

A DESIGUALDADE DE RENDA NO BRASIL E OS SEUS DETERMINANTES

Jair Araujo *

Emerson Marinho **

RESUMO

A partir de dados em painel dos estados brasileiros no período 1996-2005, realiza-se análise das contribuições de diferentes determinantes para a redução da desigualdade dos rendimentos no país, com base nos dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios - PNAD. Com este objetivo, especifica-se um modelo econométrico dinâmico que é estimado pelo Método dos Momentos Generalizado-sistema (MGM-sistema) desenvolvido por Arellano-Bond (1991), Arellano-Bover (1995) e Blundell e Bond (1998). Os resultados estimados do modelo permitem concluir que as transferências de renda do governo não afetaram a dinâmica da desigualdade de renda no período. Em relação aos outros determinantes, a educação foi quem mais contribuiu para redução da desigualdade de renda *per capita*. O produto interno bruto *per capita* não teve impacto na desigualdade. A segunda contribuição mais importante na explicação da desigualdade foi a renda de todos os trabalhos. Já a variável carga tributária do governo federal contribuiu para aumentar a desigualdade de renda no Brasil.

Palavras-chaves: Desigualdade, Renda, Painel dinâmico.

ABSTRACT

From panel data to the Brazilian states over the period 1996-2005, this article aims to analyze the contribution of different determinants of income inequality reduction in the country, using data of the Brazilian National Household Surveys (PNADs). The estimation models used are the Generalized Moments system, developed by Arellano-Bond (1991), Arellano-Bover (1995) and Blundell and Bond (1998). The results show that income transfers from the federal government do not affect the dynamics of income inequality in the period studied. When considering the other determinants, education was the main factor in reducing inequality. The GDP per capita don't have impact over inequality. The second most important contribution was from income of all kinds of labor. The government's tax burden contributes to increase income inequality in Brazil.

Key Words: Inequality, Income, Dynamic Panel

JEL : C23, E25 e I38

Área 11 – Economia social e demografia

* Professor do Curso de Economia – Sobral/UFC. E-mail: jairandrade@ufc.br

** Professor do Curso de Pós-Graduação em Economia – CAEN/UFC. E-mail: emarinho@ufc.br

A DESIGUALDADE DE RENDA NO BRASIL E OS SEUS DETERMINANTES

1 INTRODUÇÃO

A desigualdade de renda em países em desenvolvimentos tende a ser menos igualitária do que nos países desenvolvidos. Esse fato é reconhecido pela literatura internacional e tem-se mostrado evidente desde o último século. Isso fica claro quando se compara qualquer indicador de desigualdade tradicional, como, por exemplo, o coeficiente de Gini.

No Brasil, a desigualdade de renda, por suas diferenças marcantes entre pobres e ricos, deu origem a diversas explicações peculiares que tentam analisá-la a partir de suas características específicas. O país configura-se como um território de sérios contrastes sociais, econômicos e com uma das mais elevadas taxas de desigualdade da América, associadas a elevados índices de pobreza.

O nível de renda *per capita* no Brasil não o qualifica como um país pobre no cenário internacional, já que, cerca de 40% dos países do mundo têm renda *per capita* inferior à brasileira. Contudo, apesar de ser relativamente rico, o Brasil é um país extremamente desigual (BARROS, *et al.*, 2000).

Os índices de desigualdade da economia brasileira cresceram na década de setenta e se mantiveram elevados até a metade da década de noventa. Essa situação começou a se alterar depois da implantação do Plano Real quando os índices de desigualdade começaram a apresentar redução. Apesar dessa queda recente, a desigualdade de renda brasileira permanece ainda bastante alta. A parcela da renda total apropriada pelo 1% mais rico da população é da mesma magnitude daquela apropriada pelos 50% mais pobres. Além disso, os 10% mais ricos se apropriam de mais de 40% da renda, enquanto os 40% mais pobres se apropriam de menos de 10% da renda. Mesmo que a concentração de renda ainda esteja elevada, vale ressaltar que o período 2001-2004 apresentou as menores taxas de desigualdade de renda no Brasil desde a década de sessenta (KAKWANI, *et al.*, 2006).

O grande foco dos estudos de desigualdade no país tem sido sobre a existência histórica de profundos desníveis sociais nas condições de vida, e principalmente de renda entre os residentes das regiões brasileiras. Constata-se uma polarização particular entre as regiões sul-sudeste, onde está concentrada a maior parte da atividade industrial do país e, as regiões norte-nordeste, consideradas retardatárias do processo de desenvolvimento econômico brasileiro.

Conforme o Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada – IPEA (2006), a desigualdade de renda brasileira medida pelo coeficiente de Gini, caiu 4% entre 2001 e 2004, passando de 0,593 para 0,569. Embora à primeira vista essa taxa possa parecer modesta, em se tratando de uma medida de desigualdade representa uma queda substancial, pois, entre os 75 países para os quais há informações relativas à evolução da desigualdade de renda ao longo da década de 1990, menos de ¼ apresentou taxas de redução da desigualdade superiores à brasileira. Assim sendo, as expressivas desigualdades de renda no país não são aceitáveis e devem ser solucionadas com ações governamentais voltadas a atender aos grupos sociais mais carentes.

Nos diversos trabalhos que estudam a recente evolução da desigualdade de renda no Brasil, dentre os quais, Barros *et al.* (2007b), Hoffmann (2006) e Soares *et al.* (2007), ainda não há consenso sobre quais elementos formadores da renda são os maiores responsáveis pela sua redução. As principais hipóteses recaem, por exemplo, sobre os programas oficiais de transferências de renda e o mercado de trabalho.

É nesse contexto que surge a principal motivação e objetivo desse estudo: propõe-se realizar análise das contribuições de diferentes determinantes para a redução da desigualdade dos rendimentos no País, entre 1996 a 2005, com base nos dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios - PNAD.

A principal interrogação que se coloca em torno dessa questão diz respeito sobre quais são os determinantes que contribuíram para a queda da desigualdade no Brasil. Será que os programas de transferência de renda do governo federal ajudaram a diminuir a desigualdade? Ou será que alguns outros fatores determinaram de forma mais significativa a queda da desigualdade de renda no país?

Segundo Hoffmann (2007) ocorreu queda do índice de Gini da distribuição de renda brasileira de 0,5984, em 1998 para 0,5661 em 2005. A maior parte da redução do índice de Gini no período (66,0%) está associada ao rendimento de todos os trabalhos. O autor destaca que 23,7% da queda no índice foram devido aos rendimentos totais que inclui todas as transferências do governo.

Sem dúvidas, vários artigos mostram a diminuição da desigualdade de renda nos últimos anos no Brasil. Pode-se dizer que há menos consenso sobre os fatores que contribuíram para a diminuição dessa desigualdade nesses últimos anos.

Por exemplo, Schwartzman (2005, 2006), verificou que as políticas de transferência de renda apresentaram um impacto limitado tanto na redução da pobreza quanto da desigualdade no Brasil. Esse resultado ocorre tanto pelo pequeno volume dos recursos transferidos para cada família, quanto pela má focalização dos gastos, ou seja, por problemas de gestão do programa.

As mudanças na estrutura demográfica e a relação que estas mantêm com a queda da desigualdade foram analisadas por Wajman, Turra e Agostinho (2007). Por outro lado, a importância do mercado de trabalho para explicar a queda na desigualdade foi estudada por Ulyssea (2007); Barros, Franco e Mendonça (2007a), e Sabóia (2007). Assim, há inúmeras pesquisas sobre as razões que levaram a esta redução.

O objetivo deste artigo é dar elementos de respostas a estas perguntas. Para isto, serão feitas: a análise da contribuição dos programas de transferência de renda do governo nas alterações das densidades do Coeficiente de Gini; e estimações que expliquem a desigualdade de renda. Espera-se que estas informações sirvam de subsídio para que se formulem decisões sobre os fatores que contribuíram para queda do índice de Gini no país durante 1996 a 2005.

Isto posto, para alcançar os objetivos acima descritos, inicialmente será utilizada as funções de densidade de *kernel*, ao longo do tempo no Brasil, para o coeficiente de Gini, com e sem as transferências governamentais. Por último, será estimado um modelo dinâmico para dados em painel, desenvolvidos por Arellano-Bond (1991), Arellano-Bover (1995) e Blundel-Bond (1998). Nesse modelo, a variável dependente será: o coeficiente de Gini e as variáveis explicativas o coeficiente de Gini defasados em um período, produto interno bruto (PIB) *per capita*, anos de estudo, transferência de renda do governo, rendimentos do trabalho e impostos arrecadados pelo governo. Os dados utilizados nessa estimação foram obtidos nas PNADs, nas bases de dados do Ministério da Fazenda e do IPEADATA, no período de 1996 a 2005.

O artigo é composto por seis seções, incluindo esta introdução. A segunda seção faz um breve histórico da desigualdade brasileira, além de mostrar a sua relação com as transferências de renda do governo e outros determinantes. A seção 3 define e discute a base de dados. A quarta seção apresenta o modelo econométrico e os métodos de estimação empregados. A quinta seção analisa os resultados obtidos da estimação do modelo econométrico. Por último, as conclusões são comentadas na seção 6.

2 DESIGUALDADE E SEUS DETERMINANTES

Verifica-se no Brasil em anos recentes, particularmente a partir de 2001, o declínio da desigualdade nesses últimos trinta anos (NERI, 2006).

Nesta mesma direção, Barros *et al.* (2007b) afirmam que entre 2001 e 2005 o grau de desigualdade de renda no Brasil declinou de forma acentuada e contínua, atingindo, em 2005 o nível mais baixo dos últimos anos. O coeficiente de Gini diminuiu quase 5% e a razão entre a renda dos 20% mais ricos e a dos 20% mais pobres reduziu-se em 20%. Essa redução contribuiu para diminuir substancialmente a pobreza e melhorar as condições de vida da população mais pobre, mesmo em um período de relativa estagnação da renda *per capita*.

A Tabela 1, a seguir, mostra a evolução do coeficiente de Gini, que mede o grau de desigualdade existente na distribuição de indivíduos segundo a renda familiar *per capita*, para a economia brasileira e para as macro-regiões no período de 1996 a 2005. Pode-se ver que o coeficiente de Gini para o Brasil caiu de 0,6021 para 0,5693 no período analisado, o que significou uma redução de 0,0328 pontos, ou de

5,44%. É interessante observar que a queda na desigualdade não foi ininterrupta, pois, de 1999 a 2001, ocorreu uma elevação desse coeficiente.

Tabela 1 - Coeficiente de Gini – Brasil e Regiões – 1996 e 2005

Ano	Brasil	Nordeste	Sudeste	Sul	Centro-Oeste	Norte
1996	0,6021	0,6198	0,5628	0,5608	0,6009	0,5796
1997	0,6021	0,6168	0,5655	0,5554	0,5991	0,5869
1998	0,6002	0,6098	0,5664	0,5569	0,6026	0,5826
1999	0,5940	0,6049	0,5593	0,5624	0,5927	0,5649
2001	0,5960	0,6000	0,5683	0,5476	0,5980	0,5650
2002	0,5892	0,5947	0,5631	0,5296	0,5949	0,5642
2003	0,5829	0,5849	0,5575	0,5306	0,5806	0,5418
2004	0,5722	0,5828	0,5424	0,5225	0,5724	0,5387
2005	0,5693	0,5708	0,5433	0,5154	0,5773	0,5293
Diferença	-0,0323	-0,049	-0,0195	-0,0454	-0,0236	-0,0503

Fonte: elaborado pelos autores utilizando dados da PNADs.

A mesma tabela mostra que as regiões Norte, Sul e Nordeste, nesta ordem, apresentaram as maiores reduções no coeficiente de Gini. Em 1996, a região Nordeste apresentava a maior desigualdade de renda entre as regiões, seguida pela região Centro-Oeste. Em 2005, essa região apresentou a pior distribuição de renda entre as regiões, deixando o segundo lugar para o Nordeste.

Vale ressaltar que nem todas as regiões apresentaram queda ininterrupta na desigualdade de renda medida pelo Gini no período analisado. A única região que apresentou sucessivas reduções na desigualdade foi o Nordeste. A região Sudeste, apesar da diminuição do Gini de 1996 para 2005, apresentou uma elevação nos anos de 1997, 1998 e 2001. As regiões Centro-Oeste, Sul e Norte também não apresentaram quedas ininterruptas da desigualdade.

Conforme Barros *et al.* (2007a), a desigualdade de renda no Brasil iniciou uma queda expressiva a partir de 2001. Analisando em 75 países a evolução do coeficiente de Gini durante a década de 1990, encontrou que o país reduziu a desigualdade entre os anos 2001 e 2004, numa velocidade superior à velocidade conseguida por um quarto destes países. No entanto, afirmam que, caso a velocidade de queda da desigualdade no País se mantenha nesse nível, será necessário quase 25 anos para que a posição internacional do Brasil com relação à renda média dos 20% mais pobres se alinhe com a desses países, ou seja, serão necessárias mais de duas décadas para que a desigualdade brasileira se alinhe á dos demais países com o mesmo nível de desenvolvimento.

De fato, os resultados mostrados até agora e os estudos empíricos realizados, principalmente a partir de 1994, evidenciam que a desigualdade declinou no Brasil nos últimos anos. Depois de verificada essa redução alguns trabalhos na literatura nacional procuraram identificar quais os principais determinantes desta queda. As subseções a seguir irão abordar de forma mais detalhada esses determinantes.

2.1 Relação entre Desigualdade e os Programas de Transferências de Renda

O objetivo dessa subseção é relatar as evidências na literatura sobre os impactos dos programas de transferência de renda na redução das desigualdades e pobreza. Vários estudos trataram da relevância de programas de transferência de renda em países em desenvolvimento ou subdesenvolvidos. A princípio pode-se dizer que não existe consenso entre os pesquisadores sobre esses impactos.

Os autores Real e Oliveira (2006), utilizando modelo estático multidimensional de seleção adversa, verificaram as possíveis ineficiências dos programas de transferência de renda e o custo mínimo desses programas para diversos países. As conclusões dos autores sugerem que a determinação do programa ótimo depende do ambiente informativo. Se somente a desutilidade do trabalho não é observável, o monitoramento é a melhor opção para o governo. Mas na medida em que, nos países pobres os custos de monitoração são muito elevados, então a melhor opção é não fazer monitoração.

Skoufias e Maro (2006), por exemplo, verificaram por meio de painel dinâmico, as consequências do programa de transferência de renda no México na alocação de tempo entre lazer e trabalho para os adultos. Mostraram que o programa não promoveu mudança nos comportamentos dos adultos no que se refere à oferta de trabalho, ou seja, não se verificou de forma consistente uma ligação entre aumento do lazer e o programa. Assim, os autores destacaram a capacidade do programa em diminuir a pobreza e desigualdades no México.

Por outro lado, analisando esses programas de transferência de renda nos Estados Unidos, Enders e Hoover (2003) concluem que eles não têm efeito significativo sobre a pobreza. Ressaltam que na literatura internacional não é claro os impactos das transferências de renda às famílias pobres sobre a redução da pobreza e desigualdades. Nessa mesma perspectiva, Rector e Lauder (1995) afirmam que esses programas desestimulariam os pobres a procurar emprego e os tornam dependentes das transferências. Portanto, as famílias escolheriam continuar na pobreza para receber os benefícios.

O trabalho de Soares *et al.* (2007), analisam esses programas de transferência de renda em três países latino-americanos: Brasil, Chile e México usando a decomposição do coeficiente de Gini por categoria de renda. Conclui que essas políticas contribuíram para redução da desigualdade nesses países nos últimos anos. No Brasil e no México, o impacto sobre a desigualdade equivale a 21% da queda de 2,7 pontos do Gini. No Chile, a contribuição foi de 15% de uma queda de 0,1 ponto do Gini.

O governo brasileiro adotou nos últimos anos políticas de transferência de renda com objetivo de combater a pobreza e desigualdades. O Brasil tinha quatro programas de transferência de renda até outubro de 2003. O primeiro criado em 1996, foi o *Programa de Erradicação do Trabalho Infantil* (Peti) focalizado nas crianças de 7 a 15 anos. O segundo foi o *Bolsa Escola*, criado em 2001, cuja contrapartida das famílias consistia na frequência à escola mínima de 85% no ano para crianças de 6 a 15 anos. O terceiro foi o *Bolsa Alimentação*, cujas contrapartidas eram aleitamento materno; exames pré-natais para gestantes; e vacinação das crianças. O quarto programa foi criado em 2003, o *Cartão Alimentação* que transferia R\$ 50,00 para famílias cuja renda *per capita* não alcançava meio salário mínimo (SOARES, *et al.*, 2007).

Em outubro de 2003 ocorreu a unificação dos programas de transferência de renda mensal a partir dos programas existentes, criando o programa *Bolsa Família*, inspirado pelo programa de renda mínima vinculado à educação, o *Bolsa Escola*. Os órgãos municipais de assistências sociais são os responsáveis em fazer a seleção dos beneficiários, ficando a parte administrativa a cargo do Ministério do Desenvolvimento Social e Combate à Fome e as operações e pagamento sob responsabilidade da Caixa Econômica Federal (MEDEIROS, 2007).

De acordo com o Ministério do Desenvolvimento Social e Combate à Fome – MDS (2008) o *Bolsa Família* beneficiou 10.830.580 famílias mensalmente no Brasil em 2008. Esse programa beneficia famílias cuja renda familiar *per capita* seja inferior a R\$ 60,00 mensais e famílias de gestantes, crianças e adolescentes de até 15 anos cuja renda *per capita* seja inferior a R\$ 120.

No entanto, vários trabalhos mostram que existem muitas controvérsias quanto à eficácia dessa política. Alguns autores afirmam que as transferências governamentais desincentivam os indivíduos pobres a procurar emprego e os tornam dependentes das transferências contínuas do governo. Por outro lado, outros estudos apontam para a eficácia desses programas.

Por exemplo, Medeiros, Brito e Soares (2007) afirmam que os programas de transferência de renda no Brasil contribuem para reduzir a pobreza e a desigualdade. Ressaltam ainda que não existe indicação de que as transferências afetem de modo substantivo a participação das famílias no mercado de trabalho. Verificou inclusive que a participação no mercado de trabalho aumenta entre os beneficiários.

Segundo Rocha (2006) embora esses programas apresentem problemas de focalização, ocorreu um aumento de cobertura no Brasil contribuindo para redução da pobreza e da indigência, o que corrobora os resultados de Kakwani, Neri e Son (2006). Esses últimos afirmam que esses programas no Brasil são responsáveis por uma fração pequena na queda da desigualdade de renda nos últimos anos.

Por outro lado, Marinho, Linhares e Câmpelo (2007) discordam desses resultados. Através de um painel dinâmico nos anos de 1996 a 2006 com dados das PNADs concluíram que essa política não apresentou impacto significativo sobre a pobreza no Brasil, mas que a queda da desigualdade teve forte impacto na redução da mesma.

Segundo Carvalho (2006) os principais argumentos contra tais programas são: i) a diminuição dos incentivos ao trabalho; ii) os aumentos dos incentivos à divisão das famílias; e iii) o reforço do espírito de dependência dos beneficiários em relação ao governo. Verificou que esses programas de transferências de renda tiveram crescimento exponencial após o ano de 2000 e uma diminuição dos demais serviços assistenciais em termos reais. Destaca que isso pode gerar uma maior probabilidade de corrupção e do uso político de concessão dessas bolsas, muito embora a tendência de universalização desses auxílios minimize esses problemas.

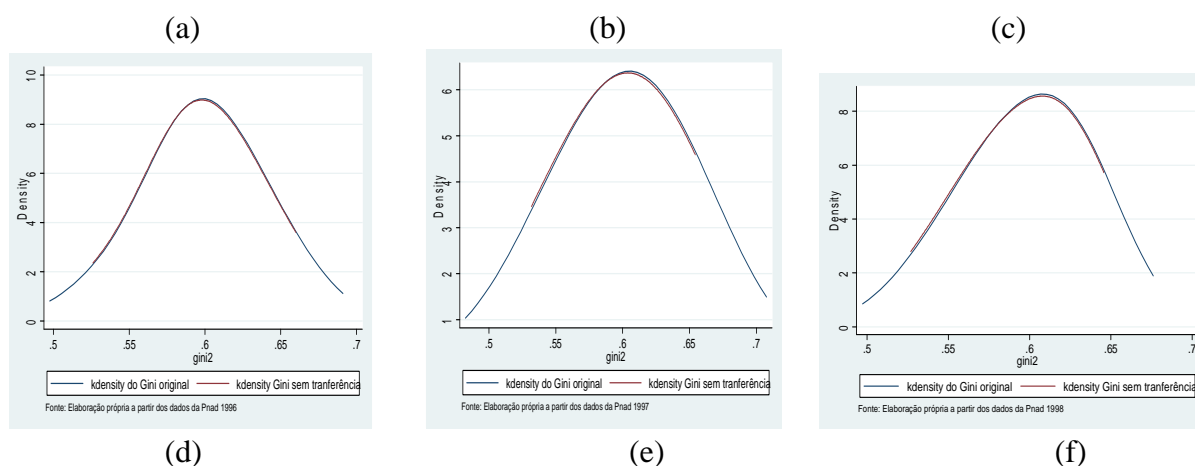
Em assim sendo, com o objetivo de se detectar alguma influência desses programas de transferência de renda sobre a desigualdade de renda no Brasil, construiu-se as funções de densidade *Kernel* para o coeficiente de Gini, para cada ano entre 1996 a 2005, levando-se em consideração a renda *per capita* familiar “com” e “sem” transferência de renda. Em outras palavras, procura-se verificar se a distribuição da desigualdade de renda, supondo que não haja transferência de renda do governo, apresenta alguma diferenciação daquela em que a renda familiar *per capita* incorpora essas transferências.

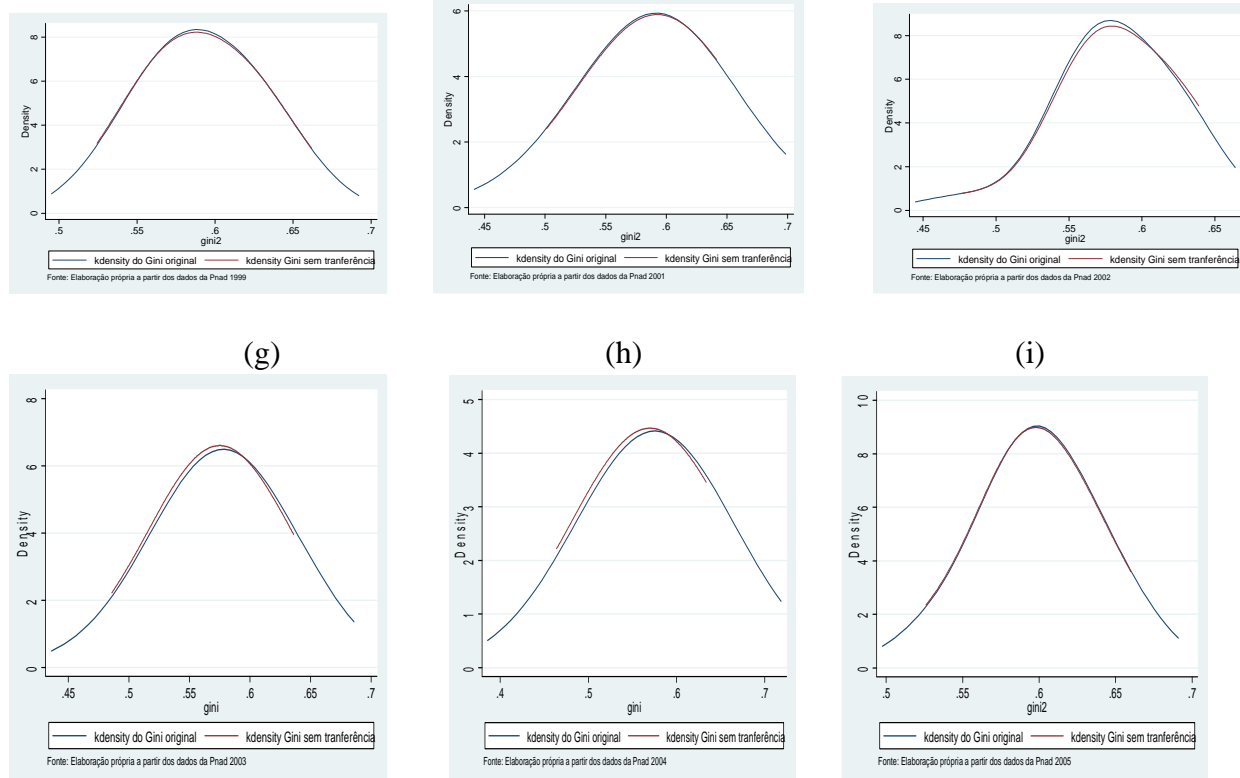
Conforme Silverman (1996) o estimador de *Kernel* divide os dados em intervalos, associando um número de observações n a cada intervalo h . Os intervalos são superpostos e as observações ponderadas de acordo com sua distância em relação ao ponto médio do intervalo. A escolha do valor de *bandwidth*, h , afeta o número de observações incluídas na estimação de f em torno de cada ponto x do suporte da distribuição. Um pequeno valor de h implica que somente observações muito próximas de x são utilizadas para a estimação de $f(x)$. Como observações mais próximas a x apresentam maior chance de trazer informação a respeito do comportamento da densidade naquele ponto, a precisão do estimador de densidade deve aumentar com a diminuição da largura da janela, diminuindo o viés na estimação. Por outro lado, menos observações serão utilizadas para a estimação de $f(x)$, o que aumenta a variância do estimador.

Neste trabalho, tendo em vista o uso do núcleo gaussiano, o parâmetro de suavização ótimo sugerido mostrado por Silverman (1996) é dado por $h_{opt} = 1,06\sigma^{-1,5}$, em que σ é o desvio-padrão da distribuição gaussiana. Segundo Dinardo *et al.* (1996), é mais fácil suavizar com o olho do que o contrário. Em geral, as funções estimadas por esse método se mostram menos suavizadas quando h assume valores menores do que h_{opt} e não se alteram muito de formato quando o valor de h é maior do que h_{opt} .

Os Gráficos de 1(a) a 1(i) apresentam as distribuições empíricas estimadas da desigualdade de renda brasileira, medida pelo coeficiente de Gini para cada ano da amostra.

Gráfico 1 – Densidade *kernel* do Gini no Brasil no período 1996 a 2005





Para tanto são apresentados dois tipos de gráficos considerando as seguintes situações: a) construção das distribuições *Kernel* para a desigualdade de renda incorporando à renda dos indivíduos as transferências de renda governamentais e; b) construção das distribuições de *Kernel* para a desigualdade de renda sem essas transferências.

O ponto importante a ser observado nas densidades *Kernel* estimadas é o fato de que todas essas densidades apresentam curvas com aparência unimodal.

De forma geral, pode-se visualmente dizer que as densidades estimadas estão praticamente sobrepostas para todos os anos da amostra, não apresentando diferenças visuais nos seus formatos. Isso parece um primeiro indício de que os programas de transferências do governo não afetaram as desigualdades de renda no país, embora essa evidência seja testada formalmente através do modelo econométrico a ser especificado na Seção 4.

2.2 Relação entre Desigualdade e Crescimento Econômico

Crescimento econômico e desigualdade têm sido estudados por diversos autores, mas apesar disto não existe consenso do sinal desta relação. O principal objetivo desta subseção tem origem na literatura econômica que trata da forma como a desigualdade de renda afeta o crescimento econômico.

Alguns autores sugerem que a desigualdade pode estimular o crescimento, outros afirmam que a desigualdade poderia arrefecer o crescimento, enquanto um terceiro grupo afirma que este último não tem impacto sobre a desigualdade.

A relação entre a distribuição de renda e o processo de crescimento econômico já foi analisado por diversos autores. O vínculo entre esses dois fenômenos foi relatado de maneira clara por Kuznets (1955). O seu *insight* partiu de duas questões importantes acerca do crescimento econômico: (i) a desigualdade na distribuição de renda aumenta ou diminui à medida que ocorre o crescimento econômico? (ii) quais são os fatores que determinam a desigualdade de renda no longo prazo? Essas questões, em geral, evidenciam a preocupação com o grau de desigualdade na distribuição de renda, cuja origem poderia estar associada ao crescimento econômico.

Com base na evidência de dados de séries de tempo, Kuznets (1955) apresentou a relação de “U invertido” entre a renda e desigualdade, onde afirma que no início do processo de crescimento, ocorre aumento da desigualdade. Após, o nível de renda *per capita* das economias ultrapassarem certo nível, a desigualdade começa a diminuir. Esse padrão ficou conhecido na literatura econômica como a curva de

Kuznets. Este autor tinha em mente sociedades que transitavam das atividades rurais para as industriais. Inicialmente, alguns indivíduos se beneficiariam mais do que outros dos frutos da industrialização, até o momento em que ela fosse predominante na sociedade e a maioria pudesse se beneficiar dos seus resultados.

Existem diversos trabalhos que mostram evidências empíricas da curva de Kuznets, inclusive para o Brasil. Por exemplo, Salvato *et al.* (2006), realizam análise *cross-sections* para os municípios mineiros e seus resultados corroboram a hipótese de Kuznets. Em nível nacional, o trabalho de Barros *et al.* (2007c) verificou baixas evidências da hipótese de Kuznets para os municípios brasileiros.

Chen e Wang (2001) analisando a relação entre pobreza, renda e a desigualdade na década de 90 na China, concluíram que a pobreza reduziu-se com o crescimento econômico e piorou com a concentração de renda. Neste estudo, a renda média dos 20% mais ricos aumentou mais do que a renda média total contribuindo para aumentar a concentração de renda.

Nessa mesma perspectiva, Galor e Tsiddon (1997) argumentam que existe uma relação positiva entre desigualdade e crescimento. Segundo os autores, um nível alto de desigualdade pode ser necessário para o crescimento deslanchar em uma economia menos desenvolvida.

Ao contrário, Aghion e Bolton (1992) afirmam que a desigualdade de renda afeta o crescimento devido às imperfeições no mercado de capitais que limita o acesso dos agentes mais pobres ao financiamento de atividades lucrativas. Assim, os indivíduos pobres ficam incapacitados de investirem em capital humano devido à restrição ao crédito, inibindo o crescimento.

Os resultados de Galor e Zeira (1993) corroboram os de Aghion e Bolton (1992) mostrando para que exista desenvolvimento econômico é necessário que o capital físico e o capital humano sejam complementares. Então, se os indivíduos pobres ficam incapacitados de investirem em capital humano devido à restrição ao crédito, ocorrerá redução do crescimento devido às desigualdades.

Na opinião de Panizza (2002), utilizando dados dos estados norte-americanos durante o período de 1940-1980, existe uma relação negativa entre desigualdade de renda e crescimento econômico embora essa relação não seja robusta. O autor destaca que pequenas diferenças na medida de desigualdade, medida pelo o índice de Gini, pode resultar em grandes diferenças na relação estimada.

O trabalho de Barros (2000), baseado em dados em painel com uma amostra de 84 países, sugere que o impacto negativo da desigualdade sobre o crescimento dependerá do nível de riqueza do país, embora os efeitos totais sejam fracos e a relação não seja robusta.

No Brasil, Ataliba, Neto e Tebaldi (2001), utilizando o método dos momentos generalizados, encontram que a concentração de renda gerou externalidades negativas para o Nordeste e prejudicou, assim, o crescimento do produto *per capita*.

Por sua vez, Bagolin e Ribeiro (2004), utilizando dados em painel no Rio Grande do Sul, para analisar o crescimento e a desigualdade, afirmam que somente o ano de 1970 foi consistente com a hipótese de Kuznets. Para 1980, não existe relação estatística alguma entre renda e desigualdade e para 1991 a relação é negativa. Quando são retirados os *outliers* da amostra, as estimativas para 1970 e 1991 têm formato de U-invertido.

Verifica-se que nos diversos estudos acima citados existe uma incessante busca em identificar as relações entre desigualdade e crescimento. A discussão sobre essa questão continua em aberto na literatura da área.

2.3 Relação entre Desigualdade e Renda do Trabalho

Neste item, busca-se referenciar a relação entre desigualdade e renda do trabalho através de artigos na literatura nacional e internacional. Normalmente, esses artigos utilizam de modo sistemático a renda familiar do trabalho, isto é, a remuneração derivada do trabalho de todos os membros da família. Para o Brasil a maioria desses estudos demonstra que a maior parcela na queda da desigualdade de renda nos últimos anos se deve a mudanças na distribuição dos rendimentos do trabalho.

Por exemplo, Hoffmann (2006) utilizando a metodologia de decomposição da variação para o índice de Gini no Brasil, estimou que no período 2002-2005 a variação desse índice foi de -0,0185,

verificando que 69% dessa variação está associada ao rendimento de todos os trabalhos e 31,4% ao crescimento das rendas de transferências do governo.

Nessa mesma perspectiva, Barros, Franco e Mendonça (2007a) estimando a contribuição da expansão no capital humano nas quedas do grau de desigualdade de remuneração do trabalho e do grau de desigualdade de renda familiar *per capita*, concluem que entre 2001 e 2005, a desigualdade de rendimentos do trabalho declinou no Brasil contribuindo com cerca da metade para a queda da desigualdade de renda familiar *per capita*.

Na mesma linha, Azevedo e Foguel (2007), através da decomposição da desigualdade dos rendimentos do trabalho no Brasil, para o período compreendido entre 1995 e 2005, verificaram que quase todas as medidas de desigualdade mostraram uma redução da concentração dos rendimentos do trabalho. Ressaltam que o efeito preço desempenhou o papel mais importante para explicar a queda recente na desigualdade de rendimentos do trabalho.

Segundo Barros, *et al.* (2007b), entre os determinantes responsáveis pelo declínio recente da desigualdade brasileira, as mudanças na distribuição da renda do trabalho explicam cerca de 1/3 da queda observada na desigualdade, embora essa renda represente mais de 3/4 da renda total.

2.4 Relação entre Desigualdade e Tributação

De forma geral os trabalhos na literatura nacional sobre esse tema confirmam a hipótese de que a carga tributária no Brasil representa um fator que atua no sentido de manter, quando não de aprofundar, os níveis de desigualdade social do país.

Por exemplo, Viana *et al.* (2001) estudando as relações entre desigualdade e arrecadação tributária no Brasil não encontram nenhuma relação de causalidade e nem afirmam categoricamente que a tributação se constitui no principal fator para explicar a concentração de renda no país. No entanto, são enfáticos ao afirmarem que o sistema tributário brasileiro da forma como está estruturado é um dos fatores a contribuir para a manutenção do quadro de distribuição desigual da renda, e, portanto, dos níveis de pobreza e de indigência.

Nessa mesma perspectiva, Rocha (2006) mostra que o nível ótimo da carga tributária no Brasil é em torno de 25% do PIB, a partir do qual a carga tributária passa a deprimir o crescimento de longo prazo prejudicando a distribuição de renda.

Por sua vez, Silveira (2004), avaliando os impactos das transferências governamentais e tributação no Brasil com dados da POF (Pesquisa de orçamento familiar), chega a conclusões bem interessantes. Suas estimativas verificaram que os maiores impactos situam-se na tributação indireta, pois esta eleva o nível de desigualdade mostrando-se altamente perversa aos mais pobres e diminuindo a já precária participação dos pobres na renda global.

Recentemente, Conde (2008) afirma que o sistema tributário mais justo deve ser progressivo e não regressivo como é atualmente. Salienta que os impostos indiretos (aqueles embutidos nos preços dos produtos e serviços) são um dos principais potencializadores da desigualdade brasileira. Os pobres pagam proporcionalmente três vezes mais ICMS (Imposto sobre Circulação de Mercadoria e Serviços) que os ricos. Enquanto estes últimos desembolsam em média 5,7% de ICMS, os pobres pagam 16% do mesmo imposto.

2.5 Relação entre Desigualdade e Educação

Em vários trabalhos, o investimento em capital humano tem-se mostrado cada vez mais importante como um dos fatores determinantes da redução da desigualdade. Os países desenvolvidos já tinham percebido há bastante tempo que esta variável era relevante para o aumento da produtividade do trabalhador. Isso implicava em aumento de rendimento dos trabalhadores ajudando a reduzir as desigualdades existentes.

A expressão capital humano aparece no trabalho de Schultz (1960, 1961) estudando as situações das nações subdesenvolvidas. O autor afirma que aumento no bem-estar dos pobres não dependia da terra, dos equipamentos ou da energia, mas sim do conhecimento. Portanto, a educação tem como função precípua desenvolver habilidades e conhecimentos objetivando o aumento da produtividade e maiores ganhos de habilidades cognitivas. Afinal, quanto maior for o grau de produtividade maior será a cota de renda que a pessoa receberá e melhor será sua posição social contribuindo para reduzir as desigualdades.

Krueger (1968) analisou os fatores relevantes na explicação da desigualdade nos EUA em relação a alguns países subdesenvolvidos. Os resultados mostraram que 50% da desigualdade foram explicados pela educação.

De forma geral, os estudos sobre a relação entre desigualdade de renda e educação, destacam que no Brasil a desigualdade é em grande parte resultado da péssima distribuição educacional existente, tanto em termos pessoais como entre grupos de indivíduos com características similares. No país os ricos têm acesso à educação mais qualificada que os pobres, contribuindo assim para uma sociedade mais desigual.

Por exemplo, o estudo de Langoni (1973) para o Brasil que analisa o processo de geração das desigualdades de renda no mercado de trabalho mostra que o nível educacional, idade, gênero, setor de atividade e região de residência são determinantes dos diferenciais de salários.

Já Enrenberg e Smith (2000), afirmam que o aumento no nível de educação resulta em acréscimos de produtividade, que por sua vez, eleva o nível de salário real. Dessa forma as regiões que possuem maior estoque de capital humano tendem a apresentar um salário médio superior às das demais localidades. Além da elevação do salário, a concentração de conhecimentos gera externalidades positivas para a região. O padrão de crescimento desta região se torna mais dinâmico induzindo a entrada de novos investimentos e propagação de novos conhecimentos e habilidades.

Nesta mesma linha de raciocínio, Queiroz (1999) ressalta que a variável educação tem maior capacidade de explicar as diferenças no rendimento dos indivíduos entre as regiões ao longo do tempo. A concentração do estoque de capital humano tende a beneficiar as cidades mais desenvolvidas (mais educadas formalmente) em detrimento dos municípios mais atrasados (menos educados) gerando um diferencial cada vez maior dos salários entre as regiões.

Segundo, Martins (2000), a educação contribui para a redução da desigualdade. Para isto é necessário que os sistemas educacionais consigam preparar os alunos para um bom desempenho no mercado de trabalho. De outra maneira, é preciso impor que os financiamentos da educação tragam bons resultados, tanto em termos de competência adquiridas pelos alunos quanto em termos do seu sucesso no mercado de trabalho.

Já Menezes Filho (2001) estudou indivíduos entre 25 e 55 anos de idade no Brasil. Seu estudo mostra a importância da educação como mecanismo de declínio da desigualdade de renda. Constatou que os retornos econômicos à educação no Brasil estão entre os mais elevados do mundo embora venham declinando ao longo do tempo.

Essa mesma análise é confirmada no trabalho de Berni (2007) para o nordeste do Brasil. Ele concluiu que os retornos médios da educação ajudam a reduzir as desigualdades de renda. Entretanto, essa contribuição tem declinado nos últimos anos.

3 BASE DE DADOS

A maioria das variáveis utilizadas ou foi construída ou diretamente extraída das PNADs para o período de 1996 a 2005¹. Os dados se referem aos estados brasileiros, considerando apenas as regiões Nordeste, Centro-Oeste, Sul e Sudeste².

¹ A PNAD não foi realizada no ano de 2000. Em assim sendo, calculou-se as médias aritméticas das variáveis dos anos de 1999 e 2001 para compor os dados do ano de 2000.

As PNADs até 2004 não identificam os beneficiários dos programas de transferências de renda do governo federal destinados às famílias pobres dentro dos domicílios, nem faz a distinção entre rendas recebidas desses programas e rendimentos de aplicações financeiras. Assim sendo, para calcular o valor das transferências construiu-se um filtro para esta rubrica selecionando as pessoas cuja renda *per capita* familiar fosse igual ou menor do que meio salário mínimo vigente no ano. Supõe-se que esse resíduo represente a renda advinda de todas as transferências de renda do governo, pois é de se esperar que os indivíduos selecionados por meio desse filtro não devem ter rendimentos de aplicações financeiras. A correlação estimada entre essa variável e a desigualdade irá responder se as transferências impactam ou não a desigualdade de renda.

A variável renda familiar *per capita* é obtida dividindo-se o rendimento total da família pelo número de componentes. É essa a variável que é utilizada para construir o coeficiente de Gini para cada estado em cada ano da amostra. Para se calcular o coeficiente de Gini ordena-se de forma crescente o conjunto de renda familiar *per capita* para se obter a curva de Lorenz. Essa curva relaciona em cada percentil a fração acumulada da população à fração acumulada da renda e através dela calcula-se o índice para cada unidade da federação.

A variável renda do trabalho corresponde à renda de todos os trabalhos das pessoas ocupadas. A análise apresentada na subseção 2.3 concluiu que o aumento da renda do trabalho contribui para a queda da desigualdade de renda. Portanto, o sinal do parâmetro estimado dessa variável no modelo econométrico especificado na seção seguinte deve ser negativo.

Para construir uma *proxy* para a carga tributária, somaram-se todos os impostos e contribuições federais administradas pela Receita Federal do Brasil mais o ICMS extraído da base de dados do Ministério da Fazenda. De acordo com o que foi discutido na subseção 2.4, espera-se que essa variável contribua para elevar a desigualdade de renda. Em assim sendo, o sinal esperado do coeficiente estimado dessa variável no modelo econométrico da seção seguinte deve ser positivo.

A variável educação utilizada é a média de anos de estudo dos residentes dos estados brasileiros. Os vários artigos apresentados na subseção 2.5 mostraram que a educação em geral contribui para diminuir a desigualdade de renda. Dessa forma, a correlação entre a desigualdade e a educação deve ser negativa.

Vale ressaltar que todas as variáveis monetárias foram atualizadas para valores reais de 2005 utilizando o INPC (Índice Nacional de Preços ao Consumidor) tendo como base o ano de 2005.

Além disso, foi usada a variável Produto Interno Bruto dos estados – PIB *per capita* – extraídos do IPEADATA a preços constantes do ano base de 2005. O sinal estimado do parâmetro dessa variável no modelo deve ser negativo. Pois, quanto mais rico seja o estado, maiores as externalidades positivas sobre os que nele residem. Se isso é verdade, o efeito pode vir a diminuir a desigualdade.

4 MODELO ECONOMÉTRICO

De forma a verificar a relação entre a desigualdade de renda e seus determinantes num painel dinâmico, utilizam-se os estimadores do método de momentos generalizado (MMG-sistema) desenvolvido nos trabalhos de Arellano-Bond (1991); Arellano-Bover (1995) e Blundel-Bond (1998).

O modelo supõe que o quadro de desigualdade de renda corrente tende a se perpetuar e/ou influenciar o desempenho da desigualdade no futuro. A relação entre a desigualdade de renda e seus determinantes é investigada, por meio do seguinte modelo de regressão para dados em painel:

$$\ln[Gini_{it}] = \beta_0 + \beta_1 \ln[Gini_{it-1}] + \beta_2 \ln[PIB_{it}] + \beta_3 \ln[Ame_{it}] + \beta_4 \ln[Transf_{it}] + \beta_5 [\ln Re nt_{it}] + \beta_6 \ln[Im post_{it}] + \eta_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

² Os estados da região Norte foram excluídos da amostra porque as PNADs até o ano de 199- não incluíam as informações da zona rural dessa área geográfica.

onde, a variável coeficiente de $Gini_{it}$ é a medida de desigualdade de renda; PIB_{it} é o Produto Interno Bruto *per capita*; Ame_{it} são os anos médios de estudo dos indivíduos; $Trasnf_{it}$ são as transferências do governo federal; $Rent_{it}$ é a renda do trabalho dos indivíduos; $Im\ post_{it}$ são os impostos e contribuições federais mais o ICMS; η_i são os efeitos fixos não observáveis dos indivíduos e ε_{it} representa os distúrbios aleatórios. As variáveis do modelo (1) são definidas em logaritmo natural em que o subscrito i representa o estado e t o período de tempo.

Conforme Ahn e Schmidt (1995), esse modelo possui as seguintes hipóteses: $E[\eta_i] = E[\varepsilon_{it}] = E[\eta_i \varepsilon_{it}] = 0$ e $E[\varepsilon_{it} \varepsilon_{is}] = 0$ para $i=1,2,\dots,N$ e $\forall t \neq s$. Há também a hipótese padrão relativa às condições iniciais $Gini_{it-1}$: $E[Gini_{it-1} \varepsilon_{it}] = 0$ para $i=1,2,\dots,N$ e $t=1,2,\dots,T$.

O trabalho de Arellano-Bond (1991) destaca que ocorrem dois problemas econométricos ao estimar o modelo (1) por meio de técnicas de estimação tradicionais.

Primeiro, devido à presença dos efeitos não observáveis dos indivíduos, η_i , juntamente com a variável dependente defasada, $Gini_{it-1}$, no lado direito da equação. Nesse caso, omitir os efeitos fixos individuais no modelo dinâmico em painel torna os estimadores de mínimos quadrados ordinários (MQO) viesados e inconsistentes. Entretanto, o estimador *WITHIN GROUPS*, que corrige para presença de efeitos fixos, gera uma estimativa de β_1 viesada para baixo em painéis com a dimensão temporal pequena.

Segundo, devido à provável endogeneidade das variáveis explicativas. Nesse caso, endogeneidade no lado direito da equação (2) deve ser tratada para evitar um possível viés gerado por problema de simultaneidade.

Uma maneira de solucionar esses problemas, Arellano-Bond (1991) propõe o estimador do método dos momentos generalizado-diferenciado (MMG-diferenciado). Tal método consiste na eliminação dos efeitos fixos através da primeira diferença da equação (1) da seguinte forma:

$$\begin{aligned} \Delta \ln[Gini_{it}] = & \beta_1 \Delta \ln[Gini_{k,it-1}] + \beta_2 \Delta \ln[PIB_{it}] + \beta_3 \Delta \ln[Ame_{it}] + \beta_4 \Delta \ln[Trasnf_{it}] + \beta_5 \Delta \ln[Rent_{it}] + \\ & \beta_6 \Delta \ln[Impost_{it}] + \Delta \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (2)$$

onde, para qualquer variável $\ln y_{it}$, $\Delta \ln y_{it} = \ln y_{it} - \ln y_{it-1}$. Note que na equação (2), $\Delta \ln Gini_{it-1}$ e $\Delta \ln \varepsilon_{it}$ são correlacionados e, assim sendo, estimadores de MQO para seus coeficientes serão viesados e inconsistentes. Portanto, faz-se necessário utilizar variáveis instrumentais para $\Delta \ln Gini_{it-1}$.

As hipóteses adotadas na equação (1) implicam que as condições de momentos $E[\Delta \ln Gini_{it-s} \Delta \ln \varepsilon_{it}] = 0$, para $t=3,4,\dots,T$ e $s \geq 2$, são válidas. Baseados nesses momentos, Arellano e Bond (1991) sugerem empregar $\ln Gini_{it-s}$, para $t=3,4,\dots,T$ e $s \geq 2$, como instrumentos para equação (2).

As demais variáveis explicativas podem ser classificadas como: (a) estritamente exógena, se não é correlacionada com os termos de erro passados, presente e futuros; (b) fracamente exógena, se é correlacionada apenas com valores passados do termo de erro e (c) endógena, se é correlacionada com os termos de erro passados, presente e futuros. No segundo caso, os valores da variável defasada em um ou mais períodos são instrumentos válidos na estimação da equação (2) e no último caso os valores defasados em dois ou mais períodos são instrumentos válidos na estimação dessa equação.

Conforme Arellano e Bover (1995) e Blundell e Bond (1998), esses instrumentos são fracos quando as variáveis dependentes e explicativas apresentam forte persistência e/ou a variância relativa dos

efeitos fixos aumenta. Isso produz um estimador MMG-diferenciado não consistente e enviesado para painéis com T pequeno.

Assim sendo, Arellano e Bover (1995) e Blundell e Bond (1998) propõem um sistema que combina o conjunto de equações em diferença, equação (2), com o conjunto de equações em nível, equação (1) para reduzir esse problema de viés. Esse sistema é denominado método dos momentos generalizado-sistema (MMG-sistema). Daí surge o método dos Momentos Generalizado-sistema (MMG-sistema). Para as equações em diferenças, o conjunto de instrumentos é o mesmo descrito acima. Para regressão em nível, os instrumentos apropriados são as diferenças defasadas das respectivas variáveis. Por exemplo, assumindo que as diferenças das variáveis explicativas não são correlacionadas com os efeitos fixos individuais (para $t=3,4,\dots,T$) e $E[\Delta \ln Gini_{k,it} v_i] = 0$, para $i = 1,2,3,\dots,N$, então as variáveis explicativas em diferenças e $\Delta \ln Gini_{k,it-1}$, caso elas sejam exógenas ou fracamente exógenas, são instrumentos válidos para equação em nível. O mesmo se dá se elas são endógenas, mas com os instrumentos sendo as variáveis explicativas em diferenças defasadas de um período e $\Delta \ln Gini_{k,it-1}$.

As estimativas do MMG-sistema apresentadas na próxima seção resultam da estimação com estimador corrigido pelo método de Windmeijer (2005) para evitar que o respectivo estimador das variâncias subestime as verdadeiras variâncias em amostra finita. O estimador utilizado foi proposto por Arellano e Bond (1991) em dois passos. Na primeira etapa, supõe-se que os termos de erro são independentes e homocedásticos nos estados e ao longo do tempo. No segundo estágio, os resíduos obtidos na primeira etapa são utilizados para construir uma estimativa consistente da matriz de variancia-covariância, relaxando assim as hipóteses de independência e homocedasticidade. O estimador do segundo estágio é assintoticamente mais eficiente em relação ao estimador da primeira etapa.

Por fim, como forma de testar a robustez e consistência do modelo, Arellano e Bond (1991) sugere dois tipos de testes. O teste de Sargan utilizado com o objetivo de verificar a validade dos instrumentos. A falha em rejeitar a hipótese nula indicará que os instrumentos são robustos. Além disso, como se supõe, inicialmente, que o erro ε_{it} não seja autocorrelacionado, é feito um teste de correlação serial de primeira ordem e outro de segunda ordem sobre os resíduos em primeira diferença, $\Delta \varepsilon_{it}$. Espera-se que esses erros sejam correlacionados em primeira ordem e não autocorrelacionados em segunda ordem.

5 RESULTADOS DO MODELO ECONOMÉTRICO

Nesta seção apresentam-se os resultados da estimação do modelo (1) que relaciona a desigualdade de renda medida pelo índice de Gini e seus determinantes.

Além dos resultados das estimações obtidas por MQO, *WITHIN GROUPS*, apresentam-se também as estimações através do método MMG-sistema. Como discutido anteriormente, esse método resulta de uma extensão do estimador original de Arellano-Bond (1991), proposta em Arellano-Bover (1995) e desenvolvida em Blundell-Bond (1998).

Os testes efetuados no modelo MMG-sistema revelam que as propriedades estatísticas do modelo são aceitáveis. Os testes de *Hansen* e *Sargan* que testam, respectivamente, se os instrumentos utilizados e os instrumentos adicionais requerido pelo MMG-sistema são válidos são satisfeitos. Por último, incluem-se ainda os testes estatísticos de Arellano e Bond (1991) para avaliar a existência de autocorrelação de primeira e segunda ordem. Note-se que a ausência de autocorrelação de segunda ordem é essencial para a consistência do estimador MMG-sistema. O teste confirma a não rejeição de autocorrelação de primeira ordem, embora se rejeite a hipótese de autocorrelação de segunda ordem.

Na Tabela 2 são apresentados os principais resultados das regressões do modelo (1). A estimação feita por MMG-sistema na coluna [c] utilizou como endógenas as variáveis PIB *per capita* e coeficiente de Gini defasada em um período. As outras variáveis consideradas estritamente exógenas.

Na coluna [a], o modelo foi estimado por MQO, obtido para um total de 189 observações, englobando todos os Estados Brasileiros. Com exceção do coeficiente do PIB *per capita* que se revela insignificante, as demais variáveis apresentam sinais significativos conforme esperado, exceto o sinal das transferências do governo (Transf) que apresentou sinal positivo. Contudo, esses estimadores são

enviesados e inconsistentes como já discutido anteriormente. De fato, observa-se que seus coeficientes são maiores do que os valores estimados na coluna [b] para a variável defasada $Gini_{t,it-1}$ por *WITHIN GROUPS*.

A forma a analisar o desempenho dos estimadores MMG-sistema, baseia-se na comparação das estimativas para o coeficiente da variável defasada $Gini_{t,it-1}$, obtidas por meio desse método, e aquelas encontradas por métodos alternativos cujas propriedades são conhecidas em modelos de painel dinâmico. Como discutido na metodologia, as estimativas de MQO e *WITHIN GROUPS* são enviesadas para cima e para baixo, respectivamente, fornecendo aproximadamente limite superior e inferior para o coeficiente β_1 . O valor encontrado por MMG-sistema para essa variável na coluna [c] na Tabela 2 indica que essa condição foi atendida. Isso indica que o viés causado pela presença de variáveis endógenas no lado direito da regressão e efeitos fixos não observáveis foram corrigidos.

Tabela 2 – Resultados dos Modelos de Regressão para lnGini

	MQO [a]		<i>WITHIN GROUPS</i> [b]		MMG –Sistema [c]	
	Coefic.	Valor-p	Coefic.	Valor-p	Coefic.	Valor-p
$Gini_{t,it-1}$	0,7869 (0,0521)	0,00	0,35 (0,0715)	0,00	0,6914 (0,1117)	0,00
PIB_{it}	-0,0096 (0,0091)	0,29	-0,0180 (0,0168)	0,28	0,0298 (0,0289)	0,31
Ame_{it}	-0,0247 (0,0139)	0,07	-0,0826 (0,0360)	0,02	-0,0596 (0,0266)	0,03
$Transf_{it}$	0,0034 (0,0017)	0,05	-0,0081 (0,0021)	0,00	0,0015 (0,0036)	0,67
$Re nt_{it}$	-0,0171 (0,0056)	0,00	0,0056 (0,0179)	0,75	-0,0272 (0,0086)	0,00
$Im post_{it}$	0,0147 (0,0041)	0,00	-0,0194 (0,0111)	0,08	0,0130 (0,0041)	0,00
$Const.$	0,1662 (0,0804)	0,04	-0,2923 (0,4470)	0,51	-0,0015 (0,1323)	0,99
	F(6,182)=119,80 Prob>F=0,0000 R ² = 0,79		F(6, 162)= 32,71 Prob>F=0,0000		F(5, 20)= 41.08 Prob>F=0,0000	
	Nº de obs: 189		Nº de obs: 189 Nº de grupos: 20		Nº de obs: 189 Nº de grupos: 20 Nº de instrum.: 9	
H ₀ : Ausência de Autocorrelação nos resíduos de primeira ordem			Valor-p		0,003	
H ₀ : Ausência de Autocorrelação nos resíduos de segunda ordem			Valor-p		0,199	
Teste de Hansen			Prob > chi2		0,597	
Teste de Sargan			Prob > chi2		0,669	

Obs.: (i) Os valores em parênteses são os desvios padrões corrigidos pelo método de Windmeijer (2005); (ii) Os valores para o teste de Hansen são os valores-p para a hipótese nula de que os instrumentos são válidos e (iii) Os valores para o teste de Sargan são os valores-p para validade dos instrumentos adicionais requeridos pelo método MMG-sistema. (iii) Utilizaram-se como instrumentos no MMG-Sistema as variáveis explicativas em diferenças defasadas e $\Delta \ln Gini_{t,it-1}$ e $\Delta \ln PIB_{it}$ defasadas de um período.

Fonte: resultados obtidos pelos autores.

Na coluna [c], no modelo MMG-sistema, o coeficiente da variável dependente defasada apresentou um valor altamente significativo relativamente mais baixo do que o estimador MQO, confirmando a expectativa da persistência da desigualdade de renda no Brasil. Entretanto, a magnitude e o sinal do parâmetro estimado dessa variável indicam que o crescimento da desigualdade de renda é não explosivo.

Nesse estudo, a variável transferência de renda ($Transf_{it}$) apresentou coeficiente insignificante, ou seja, esses programas parecem não estar contribuindo para diminuição da desigualdade de renda no Brasil. Esse resultado está de acordo com a idéia de que as transferências de renda do governo não modificam as distribuições de renda, como já foi discutido na segunda seção.

De certa forma, esse resultado corrobora com o trabalho de Marinho, Linhares e Câmpelo (2007). Segundo os autores, os programas de transferências de renda no Brasil não contribuem para reduzir a pobreza e os indivíduos que recebem renda desses programas não possuem incentivos para buscar outros meios de obter renda, tornando-os assim, dependentes dos programas. Assim, os indivíduos poderiam estar condicionados a permanecer na pobreza para continuar recebendo esses benefícios. Outra explicação apresentada é direcionada a gestão desses programas que provavelmente não estariam sendo destinada a quem de fato precisa. De todo modo, os resultados mostram que esses programas não alcançam os resultados na redução da pobreza e desigualdades.

Verifica-se a existência de uma relação negativa entre desigualdade de renda e anos médios de estudos, significativa em todos os modelos estimados, colunas [a], [b] e [c]. Por exemplo, na coluna [c] o coeficiente foi de -0,0596. Desta forma, corroborando com diversos autores tais como Shultz (1961), Enreberg e Smith (2000), afirmam que o aumento no número de estudos dos indivíduos desenvolve habilidades e conhecimentos elevando produtividade. Isto permite as pessoas adquirir salários mais elevados, diminuindo as desigualdades de renda e pobreza. Assim, políticas públicas educacionais de qualidade parecem apresentar impactos significativos na redução da desigualdade.

A relação estatisticamente não significativa entre o PIB *per capita* e desigualdade, permite concluir que o aumento do crescimento econômico não contribuiu na redução da desigualdade.

Observa-se na coluna [c] a relação negativa e significativa entre Renda do Trabalho ($Rent_{it}$) e desigualdade de renda, apresentando elasticidade de 0,0272%. Assim sendo, corrobora-se com diversos autores, entre esses, Barros, Franco e Mendonça (2007a), afirmando que remuneração do trabalho contribui para queda da desigualdade em renda no Brasil.

No presente estudo, identificou-se uma relação positiva, e estatisticamente significativa, entre a arrecadação de impostos e desigualdade de renda com elasticidade de 0,013% na coluna [c]. Este resultado corrobora os argumentos de Silveira (2004), de que a tributação eleva o nível de desigualdade, mostrando-se altamente perversa aos mais pobres, diminuindo a já precária participação dos pobres na renda global. Tal como no estudo de Rocha (2006), que obtêm um nível ótimo de carga tributária do Brasil em torno de 25% do PIB, mostra que a partir deste valor os impostos passam a deprimir o crescimento prejudicando a distribuição de renda. Como se sabe a carga tributária brasileira é superior a esse percentual.

6 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este artigo analisou a desigualdade de renda no Brasil utilizando metodologia de dados em painel utilizando o método dos momentos generalizados em sistema (MMG-Sistema). Dessa forma, foi possível amenizar problemas econométricos, que afetam a maioria dos trabalhos nesta área, como endogeneidade das variáveis explicativas.

Com respeito às densidades de *kernel* estimadas, os resultados mostraram que a distribuição do coeficiente de Gini não variou ao longo do tempo. Os resultados com e sem transferência do governo estão praticamente iguais, não apresentando diferenças nos formatos.

Conclui-se, em primeiro lugar que as transferências de renda não afetam a dinâmica da desigualdade de renda no período, não corroborando assim a hipótese daqueles que afirmam que esses programas contribuem para reduzir as desigualdades.

De acordo com os resultados no modelo econométrico, pode-se ver que a variável educação é o principal determinante da desigualdade de renda *per capita*. Observou-se que para cada aumento de 1% nos anos médios de estudo a desigualdade decresce aproximadamente em 0,06%. Assim sendo, é fundamental a orientação e formulação de políticas públicas para redução da desigualdade com enfoque na educação.

Em relação aos outros determinantes da desigualdade, o produto interno bruto *per capita* não teve impactos na desigualdade. Isso pode talvez ser explicado pelo baixo crescimento do PIB *per capita* durante o período. Outra explicação seria que os pobres não conseguiram se apropriar do crescimento do PIB. Esse resultado, talvez seja pelo fato da desigualdade brasileira ser muito elevada durante o período analisado e o pequeno crescimento econômico ocorrido nas últimas décadas não privilegiou os mais pobres. Qualquer que seja a explicação ela deve ser analisada em pesquisas posteriores.

A segunda contribuição mais importante na explicação da desigualdade é da variável renda de todos os trabalhos. Verifica-se que para cada aumento de 1% dessa variável a desigualdade decresce em 0,02%. Esses resultados corroboram com a literatura nacional, tais como Barros, Franco e Mendonça (2007a) os quais encontraram que a desigualdade de rendimentos do trabalho contribui na queda da desigualdade em renda familiar *per capita* no Brasil nos últimos anos.

A variável impostos arrecadados apresentou sinal positivo e significativo, contribuindo para aumentar a desigualdade de renda no Brasil. Observa-se que para cada aumento de 1% na arrecadação a desigualdade eleva-se em 0,01%. Em assim sendo, a redução de impostos, por meio de política fiscal eficiente contribuiriam na redução da desigualdade de rendimentos no Brasil.

REFERÊNCIAS

AHN, S. C., SCHIMDT, P. Efficient estimation of models for dynamic panel data. **Journal of Econometrics**, v. 68, p. 5-28, 1995.

ATALIBA, F.; NETO P.; TEBALDI, E. Desigualdade de renda e crescimento econômico no Nordeste Brasileiro. CENEC, **Estudos Econômicos**, n. 037, 2001.

AGHION, P.; BOLTON, P. Distribution and growth in models of imperfect capital markets. **European Economic Review**. v.36, p.603-611, 1992.

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

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

AZEVEDO, J.P.; FOGUEL, M.N.; Uma decomposição da desigualdade de rendimentos do trabalho no Brasil: 1995-2005. *In*: Paes de Barros, R.; Foguel, M.N.; Ulyssea, G. (Eds). **Desigualdade de Renda no Brasil: uma análise da queda recente**, v II, cap.27, pp. 343-364. 2007.

BAGOLIN, I.P.; GABE, J.; RIBEIRO, E.P. **Crescimento e desigualdade no Rio Grande do Sul: uma revisão da Curva de Kuznets para os municípios gaúchos (1970-1991)**. UFRS. (Textos para Discussão, 20) 2004.

BERNI, H. A. de A. **Evolução dos determinantes da desigualdade de rena salarial no Nordeste**. 2007. 48 f. Dissertação (Mestrado em Economia) – CAEN, Universidade Federal do Ceará, Fortaleza, 2007.

BARROS, P. R.; FRANCO, S.; MENDONÇA, R. Discriminação e Segmentação no Mercado de Trabalho e Desigualdade de Renda no Brasil. *In: Paes de Barros, R.; Foguel, M.N.; Ulysea, G. (Eds). Desigualdade de Renda no Brasil: uma análise da queda recente*, v II, cap.28, pp. 371-400. 2007a.

_____.; CARVALHO, M.; FRANCO, S.; MENDONÇA, R. **Determinantes da queda da desigualdade de renda Brasileira**. Rio de Janeiro: Ipea, 2007b. 23 p. (Texto para Discussão, 1253).

_____.; GOMES, F. A. R. **Desigualdade e Desenvolvimento: a hipótese de Kuznets é válida para os municípios brasileiros?** *Ibmec SP Working Paper – WPE-28*, 2007. Disponível em <http://www.ibmecsp.edu.br/pesquisa/download.php?recid=3101>. Acesso em 25 fev. 2008c.

_____.; MENDONÇA, R.; HENRIQUES, R. Desigualdade e pobreza no Brasil: retrato de uma estabilidade inaceitável. **Revista Brasileira de Ciências Sociais**, v. 15, n.42, p.123-142, 2000.

BARROS, R.J. Inequality and growth in a panel of countries. **Journal of Economic Growth**, 5:5-32 March. Pp.285-313, 2000

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

CARVALHO JR, P. H. **Análise do Gasto da União em Ações Assistenciais ou Focalizado na População Pobre e em Benefícios Previdenciários de Fortes Impactos Sociais: 1995-2004**. Brasília: IPEA, nov. 2006. (Texto para Discussão, 1236).

CHEN, S.; WANG, Y. **China's growth and poverty reduction: recent trends between 1990 and 1999**. World Bank Working Paper. 2001.

CONDE, K. **Pobres pagam mais impostos que os ricos no Brasil**. 2008. Disponível em: <[DINARDO, J., FORTIN, N.; LEMIEUX, T. Labor market institutions and the distribution of wages, 1973-1992: A semiparametric approach. **Econometrica**, 64\(5\): 1001-1044, 1996.](http://vilasucesso.vilamulher.com.br/materia/financas/> Acesso em: 03 out. 2008.</p>
</div>
<div data-bbox=)

ENDERS, W.; HOOVER, G. A. The effect of robust growth on poverty: a nonlinear analysis, **Applied Economics**, v. 35, 1063-1071, 2003.

ENRENBURG, R.G; SMITH, R.S. **A moderna economia do trabalho – Teoria e política pública**. São Paulo: Makron Books, p 319-409, 2000.

GALOR, O.; TSIDDON, D. Technological progress, mobility, and economic growth. **American Economic Review**. v.87. p.363-382, 1997.

_____.; ZEIRA, J. Income distribution and macroeconomics. **The Review of Economic Studies**, v. 60(1), n. 202, Jan. 1993.

HOFFMANN, R. Transferência de renda e a redução da desigualdade no Brasil e cinco regiões entre 1997 e 2004. **Econômica** v. 8, n. 1, p. 55-81, jun. 2006. Disponível em: <<http://www.uff.br/cpgeconomia/economica.htm>>.

_____. Transferência de renda e a redução da desigualdade no Brasil e em cinco regiões entre 1997 e 2005. *In: Paes de Barros, R.; Foguel, M.N.; Ulysea, G. (Eds). Desigualdade de Renda no Brasil: uma análise da queda recente*, v II, cap.15, pp. 17-40. 2007.

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA – IPEA. Sobre a Recente Queda da Desigualdade de Renda no Brasil. Nota Técnica. Ago. 2006.

KAKWANI, N.; NERI, M.; SON, H. **Linkages between pro-poor growth, social programmes and labour market: the recent Brazilian experience.** Brasil: Pnud, n. 2006 (Working Paper).

KUZNETS, C.G. Economic growth and income inequality. **American Economic Review**, v.45, p.1-28 1955.

KRUEGER, A. Factor Endowments and Per Capita Income Differences among Countries. **The Economic Journal**, v.78, n.311, p. 641-659, 1968.

LANGONI, C. G. **Distribuição da renda e desenvolvimento econômico do Brasil.** Rio de Janeiro: Expressão e Cultura, 1973.

MARINHO, E.; LINHARES, F; CÂMPELO, G.; **Os programas de transferências de renda do governo impactam a pobreza no Brasil?** Fortaleza: UFC/CAEN, 2007. (Série Ensaios sobre a pobreza, n. 12). Disponível em: <<http://www.caen.ufc.br/lep.htm>>.

MARTINS, P.S.; PEREIRA, P. T. **Does Education Reduce Wage Inequality? Quantile Regressions Evidence from Fifteen European Countries.** 44p. Universidade Nova de Lisboa, 2000. Disponível em:<<http://www.iza.org/en/papers>>. Acesso em: 28 outubro 2008.

MINISTÉRIO DO DESENVOLVIMENTO SOCIAL E COMBATE À FOME. Relatórios e Estatísticas. Disponível em: < http://www.mds.gov.br/bolsafamilia/menu_superior> Acesso em: 03 out. 2008.

MEDEIROS, M.; BRITO, T. SOARES F. **Programas focalizados de transferência de renda no Brasil: contribuições para o debate.** Rio de Janeiro: IPEA, 2007. (Texto para Discussão, 1283).

MENEZES-FILHO, N. **A evolução da educação no Brasil e seu impacto no mercado de trabalho.** Departamento de Economia –USP, março, 2001.

NERI, M. **Desigualdade, estabilidade e bem-estar social.** Rio de Janeiro: FGV, 2006. (Ensaio Econômico, 637).

PANIZZA, U. Income inequality and economic growth: evidence from American data. **Journal of Economic Growth**, 7, pp.25-41, 2002.

REAL, P.; OLIVEIRA, M. **Poverty alleviation programs: monitoring vs. workfare.** Munich: Munich personal Repec Archives, 2006. (MPRA paper, 913).

QUEIROZ, B. L. **Efeitos do capital humano local sobre o diferencial regional de salários em Minas Gerais.** (dissertação de mestrado) UFMG. Belo Horizonte. mai. 1999.

RECTOR, R.; LAUDER, W. **America's Failed \$5.4 Trillion War on Poverty,** The Heritage Foundation, Washington DC, 1995.

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

SABOIA, J. O salário mínimo e seu potencial para a melhoria da distribuição de renda no Brasil. *In: Paes de Barros, R.; Foguel, M.N.; Ulyssea, G. (Eds). Desigualdade de Renda no Brasil: uma análise da queda recente,* v II, cap.32, pp. 479-498. 2007.

SALVATO, M. A.; ALVARENGA, P. S.; FRANÇA, C. S.; JUNIOR, A. F. A. **Crescimento e Desigualdade: evidências da Curva de Kuznets para os Municípios de Minas Gerais – 1991/2000.** *Ibmec MG Working Paper – WP33*, 2006. Disponível em <<http://www.ceae.ibmecmg.br/wp/wp33.pdf>>, acesso em 25 fev. 2008.

SCHULTZ, T.W. Capital formation by education. **Jornal of political economy**, v.68, p. 571-583, dez, 1960.

_____. Investment in human capital. **American Economic Review**, v.51, 68, p.17-68, 1961.

SILVERMAN, B. W. **Density estimation for statistics and data analysis.** Chapman and Hall, London; New York, 1996.

SILVEIRA, F.G. **Impactos das transferências governamentais e da tributação na distribuição de renda no Brasil – considerações sobre o documento gasto social do governo central: 2001 e 2002, da secretaria de política econômica do ministério da fazenda.** Rio de Janeiro: IPEA, 2004. (Ensaio políticas sociais – acompanhamento e análise, 01).

SOARES S.; OSÓRIO, R. G.; SOARES, F.V.; MEDEIROS, M.; ZEPEDA, E. **Programas de transferência condicionada de renda no Brasil, Chile e México: impactos sobre a desigualdade.** Rio de Janeiro: IPEA, 2007. (Texto para Discussão, 1293).

SCHWARTZMAN, S. **Education-oriented social programs in Brazil: the impact of Bolsa Escola.** Paper submitted to the Global Conference on Education Research in Developing Countries (Research for Results on Education), Global Development Network. Prague: IETS - Instituto de Estudos do Trabalho e Sociedade 2005.

_____. Redução da desigualdade, da pobreza, e os programas de transferência de renda. IETS – Instituto de Estudos do Trabalho e Sociedade 2006.

SKOUFIAS, E.; DI MARO, V. **Conditional cash transfers, adult work incentives, and poverty.** Washington DC: World Bank, 2006. (World bank policy research work papers, 3973).

ULYSSEA, G. **Segmentação no Mercado de trabalho e desigualdade de rendimentos no Brasil: uma análise empírica.** Rio de Janeiro, 2007 (Texto para Discussão, n. 1261). Disponível em: <<http://www.ipea.gov.br/default.jsp>>. Acesso em: 20 out 2008.

VIANA, S. W.; MAGALHÃES, L. C.G.; SILVEIRA, F. G.; TOMICH, F. A.; **Tributação e desigualdade social no Brasil.** Rio de Janeiro, IPEA, 2001. Disponível em: <http://www.fase.org.br/projetos/vitrine/admin/Upload/1/File/Proposta88_89/werneck_vainna_e_outros.PDF>. Acesso em: 03 nov. 2008.

WAJMAN, S.; TURRA, C. M.; AGOSTINHO, C. S. Estrutura domiciliar e distribuição da renda familiar no Brasil. *In*: Paes de Barros, R.; Foguel, M. N.; Ulyssea, G. (eds). **Desigualdade de Renda no Brasil: uma análise da queda recente – v. I.** cap. 14, pp. 423-442, 2007.

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