

VINÍCIUS GONÇALVES VIDIGAL

**CRESCIMENTO ECONÔMICO, DESIGUALDADE DE RENDA E
POLÍTICAS SOCIAIS NO BRASIL**

Dissertação apresentada à
Universidade Federal de Viçosa,
como parte das exigências do
Programa de Pós-Graduação em
Economia Aplicada, para obtenção do
título de *Magister Scientiae*.

VIÇOSA
MINAS GERAIS – BRASIL
2011

**Ficha catalográfica preparada pela Seção de Catalogação e
Classificação da Biblioteca Central da UFV**

T

V653c
2011

Vidigal, Vinícius Gonçalves, 1986-
Crescimento econômico, desigualdade de renda e políticas
sociais no Brasil / Vinícius Gonçalves Vidigal. – Viçosa,
MG, 2011.
xiii, 69f. : il. (algumas col.) ; 29cm.

Orientador: João Eustáquio de Lima.
Dissertação (mestrado) - Universidade Federal de Viçosa.
Referências bibliográficas: f. 63-69.

1. Desenvolvimento econômico. 2. Renda - Distribuição.
3. Política social. I. Universidade Federal de Viçosa.
II. Título.

CDD 22. ed. 338.9

VINÍCIUS GONÇALVES VIDIGAL

**CRESCIMENTO ECONÔMICO, DESIGUALDADE DE RENDA E
POLÍTICAS SOCIAIS NO BRASIL**

Dissertação apresentada à
Universidade Federal de Viçosa,
como parte das exigências do
Programa de Pós-Graduação em
Economia Aplicada, para obtenção do
título de *Magister Scientiae*.

APROVADA: 08 de julho de 2011.

Marília Fernandes Maciel Gomes

Silvia Harumi Toyoshima

João Eustáquio de Lima
(Orientador)

AGRADECIMENTOS

A Deus, pelos infinitos amor e bondade, assim como pela vida e pelo sustento diante de todas as necessidades e, principalmente, dificuldades.

Ao Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada da Universidade Federal de Viçosa (UFV) pela oportunidade e todos os recursos indispensáveis para a obtenção de uma sólida formação acadêmica.

À CAPES, pelo imprescindível apoio financeiro oferecido durante o curso.

Ao professor João Eustáquio de Lima, meu orientador, pela atenção, pelo respeito e pelas valiosas contribuições a este trabalho.

Aos professores co-orientadores Erly Cardoso Teixeira e Antonio Carvalho Campos pelas discussões sobre a dissertação e pelo apoio em diversas outras ocasiões, inclusive antes de meu ingresso no mestrado.

À professora Silvia Harumi Toyoshima, do Programa de Pós-Graduação em Economia da UFV, pelas importantes sugestões para o aprimoramento deste trabalho.

Aos demais professores do Programa, sobretudo, à professora Marília Fernandes Maciel Gomes, pela aprazível convivência em sala de aula e pelo consequente aprendizado, o qual contribuiu diretamente para o desenvolvimento desta e de outras pesquisas.

Aos funcionários do Departamento de Economia Rural (DER), notadamente à Carminha, à Anízia, ao Brilhante e à Tedinha, pela atenção e pela dedicação prestadas a mim e aos demais estudantes do Programa.

Aos meus pais e às minhas irmãs que, mesmo geograficamente muito distantes, fizeram-se presentes me apoiando e possibilitando todas as condições necessárias para que eu prosseguisse firmemente essa caminhada acadêmica.

À Cláudia, minha esposa, por todo amor, carinho e compreensão em todos os momentos que compartilhamos durante nossos mestrados em Economia, ainda que em instituições diferentes, dando continuidade à jornada conjunta iniciada ainda na graduação.

A todos os meus tios e primos residentes em Viçosa, que me acolheram como filho e irmão, respectivamente, tornando muito mais agradável e proveitoso o período em que estudei na UFV.

Aos colegas e aos amigos da Economia Aplicada, em especial ao Glauber, pela grande amizade concretizada a partir da ajuda e companhia nos estudos, da parceria nas pesquisas e dos, mesmo que raros, momentos de folga em Viçosa.

A todos aqueles que, de uma forma ou de outra, contribuíram para a consolidação deste trabalho.

BIOGRAFIA

VINÍCIUS GONÇALVES VIDIGAL, filho de Pedro Soares Vidigal Filho e Maria Celeste Gonçalves Vidigal, nasceu no dia 10 de agosto de 1986, em Maringá – PR.

Começou seus estudos básicos na Escola Normal Nossa Senhora do Carmo, em Viçosa – MG, finalizando-os no Colégio Nobel, em Maringá – PR.

Iniciou o curso de Ciências Econômicas na Universidade Estadual de Maringá (UEM) em abril de 2004, concluindo-o em janeiro de 2009.

Em março de 2009, ingressou no curso de Mestrado do Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada da Universidade Federal de Viçosa (UFV), submetendo-se à defesa de dissertação em julho de 2011.

SUMÁRIO

LISTA DE TABELAS	vii
LISTA DE FIGURAS	viii
LISTA DE QUADROS	ix
RESUMO	x
ABSTRACT	xii
1. INTRODUÇÃO	1
1.1 Considerações iniciais	1
1.2 O problema e sua importância	3
1.3 Hipótese	6
1.4 Objetivos	6
1.4.1 Objetivo geral	6
1.4.2 Objetivos específicos	7
2. REVISÃO DE LITERATURA	8
2.1 Desigualdade de renda e crescimento econômico	8
2.2 Gastos com assistência social no Brasil e desigualdade	15
3. REFERENCIAL TEÓRICO	28

3.1 Modelo de Solow aumentado	29
4. METODOLOGIA	33
4.1 Modelo empírico	33
4.1.1 Modelo de Solow aumentado com desigualdade e políticas sociais	33
4.2 Modelo econométrico de dados em painel	36
4.2.1 Testes de estacionariedade para dados em painel	37
4.2.1.1 Teste de Hadri	38
4.2.1.2 Teste de Pesaran	41
4.2.2 Testes de especificação do modelo	42
4.2.2.1 Teste para efeitos aleatórios	42
4.2.2.2 Testes de autocorrelação	43
4.2.2.3 Teste de heterocedasticidade	43
4.2.2.4 Teste de Hausman (efeitos fixos x efeitos aleatórios)	44
4.3 Fonte de dados	44
5. RESULTADOS E DISCUSSÃO	46
5.1 Testes de estacionariedade	46
5.2 Testes de especificação do modelo	49
5.3 Efeitos da desigualdade e das políticas sociais sobre o crescimento econômico	51
6. CONCLUSÕES	61
REFERÊNCIAS	63

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 – Valor total das transferências de renda pelo Programa Bolsa Família, segundo as unidades da federação (em R\$ milhões), 2004 – 2009	20
Tabela 2 – Número de famílias beneficiárias do Programa Bolsa Família, segundo as unidades da federação (em milhares), 2004 – 2009.....	22
Tabela 3 – Valor total dos benefícios emitidos pelo Benefício de Prestação Continuada, segundo as unidades da federação (em R\$ milhões), 1996 – 2009.....	24
Tabela 4 – Número de benefícios emitidos pelo Benefício de Prestação Continuada, segundo as unidades da federação (em milhares), 1996 – 2009	25
Tabela 5 – Resultados do teste de raiz unitária de Hadri para as variáveis do modelo de Solow aumentado com desigualdade e políticas sociais aplicado ao Brasil, 1996 – 2006	47
Tabela 6 – Resultados dos testes de raiz unitária de Pesaran para as variáveis do modelo de Solow aumentado com desigualdade e políticas sociais aplicado ao Brasil, 1996 – 2006	48
Tabela 7 – Resultados dos testes de especificação do modelo de Solow aumentado com desigualdade e políticas sociais aplicado ao Brasil, 1996 – 2006.....	50
Tabela 8 – Resultados das Estimativas do modelo de Solow aumentado com desigualdade e políticas sociais aplicado ao Brasil, 1996 – 2006.....	54

LISTA DE FIGURAS

- Figura 1 – Valor total dos recursos federais destinados ao Programa Bolsa Família e ao Benefício de Prestação Continuada (em R\$ bilhões), 1996 – 2009 19
- Figura 2 – Evolução do índice de Gini da distribuição da renda no Brasil, 1996 – 2009..... 26
- Figura 3 – Distribuição geográfica do índice de Gini, do PIB *per capita* e do Programa Bolsa Família (PBF) entre os estados brasileiros 59

LISTA DE QUADROS

Quadro 1 – Síntese de estudos que trataram da relação entre crescimento econômico e desigualdade de renda, por resultado obtido e tipo de dado utilizado..... 15

RESUMO

VIDIGAL, Vinícius Gonçalves, M.Sc., Universidade Federal de Viçosa, julho de 2011. **Crescimento econômico, desigualdade de renda e políticas sociais no Brasil.** Orientador: João Eustáquio de Lima. Co-orientadores: Antonio Carvalho Campos e Erly Cardoso Teixeira.

A literatura econômica não apresenta um consenso sobre a relação entre crescimento e desigualdade de renda. Estudos têm sido desenvolvidos em nível de países, mas as várias diferenças existentes dificultam as análises e tornam relevante a investigação em nível regional. Muitos desses estudos e, também, a recente queda da desigualdade no Brasil em anos de crescimento econômico apontam para uma relação negativa entre desigualdade e crescimento. Portanto, justifica-se conhecer a associação existente entre desigualdade de renda e crescimento econômico, de modo a confirmar a validade de políticas de redução de desigualdades e de promoção do crescimento. Destarte, o presente estudo teve por objetivo analisar os efeitos da desigualdade de renda e das políticas sociais sobre o crescimento econômico dos estados brasileiros no período de 1996 a 2006. Especificamente, buscou-se: verificar qual a relação existente entre desigualdade de renda e crescimento econômico no Brasil; avaliar os impactos exercidos pelas políticas públicas de assistência social sobre o crescimento; e examinar a influência das mudanças de governo nas respostas do crescimento em relação a variações nas políticas sociais. O referencial teórico consistiu no modelo de Solow na sua versão aumentada, formulada por Mankiw et al. (1992), a qual inclui o nível de capital humano como fator explicativo do produto. Utilizou-se como instrumental metodológico a econometria de dados em painel, incluindo testes de

raiz unitária, heterogeneidade, autocorrelação e dependência seccional, de modo a se obter estimativas da influência da desigualdade e das políticas sociais sobre o crescimento. Os principais resultados demonstraram que, no referido período, a desigualdade na distribuição de renda, medida pelo índice de Gini e pela participação dos 40% mais pobres da população na renda, influenciou negativamente o crescimento econômico dos estados brasileiros, ou seja, maiores níveis de desigualdade produziram menor crescimento. Em adição, observou-se que os gastos públicos com assistência social exerceram efeitos positivos sobre o crescimento no segundo governo FHC (1999-2002) e no primeiro governo Lula (2003-2006). Verifica-se, a partir disso, a importância de políticas sociais que visem à redução da desigualdade como meio de proporcionar maior crescimento econômico e, principalmente, melhores condições de vida à população brasileira.

ABSTRACT

VIDIGAL, Vinícius Gonçalves, M.Sc., Universidade Federal de Viçosa, July, 2011.
Economic growth, income inequality and social policy in Brazil. Adviser:
João Eustáquio de Lima. Co-advisers: Antonio Carvalho Campos and Erly
Cardoso Teixeira.

The economic literature shows no consensus on the relationship between growth and income inequality. Studies have been developed in terms of groups of countries, but various differences difficult the analyses and make relevant research on regional level. Many of these studies and also the recent fall in inequality in Brazil in years of economic growth point to a negative relationship between inequality and growth. Therefore, it is justified to investigate the association between income inequality and economic growth in order to confirm the legitimacy of policies to simultaneously reduce inequality and promote growth. Thus, the present study had as objective to examine the effects of income inequality and social policies on economic growth of the Brazilian states over the period from 1996 to 2006. Specifically, we sought to: verify the relationship between income inequality and economic growth in Brazil; evaluate the impacts of public social welfare policies on growth; and examine the influence of changes of government in the response of growth in relation to variations in social policies. The theoretical framework consisted of the Solow model in its augmented version, formulated by Mankiw et al. (1992), which includes the level of human capital as an explanatory factor of the product. Panel data econometrics was used as methodological tool, including unit root, heterogeneity, autocorrelation and cross-sectional dependence tests, in order to obtain estimates of

the impact of inequality and social policies on growth. The main results showed that in the analyzed period, inequality in income distribution, measured by the Gini index and the participation of the poorest 40% of the population in income negatively affected the economic growth of the Brazilian states, which means that higher levels of inequality produced lower growth. In addition, it was found that public spending on social welfare had positive effects on growth in the second Cardoso administration (1999-2002) and in the first Lula government (2003-2006). It appears from this, the importance of social policies aimed at reducing inequality as a means of providing greater economic growth and, especially, better living conditions for Brazilian population.

1. INTRODUÇÃO

1.1 Considerações iniciais

Uma das características mais marcantes da economia brasileira é a forte desigualdade de renda que impera em níveis tão elevados quanto os da década de 1970. Apesar de acentuada queda desse indicador entre os anos de 2001 e 2009, Barros et al. (2010) ressaltam o fato de que o Brasil segue entre os países onde o mesmo apresenta maior intensidade. O índice de Gini da distribuição de renda¹ foi de 0,543 em 2009, frente ao índice de 0,596 observado em 2001 (redução de 8,9%). No entanto, tal redução não ocorreu de maneira homogênea entre as regiões brasileiras. Aquelas que mais reduziram seus níveis de desigualdade nesse período foram, respectivamente, o Sudeste (14,8%) e o Sul (13,6%). As regiões Centro-oeste (6,4%), Norte (4,5%) e Nordeste (1,3%) apresentaram reduções relativamente menores, de forma que essas são atualmente as de maior desigualdade de renda (IPEADATA, 2010).

As principais conseqüências desse nível de desigualdade são o agravamento e a persistência dos já elevados níveis de pobreza, visto que a desigualdade na distribuição de renda se constitui em um de seus principais determinantes. Entretanto, a pobreza, a partir de 2003, também vem seguindo trajetória de queda a exemplo da desigualdade, tendo sua redução mais influenciada exatamente pela última do que pelo crescimento econômico (BARROS et al., 2001; 2007).

¹ O índice de Gini varia de 0 a 1 e mede o grau de desigualdade na distribuição de renda entre os indivíduos em uma economia. Quando o índice é igual a 0, há perfeita igualdade de renda, enquanto um valor igual a 1 corresponde à completa desigualdade.

Outro efeito importante da desigualdade é aquele exercido sobre o crescimento econômico. Porém, a literatura econômica não apresenta conclusões exatas sobre a direção dessa relação, determinando a inexistência de um consenso a seu respeito. O início de tal discussão remete ao trabalho de Kuznets (1955), o qual encontrou uma relação na forma de “U invertido” entre as duas medidas, em que a desigualdade inicialmente cresce para, então, decrescer conforme a renda *per capita* aumenta. Mas, como discute Okun (1975), uma relação inversa entre equidade e crescimento, na forma de um *tradeoff*, está entre os princípios da teoria econômica neoclássica, a qual tem servido de base para a maior parte dos estudos empíricos. Segundo essa linha de pensamento, a desigualdade de renda geraria incentivos para uma utilização mais eficiente de recursos e favoreceria a poupança assim como a acumulação de capital. Entretanto, novas reflexões e conclusões surgem a partir da década de 90, quando o debate se intensificou e vários estudos se dedicaram a investigar se maiores níveis de desigualdade são benéficos ou maléficos ao crescimento.

A maior parte desses principais trabalhos, que se basearam em dados de corte transversal e utilizaram regressões de mínimos quadrados ordinários (MQO), encontrou uma relação inversa entre desigualdade e crescimento em diversas amostras de países. Alesina e Rodrik (1994) formularam um modelo em que quanto mais desigual a distribuição de renda e riqueza, menor é a taxa de crescimento da economia, como resultado de uma política de redistribuição com base em maior taxação. A partir de um modelo baseado nas teorias do crescimento endógeno e da política endógena, Persson e Tabellini (1994) chegam à conclusão semelhante, ou seja, de que desigualdade é prejudicial para o crescimento. Tal condição é confirmada por Clarke (1995), que testa a robustez dessa relação com o emprego de diferentes medidas de desigualdade. Por fim, Perotti (1996) e Alesina e Perotti (1996) constataram que sociedades muito desiguais tendem a ser politicamente e socialmente instáveis, refletindo negativamente sobre taxas de investimento e, conseqüentemente, de crescimento.

Alguns estudos inovaram ao utilizar técnicas de estimação com painel de dados no intuito de controlar os efeitos fixos dos países ou regiões (estados). Os mesmos argumentaram a existência de efeitos específicos omitidos, de forma que se teria viés nas estimativas por mínimos quadrados ordinários. Os autores que

seguiram esse caminho e que, por sua vez, observaram uma associação positiva entre desigualdade e crescimento foram Li e Zou (1998), Forbes (2000) e Partridge (1997, 2005). Panizza (2002) e Herzer e Vollmer (2011), por outro lado, chegaram a uma relação negativa entre essas variáveis. Diferentemente de todos citados anteriormente, os resultados de Deininger e Squire (1998) e de Barro (2000), por sua vez, não apontaram relação estatisticamente significativa.

1.2 O problema e sua importância

A relação entre desigualdade de renda e crescimento econômico tem sido estudada geralmente em nível de países. Entretanto, alguns fatores dificultam essa análise internacional, tais como as diferenças históricas, culturais, sociais, institucionais e, sobretudo, de políticas econômicas entre os vários países. Dias e Dias (2007) chamam a atenção para o fato de que essas diferenças proporcionam resultados ambíguos ou de difícil interpretação. Entre os principais estudos, destacam-se Panizza (2002) e Partridge (2005), que conduziram seus estudos com base em dados regionais dos Estados Unidos. Segundo esse último, há outras vantagens em se utilizar dados estaduais em análises sobre crescimento. As barreiras legais e de informação limitam o fluxo de recursos entre países, os quais produziram maiores diferenciais de crescimento. Contudo, no caso de estados, o grande fluxo de fatores ampliaria os efeitos de pequenas disparidades sobre o crescimento econômico. Nessa perspectiva, a observação de estados, os quais possuem mecanismos de crescimento e instituições semelhantes, facilitaria em muito a detecção de uma relação entre crescimento e desigualdade de renda.

A análise regional ou estadual também reduz o problema da não padronização das medidas de desigualdade que ocorre em estudos que tratam de países, tendo em vista as diferentes metodologias das diferentes fontes de dados (DEININGER e SQUIRE, 1996; PARTRIDGE, 2005). Por fim, considerando os estados brasileiros, pode-se dizer que há variabilidade significativa e suficiente nos níveis de desigualdade, de forma que esses tenham produzido diferentes resultados econômicos ao longo do tempo. Portanto, torna-se relevante a investigação que faça

abrangência de estados ou regiões, em especial, do Brasil, de modo a possibilitar uma melhor análise dos efeitos de políticas sobre o crescimento da renda.

Outro ponto relevante na presente discussão está na maneira em que ocorre a ligação entre desigualdade e crescimento. Muitas teorias demonstram como a distribuição de renda pode afetar o crescimento, sem que se considere o papel das políticas de proteção social. Tais políticas podem, contudo, exercer diversos efeitos sobre uma economia, principalmente em relação à alocação de recursos e, por conseguinte, ao crescimento (ARJONA et al., 2002). Dessa forma, tendo em vista os possíveis efeitos das políticas de assistência social sobre a distribuição de renda, considera-se necessário, neste estudo, levar em conta sua influência sobre o crescimento.

Na literatura brasileira recente, encontram-se alguns trabalhos que buscaram analisar a causalidade entre desigualdade e crescimento econômico no país. Dias e Dias (2007) formularam um modelo de crescimento próprio, que incorpora investimento em educação, distribuição de renda e nível tecnológico, enfocando a importância do capital humano e pressupondo uma associação positiva entre desigualdade e crescimento. Apesar de se tratar de um novo modelo e assumir que maior desigualdade gera maior crescimento, o mesmo teve como base aquele proposto por Persson e Tabellini (1994). Um aspecto importante foi a análise empírica aplicada aos estados brasileiros e utilizando-se da econometria de dados em painel, com o controle dos efeitos fixos dos estados. No entanto, deve-se ressaltar que a variável dependente foi a taxa de crescimento da produtividade da economia e não da renda *per capita*, divergindo dos estudos previamente citados. Seus resultados, apesar da pressuposição inicial, indicaram relação negativa entre desigualdade e crescimento. Uma relação negativa também foi constatada por Moreira (2009), que utilizou sistemas de equações simultâneas para dados em painel como forma de analisar a causalidade entre o crescimento, a desigualdade e a pobreza nos estados brasileiros. Entre seus resultados, destaca-se que, observando os anos de 1996 a 2007, a desigualdade atuou reduzindo as taxas de crescimento no longo prazo.

Outros estudos brasileiros, porém, se concentraram na verificação da ocorrência da curva de Kuznets. A hipótese do “U invertido” foi confirmada por Castro (2006), Rangel et al. (2007) e por Jacinto e Tejada (2009). O primeiro

realizou análise para os municípios brasileiros, com base nos anos de 1991 e 2000, e utilizou dados de *cross section* assim como dados em painel. Utilizando técnicas econométricas semelhantes, os últimos testaram a hipótese para o caso dos municípios da Região Nordeste do Brasil considerando os anos de 1970, 1980 e 1991. Por fim, Rangel et al. (2007) investigaram a presença de uma relação linear, além da forma de “U-invertido”, tomando como base dados de *cross section* referentes a áreas mínimas comparáveis (agregados de municípios brasileiros) e o método dos mínimos quadrados ordinários. A segunda relação testada foi aquela que, segundo os autores, melhor representou a relação entre desigualdade e crescimento.

O estudo de Barros e Gomes (2008), em contraste aos casos citados acima, apresentou resultados ambíguos e com poucas evidências a favor da curva de Kuznets. Os autores utilizaram observações dos municípios brasileiros para os anos de 1991 e 2000, da mesma forma que Castro (2006), mas diferiram em relação a não utilização de dados de *cross section* e aos indicadores de desenvolvimento empregados no modelo. Taques e Mazzuti (2010) testaram a hipótese do “U invertido” para um painel dos estados brasileiros e do período de 1995 a 2008, de forma que seus resultados também não apresentaram evidências que a sustentassem.

No geral, além de apresentarem resultados diversos, esses estudos aplicados ao Brasil seguem versões diferentes de modelos, com hipóteses distintas, e também diferem no que diz respeito às variáveis incluídas nas suas análises e aos métodos de estimação. Portanto, são necessários alguns comentários quanto a essas divergências. Em primeiro lugar, apenas um desses trabalhos citados (Moreira, 2009) partiu de uma pressuposição teórica baseada em uma relação negativa entre desigualdade e crescimento. Além das evidências empíricas de outros estudos anteriores, a recente queda da desigualdade no Brasil em anos em que se tem verificado crescimento econômico sustenta a possibilidade de uma relação negativa. Outro ponto importante refere-se à relevância da utilização de um modelo simples de crescimento de forma que: a variável dependente seja, em acordo com a literatura econômica recente, a taxa de crescimento da renda *per capita*; se considere os efeitos dos gastos com programas sociais que visam reduzir a desigualdade, ou seja, que se inclua uma variável que represente proteção social; e os resultados sejam controlados para diferentes períodos de governo, em face das possíveis mudanças

nas políticas adotadas, sobretudo naquelas que afetam diretamente o crescimento bem como a distribuição de renda. Por fim, a estimação do modelo em questão deveria se basear em técnicas econométricas de dados em painel, considerando aspectos como os efeitos fixos dos estados.

É neste contexto, portanto, que o presente trabalho procura responder aos seguintes questionamentos: A desigualdade de renda afetou positivamente ou negativamente o crescimento da renda *per capita* dos estados brasileiros no período recente? Qual foi o papel das políticas sociais? As mudanças de governo têm efeitos significativos sobre os resultados?

Dessa maneira, torna-se relevante uma melhor compreensão acerca da associação existente entre desigualdade de renda e crescimento econômico, uma vez que a identificação de uma relação negativa entre essas duas variáveis poderia incentivar o fortalecimento simultâneo de políticas de redução de desigualdade e de promoção do crescimento.

1.3 Hipótese

Maiores níveis de desigualdade geraram efeitos negativos sobre o crescimento econômico no Brasil, os quais foram amenizados por políticas sociais que, por reduzirem a desigualdade, contribuíram para o aumento do crescimento, apesar das diferenças de magnitude desses efeitos entre os diferentes períodos de governo.

1.4 Objetivos

1.4.1 Objetivo geral

O presente estudo tem por objetivo analisar os efeitos da desigualdade de renda e das políticas sociais sobre o crescimento econômico dos estados brasileiros no período de 1996 a 2006.

1.4.2 Objetivos específicos

Os objetivos específicos deste estudo são:

- Verificar se há relação negativa ou positiva entre desigualdade de renda e crescimento econômico no Brasil;
- Avaliar os impactos exercidos pelas políticas públicas de assistência social sobre o crescimento;
- Examinar a influência das mudanças de governo nas respostas do crescimento em relação a variações nas políticas sociais.

2. REVISÃO DE LITERATURA

2.1 Desigualdade de renda e crescimento econômico

Os argumentos teóricos pioneiros na explicação da relação entre a desigualdade e o crescimento econômico provêm da teoria neoclássica. Destaca-se nessa corrente teórica a utilização da hipótese de Kuznets (1955), a qual tem sido base para diversos estudos empíricos desde sua apresentação. Tal hipótese teve como base uma investigação das causas de mudanças de longo prazo na distribuição de renda pessoal, com base em dados dos Estados Unidos, Inglaterra e Alemanha. Postula-se que, durante o processo de crescimento econômico, a desigualdade se eleva até um nível máximo para, então, seguir-se um período de desconcentração, resultando em uma relação representada por uma curva na forma de “U invertido”.

Essa conclusão parte de um processo de transição de uma economia agrária para uma economia industrial, sendo que o primeiro setor possui menor produtividade e, portanto, menores rendimentos, enquanto o segundo apresenta maior produto marginal do trabalho. Essa disparidade de rendimentos, que implica migração da população do meio rural para o meio urbano, é que sustentaria, ao longo do tempo, a inicial elevação da desigualdade e sua posterior redução.

A distribuição da renda da economia estaria, então, condicionada à distribuição de renda da população do setor rural e do setor urbano, pressupondo que: a renda *per capita* média da população rural, geralmente, é menor que a da população urbana; a participação percentual da renda do setor agrário na renda total decresce ao longo do tempo; a desigualdade entre a população rural é inferior àquela observada na população urbana. Dessa forma, a migração da população rural elevaria o nível de desigualdade da população total, uma vez que se aumentaria a

parcela da população urbana, mais desigual, e também a produtividade do meio urbano tenderia a ter maior crescimento que na área rural. Entretanto, com o decorrer do processo de crescimento e com o incremento da migração, os ganhos de produtividade do setor urbano passam a alcançar uma parcela maior de sua população ao mesmo tempo em que ocorre redução da importância relativa do setor rural na economia. Com isso, a desigualdade na distribuição de renda da economia como um todo tenderia a se reduzir, concretizando a relação entre crescimento e desigualdade na forma de “U invertido”.

A trajetória da desigualdade ao longo do “U invertido” não seria, contudo, simétrica, como ressaltam Barros e Gomes (2008). Ao final do processo de migração, a desigualdade resultante seria diferente da inicial, visto que o meio urbano é mais desigual. Mas, ainda, Kuznets (1955) pondera que, com a continuidade do crescimento econômico, alguns fatores viriam a gerar um declínio da desigualdade, tais como: a capacidade dos indivíduos, agora nascidos no meio urbano, em obter rendas superiores em relação àqueles que migraram anteriormente do setor agrário; o aumento gradual das habilidades e eficiência dos indivíduos novos na área urbana e; crescente pressão política dos mais pobres por redistribuição de renda.

Apesar de toda a construção teórica da curva de Kuznets e de sua ampla utilização desde sua publicação até anos recentes, a crescente desigualdade nos países em desenvolvimento, assim como os resultados de muitos estudos, vem mostrando desde a década de 90 fortes evidências contrárias a sua hipótese. A relação entre desigualdade e crescimento tem sido cada vez mais testada por novos modelos teóricos e empíricos, os quais se fundamentam em diferentes pressupostos e mecanismos de transmissão dos efeitos da desigualdade. Barro (2000) argumenta que, de acordo com esses mecanismos, as análises do tema seguem quatro áreas principais: teorema do eleitor mediano; conflitos sociais; imperfeições no mercado de crédito; e propensão marginal a poupar.

Os principais estudos realizados a partir da década de 90, em sua maioria, apontam para a existência de efeitos negativos da desigualdade de renda sobre o crescimento econômico. Todavia, como já discutido anteriormente, não existe consenso na literatura econômica com relação a esses efeitos, de forma que não se pode atestar que os mesmos são benéficos ou maléficos para a economia.

A partir de um modelo simples de crescimento endógeno com elementos de economia política, Alesina e Rodrik (1994) utilizaram dados de *cross section* de vários países para relacionar crescimento econômico com o nível de renda *per capita* inicial, taxa de matrícula em escola primária e desigualdade, medida pelo índice de Gini. Considerando o período da amostra estudada, de 1960 a 1985, os resultados empíricos mostraram que desigualdade de renda está negativamente associada ao crescimento subsequente. O modelo utilizado indica que a taxa de impostos definida pelo governo corresponde àquela optada pelo eleitor mediano e que quanto mais desigual for a distribuição na economia, menor será a posse de capital desse eleitor. Assim, esse indivíduo representativo escolhe políticas de maior taxa de impostos sobre o capital, que exercem efeitos redistributivos. Logo, conclui-se que existirá uma forte demanda por redistribuição em sociedades onde uma grande parte da população não tem acesso aos recursos produtivos da economia. Esse conflito distributivo na sociedade é que irá levar a uma maior taxação na economia e, portanto, prejudicar o crescimento.

Persson e Tabellini (1994) formularam um modelo a partir das teorias do crescimento endógeno e da política endógena, o qual é aplicado a dados de corte transversal de um conjunto de países. Estimando os efeitos da desigualdade, representada pela participação na renda dos 20% mais ricos da população, de um índice de escolaridade e de uma medida de renda relativa sobre o crescimento econômico, os autores encontraram uma significativa e expressiva relação negativa entre desigualdade e crescimento. A explicação teórica está relacionada ao fato de que em uma sociedade onde o conflito distributivo é importante, as decisões políticas produzem políticas econômicas que taxam o investimento e atividades que promovem o crescimento com o objetivo de redistribuir renda.

A relação negativa entre desigualdade e crescimento também é confirmada por Clarke (1995), o qual conduziu testes de robustez empregando diversas medidas de desigualdade e diferentes especificações da regressão de crescimento. Tais medidas foram o coeficiente de Gini, o índice de Theil e o coeficiente de variação, enquanto o modelo base de crescimento incluiu entre os regressores variáveis *proxy* para níveis de instabilidade política, capital humano, tamanho do governo e PIB *per capita* inicial.

Alesina e Perotti (1996) enfocam as consequências de uma maior instabilidade política e social presente em sociedades desiguais para justificar o menor crescimento econômico sob essas condições. A partir de uma amostra de 71 países para o período de 1960 a 1985 (*cross section*), os autores estimam um modelo com duas equações simultâneas em que as variáveis endógenas são o investimento em capital físico e um índice de instabilidade política. Os autores explicam que a desigualdade de renda gera descontentamento social e, assim, aumenta a instabilidade política. Essa instabilidade, por sua vez, cria incertezas no ambiente político-econômico e causa redução do investimento. Logo, há uma relação inversa entre desigualdade e investimento, e, conseqüentemente, entre desigualdade e crescimento, uma vez que o investimento é o elemento chave do crescimento.

Os trabalhos supracitados, os quais concluíram por conseqüências negativas da desigualdade, utilizaram-se de dados de *cross section* referentes a países. Contudo, estudos posteriores, empregando técnicas de dados em painel, obtiveram resultados conflitantes a esses. A partir do controle dos efeitos fixos das regiões geográficas analisadas, chegou-se a resultados que indicam a ocorrência de efeito positivo da desigualdade sobre o crescimento.

Em trabalho publicado como contraponto àquele apresentado por Persson e Tabellini (1994), Partridge (1997) destacou fragilidades dos resultados desses autores e trouxe uma análise com base em dados de um painel de estados dos Estados Unidos para o período de 1960 a 1990. O objetivo foi explorar mais profundamente a relação entre crescimento e desigualdade, empregando os modelos *pooled* (empilhamento de dados) e mínimos quadrados em dois estágios. O autor obteve uma relação positiva entre desigualdade e crescimento, além da condição de que uma classe média mais forte (medida pela participação na renda do quintil mediano) é positivamente relacionada com o crescimento. Possíveis explicações para tal divergência seriam: o fato de que modelos como o de Persson e Tabellini (1994) explicam diferenças no crescimento entre nações, em vez de diferenças ao nível regional ou estadual; a aplicação da relação negativa entre crescimento e desigualdade apenas para países em desenvolvimento ou de industrialização recente, mas não para economias avançadas.

Mais recentemente, o mesmo autor retomou a análise com dados em painel, mas ampliando o período de análise para o ano 2000 e separando os efeitos entre

curto e longo prazo (PARTRIDGE, 2005). Os resultados indicaram, como no trabalho anterior, que a participação na renda da classe média e a desigualdade total mantêm relação positiva com o crescimento de longo prazo. No entanto, a resposta da distribuição de renda no curto prazo foi ambígua.

Outro estudo que concluiu por uma relação direta entre crescimento e desigualdade foi aquele desenvolvido por Li e Zou (1998). De maneira semelhante a Partridge (1997), esses autores fazem menção explícita a Persson e Tabellini (1994). Os autores demonstraram teoricamente que a desigualdade de renda pode levar a maior crescimento se a função utilidade incluir o consumo público. No plano empírico, foi utilizado um modelo semelhante ao de Persson e Tabellini (1994) aplicado a uma amostra de 46 países, o qual resultou na relação positiva.

Os resultados obtidos por Forbes (2000) também contrariam aqueles que sugerem que a desigualdade é maléfica para o crescimento. A autora priorizou o uso de um modelo simples de crescimento, tal como Li e Zou (1998), e tomou como base equação semelhante à de Alesina e Perotti (1996). A partir de um conjunto aperfeiçoado de dados de desigualdade, a análise enfocou o crescimento de 45 países no período de 1966 a 1995, demonstrando que um aumento no nível de desigualdade de renda de um país tem impacto positivo e significativo no crescimento de curto e médio prazo. No entanto, o artigo ressalta que a relação entre desigualdade e crescimento está longe de ser resolvida e que são necessárias investigações mais aprofundadas do tema, as quais busquem também avaliar os canais pelos quais as duas variáveis se relacionam.

Uma versão preliminar desse trabalho de Forbes (2000) foi publicada na forma de “mimeo” em 1998, a qual foi questionada por Aghion et al. (1999) em face de detalhes metodológicos que poderiam ter influenciado as suas estimativas. Os problemas constatados na análise seriam: a aplicação do método dos momentos generalizados de Arellano-Bond, que resulta em erros padrões excessivamente pequenos quando a amostra é pequena, colocando em dúvida a significância dos coeficientes estimados; a estrutura de defasagem escolhida (em que a desigualdade de hoje afeta o crescimento em cinco anos), que é *ad hoc*; e a restrição aos dados de desigualdade do conhecido subconjunto de “alta qualidade” elaborado por Deininger e Squire (1996), os quais, segundo Atkinson e Brandolini (1999), seguem critérios inapropriados e excluem, sem razão, países da análise.

Em relação ao possível *trade-off* entre crescimento e desigualdade, Aghion et al. (1999) apresentam um modelo em que as dotações de riqueza ou de capital humano entre os indivíduos são heterogêneas e os mercados de capitais são imperfeitos. Nessas condições, a desigualdade pode ter efeito negativo direto sobre o crescimento por pelo menos três motivos, uma vez que: reduz oportunidades de investimento; piora os incentivos à tomada de empréstimos; e gera volatilidade macroeconômica. Dessa forma, tornar-se-iam desejáveis políticas redistributivas permanentes, as quais teriam como importantes ferramentas as transferências ou os subsídios aos tomadores de empréstimo, uma vez que as imperfeições dos mercados de capitais estariam na raiz da relação entre crescimento e desigualdade.

No intuito de contornar os possíveis problemas de qualidade das bases de dados utilizadas por Partridge (1997) e por Forbes (2000), Panizza (2002) construiu um painel de dados regionais de distribuição de renda. Esse trabalho apresenta algumas semelhanças em relação aos anteriores, visto que utiliza dados para os estados norte-americanos semelhantes aos de Partridge (1997) e emprega técnicas de dados em painel tal como Forbes (2000). Apesar de fortes semelhanças com o primeiro, ressalta-se que os dados provêm de fonte diferente e compreendem um período maior (1940-1980). Além disso, o autor se concentra em estimações por efeitos fixos e pelo método dos momentos generalizados, enquanto Partridge (1997) utilizou o modelo *pooled*.

Os resultados do artigo, ao contrário dos anteriores que utilizaram dados em painel, não apresentam evidências de uma relação positiva entre desigualdade e crescimento, mas traz alguns indícios de uma associação negativa, apesar de a mesma não ser robusta. Panizza (2002) conclui, portanto, que pequenas diferenças no método de mensuração da desigualdade e na técnica de estimação podem resultar em grandes diferenças na relação estimada.

Em trabalho ainda mais recente, Herzer e Vollmer (2011) também obtiveram resultados sustentando uma relação negativa, com base em dados em painel. Foram utilizadas técnicas de cointegração em painel para analisar dados de 46 países no período de 1970 a 1995 e concluir que a desigualdade tem efeito de longo-prazo negativo sobre a renda. Detalhe importante consiste no fato de que os autores obtiveram os mesmos resultados tanto para amostra como um todo, quanto para a divisão dos países em subgrupos segundo o nível de desenvolvimento ou regime

político (democracia). Tem-se, portanto, um primeiro estudo de painéis conduzido com dados de países, diferente de Panizza (2002), que tem como resultado uma relação negativa entre crescimento e desigualdade, ao contrário de Forbes (2000).

Por fim, algumas evidências empíricas obtidas a partir de painéis de países indicaram a inexistência de uma relação estatisticamente significativa. A análise de Deininger e Squire (1998) parte do uso de uma base de dados que seria de melhor qualidade em relação às de outros autores, pois a mesma seria mais adequada quanto à comparabilidade no tempo e entre países assim como pela cobertura geográfica e temporal. Utilizando o índice de Gini como medida de desigualdade, não foram encontrados coeficientes significativos. Entretanto, ao se substituir esse índice pela desigualdade de distribuição de ativos (terra), constatou-se uma forte relação negativa entre desigualdade inicial geral e crescimento de longo prazo. Esse efeito também é observado quando se separa os países em dois grupos, de forma que os países pobres (“em desenvolvimento”) têm o crescimento de sua renda reduzido pela desigualdade, enquanto não há efeitos significativos para os países ricos.

Barro (2000) encontrou resultados, em certa medida, semelhantes aos de Deininger e Squire (1998). O trabalho teve como embasamento teórico uma versão estendida do modelo de crescimento neoclássico, utilizada pelo mesmo autor em trabalhos anteriores, e os dados empregados foram aqueles compilados por Deininger e Squire (1996; 1998). O coeficiente obtido para o índice de Gini (desigualdade) demonstrou não haver relação significativa entre essa variável e o crescimento econômico posterior. Mas uma pequena modificação no modelo, com a omissão de uma variável (taxa de fertilidade), implica coeficiente significativo e negativo para o índice. De maneira mais detalhada, com a separação dos países entre pobres e ricos, tem-se coeficiente negativo para os primeiros, tal como em Deininger e Squire (1998), e positivo para os últimos.

Os resultados dos estudos até então discutidos são resumidos no Quadro 1, onde os mesmos são classificados de acordo com o resultado encontrado e com os dados utilizados nas estimativas econométricas.

Resultado obtido	Dados em painel	Dados de <i>cross section</i>
Relação negativa	Panizza (2002); Herzer e Vollmer (2011).	Alesina e Rodrik (1994); Persson e Tabellini (1994); Clarke (1995); Alesina e Perotti (1996).
Relação positiva	Partridge (1997); Partridge (2005); Li e Zou (1998); Forbes (2000).	
Relação não estatisticamente significativa	Deininger e Squire (1998); Barro (2000).	

Quadro 1 – Síntese de estudos que trataram da relação entre crescimento econômico e desigualdade de renda, por resultado obtido e tipo de dado utilizado

Fonte: Elaboração do autor.

Nota: Como discutido anteriormente, Deininger e Squire (1998) e Barro (2000), sob algumas especificações, obtêm como resultado relações negativas.

A revisão desses principais trabalhos que trataram da relação entre desigualdade de renda e crescimento econômico deixa claro que pequenos detalhes metodológicos acabam tendo grande influência nos resultados. Mas o ponto mais importante a ser ressaltado é que, ao contrário daquilo que parte da literatura econômica sugere, os estudos que utilizam dados em painel nem sempre têm encontrado uma associação positiva entre as duas variáveis. A partir do exposto, portanto, é que este trabalho pretende contribuir ao desenvolver uma análise baseada em técnicas de painel aplicadas a dados regionais do Brasil e em modelagem empírica semelhante àquela dos estudos previamente realizados.

2.2 Gastos com assistência social no Brasil e desigualdade

Nas últimas duas décadas, as políticas sociais passaram a receber maior atenção no Brasil e se tornaram ferramentas imprescindíveis para a redução da pobreza e da desigualdade, passando a fazer parte da pauta de discussões das

políticas públicas. Dentre as principais políticas sociais adotadas destacam-se as de cunho assistencial, as quais englobam atualmente as transferências de renda com condicionalidades, a proteção social à pessoa portadora de deficiência e ao idoso, bem como as políticas de erradicação do trabalho infantil (CASTRO et al., 2008). A política de assistência social brasileira tem como principais pilares a Constituição Federal de 1988, cuja finalidade é direcionar as políticas públicas, e a Lei Orgânica de Assistência Social (Loas), promulgada em 1993, a qual estabelece os princípios, objetivos e diretrizes das ações competentes à assistência social.

Na década de 1990, algumas experiências municipais haviam demonstrado a necessidade de federalização dos programas existentes, uma vez que a grande maioria dos municípios não possuía capacidade financeira e operacional para gerir seu funcionamento. Entre os primeiros programas de transferência de renda em nível nacional está o Programa de Erradicação do Trabalho Infantil (Peti), criado em 1996. Consiste na transferência de renda para famílias com crianças entre sete e quinze anos que estejam trabalhando ou sob risco de trabalhar em atividades consideradas perigosas e prejudiciais à saúde. De acordo com o Ministério do Desenvolvimento Social e Combate à Fome – MDS (2010a), o Peti também prevê o repasse de recursos aos municípios participantes para que os mesmos ampliem as atividades curriculares, de forma a evitar que as crianças utilizem o período em que estiverem fora da escola para trabalhar. Como condicionalidade, as famílias beneficiadas não podem permitir que as crianças com menos de dezesseis anos trabalhem e as últimas devem ter presença escolar mínima de 75%.

Outra importante transferência de renda realizada pelo governo federal é o Benefício de Prestação Continuada (BPC), destinado aos idosos com 65 anos ou mais e às pessoas com deficiências não aptas a trabalhar e que possuem renda *per capita* familiar abaixo de um quarto do salário mínimo vigente. Para ser beneficiário do BPC não é necessário cumprir nenhuma condicionalidade, nem mesmo ter realizado contribuição prévia para o regime de seguridade social. Sua implementação se deu no ano de 1996 e o valor do benefício é igual a um salário mínimo. Trata-se de um dos principais benefícios concedidos pelo governo federal devido ao valor do benefício e ao número de beneficiários.

No ano de 2001 foram criados três novos programas: o Bolsa-Escola, o Bolsa-Alimentação e o Auxílio-Gás. O primeiro era administrado pelo Ministério da

Educação e tinha como objetivo principal incentivar a frequência escolar de crianças entre seis e quinze anos de idade pertencentes a famílias com renda *per capita* inferior a R\$90,00. O valor do benefício variava conforme o número de crianças na família, não ultrapassando o máximo de R\$45, e a condicionalidade referia-se à presença das crianças em pelo menos 85% das aulas. O Bolsa-Alimentação foi implementado pelo Ministério da Saúde e visava combater a mortalidade infantil em famílias com renda *per capita* mensal até meio salário mínimo. A contrapartida familiar era o comprometimento de atualização da carteira de vacinação para as crianças com idade entre zero e seis anos e, para as mães grávidas, a visita regular aos postos de saúde para o acompanhamento pré-natal e durante a amamentação. O último programa, o Auxílio-Gás, subsidiava a compra de gás de cozinha das famílias de baixa renda. Esse programa não exigia nenhuma compensação por parte da família beneficiária, bastando apenas estar registrada no Cadastro Único.

O Cartão-Alimentação do Fome Zero foi criado em 2003 e consistia em transferir R\$50,00 para as famílias com renda familiar *per capita* inferior a meio salário mínimo por um período de seis meses, podendo ser prorrogado por, no máximo, mais dezoito meses. Seu objetivo era minimizar os efeitos da insegurança alimentar e, conjuntamente com outras políticas, assegurar o fim dessa condição familiar.

Também em 2003, foi instituído um novo programa de transferência de renda, unificando alguns dos programas anteriormente citados. Trata-se do Programa Bolsa Família (PBF), cuja administração está sob responsabilidade do MDS e que consiste atualmente no principal programa social do governo federal. Os programas integrados foram o Bolsa-Escola e o Bolsa-Alimentação, que possuíam condicionalidades, além do Auxílio-Gás e Cartão-Alimentação do Fome Zero, esses sem exigências condicionais à família e que ainda estavam em funcionamento em 2004.

O PBF destina-se às famílias com renda *per capita* de até R\$140,00 e tem como condicionalidades: a frequência escolar mínima de 85% para as crianças em idade escolar; a atualização do cartão de vacinação para crianças entre zero e seis anos; e visitas regulares ao posto de saúde para o pré-natal e enquanto estiver amamentando para as mães. O programa inclui também atividades que visam ampliar o acesso das famílias a serviços públicos, tais como a obtenção de

documentos de registro civil e de identificação, e preferência na seleção para cursos de capacitação profissional e programas de geração de emprego e renda. Os benefícios variam de acordo com a renda familiar *per capita* e com a composição da família (número de crianças), podendo chegar ao valor máximo de R\$200,00 (MDS, 2010a).

O montante de recursos federais e o número de pessoas beneficiadas pelo PBF e pelo BPC os colocam na condição de maiores programas da proteção social não-contributiva no Brasil (MDS, 2010a; SÁTYRO e SOARES, 2009). Por esse motivo, o presente estudo considera os dois programas como sendo representativos da assistência social do país que foca a redução da desigualdade de renda. Em relação a essa escolha, deve-se ressaltar o problema da disponibilidade de dados a respeito dos programas anteriores ao PBF. O MDS possui um sistema eletrônico de divulgação de números de diversos programas, a Matriz de Informação Social, mas esses dados são limitados para alguns deles e indisponíveis para todos em relação a anos anteriores a 2004. Uma fonte alternativa seria a Execução Orçamentária dos Estados (1995-2009), disponibilizada pela Secretaria do Tesouro Nacional, do Ministério da Fazenda. Entretanto, essa base utiliza classificação das contas (despesas públicas por função) que não se adéqua aos objetivos deste estudo por: excluir programas como o próprio PBF do item assistência social; e incluir diversos outros programas ao associar assistência social e previdência social na mesma função para os anos anteriores a 2002².

A Figura 1 mostra que, no período de 1996 a 2009, houve grande elevação nos gastos do governo federal destinados à assistência social. Constatase, desde o início do período, crescimento contínuo em razão, sobretudo, da criação e implementação dos programas de transferência de renda em âmbito nacional citados anteriormente bem como da ampliação do número de beneficiários desses programas.

² Castro et al. (2008) conduzem ampla análise daquilo que definiu-se em metodologia do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea) como Gasto Social Federal (GSF). A fonte principal dos dados é a Secretaria de Orçamento Federal do Ministério do Planejamento (SOF/MP). Porém, apresentam-se no trabalho números agregados para o Brasil como um todo, os quais não puderam ser obtidos junto aos autores em níveis regionais. Ainda assim, ao se comparar o total nacional de gastos do BPC e do PBF, considerado no presente estudo, com o total de assistência social estimado pelos autores, observa-se clara semelhança nos níveis e na trajetória das duas séries. Soma-se a isso o coeficiente de correlação estimado que resultou em um valor igual a 0,94, confirmando tal similaridade.

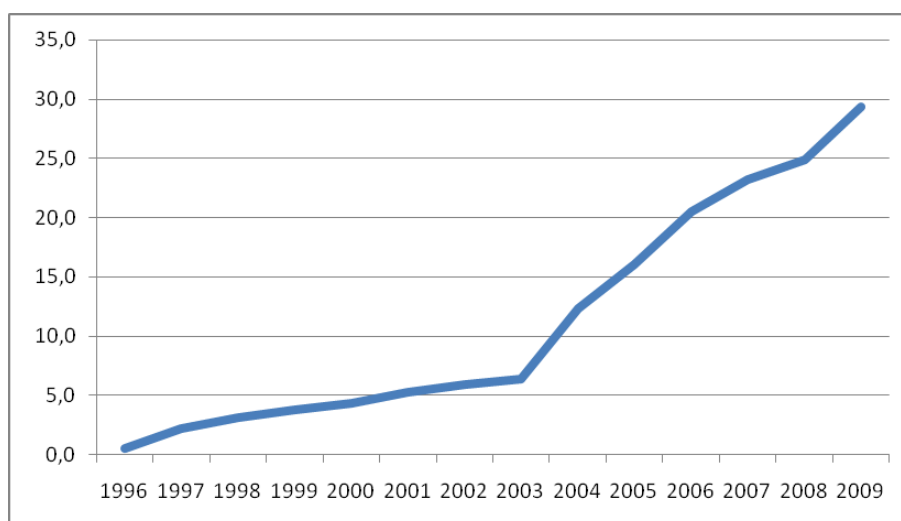


Figura 1 – Valor total dos recursos federais destinados ao Programa Bolsa Família e ao Benefício de Prestação Continuada (em R\$ bilhões), 1996 – 2009

Fonte: MPS (2010) e MDS (2010a).

Nota: Valores constantes a preços de 2009.

O valor total dos recursos transferidos atingiu R\$5,3 bilhões em 2001, frente aos R\$528 milhões gastos no primeiro ano do período analisado. Crescimento mais intenso é observado após o ano de 2003, o qual coincide com a criação do PBF que resultou não apenas na integração de outros programas, mas também em significativa ampliação da base de famílias atendidas. Entre aquele ano e 2009, o total das transferências se elevou em 361%, alcançando os R\$29,3 bilhões.

Os repasses do PBF somaram, em 2004, R\$4,9 bilhões e mais que duplicaram até 2009, quando atingiram R\$12,5 bilhões. Em termos regionais, pode-se observar que houve uma elevação significativa nos valores totais do PBF para os estados brasileiros, sendo que para praticamente todos eles os valores recebidos pelo menos dobraram. Os principais estados recebedores, em 2009, foram Bahia, Pernambuco, São Paulo, Minas Gerais, Ceará e Maranhão. Quatro desses seis estados pertencem à Região Nordeste, a qual concentrou 53% do recebimento das transferências, seguida pelo sudeste, com aproximadamente 23%. A região menos beneficiada foi o Centro-oeste, auferindo apenas 5% do total (Tabela 1).

Tabela 1 – Valor total das transferências de renda pelo Programa Bolsa Família, segundo as unidades da federação (em R\$ milhões), 2004 – 2009

Unidade da federação	2004	2005	2006	2007	2008	2009	Variação 2004-2009 (%)
Acre	25,0	31,9	45,9	53,7	61,6	70,5	181,4
Alagoas	176,6	227,5	282,9	327,5	358,0	418,1	136,7
Amapá	10,3	11,1	17,7	33,5	44,5	52,6	409,5
Amazonas	86,6	125,4	182,4	218,4	247,3	297,8	243,8
Bahia	683,2	909,4	1.197,4	1.363,7	1.448,6	1.663,2	143,5
Ceará	512,3	628,7	774,5	848,7	907,8	1.008,1	96,8
Distrito Federal	18,4	29,3	55,3	67,4	66,5	74,4	305,3
Espírito Santo	68,1	119,0	145,1	159,5	164,4	180,3	164,8
Goiás	74,7	129,0	177,4	211,1	226,0	271,6	263,6
Maranhão	348,8	452,2	642,8	752,4	816,5	943,8	170,6
Mato Grosso	43,9	83,1	103,8	113,1	116,5	145,2	230,8
Mato Grosso do Sul	31,2	48,6	82,2	94,6	99,4	116,7	273,9
Minas Gerais	492,4	749,2	894,9	938,1	954,1	1.046,4	112,5
Pará	208,1	296,4	440,5	546,8	602,5	714,2	243,2
Paraíba	231,2	290,7	357,5	401,7	428,2	477,1	106,3
Paraná	175,7	292,6	344,3	349,7	338,7	404,9	130,4
Pernambuco	389,9	535,5	713,2	843,0	920,9	1.062,9	172,6
Piauí	201,3	244,0	316,6	362,6	384,9	433,0	115,1
Rio de Janeiro	105,1	218,5	322,0	408,7	478,4	617,3	487,1
Rio Grande do Norte	156,1	197,3	246,3	275,8	293,6	330,8	112,0
Rio Grande do Sul	188,7	283,3	346,1	362,5	364,2	425,4	125,4
Rondônia	32,1	54,9	76,4	91,2	97,0	117,5	265,9
Roraima	10,7	15,6	26,2	32,6	37,8	48,1	348,4
Santa Catarina	68,4	98,0	110,4	113,3	111,4	130,4	90,6
São Paulo	392,1	632,2	801,0	898,1	927,2	1.055,8	169,2
Sergipe	88,0	125,8	166,0	185,9	195,5	228,1	159,3
Tocantins	43,8	59,6	84,1	97,7	105,2	120,5	175,4

Fonte: MDS (2010a).

Nota: Valores constantes a preços de 2009.

A gradativa expansão do programa, com a inserção de novos beneficiários, além da elevação do valor do benefício, foi o que propiciou tal resultado. O aumento do número de beneficiários pode ser constatado por meio da Tabela 2, em que novamente Bahia, São Paulo, Minas Gerais, Pernambuco, Ceará e Maranhão são os estados mais representativos. Apesar de ter havido forte elevação do número de famílias no programa, considerando o período de 2004 a 2009, observa-se redução

em vários estados no ano de 2008. Naquele ano houve uma reavaliação das famílias elegíveis ao PBF, uma vez que vários beneficiários não estavam em situação adequada para o recebimento da transferência por possuírem renda superior ao mínimo exigido e, principalmente, por não terem realizado a atualização cadastral. A atualização cadastral, cujo objetivo é confirmar ou alterar as informações gerais, foi introduzida pelo Decreto nº 6.392, de 12 de março de 2008, e deve ser realizada a cada dois anos (MDS, 2010b).

Tabela 2 – Número de famílias beneficiárias do Programa Bolsa Família, segundo as unidades da federação (em milhares), 2004 – 2009

Unidade da federação	2004	2005	2006	2007	2008	2009	Varição 2004-2009 (%)
Acre	28,9	38,9	53,4	57,4	55,0	62,6	117,0
Alagoas	214,7	253,7	339,9	351,4	347,6	395,5	84,2
Amapá	10,3	11,4	26,2	38,5	39,2	44,7	335,6
Amazonas	104,1	147,3	204,1	216,5	222,5	263,1	152,6
Bahia	839,0	1.067,3	1.391,2	1.411,7	1.372,8	1.581,6	88,5
Ceará	572,7	742,5	882,2	891,4	870,2	947,7	65,5
Distrito Federal	41,9	54,2	85,7	78,3	76,4	76,3	82,0
Espírito Santo	120,9	160,8	191,4	187,9	171,4	190,4	57,5
Goiás	135,8	186,9	259,5	260,4	245,3	305,9	125,4
Maranhão	380,7	532,1	706,9	737,5	729,6	846,3	122,3
Mato Grosso	82,1	118,7	136,5	132,8	121,7	166,5	102,7
Mato Grosso do Sul	32,6	85,1	114,9	112,2	102,4	127,8	292,1
Minas Gerais	756,3	998,0	1.128,3	1.080,8	992,7	1.117,9	47,8
Pará	259,6	337,7	506,4	532,8	529,0	635,2	144,6
Paraíba	273,1	337,0	406,9	416,9	410,7	444,7	62,8
Paraná	308,8	447,2	452,2	410,9	367,2	482,3	56,2
Pernambuco	519,0	633,5	860,5	905,9	881,6	1.036,0	99,6
Piauí	217,9	284,3	366,9	368,6	360,6	413,9	89,9
Rio de Janeiro	196,3	302,7	441,7	494,1	498,4	658,7	235,5
Rio Grande do Norte	190,1	240,8	298,6	302,7	292,5	321,7	69,2
Rio Grande do Sul	290,7	398,1	436,2	410,5	367,6	463,0	59,3
Rondônia	54,9	68,3	95,0	97,3	92,9	116,2	111,5
Roraima	14,5	17,6	31,9	32,3	33,6	41,2	183,7
Santa Catarina	101,2	141,7	139,1	134,7	118,6	150,7	48,8
São Paulo	657,1	863,8	1.114,3	1.085,2	974,8	1.138,1	73,2
Sergipe	113,1	154,3	189,3	187,5	179,9	220,2	94,6
Tocantins	55,3	76,4	106,5	106,9	103,6	122,6	121,7
BRASIL	6.571,8	8.700,4	10.965,8	11.043,1	10.558,0	12.370,9	88,2

Fonte: MDS (2010a).

Em 2009, todos esses principais estados, exceto Ceará e Maranhão, já haviam ultrapassado a marca de um milhão de famílias atendidas pelo PBF. Em todo o país, a meta inicial do governo consistia em ter 11 milhões de famílias atendidas pelo programa, a qual foi atingida em 2006 (SÁTYRO e SOARES, 2009; MDS, 2010a). Como resultado dos aumentos crescentes dessa cobertura nos anos

seguintes, chegou-se a 12,4 milhões de famílias recebendo o benefício no ano de 2009.

O BPC, apesar de se tratar de um programa bem anterior ao PBF, experimentou crescimento mais intenso apenas a partir de 2004, de forma que o valor total dos benefícios emitidos aumentou em mais que duas vezes até 2009. Um fator determinante para isso foram os reajustes no valor do salário mínimo estabelecido pelo governo federal, o qual tem crescido acima da inflação e da renda média. Conforme a Tabela 3, as unidades da federação que concentraram os dispêndios do programa, em 2009, foram São Paulo, Minas Gerais, Bahia, Pernambuco e Rio de Janeiro, respectivamente. Desde o início, em 1996, a região mais beneficiada era o Nordeste (49% do total), seguido pelo Sudeste (24,8%) e demais regiões (aproximadamente 10% cada). No entanto, ao longo do período, o total de benefícios no Sudeste vem apresentando crescentes elevações, de modo que a região respondeu por 34,6% do total em 2009, frente aos 35,6% do Nordeste e os mesmos 10% das outras regiões (MPS, 2010).

Tabela 3 – Valor total dos benefícios emitidos pelo Benefício de Prestação Continuada, segundo as unidades da federação (em R\$ milhões), 1996 – 2009

Unidade da federação	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009
Acre	4,8	17,2	19,7	19,0	19,9	24,3	28,1	31,0	36,2	44,3	56,3	64,1	70,3	86,1
Alagoas	10,4	53,3	65,5	71,8	83,3	103,8	117,0	124,9	147,0	187,4	255,8	317,3	365,3	456,9
Amapá	0,9	6,3	11,8	15,5	18,4	22,7	25,4	28,3	34,2	43,5	58,8	68,0	73,6	89,9
Amazonas	7,4	27,1	44,0	66,2	85,6	106,0	127,3	143,2	169,7	205,3	255,3	284,7	299,6	357,2
Bahia	67,9	292,1	401,9	478,0	531,0	622,7	666,9	690,4	786,9	928,2	1157,4	1286,5	1363,5	1618,7
Ceará	39,9	195,9	250,3	265,7	278,3	318,8	340,7	357,4	405,6	476,4	589,2	657,9	701,5	846,2
Distrito Federal	4,6	21,9	37,0	48,7	59,8	81,2	92,9	102,6	128,0	162,4	213,5	238,8	255,3	306,2
Espírito Santo	12,3	40,4	56,4	65,1	72,8	90,7	100,0	102,7	112,6	135,0	168,5	189,6	204,9	242,3
Goiás	19,0	76,7	105,2	121,9	138,4	167,7	183,5	195,9	231,8	283,0	362,1	412,7	438,4	519,2
Maranhão	23,3	100,8	126,0	147,8	174,9	221,9	258,8	284,8	333,7	414,1	540,2	615,8	661,2	796,3
Mato Grosso	14,9	54,3	77,7	88,9	103,3	129,1	146,9	158,1	188,0	229,4	287,5	318,8	331,4	382,7
Mato Grosso do Sul	8,3	25,8	43,0	57,7	69,1	86,6	99,5	109,7	140,3	177,4	228,9	258,1	274,3	327,3
Minas Gerais	67,7	300,5	427,7	507,5	561,6	657,5	720,4	751,1	845,3	996,9	1225,5	1352,6	1415,8	1653,1
Pará	21,6	95,0	142,0	174,9	200,8	241,6	267,9	286,1	330,1	406,4	522,8	599,2	639,8	769,1
Paraíba	22,2	87,6	102,9	112,2	126,7	152,8	167,6	176,3	197,7	229,2	280,6	313,9	329,8	387,9
Paraná	21,4	72,8	116,1	155,3	184,6	234,6	269,2	298,4	356,5	441,2	561,4	640,9	690,8	822,6
Pernambuco	48,3	195,5	282,0	347,2	384,9	451,3	487,3	503,3	566,0	671,5	838,1	936,2	993,9	1181,5
Piauí	16,3	64,4	69,9	77,6	85,2	99,3	105,3	107,8	116,3	136,6	169,1	189,9	207,2	256,7
Rio de Janeiro	13,5	53,8	86,9	128,1	172,2	235,4	282,7	317,7	390,9	504,9	669,0	787,6	895,3	1132,2
Rio Grande do Norte	21,8	69,5	85,5	85,5	86,7	99,1	106,1	111,5	125,6	152,0	193,9	218,4	227,5	268,2
Rio Grande do Sul	21,1	70,2	105,2	128,2	151,0	189,8	219,0	245,4	301,2	372,4	479,4	550,2	602,3	731,8
Rondônia	6,2	16,3	23,3	29,2	34,7	42,9	50,0	56,0	68,9	86,8	115,4	135,6	147,0	175,1
Roraima	0,4	2,1	3,4	4,7	5,9	7,7	9,0	10,1	12,3	16,4	23,2	28,8	32,7	39,7
Santa Catarina	5,2	17,3	25,9	31,1	37,3	47,6	60,1	72,9	93,2	118,0	157,6	186,7	205,3	249,7
São Paulo	37,3	173,1	319,1	456,9	563,5	725,1	853,2	963,2	1183,2	1492,7	1905,6	2141,3	2305,6	2802,5
Sergipe	8,4	41,8	49,0	51,2	55,5	65,7	72,4	76,9	86,6	104,1	132,0	150,4	163,3	196,9
Tocantins	3,1	14,2	22,8	28,7	34,1	42,7	49,2	55,1	69,3	90,5	116,3	131,4	137,5	163,4

Fonte: MPS (2010).

Nota: Valores constantes a preços de 2009.

Em todas as unidades da federação houve elevação gradativa do valor total dos benefícios, resultado do aumento no número de beneficiários demonstrado pela Tabela 4. Uma vez que o valor pago (um salário mínimo) é o mesmo para todos os beneficiários, a participação relativa dos estados em termos de número de benefícios

é exatamente a mesma do valor total discutido anteriormente. Contudo, ressalta-se o grande aumento no número de beneficiários no país, que se elevou de 346,2 mil no primeiro ano do programa para cerca de 3,2 milhões de pessoas atendidas em 2009.

Tabela 4 – Número de benefícios emitidos pelo Benefício de Prestação Continuada, segundo as unidades da federação (em milhares), 1996 – 2009

Unidade da federação	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009
Acre	3,0	4,6	4,6	4,8	5,5	6,3	7,4	8,4	10,0	11,1	12,1	13,3	14,9	16,3
Alagoas	7,3	16,3	16,3	19,5	23,5	26,4	30,7	33,4	41,0	48,4	57,0	67,8	77,8	87,0
Amapá	0,8	2,1	3,5	4,3	5,2	5,7	6,7	7,6	9,6	11,1	13,0	13,9	15,4	16,9
Amazonas	4,3	8,3	13,3	19,9	24,1	28,2	34,3	38,7	46,5	50,9	54,3	57,8	62,2	67,1
Bahia	43,9	85,4	109,8	129,0	147,0	155,1	172,2	182,8	213,4	229,8	246,3	262,0	283,9	303,3
Ceará	29,6	55,8	64,4	69,6	75,5	79,6	88,2	95,0	109,8	117,7	125,2	134,3	146,7	159,9
Distrito Federal	3,0	6,8	10,5	13,7	18,4	20,6	25,0	27,8	36,1	41,4	45,8	48,6	53,6	57,3
Espírito Santo	7,2	11,7	15,3	17,3	20,6	23,1	26,2	26,3	30,8	33,6	35,8	39,3	42,6	45,2
Goiás	12,6	23,0	27,9	33,0	38,7	42,7	48,3	52,1	64,0	71,1	77,9	84,4	91,1	96,7
Maranhão	16,3	27,9	33,1	41,2	49,5	58,1	69,0	77,3	92,1	105,5	116,4	125,9	138,3	149,5
Mato Grosso	9,5	15,4	20,7	24,2	29,5	33,3	38,8	42,3	51,8	57,6	61,2	64,4	68,0	70,5
Mato Grosso do Sul	4,6	7,8	12,7	16,1	19,7	22,3	26,5	29,8	39,7	44,9	49,0	52,7	57,0	61,3
Minas Gerais	44,9	89,2	115,7	136,8	153,7	165,5	188,1	197,2	229,0	246,1	259,3	274,2	291,8	307,6
Pará	15,1	28,6	39,0	48,0	55,9	61,5	70,4	76,4	91,1	101,9	112,8	123,4	132,5	144,9
Paraíba	14,5	24,3	26,0	30,8	35,5	38,5	43,9	47,0	53,3	56,2	59,8	64,0	68,2	72,8
Paraná	12,7	22,4	33,8	43,2	52,6	60,6	73,0	79,8	99,3	110,1	121,0	132,0	144,1	153,9
Pernambuco	31,8	58,3	78,2	95,2	105,5	113,2	126,0	133,2	153,6	167,0	177,9	191,9	207,0	221,1
Piauí	10,8	17,7	18,0	20,9	23,3	25,0	27,0	28,2	31,2	33,8	35,8	39,1	43,9	48,8
Rio de Janeiro	8,4	16,1	26,0	37,6	51,1	61,6	76,9	85,6	112,0	128,2	145,7	165,4	192,8	215,3
Rio Grande do Norte	12,5	19,4	21,4	21,8	23,4	24,8	27,7	29,4	34,5	38,2	41,6	44,3	47,0	50,6
Rio Grande do Sul	12,3	21,2	28,8	35,3	43,0	48,3	58,6	67,1	83,8	93,6	103,7	113,8	127,1	138,2
Rondônia	3,5	4,8	6,5	8,1	9,8	11,0	13,5	15,2	19,4	22,1	25,2	28,1	30,7	32,7
Roraima	0,4	0,7	1,0	1,3	1,7	2,0	2,5	2,7	3,5	4,3	5,1	6,1	6,9	7,6
Santa Catarina	3,0	5,3	7,0	8,7	10,7	12,2	16,7	20,5	26,2	30,0	34,7	38,8	43,3	46,9
São Paulo	25,4	56,5	96,2	130,8	161,7	186,3	230,8	261,6	335,7	374,0	407,5	437,7	485,0	527,5
Sergipe	6,7	12,1	12,0	13,6	15,4	16,5	19,1	20,5	23,8	25,8	28,3	31,1	34,2	37,3
Tocantins	2,2	4,3	6,5	7,9	9,7	10,9	13,2	15,1	19,9	22,8	25,0	26,7	28,5	30,4
BRASIL	346,2	645,9	848,3	1.032,6	1.209,9	1.339,1	1.560,9	1.701,2	2.061,0	2.277,4	2.477,5	2.680,8	2.934,5	3.166,8

Fonte: MPS (2010).

Os programas de transferência de renda, tais como o PBF e o BPC, possuem papel fundamental para explicar a redução da desigualdade de renda nos últimos anos. Diversos estudos têm demonstrado essa condição no Brasil, destacando-se entre eles: Barros et al. (2001); Soares et al. (2006); Barros et al. (2007, 2010); Soares et al. (2007); e Sátyro e Soares (2009). Como exemplo, pode-se citar também Hoffmann (2006) que, utilizando-se de técnicas econométricas, estimou que os programas de transferência de renda contribuíram com 28% da redução da desigualdade medida pelo índice de Gini, no período de 1998 a 2004, e com 31% entre os anos de 2002 e 2004. Esse último percentual se acentua ainda mais quando se considera apenas a Região Nordeste, onde o impacto das transferências de renda sobre a desigualdade foi de 87% para o período de 2002 a 2004.

A redução do índice de Gini da distribuição de renda no Brasil fica evidente na Figura 2, em que são apresentados os valores para os anos de 1996 a 2009. Ao longo desses anos, verifica-se redução de 9,6% no índice, sendo que esse processo de queda ocorreu praticamente apenas a partir de 2001.

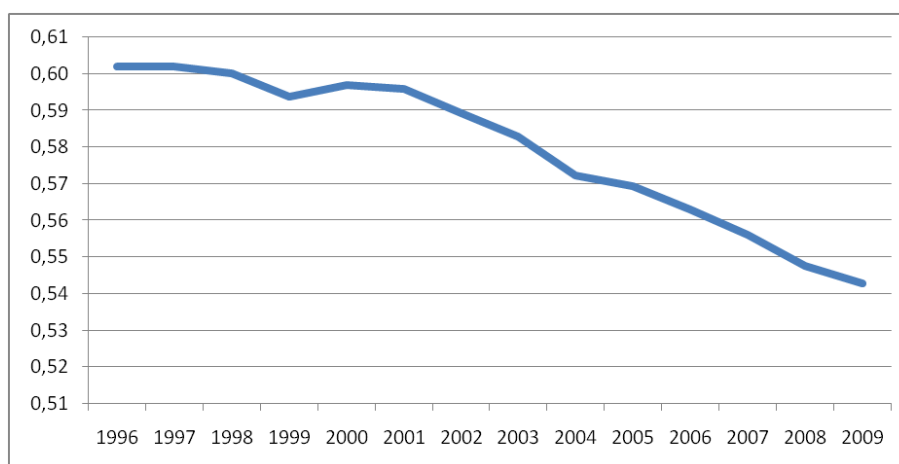


Figura 2 – Evolução do índice de Gini da distribuição da renda no Brasil, 1996 – 2009

Fonte: Ipeadata (2010).

Esse período coincide com a elevação da participação da renda não derivada do trabalho no orçamento, resultante do aumento no montante das transferências de renda efetuadas pelos governos aos indivíduos de baixa renda (BARROS et al., 2007). Os estados brasileiros com maior redução de desigualdade, segundo o

Ipeadata (2010), foram Tocantins (18,0%), Paraná (13,9%) e Ceará (13,4%). Mas a despeito da melhora no índice na maior parte dos estados e, conseqüentemente, em nível nacional, alguns deles não apresentaram alterações no nível de desigualdade ou mesmo apresentam índices superiores aos de 1996. O índice de Gini do Estado do Amapá permaneceu estável em 0,52, enquanto houve aumentos no Distrito Federal (de 0,59 para 0,62) e em Roraima (de 0,45 para 0,52). Entre as regiões geográficas, aquelas que se mostraram mais desiguais, em 2009, foram o Centro-Oeste (0,56) e o Nordeste (0,56), seguidas pelo Norte (0,52), Sudeste (0,51) e Sul (0,49).

Em termos gerais, observa-se que, paralelamente à preponderante atenção aos instrumentos de política econômica que visam ao crescimento e à estabilização de preços, o governo brasileiro tem demonstrado certo esforço no combate às distorções na distribuição de renda. A ampliação da parcela da população atendida por programas de transferência condicionada de renda é evidente, assim como a conseqüente redução da desigualdade. Por fim, considerando-se que, desde 1996, a renda agregada brasileira segue uma tendência ascendente, pode-se, portanto, pensar na possibilidade de ocorrência de efeitos positivos de uma menor desigualdade sobre o crescimento.

3. REFERENCIAL TEÓRICO

Os vários estudos que tratam da relação entre desigualdade e crescimento se baseiam em modelos que, apesar de guardarem semelhanças na sua forma final, apresentam certas diferenças no embasamento de sua formulação. Alguns deles desenvolveram modelos teóricos, que são os casos de Persson e Tabellini (1994), Alesina e Rodrik (1994) e Dias e Dias (2007), enquanto os demais diferem apenas pela especificação das regressões.

Uma abordagem amplamente utilizada em avaliações empíricas dos determinantes do crescimento econômico é a do modelo de Solow (1956) na sua versão aumentada, formulada por Mankiw et al. (1992). Esse último, além de tratar dos efeitos da renda, do investimento em capital físico e da taxa de crescimento da população economicamente ativa tal como no original, também inclui o nível de capital humano como fator explicativo do produto. O modelo de Solow aumentado, por sua vez, permite que sejam adicionadas outras variáveis que possam ter papel determinante na explicação do crescimento. Ressalta-se que outro importante modelo de crescimento, de Barro (1991), também tem servido da mesma maneira como base para novas derivações. De forma geral, tem-se que um número substancial de variáveis pode ter forte relação com crescimento e, portanto, essas poderiam ser incluídas na regressão de crescimento, tal como atestado por Sala-i-Martin (1997).

3.1 Modelo de Solow aumentado

O modelo formulado por Mankiw et al. (1992) consiste em uma ampliação do modelo de Solow original, a partir da inclusão do capital humano como variável explanatória adicional. Os autores verificaram que os efeitos demasiadamente elevados das taxas de poupança e de crescimento da população sobre o crescimento econômico são potencialmente explicados pela não inclusão da acumulação de capital humano no modelo de Solow. Esse modelo, que foi testado para uma amostra de países, pressupõe a existência de diferenças nos níveis de instrução e qualificação da mão-de-obra das várias economias.

A estrutura desse modelo parte de uma função de produção do tipo Cobb-Douglas, em que o produto da economia no período t é obtido a partir da seguinte combinação:

$$Y(t) = K(t)^\alpha H(t)^\beta (A(t)L(t))^{1-\alpha-\beta} \quad (1)$$

onde: Y é o produto; K é o capital físico; H refere-se ao estoque de capital humano; L representa o trabalho e; A é o nível de tecnologia. As taxas de poupança e de crescimento populacional, e o progresso tecnológico são exógenos. Os dois insumos existentes são capital e trabalho, os quais são remunerados pelos seus respectivos produtos marginais. Admite-se que trabalho e progresso tecnológico têm crescimento exógeno e exponencial a taxas n e g :

$$L(t) = L(0)e^{nt} \quad (2)$$

$$A(t) = A(0)e^{gt} \quad (3)$$

assim, o número de unidades efetivas de trabalhos (AL) cresce à taxa $n + g$.

Denotando como s_k a fração da renda investida em capital físico e s_h como a parcela investida em capital humano, a evolução da economia no tempo é determinada pelas seguintes equações de acumulação de capital físico e capital humano:

$$\dot{k}(t) = s_k y(t) - (n + g + \delta)k(t) \quad (4)$$

e

$$\dot{h}(t) = s_h y(t) - (n + g + \delta)h(t) \quad (5)$$

onde, medidos em quantidade por unidade efetiva de trabalho, y é o nível de produto ($y = Y/AL$), k é o estoque de capital físico ($k = K/AL$) e h é o estoque de capital humano ($h = H/AL$). Pressupõe-se que a mesma função de produção pode ser aplicada a capital humano, capital físico e consumo. Deste modo, a acumulação de capital humano da economia se dá pela mesma forma na qual se acumula capital físico, ou seja, abdicando-se do consumo. Uma unidade de consumo pode ser transformada sem custos em uma unidade de capital físico ou de capital humano. Além disso, assume-se que o capital humano tem a mesma taxa de depreciação do capital físico e, também, existem retornos decrescentes para ambos capitais ($\alpha + \beta < 1$).

As equações (4) e (5) implicam que a economia converge para um estado estacionário definido por:

$$k^* = \left(\frac{s_k^{1-\beta} s_h^\beta}{n+g+\delta} \right)^{1/(1-\alpha-\beta)} \quad (6)$$

e

$$h^* = \left(\frac{s_k^\alpha s_h^{1-\alpha}}{n+g+\delta} \right)^{1/(1-\alpha-\beta)} \quad (7)$$

A substituição das equações (6) e (7) na função de produção e a aplicação de logaritmos resultam na seguinte equação de renda *per capita*, similar à do modelo de Solow original:

$$\ln \left[\frac{Y(t)}{L(t)} \right] = \ln A(0) + gt - \frac{\alpha+\beta}{1-\alpha-\beta} \ln(n+g+\delta) + \frac{\alpha}{1-\alpha-\beta} \ln(s_k) + \frac{\beta}{1-\alpha-\beta} \ln(s_h) \quad (8)$$

Observa-se, a partir da relação acima, a maneira pela qual a renda *per capita* depende do crescimento da população (n) e da acumulação de capital físico (s_k) e capital humano (s_h). Também como no modelo de Solow, os coeficientes da equação (8) são funções das frações da renda investidas nos fatores. Neste modelo, enquanto uma maior acumulação de capital (físico e humano) eleva a renda *per capita*, um

maior crescimento populacional a reduz, pois as quantidades de capital devem ser distribuídas mais restritamente dentre essa maior população.

O papel do capital humano como determinante da renda pode ser apresentado, ainda, de uma maneira alternativa (MANKIW et al., 1992). A partir da combinação da última equação com aquela que representa o nível de capital humano no estado estacionário (equação 7), obtém-se uma expressão da renda como função da taxa de investimento em capital físico, da taxa de crescimento populacional e do nível de capital humano (h^*):

$$\ln \left[\frac{Y(t)}{L(t)} \right] = \ln A(0) + gt + \frac{\alpha}{1-\alpha} \ln(s_k) - \frac{\alpha}{1-\alpha} \ln(n + g + \delta) + \frac{\beta}{1-\alpha} \ln(h^*) \quad (9)$$

Pelo fato do nível de capital humano ser influenciado pelas taxas de poupança e de crescimento populacional, dever-se-ia esperar que o mesmo mantivesse uma relação negativa com o último e positiva com o anterior. Portanto, segundo Mankiw et al. (1992), a omissão do termo de capital humano implicaria coeficientes viesados para poupança e crescimento populacional.

O modelo de Solow com capital humano desenvolvido nesta seção pode ser estimado por duas maneiras distintas. Uma delas refere-se à sua forma reduzida da equação 8, em que o capital humano aparece como a taxa de acumulação $\ln(s_h)$. A outra maneira é estimar a equação 9, a qual traz no seu lado direito o nível de capital humano $\ln(h^*)$.

Mankiw et al. (1992) tratam também da relação entre o nível de renda inicial e o crescimento, a partir da hipótese de convergência de renda entre os países por eles estudados. Em caso de convergência, o sinal desse parâmetro seria negativo, de modo que países com maior nível de renda tenderiam a apresentar menor crescimento. O mesmo modelo também trata de maneira clara e objetiva da influência do crescimento populacional e do investimento. Enquanto o primeiro desacelera o crescimento, pelo fato de gerar restrição de capitais entre a população, o segundo significa mais capital por trabalhador, criando as condições para a elevação da produção e, conseqüentemente, do crescimento econômico.

Diversos outros autores também destacaram a importância do capital humano para o crescimento da renda, em face da maior eficiência no uso do capital físico. Evidências indicam que países com força de trabalho altamente qualificada

obtiveram rápido crescimento econômico no pós-guerra, sendo essa uma externalidade da acumulação de capital humano (AZARIADIS e DRAZEN, 1990). Os resultados de Romer (1989) indicam que o nível de educação ajuda a explicar investimentos subsequentes, os quais resultam em maior crescimento. Outros trabalhos anteriores, como os de Krueger (1968) e de Easterlin (1981), também trataram da contribuição do capital humano para o desenvolvimento.

4. METODOLOGIA

A presente seção, inicialmente, descreve o modelo empírico utilizado, o qual teve como base o modelo de Solow aumentado não apenas pelo capital humano, mas também pela desigualdade e pelas políticas sociais. Posteriormente, são apresentados os procedimentos econométricos, que incluem o método de estimação de dados em painel e os testes estatísticos necessários à obtenção dos resultados. Por último, detalham-se os dados empregados assim como suas respectivas fontes.

4.1 Modelo empírico

4.1.1 Modelo de Solow aumentado com desigualdade e políticas sociais

A literatura econômica diverge quanto aos efeitos da desigualdade sobre o crescimento. Na linha dos argumentos teóricos pioneiros que consideram a desigualdade como sendo favorável ao crescimento estão Lewis (1954), Kaldor (1956, 1957) e Stiglitz (1969). Esses se baseiam na pressuposição de que os ricos possuem maior propensão a poupar do que os pobres e, dessa maneira, uma distribuição mais desigual elevaria a taxa de poupança agregada e, por conseguinte, as taxas de investimento e de crescimento. Por outro lado, há aqueles que, mais recentemente, formularam modelos e encontraram evidências de contribuição negativa para o crescimento. Segundo Alesina e Rodrik (1994), sociedades com elevados níveis de desigualdade tenderiam a exigir políticas de redistribuição que, por sua vez, implicariam taxaço sobre os investimentos. As taxas de investimento poderiam ser afetadas também pelo descontentamento social que aumentaria a

instabilidade política e social, resultando em menores patamares de crescimento (PEROTTI, 1996; ALESINA e PEROTTI, 1996). Aghion et al. (1999) sintetizam as razões pelas quais a desigualdade teria efeito negativo sobre o crescimento econômico em: redução das oportunidades de investimento; piora dos incentivos à tomada de empréstimos; e geração de volatilidade macroeconômica.

As políticas sociais, por sua vez, podem também exercer efeitos sobre o crescimento. Essas políticas seriam prejudiciais quando os sistemas de benefícios desencorajassem as pessoas a trabalhar ou a poupar. Além disso, o financiamento da proteção social exigiria impostos que poderiam reduzir o retorno à inovação (MIRRLLEES, 1971). Entretanto, Arjona et. al (2002) enfatizam a importância da melhoria de bem estar decorrente da seguridade social. Tal sistema permitiria às pessoas ter um seguro contra riscos que o setor privado não cobriria (doença, desemprego, etc.). Esse seguro estimularia os indivíduos a assumir mais riscos no seu comportamento econômico, pois estariam até certo ponto segurados contra falhas. A proteção social seria benéfica também: ao tornar uma sociedade mais coesa, capaz de tomar difíceis decisões políticas e econômicas que promovam ajuste estrutural; ao prevenir que grupos ou classes sociais sejam excluídos do mercado, o que geraria perda de produto potencial; e ao afastar crianças da pobreza, favorecendo o seu desenvolvimento social e intelectual. Ademais, têm sido cada vez mais comuns as referências à proteção social como sendo “investimento social” ou “fator produtivo”.

O modelo utilizado, com base no modelo de Solow aumentado, mostra-se muito semelhante àqueles que estimaram os efeitos da desigualdade sobre o crescimento. As variáveis frequentemente analisadas incluem nível de renda, desigualdade e educação, sendo esse o caso dos modelos de Alesina e Rodrik (1994), Persson e Tabellini (1994), Alesina e Perotti (1996), Perotti (1996), Partridge (1997), Li e Zou (1998), Forbes (2000) e Panizza (2002).

Portanto, estima-se neste trabalho um modelo cuja especificação trata do crescimento econômico como função do nível de renda, da desigualdade, do crescimento populacional, do investimento, do capital humano, das políticas sociais e de variáveis *dummy* para as regiões brasileiras e para os diferentes períodos de governo. A escolha dessas variáveis se pauta pelos modelos usados na maior parte dos trabalhos empíricos sobre desigualdade e crescimento. A maior diferença está

exatamente na inclusão das políticas sociais, além das *dummies* para períodos de governo no Brasil.

A especificação do modelo estimado é dada por:

$$Crescpib_{it} = \beta_0 + \beta_1 renda_{it} + \beta_2 desigualdade_{it} + \beta_3 cpop_{it} + \beta_4 invest_{it} + \beta_5 escolar_{it} + \beta_6 gsociais_{it} + \beta_7 reg_{it} + \beta_8 gov_{it} + u_{it} \quad (10)$$

em que: *i* representa cada unidade da federação e *t* refere-se ao período de tempo (anos).

A variável dependente (*crescpib*) é a taxa de crescimento anual da renda *per capita*.

Entre as variáveis independentes, o nível de renda é medido pela renda *per capita*. Como medidas de desigualdade são empregadas, individualmente, duas variáveis além do tradicional coeficiente de Gini (*gini*), que são a participação dos 40% mais pobres na renda (*ppobres*) e a participação dos 10% mais ricos na renda (*pricos*). Dessa forma, segundo Dias e Dias (2007), evita-se eventuais problemas com o fato de o índice de Gini não enfatizar alterações nos limites inferiores e superiores da distribuição de renda. A medida de crescimento populacional (*cpop*) se refere à taxa de crescimento do total de habitantes. Os investimentos (*invest*) são medidos pelo consumo de energia elétrica da indústria, seguindo Amorim et al. (2008) e Cangussu et al. (2010), entre outros autores, uma vez que não há disponibilidade de dados sobre a formação bruta de capital fixo dos estados brasileiros. O capital humano é representado por uma *proxy* referente ao nível de escolaridade médio da população (*escolar*). As políticas sociais (*gsociais*) compreendem o total de gastos públicos com assistência social. A variável *reg* consiste em variáveis binárias referentes às cinco regiões do Brasil, a saber: Sudeste (utilizada como controle), Sul, Centro-Oeste, Norte e Nordeste.

Por fim, a variável binária *gov* refere-se aos três distintos períodos de governo: o primeiro governo de Fernando Henrique Cardoso (FHC), que abrange o período de 1996³ a 1998 e servirá como base de comparação; o segundo governo

³ Fernando Henrique Cardoso assumiu a presidência do Brasil em 1995, mas como nossa série de dados se inicia apenas em 1996, a análise não compreende o primeiro ano de seu governo.

FHC, que compreende os anos de 1999 a 2002; e o primeiro governo Lula abrangendo os anos de 2003 a 2006.

4.2 Modelo econométrico de dados em painel

A estimação do modelo empírico apresentado na seção anterior baseia-se em técnicas de dados em painel. Esse método consiste em uma combinação de dados de corte transversal e de série temporal, de forma que se pode analisar um conjunto longitudinal de indivíduos ao longo de um período de tempo. Sua utilização neste estudo está relacionada às vantagens proporcionadas por este método de estimação com relação às análises por meio de séries temporais ou corte transversal individualmente. Tal método providencia maior quantidade de informação, maior variabilidade dos dados e menor colinearidade entre as variáveis explicativas, assim como proporciona mais graus de liberdade e estimativas mais eficientes (GREENE, 2003; GUJARATI, 2003; VERBEEK, 2004). Além disso, ao considerar os efeitos específicos não-observados (heterogeneidade) dos estados brasileiros se elimina, portanto, fonte potencial de viés de variável omitida (FORBES, 2000).

O modelo empírico pode ser apresentado na sua forma geral através do seguinte conjunto de equações:

$$y_{it} = x'_{it} \beta + v_{it} \quad (11)$$

$$v_{it} = \eta_i + u_{it} \quad (12)$$

$$u_{it} = \sum_{j=1}^p \rho_{ij} u_{i,t-j} + \tau_t + e_{it} \quad (13)$$

em que $i = 1, \dots, N$; $t = 1, \dots, T$; p denota a quantidade de defasagens; y_{it} é a variável dependente (taxa de crescimento do PIB *per capita*); x_{it} é o vetor que compõe as variáveis independentes ($1 \times k$); β representa o vetor dos parâmetros a serem estimados ($k \times 1$); η_i denota os efeitos fixos ou específicos não observados dos estados brasileiros; u_{it} são os erros idiossincráticos; $|\rho_{ij}| < 1$ são os parâmetros que

representam a autocorrelação serial, caso esta exista; e τ_t é o fator comum entre as unidades de corte transversal (estados brasileiros).

A partir de possíveis valores para as variáveis presentes nas equações anteriores, pode-se inferir implicações econométricas importantes:

- i. se $\eta_i = 0$, na equação (12), não há efeitos fixos nos estados brasileiros, as quais não diferem entre si;
- ii. se $\rho_{ij} = 0$, na equação (13), não há presença de autocorrelação entre as variáveis explicativas; e
- iii. se $\tau_t = 0$, não haverá um fator comum a todas unidades de *cross section* (dependência seccional).

Ter-se-á, portanto, um modelo de efeitos aleatórios quando todas essas condições se verificarem simultaneamente, pressupondo ainda v_{it} com distribuição com média zero e variância constante ($v_{it} \sim N(0, \sigma^2)$). Todavia, caso a última pressuposição não seja válida, constatar-se-ia o problema da heterocedasticidade, em que as unidades seccionais têm variâncias dos erros diferentes.

Por outro lado, quando $\eta_i \neq 0$, tem-se um modelo de efeitos fixos, em que existem características individuais não observáveis das unidades de *cross section* (neste estudo, os estados brasileiros) as quais devem ser analisadas. A heterogeneidade de cada uma dessas unidades é obtida por meio de um termo de intercepto constante ao longo do tempo, mas diferente individualmente. No modelo de efeitos fixos, alguns fatores, ou uma combinação deles, podem ser observados, quais sejam: autocorrelação comum a todos os painéis ($\rho_{ij} = \rho$); autocorrelação específica para cada painel ($\rho_{ij} = \rho_i$); dependência seccional, $\tau_t \neq 0$; e heterocedasticidade.

4.2.1 Testes de estacionariedade para dados em painel

O fenômeno das regressões espúrias consiste em uma das grandes dificuldades das estimativas de modelos econômicos. Este fenômeno ocorre ao se regredir uma variável estacionária com variáveis independentes não-estacionárias

(GREENE, 2003). Diante de tal possível problema, a verificação da estacionariedade das variáveis é realizada mediante o teste denominado raiz unitária, cuja formalização algébrica pode ser feita do seguinte modo:

$$\Delta y_{it} = \eta_i + \beta_i y_{it-1} + u_{it} \quad (14)$$

em que $\Delta y_{it} = y_{it} - y_{it-1}$ e $x_{it} = y_{it-1}$, em relação à equação (11). O teste de estacionariedade possui como hipótese nula o coeficiente da variável defasada igual a zero ($H_0 = \beta_i = 0$). A interpretação do teste infere que se $\beta_i \geq 0$, então o coeficiente α_i da regressão $y_{it} = \alpha_i y_{it-1} + \varepsilon_{it}$ será maior ou igual a um. Dessa forma, conforme ressaltam Dias e Dias (2007), conclui-se que o valor da variável no passado explica totalmente o seu valor futuro e que as variáveis independentes não influenciam o comportamento da variável no presente. Destarte, a regressão é considerada espúria, uma vez que não há relação com as demais variáveis. São descritos, a seguir, os testes de raiz unitária específicos para dados em painel utilizados neste estudo.

4.2.1.1 Teste de Hadri

O primeiro teste de estacionariedade utilizado, considerando os dados sob a forma de painel, foi aquele proposto por Hadri (2000). De acordo com o autor, o teste desenvolvido é preferível aos demais conhecidos na literatura, visto que o seu poder se eleva ao serem acrescentadas unidades de corte transversal. Outro aspecto profícuo se refere ao fato de que o mesmo possui distribuição assintótica normal do teste estatístico, diferentemente dos demais testes, que possuem distribuição aproximadamente normal ou outras não convencionais. Acrescenta, ainda, que os momentos da distribuição assintótica são derivados exatamente, enquanto que em outros testes de raiz unitária são utilizadas simulações.

Trata-se de um teste de Multiplicador de Lagrange (LM), baseado nos resíduos de mínimos quadrados ordinários, que se refere à hipótese nula de que as séries individuais observadas são estacionárias em torno de um nível determinístico

ou de uma tendência determinística contra a hipótese alternativa da presença de uma raiz unitária nos dados em painel (HADRI, 2000).

O autor considera os dois modelos a seguir:

$$y_{it} = r_{it} + \epsilon_{it} \quad (15)$$

e

$$y_{it} = r_{it} + \beta_i t + \epsilon_{it}. \quad (16)$$

O termo r_{it} é, neste caso, um passeio aleatório:

$$r_{it} = r_{it-1} + u_{it}, \quad (17)$$

em que y_{it} , $t = 1, \dots, T$ e $i = 1, \dots, N$ são as séries observadas para as quais se deseja testar a estacionariedade para todo i ; ϵ_{it} e u_{it} são normais e mutuamente independentes, e i.i.d. para i e t com $E[\epsilon_{it}] = 0$, $E[\epsilon_{it}^2] = \sigma_\epsilon^2 > 0$, $E[u_{it}] = 0$ e $E[\sigma_u^2] = \sigma_u^2 \geq 0$.

Dados os resíduos das regressões de y contra um intercepto (modelo 1) e contra um intercepto mais uma tendência linear (modelo 2), cujas variâncias podem ser obtidas por:

$$\hat{\sigma}_{\epsilon^\mu}^2 = \frac{1}{N(T-1)} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \epsilon_{it}^{\mu 2} \quad (18)$$

e

$$\hat{\sigma}_{\epsilon^t}^2 = \frac{1}{N(T-2)} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \epsilon_{it}^{t 2}, \quad (19)$$

a estatística LM, no caso do termo de erro ser homocedástico entre as seções cruzadas, pode ser escrita como:

$$\widehat{LM} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \left(\frac{\frac{1}{T^2} \sum_{t=1}^T S_{it}^2}{\hat{\sigma}_\epsilon^2} \right), \quad (20)$$

em que S_{it} é a soma parcial dos resíduos,

$$S_{it} = \sum_{j=1}^t \hat{\epsilon}_{ij} \quad i = \mu, \tau. \quad (21)$$

Quando os termos de erro são heterocedásticos entre as seções cruzadas, obtém-se a estatística LM a partir de:

$$\widehat{LM} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \left(\frac{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T S_{it}^2}{\hat{\sigma}_{\epsilon,i}^2} \right). \quad (22)$$

As seguintes estatísticas padronizadas para LM foram apresentadas pelo autor:

$$Z_{\mu} = \frac{\sqrt{N(\widehat{LM}_{\mu} - \xi_{\mu})}}{\zeta_{\mu}} \Rightarrow N(0,1), \quad (23)$$

e

$$Z_{\tau} = \frac{\sqrt{N(\widehat{LM}_{\tau} - \xi_{\tau})}}{\zeta_{\tau}} \Rightarrow N(0,1), \quad (24)$$

A média e a variância da variável aleatória Z_{μ} (no modelo que inclui apenas constante) são $\xi_{\mu} = 1/6$ e $\zeta_{\mu} = 1/45$, respectivamente. No modelo que inclui constante e tendência, a média e a variância da variável aleatória Z_{τ} são respectivamente $\xi_{\tau} = 1/15$ e $\zeta_{\tau} = 11/6300$. Ter-se-ão dois Z-valores, em que um associa-se ao pressuposto de homocedasticidade e o outro à heterocedasticidade. O trabalho de Hadri (2000), com base em simulações de Monte Carlo, traz os valores tabelados da estatística Z considerando N igual a 1, 15, 25, 50 e 100, e T igual a 10, 15, 25, 50 e 100.

4.2.1.2 Teste de Pesaran

O teste discutido anteriormente permite a verificação do modelo da equação (13) sob as condições de variâncias idênticas e constantes (homocedásticas) ou diferentes (heterocedásticas). A não estacionariedade das variáveis pode ser um indício da existência de outros fatores afetando o seu comportamento, tais como: heterocedasticidade, dependência seccional ou autocorrelação. Por conseguinte, o teste ideal requer que a equação (14) seja estimada considerando a validade dessas hipóteses separadamente. Utilizar-se-á para tal estimação o teste proposto por Pesaran (2003), o qual permite a flexibilização necessária. Em seu trabalho, o autor estimou os valores críticos das distribuições sob diferentes especificações considerando as hipóteses citadas. As distribuições estimadas sob essas hipóteses se mostraram bastante estáveis para um número de painéis a partir de 10 ($n \geq 10$) e períodos também superiores a 10 ($T \geq 10$).

O modelo econométrico da equação (14), de acordo com Pesaran (2003), deve ser reestimado da seguinte forma:

$$\Delta y_{it} = \eta_i + \beta_i y_{it-1} + c_i \bar{y}_{t-1} + \sum_{j=0}^p d_{ij} \Delta \bar{y}_{t-j} + \sum_{j=1}^p \delta_{ij} \Delta y_{it-j} + u_{it} \quad (25)$$

em que $\bar{y}_t = N^{-1} \sum_{i=1}^N y_{it}$, e para $p = j = I$, os termos $\Delta \bar{y}_t = \bar{y}_t - \bar{y}_{t-1}$, $\Delta \bar{y}_{t-1} = \bar{y}_{t-1} - \bar{y}_{t-2}$

e $\Delta y_{it} = y_{it} - y_{it-1}$ ajudam a eliminar os problemas de dependência seccional e autocorrelação.

A minimização da heterocedasticidade é feita por meio de estimativas robustas das variâncias. O modelo representado pela equação (25) é uma extensão para dados em painel do modelo de Dickey-Fuller Aumentado (ADF), sendo que neste caso a regressão é aumentada com as médias das seções cruzadas dos níveis defasados e com as primeiras diferenças das séries individuais. Como resultado, tem-se a correção do teste t-estatístico do parâmetro β_i estimado a partir dessa última regressão.

4.2.2 Testes de especificação do modelo

A correta estimação do modelo da equação (11) requer que a especificação do mesmo seja realizada de forma parcimoniosa para que os resultados possam representar fidedignamente a realidade dos dados. Dessa forma, faz-se necessária a verificação da presença de efeitos fixos ou randômicos (aleatórios) no modelo, o que pressupõe que η_i seja independente e identicamente distribuídos ($\eta_i \sim IID (0, \sigma_\eta^2)$) e ainda independente de u_i ($u_i \sim IID (0, \sigma_u^2)$). A rejeição da hipótese de efeitos randômicos implica que os estados brasileiros possuem características fixas não observadas que os diferenciam uns dos outros e, portanto, o modelo a ser utilizado deve considerar essas características.

4.2.2.1 Teste para efeitos aleatórios

O teste de verificação utilizado baseia-se no proposto por Breusch e Pagan (1980), o qual tem por referência o teste do Multiplicador de Lagrange (LM), também denominado teste dos componentes dos erros. Testa-se a hipótese nula de que a variância das seções cruzadas é igual a zero. Uma vez rejeitada essa hipótese, assume-se que o modelo *pooled* não é o mais adequado, devendo-se empregar, então, o modelo de efeitos aleatórios. A equação da estatística LM do teste segue distribuição qui-quadrado com um grau de liberdade e pode ser representada por:

$$LM = \frac{nT}{2(T-1)} \left[\frac{T^2 \bar{e}' \bar{e}}{e' e} - 1 \right]^2 \sim \chi^2(1), \quad (26)$$

em que T se refere ao número de períodos (anos), n é o número de seções cruzadas, e é o vetor de resíduos do modelo de MQO e \bar{e} é o vetor $n \times 1$ da média dos resíduos de um grupo específico do modelo *pooled*.

4.2.2.2 Testes de autocorrelação

Simultaneamente à realização deste teste, conduziu-se o teste da autocorrelação serial, de acordo com o sugerido por Baltagi e Li (1991; 1995). Este processo é de suma relevância, uma vez que a autocorrelação pode interferir no resultado do teste inicial. O teste de autocorrelação serial possibilita verificar se $\rho_i = \rho = 0$ na equação (13) ocorre. Realizou-se um teste adicional no momento da realização dos testes de efeitos randômicos, o qual denomina-se teste LM Ajustado (ALM). Tal teste se assemelha ao do Multiplicador de Lagrange (LM) anterior, no entanto corrigido para autocorrelação.

Finalmente, utilizou-se uma última ferramenta de detecção de autocorrelação, o teste LM de Wooldridge. Seu mecanismo baseia-se na regressão da série de resíduos obtidos a partir da regressão inicial contra os regressores dessa mesma equação e os resíduos defasados p vezes. Segue-se com um teste de significância dos termos defasados a partir da estatística $nR^2 \sim \chi_p^2$. Segundo Wooldridge (2001), o teste tem a vantagem de aferir os processos estocásticos $AR(p)$, mas uma desvantagem é o fato de seu poder estatístico estar relacionado à escolha do tamanho da defasagem p . Sua hipótese nula é a de que todos os coeficientes dos termos defasados são iguais a zero, o que indicaria a ausência de autocorrelação.

4.2.2.3 Teste de heterocedasticidade

Cabe destacar ainda que a heterocedasticidade dos grupos nos painéis é um outro fator muitas vezes presente nos dados. Uma vez que a variância do termo de erro não se mostra constante entre as observações de seções cruzadas (estados brasileiros, neste caso), os estimadores de mínimos quadrados não são eficientes, por não apresentarem variância mínima, apesar de permanecerem consistentes e não viesados. Dessa forma, este estudo verificou se os grupos apresentavam variâncias idênticas ou não entre os painéis mediante o teste proposto por Greene (2002). O teste, baseado na distribuição qui-quadrado (χ^2) para painéis de dados, consiste em verificar se $E(u_{it}u_{jt}) \neq I\sigma^2$ para $t = 1, \dots, T, i \neq j$, em que I é a matriz identidade.

4.2.2.4 Teste de Hausman (efeitos fixos x efeitos aleatórios)

Por fim, para a confirmação do modelo a ser estimado, se este incluiria os efeitos fixos e/ou randômicos, aplicou-se um teste complementar que permite comparar os coeficientes das regressões sob efeitos fixos e randômicos, o qual foi proposto por Hausman (1978). De acordo com Verbeek (2004), o teste de Hausman avalia se os estimadores de efeitos fixos e efeitos aleatórios são significativamente diferentes. A equação abaixo demonstra como a estatística do teste pode ser obtida:

$$H = (\hat{\beta}_{EA} - \hat{\beta}_{EF})'(\Sigma_{EF} - \Sigma_{EA})^{-1}(\hat{\beta}_{EA} - \hat{\beta}_{EF}), \quad (27)$$

em que $\hat{\beta}_{EA}$ é o vetor de coeficientes estimados por efeitos aleatórios; $\hat{\beta}_{EF}$ é o vetor de coeficientes estimados por efeitos fixos; e Σ_{EF} e Σ_{EA} são as matrizes de covariância de cada um dos dois modelos. A estatística H apresenta distribuição assintótica que se aproxima de uma distribuição qui-quadrado (χ_k^2) com k graus de liberdade (número de parâmetros estimados) sob a hipótese nula de que as estimativas por efeitos aleatórios são corretas.

4.3 Fonte de dados

A estimação do modelo teve como base dados anuais obtidos para as unidades da federação compreendendo o período de 1996 a 2006, período determinado pela disponibilidade dos mesmos. Ademais, estão sendo considerados anos do período de consolidação da estabilização pós Plano Real, lançado em 1994. Logo, o painel consiste de dados para 27 estados referentes a um período de 11 anos, totalizando 297 observações. Dessa forma, tem-se um painel com extensão de período que, de acordo com Arellano (2003), proporciona estimativas consistentes e eficientes dos parâmetros.

A variável renda é o PIB estadual *per capita*, a partir do qual se obteve a taxa de crescimento. O nível de escolaridade é medido pelo número médio de anos de

estudo. A taxa de crescimento populacional foi calculada a partir da população residente (em habitantes). O consumo de energia industrial dos estados foi utilizado como *proxy* para os investimentos. O índice de Gini, que mede o grau de desigualdade existente na distribuição de indivíduos segundo a renda domiciliar *per capita*, assim como todos indicadores acima, é disponibilizado pelo Ipeadata (2010). As outras medidas de desigualdade, proporção da renda apropriada pelos 40% mais pobres (*ppobres*) e proporção da renda apropriada pelos 10% mais ricos (*pricos*), provêm do Ipeadata (2010) e da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios do IBGE (2010). A variável de gastos sociais é representada pelo total de gastos com os principais programas de assistência social do país, compreendendo os Benefícios de Prestação Continuada (1996-2006) e o Programa Bolsa Família (2004-2006), uma vez que são os mais representativos no montante dos gastos federais nessa área. Tais informações têm como fonte o Ministério do Desenvolvimento Social – MDS (2010a) e o Ministério da Previdência Social – MPS (2010), respectivamente. As regiões do Brasil são consideradas a partir da inclusão de quatro variáveis *dummy* referentes às regiões Norte, Nordeste, Centro-Oeste e Sul, considerando a Região Sudeste como grupo de controle em face de sua representatividade econômica (57% do PIB nacional, em 2006) e populacional (43% da população, em 2006). Com relação aos períodos de governo, duas variáveis binárias representam as mudanças de mandatos dos períodos 1999-2002 e 2003-2006, enquanto o período base será o de 1996-1998.

5. RESULTADOS E DISCUSSÃO

Nesta seção são apresentados e discutidos os resultados obtidos a partir da aplicação de técnicas de dados em painel aos dados referentes aos estados brasileiros, direcionando maior atenção a relação entre a desigualdade de renda e o crescimento econômico.

Inicialmente, procede-se com a realização dos testes de raiz unitária, de modo a verificar a adequação das séries utilizadas ao método de estimação. O próximo passo consiste em determinar a especificação do modelo, considerando os modelos *pooled*, de efeitos fixos e de efeitos aleatórios, bem como os aspectos relacionados à ocorrência de heterocedasticidade e autocorrelação. Por fim, são conduzidas a estimação e a análise dos coeficientes dos fatores determinantes do crescimento econômico do Brasil, destacando aqueles referentes às variáveis que dizem respeito à desigualdade e, também, às políticas sociais.

5.1 Testes de estacionariedade

O teste de raiz unitária proposto por Hadri (2000) considera os dados dispostos na forma de painel e permite verificar a estacionariedade das séries sob condições de homocedasticidade e heterocedasticidade. A hipótese nula do teste refere-se à estacionariedade de todas as séries do painel. Os resultados, reportados na Tabela 5, demonstram que apenas a variável *crecpib* é estacionária sob algumas condicionalidades. Essa se mostra estacionária em nível (teste com intercepto) sob as hipóteses de homocedasticidade e de heterocedasticidade. As variáveis *cpop* e *escolar* também se mostraram estacionárias, porém em menor grau de significância

(p-valores menores). As estatísticas das demais variáveis apontam para a não-estacionariedade das mesmas.

Tabela 5 – Resultados do teste de raiz unitária de Hadri para as variáveis do modelo de Solow aumentado com desigualdade e políticas sociais aplicado ao Brasil, 1996 – 2006

Variável	Estatística do teste com intercepto (Z_{μ})	Probabilidade de H_0 (p-valor)	Estatística do teste com intercepto e tendência (Z_{τ})	Probabilidade de H_0 (p-valor)	Hipótese da variância
<i>crescpib</i>	-2,193	0,9858	0,111	0,4560	Homo
	-1,508	0,9343	-1,025	0,8474	Hetero
<i>renda</i>	24,734	0,0000	2,840	0,0023	Homo
	20,502	0,0000	6,190	0,0000	Hetero
<i>gini</i>	14,414	0,0000	1,728	0,0420	Homo
	12,925	0,0000	3,197	0,0007	Hetero
<i>pricos</i>	12,790	0,0000	1,269	0,1022	Homo
	10,553	0,0000	2,653	0,0040	Hetero
<i>ppobres</i>	14,393	0,0000	1,663	0,0481	Homo
	14,313	0,0000	3,642	0,0001	Hetero
<i>cpop</i>	0,348	0,3639	2,332	0,0098	Homo
	-0,011	0,5043	1,021	0,1536	Hetero
<i>invest</i>	15,232	0,0000	3,457	0,0003	Homo
	19,409	0,0000	3,281	0,0005	Hetero
<i>escolar</i>	22,500	0,0000	-0,687	0,7538	Homo
	22,198	0,0000	0,748	0,2271	Hetero
<i>gsociais</i>	23,634	0,0000	15,661	0,0000	Homo
	23,142	0,0000	15,730	0,0000	Hetero

Fonte: Resultados de pesquisa.

Nota: Crescpib = taxa de crescimento do PIB *per capita*; renda = PIB *per capita*; gini = índice de Gini; pricos = participação dos 10% mais ricos na renda; ppobres = participação dos 40% mais pobres na renda; cpop = taxa de crescimento populacional; invest = investimentos; escolar = anos de estudo; gsociais = gastos sociais.

Os resultados acima trazem indícios de que a presença de outros fatores tais como heterocedasticidade, autocorrelação ou dependência seccional podem estar afetando a estacionariedade das séries do painel. Tendo em vista essas

circunstâncias, foi utilizado como complemento o teste proposto por Pesaran (2003), o qual considera separadamente a validade das hipóteses supracitadas.

A Tabela 6 apresenta os resultados do teste de estacionariedade de Pesaran, em que a hipótese nula é a de que as séries são não estacionárias. As estatísticas t-calculadas do teste indicam que todas as variáveis em análise são estacionárias em nível de significância estatística de 1%, considerando a presença de autocorrelação, heterocedasticidade ou dependência seccional. Os valores calculados foram superiores aos valores críticos tanto nos modelos apenas com constante quanto naqueles com constante e tendência.

Tabela 6 – Resultados dos testes de raiz unitária de Pesaran para as variáveis do modelo de Solow aumentado com desigualdade e políticas sociais aplicado ao Brasil, 1996 – 2006

Variável	Modelo	Valor do <i>t</i> - calculado	Valor crítico do <i>t</i> (1% de significância)
<i>crecpib</i>	Constante	-3,02971	-1,9972
	Constante e tendência	-3,24013	-2,6772
<i>renda</i>	Constante	-3,04122	-1,9972
	Constante e tendência	-3,09447	-2,6772
<i>gini</i>	Constante	-2,43899	-1,9972
	Constante e tendência	-2,87775	-2,6772
<i>pricos</i>	Constante	-2,52386	-1,9972
	Constante e tendência	-2,97026	-2,6772
<i>ppobres</i>	Constante	-2,55025	-1,9972
	Constante e tendência	-2,85784	-2,6772
<i>cpop</i>	Constante	-2,91692	-1,9972
	Constante e tendência	-3,17229	-2,6772
<i>invest</i>	Constante	-3,57010	-1,9972
	Constante e tendência	-3,55856	-2,6772
<i>escolar</i>	Constante	-3,33924	-1,9972
	Constante e tendência	-3,40250	-2,6772
<i>gsociais</i>	Constante	-3,20250	-1,9972
	Constante e tendência	-3,27157	-2,6772

Fonte: Resultados de pesquisa.

Pode-se concluir, a partir dos resultados dos testes de estacionariedade, que as variáveis do modelo podem ser utilizadas para a obtenção de estimativas confiáveis.

5.2 Testes de especificação do modelo

O primeiro teste de especificação realizado, proposto por Breusch e Pagan (1980), tem como objetivo verificar a presença de efeitos fixos ou randômicos no modelo a ser estimado. Com base no teste do Multiplicador de Lagrange (LM), testa-se a hipótese nula de que o modelo *pooled* é o mais adequado. Os resultados desse teste indicam que essa hipótese não deve ser rejeitada, visto que o p-valor foi igual a 0,6056. Portanto, o modelo de efeitos aleatórios não seria o mais recomendado para a correta estimação. Como parte da decisão de escolha do melhor modelo, realizou-se também o teste de Hausman (1978), o qual permite a comparação dos coeficientes das regressões sob efeitos fixos e efeitos aleatórios, de forma a determinar, por conseguinte, quais efeitos o modelo deverá considerar. A estatística calculada aponta para a rejeição da hipótese de efeitos aleatórios ao nível de significância de 5%, ou seja, as características fixas não observadas dos estados brasileiros (captadas pelo termo de intercepto) devem compor a análise do modelo (Tabela 7).

Tabela 7 – Resultados dos testes de especificação do modelo de Solow aumentado com desigualdade e políticas sociais aplicado ao Brasil, 1996 – 2006

Descrição do Teste	Resultado da Estatística	p-valor
Breusch-Pagan H ₀ : Modelo <i>pooled</i> H ₁ : Modelo de efeitos aleatórios	$\chi^2 = 0,27$	0,6056
Hausman H ₀ : Modelo de efeitos aleatórios H ₁ : Modelo de efeitos fixos	$\chi^2 = 10,96$	0,0120
Teste F H ₀ : Modelo <i>pooled</i> H ₁ : Modelo de efeitos fixos	F = 1,2655	0,1805
Baltagi e Li – Correlação serial H ₀ : $\rho = 0$	ALM = 0,38	0,5351
Baltagi e Li – Teste conjunto H ₀ = $\text{Var}(\eta_i) = 0$ e $\rho = 0$	LM = 0,65	0,7220
Wooldridge H ₀ : $\rho = 0$	F = 6,676	0,0157
Greene H ₀ : homocedasticidade ($\text{Var}(u_{it})=I\sigma^2$)	$\chi^2 = 2341,01$	0,0000

Fonte: Resultados de pesquisa.

Aplicou-se, adicionalmente, um teste F no sentido de se comparar o modelo de efeitos fixos com o método de mínimos quadrados ordinários (*pooled*). A estatística do teste, ou seja, o valor do F calculado, tal como o teste anterior, indicou que a estimação por meio do modelo de efeitos fixos é a mais apropriada para a presente análise dos estados brasileiros. Tal decisão justifica-se ao tomar como base um critério de aceitação da hipótese nula do teste apenas a probabilidades acima de 90%, visto que o p-valor resultante foi igual a 0,1805 (18,05% de probabilidade de ocorrer H₀).

Posteriormente, conduziu-se os testes propostos por Baltagi e Li (1991; 1995), os quais analisam a presença de correlação serial e se a autocorrelação está influenciando o teste de efeitos aleatórios, denominado teste conjunto. Os testes demonstraram que a hipótese de não existência de autocorrelação não deve ser

rejeitada. No entanto, ao realizar o teste proposto por Wooldridge (2001), o qual considera a presença de heterocedasticidade e efeitos fixos, a hipótese nula de ausência de autocorrelação foi rejeitada ao nível de significância de 5%. Por conseguinte, concluiu-se que a estimação do modelo deve pressupor a presença de autocorrelação a fim de que sejam confiáveis os resultados a serem obtidos. Por fim, o teste de verificação de heterocedasticidade proposto por Greene (2003) rejeitou ao nível de 1% de significância a hipótese de homocedasticidade.

Deste modo, os testes realizados para a correta especificação do modelo sugerem que a estimação dos coeficientes deve ser conduzida por meio de efeitos fixos, concomitantemente à correção para autocorrelação com especificidade para dados em painel e para a presença de heterocedasticidade.

5.3 Efeitos da desigualdade e das políticas sociais sobre o crescimento econômico

A estimação do modelo econométrico proposto neste estudo, o qual inclui medidas de desigualdade de renda assim como os gastos com políticas sociais, foi realizada a partir do modelo de efeitos fixos. Os efeitos da presença de heterocedasticidade e de autocorrelação nas séries de dados, que implicariam estimativas ineficientes, foram minimizados seguindo procedimentos de estimação sugeridos por Cameron e Trivedi (2009) e Blackwell (2005).

Tendo em vista o fato de que os estados pertencentes a uma mesma região geográfica possuem características semelhantes não observáveis, estas são mensuradas através das diferenças entre as regiões. Portanto, foram incluídas no modelo variáveis indicadoras (*dummies*) para as diferentes regiões brasileiras, sendo que estas se apresentam interagidas com a variável *ano*. Dessa forma, pode-se analisar as diferenças na tendência de crescimento econômico dessas regiões ao longo do período analisado, sendo que foi selecionada a Região Sudeste como base de comparação relativa.

Incluiu-se também nas estimativas a variável de gastos sociais na forma de interação com as *dummies* referentes aos diferentes períodos de governo. Tal procedimento foi realizado como forma de se verificar se os gastos sociais

realizados no segundo governo FHC (1999-2002) e no primeiro governo Lula (2003-2006), comparativamente aos anos do período correspondente ao primeiro governo FHC (1996-1998), contribuíram positivamente ou negativamente para o crescimento econômico brasileiro.

A Tabela 8 traz os resultados das estimativas do modelo de Solow aumentado, com a inclusão de variáveis referente à desigualdade de renda e aos gastos sociais. São apresentadas nas colunas, as estimativas de três modelos, cada um com um indicador de desigualdade baseado em uma definição diferente. O primeiro mediu os efeitos do índice de Gini, enquanto os demais testaram alternativamente a sensibilidade dos resultados ao substituir esse índice pela renda apropriada pelos 40% mais pobres (variável *ppobres*) e pelos 10% mais ricos (variável *pricos*), respectivamente.

Os resultados das três especificações se mostraram muito semelhantes com relação aos sinais e magnitude dos coeficientes bem como às suas significâncias estatísticas. Portanto, esses resultados são robustos à utilização de diferentes medidas de desigualdade, as quais incidem em diferentes faixas da distribuição de renda. A única ressalva é a não significância estatística da variável *pricos*, a qual será discutida mais adiante.

Em relação às medidas de desigualdade, que são o principal foco deste estudo, tem-se no modelo da segunda coluna da Tabela 8 os resultados referentes ao índice de Gini. O seu coeficiente foi significativo ao nível de significância de 5% e, conforme o esperado, apresentou sinal negativo. Dessa forma, pode-se dizer que se verifica no Brasil, ao longo do período de 1996 a 2006, uma influência negativa da concentração de renda sobre o crescimento econômico. Esse resultado mostra-se de acordo com trabalhos de outros autores, tais como Moreira (2009), Guimarães (2007) e Dias e Dias (2007), que, tratando do caso do Brasil, verificaram que a desigualdade é prejudicial ao crescimento. Com relação à utilização de técnicas de dados em painel e sua aplicação a dados regionais, Panizza (2002), em estudo sobre os Estados Unidos, também concluiu por uma relação negativa entre desigualdade e crescimento. Ademais, conforme descrito na revisão de literatura, diversas outras análises empíricas baseadas em dados de países, seja utilizando dados de *cross section* seja empregando painéis, chegaram à conclusão de que maiores níveis de desigualdade contribuem para menores taxas de crescimento econômico (ALESINA

e RODRIK, 1994; PERSSON e TABELLINI, 1994; CLARKE, 1995; ALESINA e PEROTTI, 1996; DEININGER e SQUIRE, 1998; LI e ZOU, 1998; HERZER e VOLLMER, 2011).

Portanto, tem-se que a redução dos níveis de desigualdade na distribuição de renda faz-se extremamente necessária como forma de contribuir para a elevação dos níveis de crescimento da economia e, conseqüentemente, para o melhor aproveitamento dos benefícios gerados por este. Tal resultado seria obtido a partir da conseqüente redução de imperfeições no mercado de crédito e de conflitos sociais conjugados com a elevação da propensão marginal a poupar, os quais gerariam, de acordo com Aghion et al. (1999), incentivos aos investimentos e à tomada de empréstimos, e, por conseqüente, crescimento econômico.

Tabela 8 – Resultados das Estimativas do modelo de Solow aumentado com desigualdade e políticas sociais aplicado ao Brasil, 1996 – 2006

Variável	Modelo com índice de Gini	Modelo com <i>ppobres</i>	Modelo com <i>pricos</i>
<i>renda</i>	11,28584 (3,61052)***	12,42013 (3,66235)***	10,48054 (3,59032)***
<i>cpop</i>	-0,33751 (0,22670)	-0,36758 (0,22551)	-0,31952 (0,22745)
<i>invest</i>	-1,10e-09 (5,92e-10)*	-1,22e-09 (5,92e-10)**	-9,80e-10 (5,93e-10)*
<i>escolar</i>	-0,02091 (0,00871)**	-0,02305 (0,00871)***	-0,01869 (0,00867)**
<i>gsociais</i>	-0,00026 (1,17e-04)**	-0,00026 (1,16e-04)**	-0,00026 (1,18e-04)**
<i>norte*ano</i>	0,00001 (8,06e-06)	0,00001 (8,12e-06)	0,00001 (8,10e-06)
<i>nordeste*ano</i>	0,00001 (8,05e-06)	0,00001 (8,02e-06)	0,00001 (8,15e-06)
<i>sul*ano</i>	-0,00001 (5,74e-06)***	-0,00002 (5,65e-06)***	-0,00001 (5,77e-06)**
<i>c_oeste*ano</i>	-1,69e-06 (7,86e-06)	-3,14e-06 (7,91e-06)	-6,81e-07 (7,86e-06)
<i>gsociais*gfhc2</i>	0,00027 (1,05e-04)***	0,00027 (1,05e-04)***	0,00027 (1,06e-04)***
<i>gsociais*glula1</i>	0,00028 (1,12e-04)***	0,00027 (1,12e-04)***	0,00028 (1,13e-04)***
<i>gini</i>	-0,24399 (0,12830)**		
<i>ppobres</i>		0,87347 (0,31971)***	
<i>pricos</i>			-0,13938 (0,12941)
Constante	0,22745 (0,09372)**	0,01174 (0,04406)	0,14287 (0,08139)*
N	297	297	297

Fonte: Resultados de pesquisa.

Nota: *** significativa a 1%; ** significativa a 5%; e * significativa a 10%; N é o número de observações; Valores entre parênteses correspondem aos erros-padrão.

Outra variável utilizada para avaliar os efeitos da desigualdade refere-se à proporção da renda apropriada pelos 40% mais pobres (*ppobres*) da população. O seu efeito positivo e altamente significativo (a 1% de significância estatística) confirma a condição de que políticas de combate à desigualdade de renda, ou seja, que tornem a participação dos indivíduos na economia mais uniforme, cooperam com o crescimento econômico. Por outro lado, o coeficiente da variável *pricos*, empregada no intuito de verificar a desigualdade no limite superior da distribuição (renda apropriada pelos 10% mais ricos), não foi significativo. A não significância do coeficiente, constatada também por Dias e Dias (2007), demonstra que políticas que incentivam a participação dos indivíduos de renda mais elevada na economia parecem não resultar em efeitos sobre o crescimento.

A variável *renda* apresentou elevada significância e sinal positivo nos três modelos estimados, o que indica que um maior nível de renda propicia maior crescimento econômico. Esse resultado permite, com base nos pressupostos do modelo de Solow aumentado (Mankiw et al., 1992), inferir que no período analisado não houve movimento de convergência de renda entre os estados brasileiros.

Apesar de não ser estatisticamente significativo, o coeficiente negativo da taxa de crescimento populacional (*cpop*) demonstra que, conforme previsto pelo modelo teórico, um aumento do número de indivíduos da população reduziria o estoque de capital físico *per capita* da economia (depreciação efetiva do capital), implicando menores níveis de crescimento do PIB.

A variável investimento (*invest*), que tem como *proxy* o consumo de energia elétrica industrial, mostrou-se significativa e apresentou sinal negativo, indicando que aumentos no consumo de energia elétrica seriam prejudiciais ao crescimento econômico dos estados brasileiros. Apesar de a magnitude do coeficiente ser muito reduzida, o esperado seria uma relação positiva entre o investimento e o crescimento econômico. Diversos estudos empíricos realmente chegam a essa conclusão, mas outros, tal como o de Attanasio et al. (2000), obtêm o mesmo resultado curioso. Uma possível explicação, de acordo com esses últimos autores, estaria no fato de que, como atestam outros estudos, os níveis de investimento (assim como os de poupança) são muito mais estáveis do que a taxa de crescimento (variação) da renda. Essa maior estabilidade resultaria do fato de que os investimentos sofrem grandes

influências principalmente de fatores estruturais, os quais não se alteram tão abruptamente como aqueles que determinam a renda⁴.

O nível de escolaridade da população, representado pela variável *escolar*, também foi significativo nos três modelos e demonstrou exercer impacto negativo no crescimento econômico no período analisado. Apesar de o sinal obtido não estar de acordo com a teoria tradicional do capital humano, deve-se ressaltar que esse coeficiente é similar àqueles encontrados em algumas outras estimações de modelos de crescimento utilizando a mesma técnica de dados em painel, tais como em Caselli et al. (1996) e Forbes (2000), entre outros.

Dias et al. (2009) desenvolvem ampla discussão acerca dos resultados contraditórios entre os estudos que relacionam níveis de capital humano e taxas de crescimento econômico. Segundo esses autores, a explicação poderia residir nos resultados de Krueger e Lindahl (2001), os quais concluíram que não existe uma relação linear entre essas variáveis, mas que a mesma ocorre na forma de “U invertido” (com um termo quadrático). Sendo assim, os trabalhos que encontraram efeitos positivos do capital humano, teriam empregado amostras que predominavam na fase ascendente da curva, enquanto os demais, com amostras mais amplas e estimativas lineares, não encontraram relação alguma pelo fato de suas amostras corresponderem a pontos na parte descendente da curva (resultando em relação negativa ou neutralizando os pontos de influência positiva).

Mas ainda, além da questão da não-linearidade, os mesmos Dias et al. (2009) formularam um modelo teórico que trouxe uma explicação adicional, baseada em dois aspectos, para os efeitos contraditórios do capital humano sobre o crescimento encontrados na literatura. Em primeiro lugar, ressaltam que a acumulação de capital humano requer um sacrifício inicial de crescimento, até que o nível de capital humano ultrapasse o limite mínimo da escolaridade. Ou seja, a realocação de recursos na economia a afetaria negativamente, em um primeiro momento, para depois se ter efeitos positivos. Além disso, o nível de escolaridade (*proxy* comum para capital humano), em situações em que já se encontra bastante elevado,

⁴ Cabe enfatizar que se trata aqui de uma relação negativa entre o nível de investimento e a variação na renda *per capita*. Pois quando se observa a relação entre a variável *renda* na forma de valor, em vez de variação (crescimento), e a variável *invest*, pode-se, por exemplo, obter uma correlação simples igual a 0,91. Tem-se, então, um indício de que o investimento, de fato, determina o nível de renda, mas não necessariamente variações na mesma.

exerceria efeitos quase mínimos sobre o crescimento econômico. Poderia ser exatamente a combinação entre esses dois fatores, presentes simultaneamente em uma base de dados, o motivo dos resultados contraditórios em estimativas lineares.

Entre as variáveis *dummy* de regiões, a única que se mostrou estatisticamente significativa foi aquela referente à Região Sul. Sua interação com a variável *ano* indica que essa região apresenta taxas de crescimento ligeiramente inferiores às da Região Sudeste, ao passo que a não significância das *dummies* das demais regiões pode ser um indício de que essas apresentaram tendência de crescimento semelhante à da região base.

A regressão traz, além da variável *gsociais*, suas interações com as *dummies* de períodos de governo, sendo que todas as três variáveis são estatisticamente significativas. Porém, pode-se observar que a variável individual, representativa do primeiro governo de Fernando Henrique Cardoso (FHC), tem coeficiente negativo, enquanto os coeficientes das interações são positivos. Apesar da pequena intensidade desses valores, os resultados demonstram que tanto no segundo governo FHC quanto no primeiro governo de Lula, os gastos sociais exerceram influência positiva sobre o crescimento econômico, em contraste com o primeiro governo FHC. Tal resultado condiz com o esperado e pode ser explicado pelos aumentos significativos no montante de gastos sociais, sobretudo, no período de 1999 a 2006. Inclusive, os anos de 2001 (segundo governo FHC) e 2003 (primeiro governo Lula) foram marcados pela implementação e, também, ampliação dos principais programas de assistência social do governo federal. Encontram-se, portanto, efeitos da política de gastos sociais idênticos àqueles constatados por Arjona et al. (2002), por exemplo, os quais sugerem que gastos sociais mais ativos, alterando a distribuição de renda em favor da população mais pobre, estão associados a maiores níveis de crescimento.

Os valores significativos e positivos das interações da variável *gsociais* indicam, ainda, que os gastos sociais realizados por meio das políticas de assistência social às famílias de baixa renda foram benéficos ao crescimento econômico no período analisado. Essa condição comprova a eficácia dos programas de assistência social, não apenas para a redução dos níveis de desigualdade de renda, mas também para o crescimento da renda nacional. Além disso, deve-se salientar que pelo fato de as famílias beneficiárias dos programas serem as mais pobres e estas terem

propensão marginal ao consumo muito elevadas (em nível máximo ou próximo deste), quase a totalidade dos recursos transferidos acabam por ser realocados na economia.

O presente estudo conclui, de maneira geral, que a redução da desigualdade e, também, as políticas públicas de assistência social exercem impactos positivos sobre o crescimento econômico no Brasil entre 1996 e 2006. Especificamente, sustenta-se que políticas redistributivas em torno do limite inferior da distribuição de renda contribuem para a obtenção de maior crescimento. Essa tendência parece prosseguir, visto que nos anos subseqüentes a desigualdade, medida pelo índice de Gini, manteve sua trajetória de queda, ao mesmo tempo em que o PIB seguiu crescendo anualmente.

Os gastos sociais, por sua vez, tal como foi discutido na segunda seção do trabalho, têm se concentrado exatamente nos estados onde a desigualdade de renda se mostra mais intensa. Dados recentes, considerando o ano de 2009, demonstram que os estados com maiores valores de índice de Gini estão entre aqueles que recebem maiores volumes de benefícios do Programa Bolsa Família, o principal programa de redução da desigualdade. Além disso, esses mesmos estados, concentrados principalmente na Região Nordeste, destacam-se pelos menores níveis de renda *per capita* do país (Figura 3).

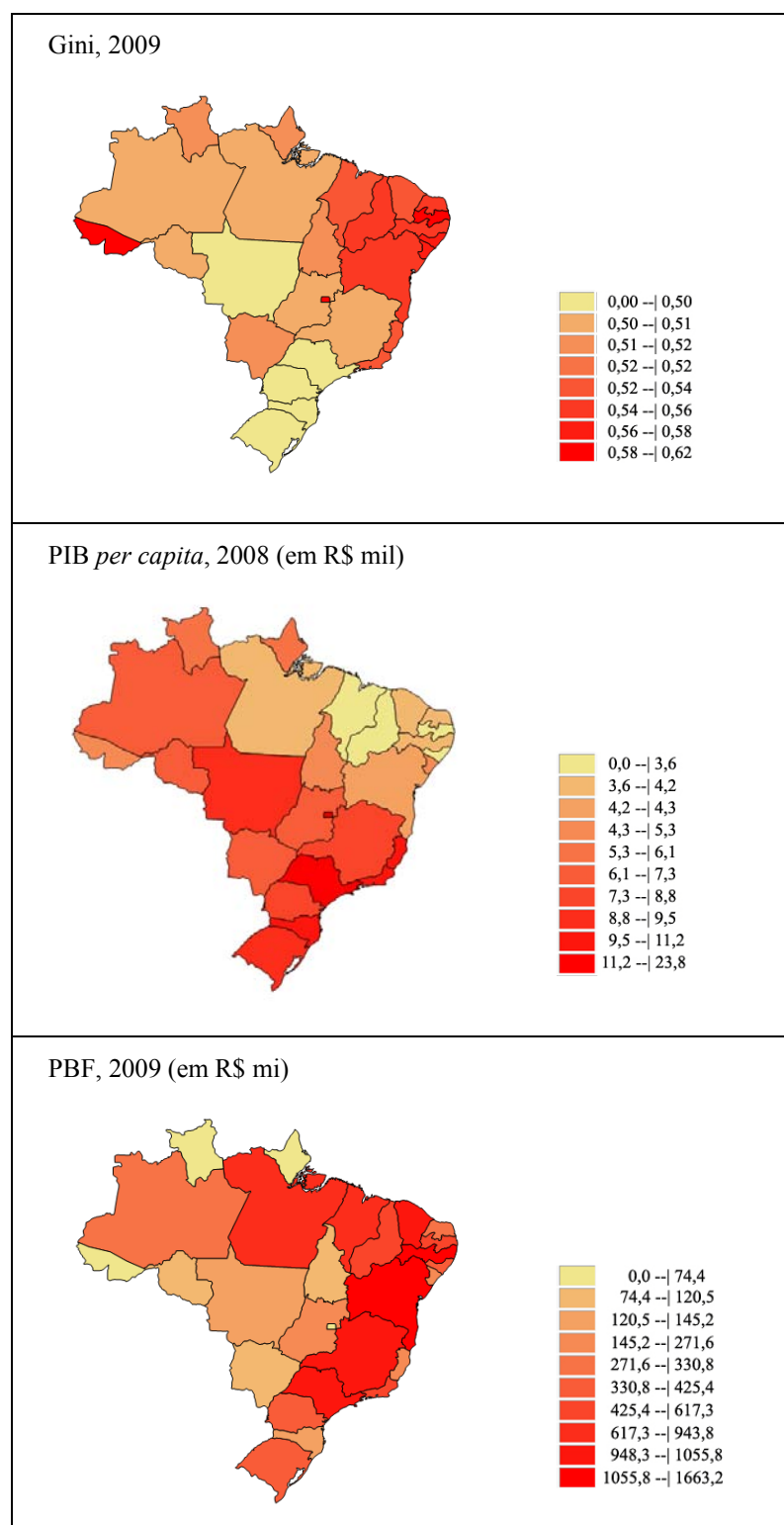


Figura 3 – Distribuição geográfica do índice de Gini, do PIB *per capita* e do Programa Bolsa Família (PBF) entre os estados brasileiros

Fonte: Elaboração do autor, com base no IpeaGEO (2011); Ipeadata (2010); MDS (2010a).

Dessa forma, não há dúvidas de que a desigualdade tem sido, em certa medida, combatida no Brasil, sendo que inclusive na Região Nordeste, como demonstraram Sátyro e Soares (2009), programas como o PBF e o BPC foram responsáveis por quase 90% da queda observada no índice de Gini entre 2004 e 2006. Entretanto, deve-se ressaltar que o governo brasileiro deve enfrentar as diversas fontes de desigualdade intra e inter-regionais, as quais vão desde os diferenciais nos rendimentos, à estrutura tributária regressiva e, até mesmo, à política de investimentos públicos. Logo, uma estrutura tributária mais progressiva poderia melhorar a distribuição de renda, assim como outros mecanismos de transferência de renda, incluindo o prosseguimento dos reajustes do salário mínimo e o estímulo à descentralização dos investimentos. De acordo com Herzer e Vollmer (2011) e Galor e Moav (2004), tais políticas, ao combater a desigualdade, incentivariam inclusive a acumulação de capital humano por parte da população na base da distribuição de renda, o que poderia impulsionar ainda mais o crescimento econômico.

6. CONCLUSÕES

Este trabalho teve por objetivo analisar os efeitos exercidos pela desigualdade de renda e pelas políticas sociais sobre o crescimento econômico dos estados brasileiros no período de 1996 a 2006.

As estimativas econométricas obtidas com base no modelo de Solow aumentado demonstraram que os gastos com assistência social, assim como a renda, têm efeito favorável sobre o crescimento econômico. Tal constatação condiz com a teoria econômica ao indicar que as transferências de renda por meio de políticas sociais, quando bem focalizadas, produzem impactos positivos não apenas aos indivíduos beneficiários, mas à economia como um todo.

Demonstrou-se também que, apesar da insignificância estatística, a taxa de crescimento populacional se relaciona inversamente com o crescimento econômico, uma vez que esta gera depreciação efetiva do capital resultante da redução do estoque de capital físico *per capita* da economia. Relação semelhante foi constatada para o investimento, o qual teve como *proxy* o consumo industrial de energia elétrica. Pode ter contribuído para esse resultado adverso o fato, ressaltado por outros estudos, de que os níveis de investimento são muito mais estáveis do que a taxa de crescimento da renda. A variável referente à escolaridade também apresentou sinal negativo, o qual não se mostra condizente com a teoria econômica do capital humano. De acordo com a literatura econômica, possíveis explicações para resultados contraditórios como esse estariam na característica não-linear dessa relação, além da existência de limites mínimo e máximo da escolaridade para que a mesma exerça efeitos sobre o crescimento econômico. De início, o investimento em capital humano geraria um sacrifício de crescimento até que se atingisse um nível

mínimo de escolaridade, ao passo que, uma vez alcançados (ou verificados) níveis muito elevados da mesma, sua influência passaria a ser ínfima.

Entretanto, a conclusão fundamental deste estudo advém dos resultados que suportaram a hipótese de que a desigualdade de renda é prejudicial ao crescimento econômico, sobretudo quando se considera o índice de Gini e a participação dos 40% mais pobres da economia. Uma vez que a maior participação dos pobres na renda é benéfica ao crescimento, tem-se que políticas sociais de redistribuição de renda contribuem para o crescimento econômico. Políticas desse tipo poderiam contrapor aqueles fatores que explicariam a relação entre crescimento e desigualdade ao contornar as imperfeições do mercado de crédito, amenizar conflitos sociais e elevar a propensão marginal a poupar, como forma de incentivar os investimentos bem como a tomada de empréstimos.

Ademais, observou-se que os gastos com assistência social exerceram impacto positivo sobre o crescimento tanto no segundo governo FHC quanto no primeiro governo Lula, em contraste com os efeitos negativos verificados para o período do primeiro governo FHC. Têm-se, assim, resultados positivos da criação de diversos programas de assistência social e da ampliação dos mesmos no período de 1999 a 2006.

Ressalta-se, portanto, a importância de se privilegiar políticas públicas de assistência social com foco na redução de desigualdades como forma de promover crescimento econômico e proporcionar melhores condições de vida à população brasileira.

REFERÊNCIAS

AGHION, P.; CAROLI, E; GARCÍA-PEÑALOSA. Inequality and economic growth: the perspective of the new growth theories. **Journal of Economic Literature**, v. 37, n. 4, p. 1615-1660, Dec. 1999.

ALESINA, A.; PEROTTI, R. Income distribution, political instability, and investment. **European Economic Review**, v. 40, n. 6, p. 1203-1228, 1996.

ALESINA, A.; RODRIK, D. Distributive policies and economic growth. **Quarterly Journal of Economics**, v. 109, n. 2, p. 465-490, May. 1994.

AMORIM, A. L.; SCALCO, P. R.; BRAGA, M. J. Crescimento econômico e convergência de renda nos estados brasileiros: uma análise a partir dos grandes setores da economia. **Revista Econômica do Nordeste**, v. 39, n. 3, p. 359-370, 2008.

ARELLANO, M. **Panel data econometrics**: advanced texts in econometrics. Oxford: Oxford University Press, 2003.

ARJONA, R.; LADAIQUE, M.; PEARSON, M. Social protection and growth. **OECD Economic Studies**, n. 35, p. 7-45, 2002.

ATKINSON, A. B.; BRANDOLINI, A. **Promise and pitfalls in the use of secondary data-sets**: a case study of OECD income inequality, mimeo, Nuffield College, Oxford, 1999.

ATTANASIO, O. P.; PICCI, L.; SCORCU, A. E. Saving, growth, and investment: a macroeconomic analysis using a panel of countries. **The Review of Economics and Statistics**, v. 82, n. 2, p. 182-211, May. 2000.

AZARIADIS, C.; DRAZEN, A. Threshold externalities in economic development. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 105, n. 2, p. 501-526, May. 1990.

BALTAGI, B. H.; LI, Q. A joint test for serial correlation and random effects. **Statistics and Probability Letters**, v. 11, n. 1, p. 277-280, 1991.

BALTAGI, B. H.; LI, Q. Testing AR(1) against MA(1) disturbances in an error component model. **Journal of Econometrics**, v. 68, n. 1, p. 133-151, 1995.

BARRO, R. J. Economic growth in a cross section of countries. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 106, n. 2, p. 407-443, May. 1991.

BARRO, R. J. Inequality and growth in a panel of countries. **Journal of Economic Growth**, v. 5, n. 1, p. 5-32, Mar. 2000.

BARROS, L. C.; GOMES, F. A. R. Desigualdade e desenvolvimento: a hipótese de Kuznets é válida para os municípios brasileiros? **Análise Econômica**, v. 26, n. 50, p. 57-81, 2008.

BARROS, R. P.; CARVALHO, M.; FRANCO, S.; MENDONÇA, R. **A importância da queda recente da desigualdade na redução da pobreza**. Rio de Janeiro: IPEA, Texto para discussão, n. 1256, 2007.

BARROS, R. P.; CARVALHO, M.; FRANCO, S.; MENDONÇA, R. **Determinantes da queda na desigualdade de renda no Brasil**. Rio de Janeiro: IPEA, Texto para discussão, n. 1460, 2010.

BARROS, R. P.; HENRIQUES, R.; MENDONÇA, R. **A estabilidade inaceitável: desigualdade e pobreza no Brasil**. Rio de Janeiro: IPEA, Texto para discussão, n. 800, 2001.

BLACKWELL, J. L. Estimation and testing of fixed-effect panel-data systems. **The Stata Journal**, v. 5, n. 2, p. 202-207, 2005.

BREUSCH, T. S.; PAGAN, A. R. The LM test and its application to model specification in econometrics. **Review of Economic Studies**, v. 47, n. 1, p. 239-254, 1980.

CAMERON, A. C.; TRIVEDI, P. K. **Microeconometrics using Stata**. College Station: Stata Press. 2009. 732p.

CANGUSSU, R. C.; SALVATO, M. A.; NAKABASHI, Luciano. Uma análise do capital humano sobre o nível de renda dos estados brasileiros: MRW versus Mincer. **Estudos Econômicos**, v. 40, n. 1, p. 153-183, 2010.

CASELLI, F.; ESQUIVEL, G.; LEFORT, F. Reopening the convergence debate: a new look at cross-country growth empirics. **Journal of Economic Growth**, v. 1, n. 3, p. 363-389, Sept. 1996.

CASTRO, J. A.; RIBEIRO, J. A.; CHAVES, J. V.; DUARTE, B. C.; SIMÕES, H. B. **Gasto social e política macroeconômica: trajetórias e tensões no período 1995-2005**. Brasília: IPEA, Texto para Discussão, n. 1.324, 2008.

CASTRO, P. A. **Crescimento e desigualdade nos municípios brasileiros durante a década de 90**. Dissertação (Mestrado em Ciências Econômicas) – Faculdade de Ciências Econômicas, Universidade de Brasília, Brasília, 2006. 73 p.

CLARKE, G. R. G. More evidence on income distribution and growth. **Journal of Development Economics**, v. 47, n. 2, p. 403–427, 1995.

DEININGER, K.; SQUIRE, L. A new data set measuring income inequality, **The World Bank Economic Review**, v. 10, n. 3, p. 565-591, 1996.

DEININGER, K.; SQUIRE, S. New ways of looking at old issues: asset inequality and growth. **Journal of Development Economics**, v. 57, n. 2, p. 259-287, 1998.

DIAS, J.; DIAS, M. H. A. Crescimento econômico e as políticas de distribuição de renda e investimento em educação nos estados brasileiros: teoria e análise econométrica. **Estudos Econômicos**, v. 37, n. 4, p. 701-743, 2007.

DIAS, J.; DIAS, M. H. A.; LIMA, F. F. Os efeitos da política educacional no crescimento econômico: teoria e estimativas dinâmicas em painel de dados. **Revista de Economia Política**, v. 29, n. 3, p. 232-251, 2009.

EASTERLIN, R. Why isn't the whole world developed? **Journal of Economic History**, v. 41, n. 1, p. 1-19, Mar. 1981.

EASTERLY, W. The lost decades: developing countries' stagnation in spite of policy reform 1980-1998. **Journal of Economic Growth**, v. 6, n. 1, p. 135-157, 2001.

FORBES, K. A reassessment of the relationship between inequality and growth. **American Economic Review**, v. 90, n. 4, p. 869-887, Sep. 2000.

GALOR, O.; MOAV, O. From physical to human capital accumulation: inequality and the process of development. **Review of Economic Studies**, v. 71, n. 4, p. 1001-1026, Dec. 2004.

GREENE, W. H. **Econometric Analysis**. Upper Saddle River, New Jersey: Prentice Hall, 2003. 1024p.

GUIMARÃES, P. W. **Variação de renda familiar, desigualdade e pobreza no Brasil**. Tese (Doutorado em Economia Aplicada) – Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, 2007. 177 p.

GUJARATI, D. N. **Basic econometrics**. New York: McGraw-Hill, 2003.

HADRI, K. Testing for stationarity in heterogeneous panel data. **Econometrics Journal**, v. 3, n. 1, p. 148-161, 2000.

HAUSMAN, J. A. Specification tests in econometrics. **Econometrica**, v. 46, n. 5, p. 1251-1271, 1978.

HERZER, D.; VOLLMER, S. Inequality and growth: evidence from panel cointegration. **Journal of Economic Inequality**, online first, p. 1-15, 2011.

HOFFMANN, R. Transferências de renda e a redução da desigualdade no Brasil e cinco regiões entre 1997 e 2004. **Econômica**, v. 8, n. 1, p. 55-81, 2006.

IBGE. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. **Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios**. Disponível em: <http://www.ibge.gov.br> Acesso em: abr. 2010.

IPEADATA. **Ipeadata regional**. Disponível em: www.ipeadata.gov.br Acesso em: abr. 2010.

IPEAGEO. **IpeaGEO**. Versão 1.0.5. Disponível em: <http://www.ipea.gov.br/ipeageo/> Acesso em: mai. 2011.

JACINTO, P. A.; TEJADA, C. A. O. Desigualdade de renda e crescimento econômico nos municípios da Região Nordeste do Brasil: o que os dados têm a dizer? **Revista Econômica do Nordeste**, v. 40, n. 1, p. 61-79, 2009.

JONES, C. I. Time series tests of endogenous growth models. **Quarterly Journal of Economics**, v. 110, n. 3, p. 495-525, 1995.

KALDOR, N. Alternative theories of distribution. **Review of Economic Studies**, v. 23, n. 2, p. 83-100, 1956.

KALDOR, N. A model of economic growth. **The Economic Journal**, v. 67, n. 268, p. 591-624, Dec. 1957.

KRUEGER, A. O. Factor endowments and per capita income differences among countries. **The Economic Journal**, v. 78, n. 311, p. 641-659, Sep. 1968.

KRUEGER, A. B.; LINDAHL, M. Education for growth: why and for whom? **Journal of Economic Literature**, v. 39, n. 4, p. 1101-1136, Dec. 2001.

KUZNETS, S. Economic growth and income inequality. **American Economic Review**, v. 45, n. 1, p. 1-28, Mar. 1955.

LEWIS, W. A. Economic development with unlimited supply of labour. **Manchester School**, v. 22, p. 139-191, 1954.

LI, H.; ZOU, H. Income inequality is not harmful for growth: theory and evidence. **Review of Development Economics**, v. 2, n. 3, p. 318-334, Oct. 1998.

MANKIW, N. G.; ROMER, D.; WEIL, D. N. A contribution to the empirics of economic growth. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 107, n. 2, p. 407-437, May. 1992.

MDS. Ministério do Desenvolvimento Social e Combate à Fome. **Matriz de Informação Social**. Disponível em: <http://www.mds.gov.br> Acesso em: abr. 2010a.

MDS. Ministério do Desenvolvimento Social e Combate à Fome. **Bolsa Família cancela 710 mil benefícios por falta de atualização cadastral**. Disponível em: <http://www.mds.gov.br/saladeimprensa/noticias/2010/fevereiro/bolsa-familia-cancela-710-mil-beneficios-por-falta-de-atualizacao-cadastral>. Acesso em: jul. 2010b.

MIRRLEES, J. A. An exploration into the theory of optimum income taxation. **Review of Economic Studies**, v. 38, n. 114, p. 175-208, 1971.

MOREIRA, R. C. **Desigualdade, crescimento econômico e armadilhas da pobreza no Brasil: 1996 a 2007**. Tese (Doutorado em Economia Aplicada) – Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, 2009. 183 p.

MPS. Ministério da Previdência Social. **Base de dados históricos do anuário estatístico da Previdência Social**. Disponível em: <http://www.mps.gov.br> Acesso em: abr. 2010.

OKUN, A. M. **Equality and efficiency: the big tradeoff**. Washington: Brookings Institution, 1975.

PANIZZA, U. Income inequality and economic growth: evidence from American data, **Journal of Economic Growth**, v. 7, n. 1, p. 25-41, 2002.

PARTRIDGE, M. D. Is inequality harmful for growth? Comment. **The American Economic Review**, v. 87, n. 5, p. 1019-1032, Dec. 1997.

PARTRIDGE, M. D. Does income distribution affect U.S. State economic growth? **Journal of Regional Science**, v. 45, n. 2, p. 363-394, 2005.

PEROTTI, R. Growth, income distribution, and democracy: what the data say. **Journal of Economic Growth**, v. 1, n. 2, p. 149-187, Jun. 1996.

PERSSON, T.; TABELLINI, G. Is inequality harmful for growth? **The American Economic Review**, v. 84, n. 3, p. 600-621, Jun. 1994.

PESARAN, M. H. **A simple panel unit root test in the presence of cross section dependence**. University of Southern California. Working Paper, 2003.

RANGEL, L. A.; ANDRADE, J.; DIVINO, J. A. **Crescimento econômico e desigualdade de renda no Brasil de 1991 a 2000 – uma análise das áreas mínimas comparáveis**. Rio de Janeiro: IPEA, Texto para discussão, n. 1312, 2007.

ROMER, P. **Human capital and growth: theory and evidence**. NBER Working Paper, n. 3173, Nov. 1989.

SALA-I-MARTIN, X. X. I just ran two million regressions. **The American Economic Review**, v. 87, n. 2, p. 178-183, May. 1997.

SÁTYRO, N. G.; SOARES, S. S. D. **Análise do impacto do programa bolsa família e do benefício de prestação continuada na redução da desigualdade nos estados brasileiros – 2004 a 2006**. Rio de Janeiro: IPEA, Texto para discussão, n. 1435, 2009.

SOARES, F. V.; SOARES, S. S. D.; MEDEIROS, M.; OSORIO, R. G. **Programas de transferência de renda no Brasil: impactos sobre a desigualdade**. Brasília: IPEA, Texto para discussão, n. 1228, 2006.

SOARES, S. S. D.; OSORIO, R. G.; SOARES, F. V.; MEDEIROS, M.; ZEPEDA, E. **Programas de transferência de renda condicionada no Brasil, Chile e México: Impactos sobre a desigualdade**. Brasília: IPEA, Texto para discussão, n. 1293, 2007.

SOLOW, R. M. A contribution to the theory of economic growth. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 70, n. 1, p. 65-94, Feb. 1956.

STIGLITZ, J. The distribution of income and wealth among individuals. **Econometrica**, v. 37, n. 3, p. 382-397, 1969.

TAQUES, F. H.; MAZZUTI, C. C. T. P. C. Qual a relação entre desigualdade de renda e nível de renda per capita? Testando a hipótese de Kuznets para as unidades federativas brasileiras. **Planejamento e Políticas Públicas**, n. 35, p. 161-186, 2010.

VERBEEK, M. **A guide to modern econometrics**. Chichester: John Wiley & Sons, 2004.

WOOLDRIDGE, J. M. **Econometric analysis of cross section and panel data**. Cambridge: The MIT Press, 2001.