e que o coeficiente do quadrado do PIB *per capita* é positivo. Ambos os coeficientes são estatisticamente significantes ao nível de 10%. Nesse caso, observa-se uma curva na forma de um U normal. Esse resultado também é encontrado por Taques e Mazzutti (2009). Nesse contexto, pode-se inferir que enquanto o PIB *per capita* aumentar até o ponto de mínimo da curva em forma de U, haverá uma redução da desigualdade. Entretanto, sucessivos incrementos no PIB *per capita*, para valores superiores ao ponto de mínimo da curva U, resultarão no aumento da desigualdade.

Os coeficientes estimados para o número de pobres dividido pela população total de cada estado apresentam sinal positivo e estatisticamente significativo, sinalizando, empiricamente, que quanto maior o número de pessoas pobres em relação à população total de cada estado mais desigual será a distribuição da renda.

Outro resultado obtido, este com relação à influência dos benefícios advindos do Programa Bolsa Família sobre a desigualdade, mostra que importância dada às políticas assistencialistas de transferência de renda aos mais pobres não levam aos resultados esperados e defendidos pelos governos. Os coeficientes

estimados para a variável referente ao valor dos benefícios médios advindos do Programa Bolsa Família, em todas as equações estimadas, não são estatisticamente significantes.

Este resultado mostra evidências empíricas de que as políticas assistencialistas de transferência de renda aos mais pobres não influenciam na distribuição de renda. Os argumentos contra os programas de transferência de renda no Brasil, citados na revisão de literatura, podem ser aqui enfatizados. As transferências podem resultar na diminuição dos incentivos ao trabalho e na redução da oferta de trabalho, além de manter os beneficiários na dependência em relação ao governo e às transferências. Os beneficiários se acomodariam com a situação de pobreza e não seriam estimulados a reverter esta situação, justamente para continuarem recebendo os benefícios.

Outra possível explicação seria que o programa não está alcançando a população alvo, ou pelo menos parte dela⁶. Por fim, o resultado poderia ser devido às duas questões conjuntamente. Além de o programa incluir como beneficiados pessoas que não atendem aos critérios da população alvo e excluir pessoas que deveriam fazer parte do programa, parte da população alvo que estaria incluída no programa poderia não ter incentivos para sair da situação de pobreza e tenderiam a acomodar-se.

Vale destacar também que os coeficientes estimados para avaliar o efeito da educação sobre a distribuição de renda não são estatisticamente significantes. Uma possível explicação para esse resultado é que não adianta apenas aumentar as despesas com educação ou colocar mais crianças nas escolas se a qualidade da edu-

cação não é boa. Se esse for o caso, as políticas públicas direcionadas para a educação não estão surtindo os efeitos desejados, quais sejam, melhorar a qualidade de vida da população.

CONCLUSÃO

Os resultados empíricos mostram uma relação não linear entre o PIB *per capita* e a pobreza. Segundo este resultado verifica-se, para os estados brasileiros no período analisado, a existência de um padrão de U normal, o que não confirma o resultado verificado em Kuznets (1955) ao analisar a relação entre desigualdade de renda e desenvolvimento econômico.

Este resultado mostra evidências empíricas de que o desempenho do nível de atividade econômica contribui para a redução da desigualdade até o ponto de mínimo da curva em forma de U, que mostra uma relação não linear entre desigualdade e renda *per capita*, para o caso brasileiro durante o período estudado. Por outro lado, aumentos no PIB *per capita* além do ponto de mínimo da curva em forma de U resultam em aumento da desigualdade.

Os resultados também mostraram que não é possível afirmar que as transferências de renda por unidade de beneficiários advindas do Programa Bolsa Família contribuem para a redução da desigualdade de renda. Em todas as equações estimadas, os coeficientes estimados para a variável referente ao valor médio dos benefícios do Programa Bolsa Família não apresentam significância estatística. Hoffmann (2006) e Soares e outros (2006) destacam que os valores das transferências de renda do PBF podem não tra-

⁶ Além disso, é possível que pessoas não consideradas pobres pelos critérios do programa estejam sendo contempladas pelo programa. Essa avaliação de que o programa está alcançando parcialmente a população alvo é corroborada por Gadelha e outros (2013).

zer os benefícios desejados. Nossa contribuição é mostrar que existem evidências empíricas de que as transferências do PBF por unidade de beneficiário também não trazem o efeito desejado, qual seja, a redução da desigualdade. Vale destacar ainda que os coeficientes estimados para avaliar o efeito da educação sobre a distribuição da renda não são estatisticamente significantes em 03 das equações estimadas.

REFERÊNCIAS

- AFONSO, A.; SCHUKNECHT, L.; TANZI, V. **Income distribution determinants and public spending efficiency**. European Central Bank, 2008. (working Paper n. 861).
- AHLUWALIA, M. S. Inequality, poverty and development. **Journal of Development Economics**, v. 3, p. 307-342, 1976.
- AZZONI, C. R.; NETO, R. DA M. S. Non-spatial government policies and regional income inequality in Brazil. **Regional Studies**, v. 45, n. 4, 2011.
- BARROS, R. P.; MENDONÇA, R. **Os determinantes da desigualdade no Brasil**. Brasília: IPEA, 1995. (Texto para discussão n. 377).
- BARROS, R.P.; CARVALHO, M. de; FRANCO, S. O papel das transferências públicas na queda recente da desigualdade de renda brasileira. **Econômica**: revista do programa de pós-graduação em Economia da UFF. Rio de Janeiro: UFF, v. 8, n. 1, p. 41-86, 2006.
- BARROS, R. P.; HENRIQUES, R.; MENDONÇA, R. Desigualdade e Pobreza no Brasil: retrato de uma estabilidade inaceitável. **Revista Brasileira de Ciências Sociais**, v. 15, n. 42, 2000.
- DEININGER, K.; SQUIRE, L. New ways of looking at old issues: inequality and growth. **Journal of Development Economics**, v. 57, n. 2, p. 259-287, 1998.
- GADELHA, S. R. de B.; SOUZA, A. P. F. de; OLIVEIRA, P. P. de; DUARTE, J.; NEVES, J. A. S. **Uma investigação sobre a focalização do Programa Bolsa Família e seus determinantes imediatos: análise por regiões brasileiras**. Brasília: XVIII Prêmio do Tesouro Nacional, 2013.
- HAUSMAN, J. A. Specification Tests in Econometrics. **Econometrica**, v. 46, n. 6, p. 1251-1271, 1978.
- HEIJ, C.; BOER, P. de; FRANCES, P. H.; KLOEK, T.; van DIJK, H. K. **Econometric methods with applications in business and economics**. Oxford: Oxford University Press, 2004.
- HOFFMANN, R. Desigualdade e pobreza no Brasil no período 1970-1990. **Revista Brasileira de Economia**, v. 49, n. 2, p. 277-94, 1995.
- HOFFMANN, R. Transferências de renda e redução da desigualdade no Brasil e cinco regiões entre 1997 e 2004. **Econômica**, Rio de Janeiro, v. 8, n. 1, p. 55-81, 2006.
- KAELBLE, H.; THOMAS, M. **Income distribution in historical perspective**. Cambridge: Cambridge University Press, 1991.
- KUZNETS, S. Economic growth and income inequality. **The American Economic Review**, v. 45, 1955.
- PAUKERT, F. Income distribution at different levels of development: a survey of evidence. **International Labour Review**, v. 108, n. 2, p. 97-125, 1973.
- RAVALLION, M. Growth and poverty: evidence for developing countries in the 1980s. **Economic Letters**, v. 45, p. 411-41, 1995.
- ROCHA, S. (2005). Impacto sobre a Pobreza dos Novos Programas Federais de Transferência de Renda. **Revista de Economia Contemporânea**, Rio de Janeiro, v. 9, n. 1, p. 153-185, 2005.
- SOARES, F. V.; SOARES S.; MEDEIROS, M.; OSÓRIO R. G. **Programas de transferências de renda no Brasil: impactos sobre a desigualdade**. Brasília: IPEA, 2006. (Texto para discussão n. 1228).
- TAQUES, F. H.; MAZZUTTI, C. C. T. P. Curva de Kuznets: mensuração do impacto do crescimento econômico sobre a desigualdade de renda para os estados brasileiros (1995-2005). In: ENCONTRO REGIONAL DE ECONOMIA DO NORDESTE, 14., Fortaleza, 2009. **Anais...** Fortaleza, 2009.
- WOOLDRIDGE, J. M. **Introductory Econometrics: a modern approach**. 4. ed. Cincinnati, OH: South-Western, 2009.