

UNIVERSIDADE FEDERAL DE SÃO CARLOS
CENTRO DE CIÊNCIAS E GESTÃO EM TECNOLOGIA
CAMPUS DE SOROCABA
CURSO DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS

ARISTEU RODRIGUES AZENHA NETO

**CRESCIMENTO ECONÔMICO NOS GOVERNOS FHC E LULA: UMA ANÁLISE PRÓ-
POBRE**

Sorocaba
2017

UNIVERSIDADE FEDERAL DE SÃO CARLOS
CENTRO DE CIÊNCIAS E GESTÃO EM TECNOLOGIA
CAMPUS DE SOROCABA
CURSO DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS

ARISTEU RODRIGUES AZENHA NETO

**CRESCIMENTO ECONÔMICO NOS GOVERNOS FHC E LULA: UMA ANÁLISE PRÓ-
POBRE**

Trabalho de Conclusão de Curso apresentado ao Centro de Ciências e Gestão em Tecnologia da Universidade Federal de São Carlos, campus Sorocaba, como requisito parcial para obtenção do título de bacharel em Ciências Econômicas.

Orientação: Prof. Dr. Rodrigo Vilela Rodrigues

Sorocaba
2017

Azenha Neto, Aristeu Rodrigues

Crescimento econômico nos governos FHC e Lula: uma análise pró-pobre
/ Aristeu Rodrigues Azenha Neto. -- 2017.

69 f. : 30 cm.

Trabalho de Conclusão de Curso (graduação)-Universidade Federal de São
Carlos, campus Sorocaba, Sorocaba

Orientador: Rodrigo Vilela Rodrigues

Banca examinadora: Andrea Rodrigues Ferro, Mariusa Momenti Pitelli

Bibliografia

1. Crescimento pró-pobre. 2. Desigualdade. 3. Pobreza. I. Orientador. II.
Universidade Federal de São Carlos. III. Título.

FOLHA DE APROVAÇÃO

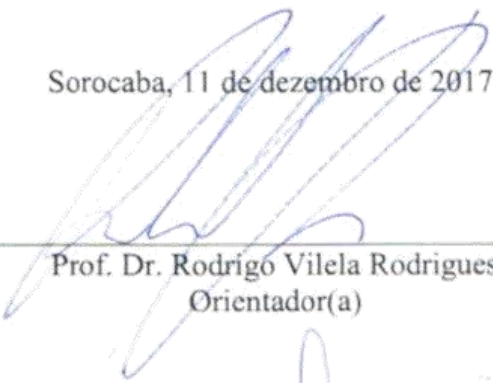
ARISTEU RODRIGUES AZENHA NETO

*"CRESCIMENTO ECONÔMICO NOS GOVERNOS FHC E LULA: UMA
ANÁLISE PRÓ-POBRE"*

MONOGRAFIA

Universidade Federal de São Carlos – Campus Sorocaba

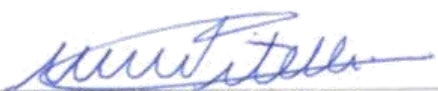
Sorocaba, 11 de dezembro de 2017.



Prof. Dr. Rodrigo Vilela Rodrigues
Orientador(a)



Profa. Dra. Andrea Rodrigues Ferro
Membro da Banca Examinadora



Profa. Dra. Mariusa Momenti Pitelli
Membro da Banca Examinadora

DEDICATÓRIA

Aos meus pais, Aristeu e Sonia, que tanto fizeram para a minha formação e por serem a base e a motivação para eu chegar até aqui.

AGRADECIMENTOS

A Deus por guiar meus passos durante a jornada de minha formação.

A todos os docentes do curso de Ciências Econômicas da UFSCar, por terem contribuído para a minha formação tanto profissional quanto pessoal. Em especial ao Prof.º Rodrigo que, através de suas excelentes aulas, me fez criar um profundo interesse pela economia do setor público.

Aos amigos que conquistei pelo percurso de minha vida acadêmica: Alan “Cigs” de Almeida, João “Tio Chico” dos Santos, Antônio “Billy” Louzada, Carlos “Carlão” Rosa, Frederico “Fred” Sampaio. Também agradeço aos vários colegas do curso pelas conversas nos corredores da universidade ou nas companhias de RU (Restaurante Universitário).

A minha namorada Amanda (mais um presente da universidade) que tanto me aconselhou, me incentivou e me ajudou nos momentos difíceis. Pelos bons momentos que passamos juntos em Sorocaba, seja na UFSCar, na Vila Universitária ou nos inúmeros passeios pela cidade. Também agradeço por ter me mostrado que o amor supera qualquer distância e dificuldade.

Aos meus pais, Aristeu e Sonia, por serem a pedra fundamental de minha existência. Pelo amor e carinho que sempre demonstraram por mim. Pela paciência que tiveram na minha ausência. Não existem palavras para descrever o meu amor por vocês.

RESUMO

Este trabalho tem por objetivo a análise do perfil de crescimento econômico brasileiro nos governos FHC e Lula sob a ótica do crescimento pró-pobre, por meio de um modelo de dados em painel que permite a decomposição da elasticidade total da pobreza em duas elasticidades parciais, renda-pobreza e desigualdade-pobreza, conforme proposto por Bruno, Ravallion e Squire (1998) e adotado por Santos (2011). Para tanto, utiliza-se os dados da PNAD para as 27 Unidades Federativas do Brasil de 1995-2010. Os resultados revelam que o governo FHC não foi capaz de alcançar o crescimento pró-pobre, uma vez que os efeitos das elasticidades mostram uma semi-estagnação da proporção de pobres. O governo Lula, por outro lado, alcançou o crescimento pró-pobre, os efeitos parciais da renda e da desigualdade estiveram acima de 2 p.p e 5 p.p., respectivamente. Postula-se que o cenário externo favorável, bem como as políticas de transferência de renda, contribuíram para o resultado do governo Lula.

Palavras-chave: Crescimento Pró-Pobre. Desigualdade. Renda. Pobreza.

ABSTRACT

This paper aims to analyze the profile of Brazilian economic growth in the FHC and Lula governments under the pro-poor growth perspective, through a panel data model that allows the decomposition of the total elasticity of poverty into two partial elasticities, income-poverty and inequality-poverty, as proposed by Bruno, Ravallion and Squire (1998) and adopted by Santos (2011). For this purpose, PNAD data are used for the 27 Federative Units of Brazil from 1995-2010. The results show that the FHC government was not able to achieve pro-poor growth, since the effects of the elasticities show a semi-stagnation of the proportion of poor. The Lula government, on the other hand, achieved pro-poor growth, the partial effects of income and inequality were above 2 p.p. and 5 p.p., respectively. It is postulated that the favorable external scenario as well as the policies of income transfer contributed to the result of the Lula government.

Keywords: Pro-Poor Growth. Inequality. Income. Poverty.

SUMÁRIO

1. INTRODUÇÃO.....	10
2. ASPECTOS ECONÔMICOS E SOCIAIS.....	13
2.1. GOVERNO FHC (1995 A 2002)	13
2.2. GOVERNO LULA (2003 A 2010).....	22
3. REVISÃO DE LITERATURA.....	28
4. METODOLOGIA	33
4.1. FONTE E TRATAMENTO DE DADOS	33
4.2. MODELO ECONOMÉTRICO	34
5. RESULTADOS	39
6. CONCLUSÃO	48
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	50
APÊNDICE A.....	57
APÊNDICE B.....	58
APÊNDICE C	59
APÊNDICE D	61
APÊNDICE E.....	63
APÊNDICE F.....	65
APÊNDICE G	66
APÊNDICE H	67
APÊNDICE I.....	68

1. INTRODUÇÃO

Desde a obra “Uma investigação sobre a natureza e as causas da riqueza das nações”, de Adam Smith, publicada em 1776, o crescimento da economia e a consequente distribuição produtiva vêm sendo estudados de forma sistêmica, com ênfase, sobretudo, nos estudos de outro economista clássico, David Ricardo. Para Ricardo, o principal objetivo da Economia Política (hoje, Ciências Econômicas) era o de explicar a distribuição do produto nacional entre os proprietários de terra, donos de capital e trabalhadores, na forma de renda, lucros e salários, respectivamente.

Teorias econômicas subsequentes de diversas linhas de pensamento se propuseram a investigar os determinantes do crescimento e as consequências do processo de desenvolvimento das economias. Kuznets (1955), nesse contexto, foi pioneiro ao mostrar evidências empíricas sobre o crescimento e a desigualdade. De acordo com Santos (2011), Kuznets argumenta que a desigualdade de renda tende a aumentar nos primeiros estágios de crescimento econômico, atingindo um ponto máximo, representado por um determinado nível de renda per capita, a partir do qual decresce à medida que a economia se desenvolve. Isto se daria por meio da migração dos trabalhadores de um setor primário, mais atrasado, para outros setores mais modernos.

Autores na literatura recente têm questionado a constatação de Kuznets (1955), demonstrando que o processo de crescimento da renda do país, não necessariamente tende à desconcentração. Nesses termos, o crescimento econômico pode ocorrer em meio à evolução da concentração de renda e empobrecimento da população. A cargo disso, são exemplos os trabalhos de Ravallion (1997), Deininger e Squire (1998) e Schultz (1998), que por meio da análise de séries temporais, rejeitaram a hipótese de Kuznets, observando que a desigualdade não teria tal relação causal pré-determinada com o crescimento econômico. É imersa nesta constatação que se desenvolve as perspectivas do crescimento pró-pobre.

O crescimento pró-pobre é definido por diversas organizações internacionais como um crescimento que leva a reduções significativas da pobreza (OCDE, 2001; ONU, 2000). Apesar do termo pró-pobre ser relativamente recente, com os primeiros estudos sendo desenvolvidos por volta dos anos 1990, as teses acerca dos efeitos do crescimento econômico sobre a pobreza, ou de como melhorá-los em países

subdesenvolvidos datam os anos 1950-1960. As questões debatidas estavam centradas na contradição entre *immiserating growth*¹ e desenvolvimento *trickle-down*².

O tema foi também abordado para o caso do Brasil. O trabalho de Hoffmann e Kageyama (2006), por exemplo, partiu da suposição de que o crescimento pró-pobre é aquele no qual a renda média de qualquer grupo de pessoas relativamente pobres cresce mais do que a média geral. Tal estudo utilizou dados de 1993-2004 e constatou que houve crescimento pró-pobre no Brasil neste período.

Manso et al. (2006), por outro lado, se propuseram a discutir o problema do desequilíbrio regional brasileiro pela avaliação do impacto do crescimento econômico pró-pobre de 1995-2004. Os autores utilizaram diversas medidas de pobreza (absoluta e relativa) e realizaram a decomposição das fontes de redução da pobreza, pelo crescimento da renda média e a distribuição de renda. Os resultados obtidos revelaram que as políticas que impulsionaram o crescimento da renda na região Nordeste foram mais “pró-pobre” do que nas demais regiões.

No caso brasileiro, os estudos analisam a questão do crescimento pró-pobre em períodos no tempo, sem realizar distinção de governos e/ou ações governamentais com o intuito de amenizar a situação de pobreza da população. Não há conhecimento, ao menos de forma difundida, de estudos que se propõem a investigar de forma comparativa os governos. A questão possui relevância, uma vez que, mudanças no cenário interno e externo podem contribuir para a alternância nas políticas econômicas.

A cargo disso, observa-se na literatura que existem diferenças substanciais nos cenários macroeconômicos, bem como na condução das políticas econômicas no Governo de Fernando Henrique Cardoso (FHC) de 1995 a 2002 e no Governo de Luiz Inácio Lula da Silva (Lula), de 2003 a 2010.

O governo FHC recebeu a economia com uma recente estabilização dos preços, resultante dos mecanismos de desenvolvimento econômico presentes nas diretrizes do Consenso de Washington como: a abertura comercial e financeira não planejada e indiscriminada, a manutenção do câmbio apreciado, a taxa de juros alta (na intenção de atrair capitais externos de curto prazo) e a eliminação de qualquer política de Estado voltada ao desenvolvimento (esta que gerou o desmonte do parque

¹ Crescimento empobrecedor.

² Também conhecido como “Teoria do gotejamento”.

industrial brasileiro e entraves ao desenvolvimento industrial) (FILGUEIRAS, 2000). Soma-se a isto, especialmente no final do segundo governo (1999-2002), um conjunto de políticas de transferência de renda que tinham o intuito de minimizar o problema de pobreza no país (SANTOS et al., 2011). Por outro lado, no governo Lula, apesar da manutenção das políticas macroeconômicas de estabilização do seu predecessor, o cenário externo no qual a economia se inseria se mostrava favorável. Nesse período o governo ampliou e criou uma série de políticas de cunho social, como a política de valorização do Salário Mínimo e o Programa Bolsa Família (FONSECA et al, 2013).

Em virtude das nuances na condução da política econômica e das especificidades do cenário macroeconômico das últimas décadas, o presente estudo visa analisar o perfil de crescimento econômico nos governos FHC e Lula. A pesquisa será desenvolvida sob a ótica do crescimento pró-pobre, verificando se no período dos governos em questão ocorreu tal crescimento, analisando-se os efeitos relativos da renda-pobreza e da desigualdade-pobreza.

Para tanto, propõem-se aqui a construção de um modelo de elasticidade renda-pobreza e elasticidade desigualdade-pobreza por meio de dados em painel, conforme Ravallion e Datt (1999) e Ravallion e Chen (2003) e adotado por Santos (2011), juntamente com a adaptação de Manso et al. (2006) para regiões. Utilizar-se-á a base de dados da Pesquisa Nacional de Amostra de Domicílios (PNAD/IBGE) da proporção de domicílios pobres, da renda domiciliar per capita média e do índice de Gini das 27 Unidades Federativas do Brasil, para o período de 1995 a 2010.

O trabalho está dividido em seis seções, contando esta introdução. A segunda seção apresentará o contexto socioeconômico dos períodos FHC e Lula. A terceira parte consistirá de uma breve revisão de literatura sobre o crescimento pró-pobre. A seguinte, revela a metodologia a ser utilizada neste estudo. A quinta e sexta parte versam sobre os resultados e conclusões da pesquisa.

2. ASPECTOS ECONÔMICOS E SOCIAIS

Para se compreender a evolução do crescimento econômico brasileiro, a economia política do período e as medidas de combate à pobreza nos governos FHC e Lula, o presente capítulo será dividido em duas subseções, uma para cada governo. Visa-se aqui expor o contexto interno e externo da economia brasileira em ambos os períodos, analisando-se a dinâmica de crescimento, a condução da política econômica, assim como as ações de redução da pobreza. Para tal, serão analisados, em cada subseção, o comportamento do PIB per capita, do indicador de Gini e da proporção de domicílios pobres.

2.1. GOVERNO FHC (1995 a 2002)

Fernando Henrique Cardoso assume a presidência da república em um momento ímpar na história política nacional pós crise da dívida externa³. O Plano Real, apresentado como o décimo terceiro plano de estabilização econômica, mostrava-se eficiente no combate à alta dos preços e teve no governo de FHC o seu robustecimento.

O cenário externo em que o governo FHC esteve inserido passou por transformações, iniciadas nos anos de 1970, na forma de acumulação do capital. Ao final da década, desenvolve-se o processo em que Chesnais (1996) denominou de “financeirização” do sistema capitalista. Tal processo de acumulação se deu sob os imperativos e a lógica da valorização financeira. As empresas deixaram o papel de “vendedoras” e passaram a assumir o papel de “investidoras”, sendo remuneradas a partir da parcela da atividade empresarial (parcela dos lucros).

Os espaços da valorização financeira se ampliaram e se consolidaram. O capital financeiro apareceu como uma nova categoria, além daquela de capital portador de juros. O novo aspecto consistiu na venda de direito de apropriação de valor futuro, seja da produção, serviços da dívida pública ou de ações. Esse capital se reproduziu em âmbito de mera especulação sobre rendimentos futuros (CHESNAIS, 1996).

³ A crise da dívida externa latino-americana foi uma sucessão de problemas econômicos. Resultado de instabilidades na solvência da dívida, atingindo a América Latina após a declaração de moratória da dívida externa pelo governo do México em 1982.

Além do processo de “financeirização”, desenvolveram-se novas tecnologias (principalmente a microeletrônica) que permitiram a maior flexibilização da produção, resultando na “desverticalização” das unidades produtivas e na reorganização da indústria mundial no espaço (CLARKE, 1990). Essa reconfiguração levou à “especialização flexível” das empresas, onde houve um enxugamento vertical das indústrias, buscando a maior eficiência na atividade final. Abriu-se espaço à cadeia internacional de valor, onde determinada etapa da produção era realizada no país que apresentava menor custo.

É neste contexto de acumulação capitalista mundial que o Plano Real, embasado nas teses presentes no Consenso de Washington, foi conduzido. As políticas implementadas com o plano tinham o intuito de escapar da armadilha constituída pelo binômio “crise da dívida - alta inflação”, que marcou os anos de 1980 até a primeira metade da década de 1990 na economia brasileira. As políticas propostas tinham a finalidade de estabelecer o controle inflacionário; retomar os fluxos de capitais estrangeiros, a fim de aliviar a restrição externa com o reestabelecimento da confiança no mercado internacional; e, com a estabilização macroeconômica, proporcionar o retorno do crescimento. Dentre as políticas postas em prática com o plano estavam: a abertura comercial e financeira não planejada e indiscriminada (que visava aumentar a eficiência econômica), a manutenção do câmbio apreciado, a taxa de juros elevada (com o objetivo de atrair capitais externos de curto prazo) e a eliminação de qualquer política de Estado voltada ao desenvolvimento (para não gerar distorções nas expectativas do mercado) (FILGUEIRAS, 2000).

A abertura comercial e financeira garantiria a eficiência produtiva e, por conseguinte, aumentaria a produtividade do trabalho e dos ganhos reais nos salários. Assim, para Franco (1996), a abertura possibilitaria: (i) a melhora na alocação dos recursos e, por consequência, na eficiência econômica; (ii) o aumento do nível de atividade econômica, por meio do crescimento da produtividade, derivada da maior concorrência com o mercado externo; (iii) o aumento da renda em favor do fator mais abundante, no caso brasileiro o trabalho desqualificado.

A abertura comercial e financeira somada ao câmbio apreciado reduziriam o protecionismo vigente sobre as empresas nacionais, aumentando a concorrência com o mercado externo. As empresas brasileiras seriam estimuladas a inovarem e a elevarem a produtividade do trabalho, favorecendo o aumento dos salários. Isto

contribuiria também para o controle inflacionário, beneficiando principalmente a população mais pobre, que sofre mais com os efeitos do aumento de preços. Desta forma, segundo a perspectiva de desenvolvimento presente no Plano Real, ocorreria o aumento da remuneração do trabalho, bem como a melhor distribuição de renda, resultando na redução da pobreza no país (FRANCO, 1996).

Para manter a harmonia de atração de fluxos de capitais, estabilização macroeconômica e eficiência produtiva, FHC, em seu mandato, manteve e intensificou a condução da política econômica, dando sequência à postura neoliberal do governo que o antecedeu. As políticas neoliberais, ao contrário do esperado, não levaram o país ao desenvolvimento almejado e, sim, a um grau de instabilidade macroeconômica persistente e a um padrão *stop and go*⁴ de crescimento, em virtude da elevada vulnerabilidade externa. Tais políticas deixavam a economia subordinada aos fluxos de crescimento e liquidez internacionais. O cenário econômico interno mostrava-se, pois, frequentemente abalado pelas mudanças no sistema financeiro internacional, que eram respondidas com aumentos da taxa de juros e contenção de gastos e investimentos. O resultado disso foi a redução da formação bruta de capital fixo na economia, aumento do desemprego, baixas taxas de crescimento e aumento da dívida pública (TEIXEIRA; PINTO, 2012). Cano (2012) afirma que o resultado das políticas baseadas nas teses do Consenso de Washington foi a inserção externa da economia brasileira como fornecedora de produtos primários no mercado mundial - produtos esses que a economia apresentava maior vantagem comparativa. O resultado desse processo foi a maior dependência da dinâmica de preços, que passaram, em sua maioria, a serem determinados pelo mercado internacional. Isto aumentou a subordinação da economia brasileira aos interesses e condições do mercado externo.

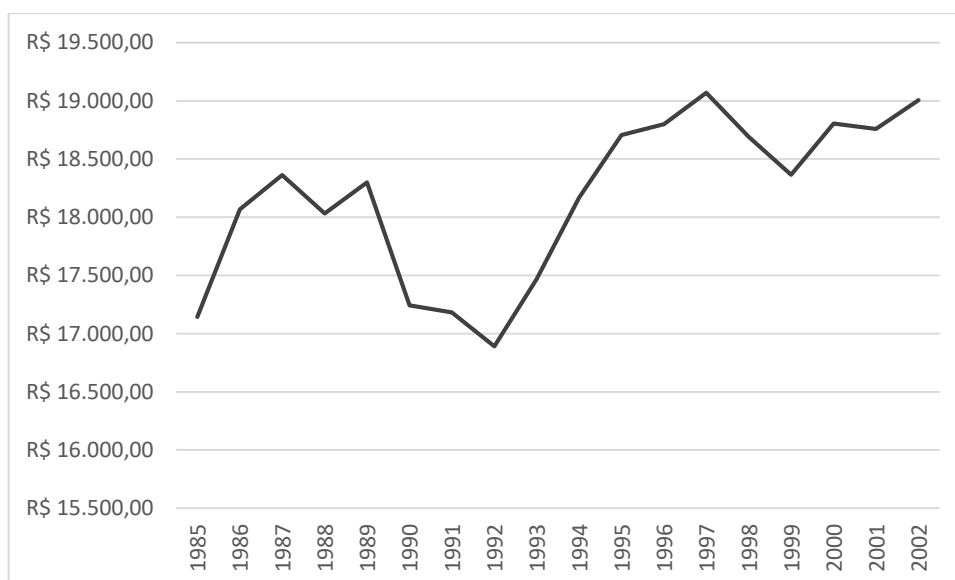
Paulani (2012) aponta que as medidas do Plano Real possibilitaram a estabilização inflacionária em detrimento das taxas de crescimento, com o aumento do déficit público. Segundo a autora, os investimentos estrangeiros diretos foram atraídos para atividades financeiras, com investimento em portfólio, especialmente na aquisição e fusão de empresas. Além disso, a taxa de juros elevada inibia o investimento em formação bruta de capital fixo, o que refletiu sobre as baixas taxas

⁴ O padrão *stop and go* de crescimento se caracteriza por breves momentos de crescimento econômico intercalados com quedas acentuadas.

de crescimento da economia brasileira no período da década de 1990 e início dos anos 2000.

Como pode ser observado no Gráfico 1, o PIB per capita no período de 1995 a 2002 esteve em média, em R\$ 18.775,06. O mesmo apresentou uma tendência de crescimento, no entanto, pouco expressivo, sendo a taxa de crescimento do período em torno de 0,20%. A taxa de crescimento econômico foi mais baixa em relação à performance obtida em períodos anteriores e, ao mesmo tempo, instável. Como exemplo, nos Governos Sarney e Collor/Itamar a taxa de crescimento foi de 1,32% e 1,05%, respectivamente.

Gráfico 1 - PIB per capita do Brasil de 1985 a 2002 (preço de 2013)



Fonte: Elaboração própria com base nos dados do IPEA, 2017.

O gráfico corrobora a literatura supracitada, apresentando crescimento com um padrão *stop and go*. Desta forma, a estratégia de desenvolvimento lastreada na consolidação de reformas estruturais que visam apenas criar expectativas positivas para a entrada de capitais externos resultaram em um quadro de semi-estagnação. Neste modelo de inserção na globalização, os instrumentos para gerar crescimento econômico localizam-se, preferencialmente, fora do sistema econômico nacional, advindo daí que o país perde capacidade e autonomia para construir suas próprias trajetórias de crescimento.

No que tange à distribuição de renda, em comparação a períodos anteriores, é possível extrair informações relevantes. Quando comparada ao Governo Sarney, a

taxa de crescimento da desigualdade no período FHC foi menor, como pode ser observado na Tabela 1. Enquanto de 1985 a 1989, a taxa média de crescimento da desigualdade foi de 1,24%, de 1995 a 2002 houve uma taxa média de redução de 0,29%.

Tabela 1 - Índice de Gini do Brasil de 1985 a 2002

Governo	Ano	Gini	Taxa média de crescimento (%)
Sarney	1985	0.598	
	1986	0.588	
	1987	0.601	
	1988	0.616	
	1989	0.636	1.24
Collor/Itamar	1990	0.614	
	1991*	-	
	1992	0.583	
	1993	0.604	
	1994*	-	-0.55
FHC	1995	0.601	
	1996	0.602	
	1997	0.602	
	1998	0.600	
	1999	0.594	
	2000*	-	
	2001	0.596	
	2002	0.589	-0.29

Fonte: Elaboração própria com base nos dados do IPEA, 2017.

Nota: *Dados não presentes devido a não realização da pesquisa.

Destarte, apesar das contradições que a condução da política econômica no governo FHC impôs ao crescimento econômico, o período apresentou reversão da trajetória de aumento da desigualdade de renda na economia. No entanto, observa-se uma trajetória de redução tímida da mesma, assemelhando-se a um comportamento de semi-estagnação que, segundo Mattos e Cardoso Jr. (1998), está relacionado a dois fatores: a redução do imposto inflacionário e o efeito preços relativos.

Em primeiro lugar, a redução do imposto inflacionário gerou um ganho em termos reais, uma vez que a menor proteção contra as perdas inflacionárias tende a

se concentrar justamente nas camadas mais baixas. Em segundo lugar, teria ocorrido um efeito preços relativos. O processo de abertura comercial provocou uma elevação da relação entre os preços de setores *non tradebles* (não sujeitos à concorrência externa) e os preços de *tradebles* (sujeitos à concorrência externa). Tal processo gerou um aumento relativo da remuneração dos autônomos, frente à remuneração dos trabalhadores industriais.

Rocha (2000) investiga a evolução da pobreza e os efeitos distributivos do Plano Real e constata que entre 1993 e 1995 ocorreram mudanças significativas. O rendimento médio das pessoas apresentou um ganho real expressivo, que se deu de maneira mais acentuada para os que percebiam rendimentos mais baixos. Essa evolução favorável dos rendimentos teve efeitos diretos sobre a redução da pobreza: a proporção de pobres passou de 44% (62,6 milhões de pessoas) em 1993 para 33,3% (49 milhões de pessoas) em 1995.

Apesar da redução generalizada da pobreza, esta ocorreu de forma diferenciada no espaço. A redução da proporção de pobres nas metrópoles está diretamente relacionada à retomada do nível de atividade e aos impactos da estabilização sobre os rendimentos mais baixos, particularmente nas ocupações do setor terciário (comércio e serviços) (ROCHA, 2000). Fato, este, intimamente ligado ao segundo fator da distribuição de renda pela diferença de preços relativos, relatada por Cardoso Jr e Mattos (1998).

Por outro lado, na região Norte os benefícios da estabilização se mostraram insuficientes para a redução da pobreza. Esse resultado é derivado da atração de migrantes que a região possuía, apesar da evidente falta de dinamismo econômico. Tais efeitos na região não refletiram no desempenho geral da economia brasileira, pois o número de pobres dessa região no período correspondia a 5,5% do nacional (ROCHA, 2000).

No entanto, para Rocha (2000), o efeito distributivo favorável do Plano Real não perdurou no período posterior ao plano (1996-1997), quando se observa uma estagnação da incidência de pobreza. A nova acomodação do indicador de pobreza para o país como um todo encobre, no entanto, evoluções localmente diferenciadas em função do impacto da reestruturação produtiva. Tal fato, mostra a incidência mais elevada da pobreza, independente do indicador considerado, na região Norte e Nordeste, e reduzindo em direção ao Sul.

As políticas de combate à pobreza e as amenizações das desigualdades não ficaram restritas à estabilização de preços da economia. Segundo Costa (2009), desde o final dos anos 1990, mesmo em meio a intensas restrições fiscais, ações foram construídas para a erradicação da pobreza por meio da perspectiva de políticas focalizadas. Dentre eles estão os programas Bolsa-Escola (PBE), Bolsa-Renda (PBR) e Bolsa-Alimentação (PBA). Além dos programas derivados da Lei Orgânica da Assistência Social (LOAS), como a Assistência ao Idoso e a Assistência a Pessoas Portadoras de Deficiências, um conjunto expressivo e difuso de benefícios assistenciais concedidos independentemente de contribuições efetuadas.

O PBE criado em 2001, concedia apoio financeiro às famílias de jovens e crianças de baixa renda como estímulo para que estas frequentassem a escola regularmente. O programa esteve embasado na Lei 9.533, de 10 de dezembro de 1997 que autorizava o Poder Executivo a conceder apoio financeiro aos municípios que instituíssem programas de garantia de renda mínima associados a ações socioeducativas (SANTOS et al., 2011).

O PBR de 2001 instituiu, por meio de medida provisória, o atendimento à população atingida pelos efeitos da estiagem, localizada nos municípios da região Nordeste e no norte do estado de Minas Gerais, com renda familiar abaixo de um terço do salário mínimo. Em 2002 o programa foi tornado permanente e ampliado para outras regiões (SANTOS et al., 2011).

O PBA do ministério da saúde, lançado também em 2001, visava à promoção das condições de saúde e nutrição de gestantes, mães amamentando seus filhos e crianças de 6 (seis) meses a 6 (seis) anos e onze meses de idade, em risco nutricional, pertencentes a famílias com renda mensal de até R\$ 90,00 per capita (preços de 2001), mediante a complementação da renda familiar para a melhoria da alimentação e o fomento à realização de ações básicas de saúde com enfoque predominantemente preventivo. Cada família recebia de R\$ 15,00 a R\$ 45,00 por mês (preços de 2001), dependendo do número de membros da família (SANTOS et al., 2011).

Na avaliação de Santos et al. (2011) sobre esses Programas de Transferências de Renda (PTR) implementados entre 2000 e 2002, coletando informações sobre “estrutura” normativa, infraestrutura, “processos” de implementação e “resultados” relativos a benefícios concedidos e impactos, o PBA e o PBE chegaram a beneficiar cerca de 5 milhões e 1 milhão de famílias, respectivamente.

Como “processos”, considerando que programas de combate à pobreza e de inclusão social se inserem no mundo dos direitos, sobretudo o direito à educação e à alimentação adequada, os (PTR) estudados objetivavam alcançar os municípios mais pobres do país e nestes as famílias mais carentes. No entanto, os autores encontraram problemas na estrutura dos programas que limitavam os efeitos positivos para a minimização da pobreza.

A primeira constatação é que nenhum dos programas explicitou em sua legislação as formas mais adequadas para o preenchimento do cadastro, fase fundamental para garantir a transparência de todo o processo e para tornar os programas mais efetivos no alcance aos mais pobres. Na prática, houve uma grande diversidade de métodos e estratégias de cadastramento, sendo que alguns permitiam maior número de fraudes e erros de focalização (SANTOS et al., 2011).

A segunda concerne às restrições no processo de implantação, as quais resultaram numa sinergia de fatores impeditivos ao acesso de parcelas dos mais excluídos. Exigências como documentos civis de todos os membros da família, comprovante de residência e a polêmica cobrança de notas fiscais de compra de alimentos resultaram em mecanismos de reforço às desigualdades existentes. Tais fatos, somados à ausência de agências ou correspondentes bancários nos municípios mais pobres e regiões mais remotas, dificultaram o acesso da população mais excluída aos benefícios a que tinham direito. Ainda na dimensão do processo, há que se destacar a fragilidade do controle social em torno de dois dos programas estudados, o que é mais um fator de constrangimento para a transparência no processo de implementação (SANTOS et al., 2011).

Belik et al. (2001), apresentaram a mesma linha de argumentação e adicionaram que, apesar da relevância dessas medidas compensatórias focalizadas na tentativa de minimização da pobreza, as políticas não previam formas de emancipação do dependente do benefício nem acompanhamento, para verificar se as famílias de fato, tinham suas carências solucionadas. Os dados da Tabela 2, de proporção de domicílios pobres na economia de 1985 a 2002, corroboram os efeitos favoráveis da distribuição e a relativa estagnação da pobreza em novo patamar mencionados por Rocha (2000), inclusive no período que se estende de 1997 a 2002. Destaca-se ainda que após a implantação das políticas focalizadas iniciadas em 2001,

a proporção de pobres caiu apenas 1 p.p. o que pode ser reflexo da baixa capacidade dos programas de atingirem seus propósitos.

Tabela 2 – Proporção de domicílios pobres no Brasil de 1985 a 2002

Governo	Ano	Proporção de domicílios pobres (%)	Taxa média de crescimento (%)
Sarney	1985	34.72	
	1986	20.93	
	1987	32.92	
	1988	37.13	
	1989	34.96	0.14
Collor/ Itamar	1990	36.04	
	1991*	-	
	1992	34.96	
	1993	35.46	
	1994*	-	-0.54
FHC	1995	28.13	
	1996	28.16	
	1997	28.40	
	1998	27.12	
	1999	28.25	
	2000*	-	
	2001	28.07	
	2002	27.01	-0.58

Fonte: Elaboração própria com base nos dados do IPEA, 2017.

Nota: *Dados não presentes devido a não realização da pesquisa

Posto isso, a literatura nos mostra que o governo FHC foi bem-sucedido na manutenção da estabilidade de preços, o que a princípio amenizou os efeitos do imposto inflacionário, por conseguinte, gerando um efeito distributivo e mudando o patamar e a trajetória crescente da pobreza. Contudo, o mesmo governo apresentou uma relativa estagnação da atividade econômica, se comparada aos governos que o precedem, e, mesmo com as políticas sociais focalizadas, mostrou uma manutenção no nível da distribuição de renda e pobreza. É imerso neste cenário econômico que o governo Lula assume a presidência da república em 2003.

2.2. GOVERNO LULA (2003 a 2010)

O governo de Luiz Inácio Lula da Silva obteve resultados macroeconômicos (crescimento econômico, inflação, renda *per capita*, emprego, finanças públicas e contas externas) melhores em comparação aos de seu antecessor. O nível da atividade econômica em termos reais cresceu 4,06% ao ano, valor acima do governo anterior, que cresceu 2,31%. O Índice de Preços Nacionais ao Consumidor Amplo (IPCA), que consiste na inflação que incide sobre a maior parte da população, foi de 5,79% ao ano, valor abaixo do governo que o antecedeu que foi de 9,25%. O setor externo apresentou resultados positivos, expressos nos superávits do Balanço de Pagamentos (BP) de US\$ 231,8 bilhões no acumulado de 2003-2010, comparado a US\$ 302,1 milhões de 1995-2002⁵.

Segundo Barbosa (2013), esse resultado benéfico foi derivado, principalmente: (i) do cenário externo favorável de crescimento da economia internacional até a crise de 2007/2008; (ii) da alta liquidez nos mercados financeiros e; (iii) do ciclo de alta dos preços das *commodities*, juntamente com a queda dos preços dos produtos manufaturados. Para o mesmo autor, tais elementos possibilitaram o crescimento econômico em um ambiente sem graves desequilíbrios internos ao longo dos dois mandatos.

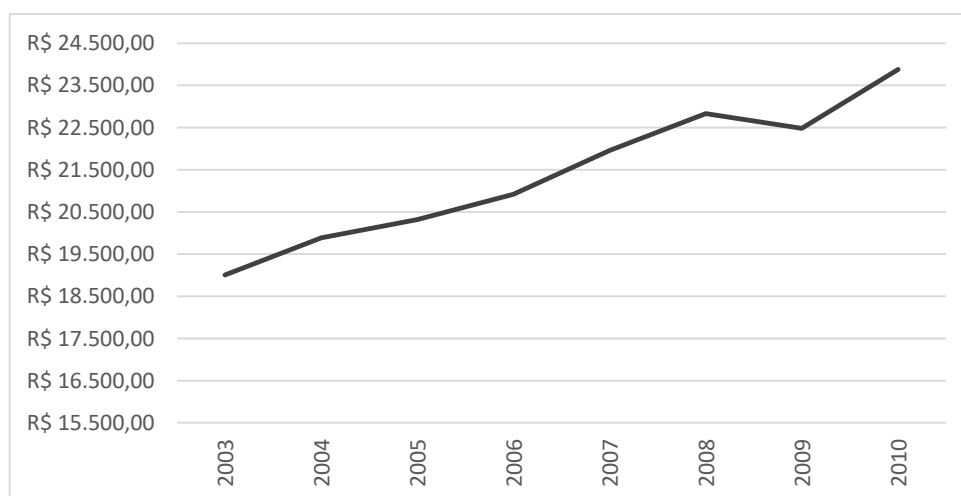
O crescimento da economia mundial permitiu um promissor desempenho no setor exportador. A maior participação da China no comércio mundial gerou dois efeitos: (i) a redução no preço de produtos manufaturados e; (ii) o aumento pela demanda de *commodities*. Tais fatores contribuíram para as contas externas, via crescimento de volume exportado e melhora nos termos de troca (BARBOSA, 2013). No cenário interno, ocorreu crescimento da renda do trabalho, programas de transferência de renda e políticas de promoção do desenvolvimento produtivo. Tais medidas proporcionaram a ampliação do consumo interno, contribuindo para o crescimento do PIB. Dentre as ações aplicadas no governo Lula, tiveram destaque: (i) as políticas de desenvolvimento produtivo, como o Programa de Aceleração do Crescimento (PAC); (ii) as medidas para o avanço na Política Industrial, Tecnológica e de Comércio Exterior (PITCE); e (iii) as políticas sociais, como a valorização do salário mínimo e o Programa Bolsa família (PBF).

⁵ Dados extraídos do Ipeadata.

O PAC buscou elevar o crescimento econômico com base na ampliação da taxa de investimentos públicos em infraestrutura, além de minimizar os obstáculos normativos, burocráticos e jurídicos, incentivando, assim, os investimentos privados. Já o PITCE buscou ampliar as capacidades de inovação das empresas, expandindo a capacidade industrial brasileira. Para Fonseca et al (2013), mesmo com tímidos resultados, as políticas de desenvolvimento produtivo acenaram à retomada da responsabilidade da política governamental como indutora do crescimento, abandonada no governo anterior. Priorizou setores e diagnosticou gargalos para o crescimento de longo prazo, com previsão de investimentos estatais e privados, incentivos fiscais e crédito através de órgãos oficiais, como o Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social (BNDES), a Caixa Econômica Federal e o Banco do Brasil. As políticas de valorização de salário mínimo e o PBF, originalmente de essência distributiva e voltados à redução da pobreza, contribuíram para a ampliação do consumo interno, favorecendo o crescimento da atividade econômica.

Frente aos aspectos citados, observa-se no Gráfico 2 o crescimento da economia no período 2003-2010. A evolução do PIB per capita nacional apresentou um comportamento antagônico ao do governo anterior de semi-estagnação. No período do governo Lula, o indicador apresentou trajetória crescente, com leve recessão no ano de 2009, devido aos efeitos da crise econômica internacional. A taxa de crescimento média no período foi de 2,89%, significativamente superior ao governo FHC que foi de 0,20%.

Gráfico 2 - PIB per capita do Brasil de 2003 a 2010 (preço de 2013)



Fonte: Elaboração própria com base nos dados do IPEA, 2017.

O desempenho da economia brasileira atrelada ao ciclo de alta do preço das *commodities* e à ampliação de transferência de renda aparentaram efeitos positivos sobre a desigualdade de renda e a pobreza.

O aumento acelerado dos preços das *commodities* (que representavam no período mais de 50% da pauta exportadora brasileira) indiscutivelmente contribuíram para a evolução favorável dos termos de troca ao longo do ciclo de alta de preços nos anos 2000. Segundo De Negri e Cavalcante (2014), tal evolução refletiu, no mercado interno, no deslocamento entre os índices de preços no atacado e ao consumidor ao longo do período. O índice de preços no atacado revela a evolução dos preços de insumos e matérias primas e é correlacionado com o índice de preços das *commodities*.

Como efeito, enquanto a variação acumulada do Índice de Preços por Atacado segundo Estágios de Processamento (IPA-EP) ultrapassou 300% entre 1996-2011, o Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), que reflete o preço aos consumidores, alcançou, no mesmo período, cerca de metade desse percentual. A discrepância na evolução de preços no atacado e ao consumidor gerou um aumento importante no poder de compra da população em termos reais. Esse fenômeno explica por que a renda do trabalho obtida pela PNAD teve crescimento real superior ao PIB, nos últimos anos (DE NEGRI E CAVALCANTE, 2014). Nesses termos, o próprio cenário externo contribuiu para a elevação da renda do trabalho, o que tende a gerar, ainda que indiretamente, efeitos distributivos dentro da economia.

Somando-se ao crescimento do PIB no período Lula, ocorreram, ainda, as políticas de combate à pobreza por transferências de renda, onde se destacou o Programa Fome Zero, o Programa Bolsa Família (PBF) e a Política de Valorização do Salário Mínimo. Segundo Fonseca et al (2013), tais políticas tiveram como principal objetivo a mitigação da fome e das vulnerabilidades associadas à miséria, assim como aumentar o consumo das famílias.

O Programa Bolsa Família, em especial, criado através de medida provisória, foi transformado em lei e regulamentado por decreto e, segundo Fonseca et al (2013), foi o principal programa de transferência de renda direta do governo federal. Constituiu-se no principal programa no âmbito da Estratégia Fome Zero. Desde sua constituição tem por objetivos: combater a fome, a pobreza e as desigualdades por meio da transferência de um benefício financeiro associado à garantia do acesso aos direitos

sociais básicos – saúde, educação, assistência social e segurança alimentar; promover a inclusão social, contribuindo para a emancipação das famílias beneficiárias, construindo meios e condições para que elas possam sair da situação de vulnerabilidade em que se encontram. O Programa unificava os programas já existentes de assistência como o Bolsa-Escola e o Bolsa-Alimentação, além de ampliar o público alvo. O Programa Bolsa Família foi estendido a 11 milhões de famílias, 5 milhões de famílias a mais que os programas Bolsa-Escola e Bolsa-Alimentação. O salário mínimo cresceu 57%, em termos reais, entre 2002 e 2010, atingindo o maior patamar desde o começo dos anos 1970, o que significou um acréscimo significativo da massa salarial e do consumo das famílias.

Segundo Soares et al (2010) de 1999 a 2009, segundo a Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios, realizada pelo IBGE em todo o território nacional, o índice de Gini (x100) foi de 59,2 a 54,0. A transferência de renda do Bolsa Família foi responsável por 15% da queda no período. O que mais impressiona é que o PBF o fez mesmo representando apenas 0,7% da renda das famílias, tal como medida nas pesquisas domiciliares.

No que tange à redução da pobreza, para a linha de renda de até R\$ 100 (per capita) por mês, a queda foi de 12 p.p. de 26% para 14% da população. Os benefícios do PBF respondem por aproximadamente 16% da queda. Para a linha de renda de até R\$ 50 (per capita) por mês, a pobreza caiu de 10% para menos de 5% da população e o Programa Bolsa Família responde por quase um terço da redução (Soares et al. 2010).

Talvez, mais relevante que a contribuição do benefício do PBF para a redução da pobreza, no longo prazo, tenha sido sua atuação em momentos de crise. Entre 1999 e 2003, os programas antecessores ao PBF evitaram 40% do aumento da pobreza que teria ocorrido na sua ausência. Entre 2001 e 2003 eles inverteram a tendência das rendas oriundas do mercado de trabalho e levaram a uma pequena redução da pobreza. De 2007 a 2009 o benefício PBF inverteu a tendência da pobreza extrema, levando a uma queda que não teria ocorrido sem estes benefícios (Soares et al. 2010).

Por outra via, De Negri e Cavalcante (2014), argumentam a importância do aumento da renda do trabalho. Segundo os autores esta foi responsável pela redução de 30% na desigualdade de renda. O efeito da valorização do salário mínimo sobre o

aumento da renda do trabalho não é uma questão ainda equacionada, mas há evidências da associação. O salário mínimo passou de R\$ 151,00 em 2000 para R\$ 678 em 2013, um aumento de 350%, superior ao IPCA que foi de 127% e do Índice de Preços ao Produtor Amplo (IPA) que foi de 200% no mesmo período. É possível que esse ganho real do salário mínimo tenha contribuído para a redução da pobreza e para a ampliação do produto interno pelo aumento do consumo.

Posto isso, no governo Lula observou-se uma trajetória de redução da desigualdade de renda pelo índice de Gini. Como mostra a Tabela 3, a desigualdade de renda, quando comparada ao governo predecessor, teve uma maior redução. Enquanto no governo FHC houve uma taxa média de redução de 0,29%, no período de 2003 a 2010 a redução foi de 1,02%.

Tabela 3 - Índice de Gini do Brasil de 2003 a 2010

2003	0.583
2004	0.572
2005	0.570
2006	0.563
2007	0.556
2008	0.546
2009	0.543
2010*	-

Fonte: PNAD/IBGE

Nota: *Dado não presente devido a não realização da pesquisa.

No que se refere à redução da pobreza, no governo Lula mostrou-se significativa, diferentemente do apresentado pelo governo anterior, como revela a Tabela 4. Quando se observa a proporção de domicílios pobres, nota-se que a taxa média de redução da pobreza foi de 8,11% de 2003 a 2010, contra 0,58% de 1995 a 2002.

Tabela 4 – Proporção de domicílios pobres no governo Lula (%)

2003	28.20
2004	26.38
2005	23.58
2006	20.33
2007	19.40
2008	17.16
2009	16.34
2010*	-

Fonte: PNAD/IBGE

Nota: *Dado não presente devido a não realização da pesquisa

Nesse sentido, apesar da relativa manutenção das políticas econômicas do governo anterior, visando à estabilização monetária, fatores internos e externos contribuíram para o bom desempenho do governo Lula na redução da desigualdade e da pobreza. O cenário externo favorável, a adoção de políticas de transferências de renda e de valorização do salário mínimo, bem como a retomada do Estado na promoção do desenvolvimento, ajudaram o país a alcançar o crescimento econômico com redução da desigualdade e da pobreza.

3. REVISÃO DE LITERATURA

O crescimento pró-pobre foi definido por diversas organizações internacionais como um crescimento que leva a reduções significativas na pobreza (OCDE, 2001 e ONU, 2000). Apesar do termo pró-pobre ser relativamente recente, com os primeiros estudos sendo desenvolvidos por volta dos anos 1990, as teses acerca dos impactos do crescimento econômico sobre a população mais pobre, ou de como melhorá-los nos países subdesenvolvidos datam os anos de 1950-1960. As questões debatidas estavam centradas na contradição entre *immiserating growth* e desenvolvimento *trickle-down*.

Segundo Kakwani e Pernia (2000), citado por Santos (2011), a perspectiva do desenvolvimento *trickle-down* pressupõe que o aumento da atividade econômica favorecerá primeiro os mais ricos e, conforme o seu gasto com consumo aumenta, parte dos ganhos seria transferida aos pobres. Deste modo, os pobres se beneficiariam indiretamente pelo acréscimo da renda nacional, porém com um ganho desproporcional e inferior. Nessa ótica, mesmo com o ganho desproporcional, a pobreza tenderia a se reduzir.

No entanto, esse progresso econômico pode não ser transferido à população carente, ou até mesmo pode ocorrer que o aumento da renda seja empobrecedor, aspecto esse defendido pela abordagem *immiserating growth*. Isso acontece quando o crescimento da renda está associado a um grande aumento da desigualdade. A desigualdade de renda opera nesse caso como força oposta ao fruto positivo do crescimento econômico.

Santos (2011) mostra, através dos estudos de Dollar e Kraay (2002), que, independentemente deste conflito no passado, parece existir um consenso na literatura recente sobre o crescimento pró-pobre de que o crescimento econômico favorece o aumento da renda dos pobres e a redução da pobreza. Porém, o efeito positivo do dinamismo da atividade econômica sobre a redução da pobreza está sujeito a forças contrapostas, como a disparidade de renda.

Corroborando a constatação da literatura, Ravallion e Chen (2003) consideram o crescimento em benefício dos pobres como aquele capaz de reduzir a pobreza, independentemente do nível da desigualdade de renda. Nessa vertente, o crescimento seria não pró-pobre somente se a renda dos pobres ficasse estagnada

ou diminuísse. Partindo dessa definição, para mostrar se um processo de crescimento é pró-pobre, os autores definiram uma curva de incidência de crescimento (CIC) que indica as taxas de crescimento da renda em diferentes percentis. Se a curva é positiva em todos os pontos, existe uma redução inequívoca da pobreza entre dois períodos. Também está implícito que, conforme a CIC muda para cima em todos os percentis, a redução da pobreza é maior. Na aplicação para a economia chinesa, Ravallion e Chen (2003) observaram que o crescimento econômico foi mais pró-pobre entre 1993 e 1996, à taxa de 10% ao ano, enquanto a taxa de crescimento da renda média foi de 8,2%. No período de 1990 a 1999, por outro lado, o crescimento pró-pobre foi de 3,9%, inferior à taxa de crescimento da renda média, que foi de 6,2%.

Kraay (2004) propõe uma técnica de decomposição da pobreza absoluta no intuito de identificar prováveis fatores de crescimento pró-pobre. Sua técnica é embasada em Datt e Ravallion (1999), fazendo-se a decomposição da variação das medidas de pobreza entre os componentes de crescimento, distribuição e resíduo. Essa técnica consiste basicamente na mensuração do componente crescimento e do componente desigualdade na variação do nível de pobreza. O componente crescimento sintetiza o impacto sobre a pobreza do aumento (ou redução) da renda média, mantendo-se a desigualdade constante. Já a componente desigualdade mostra o efeito na pobreza de uma mudança distributiva, na ausência de qualquer alteração da renda média. Isto é, a decomposição gera dois componentes contrafactuais, que isolam os impactos dos macros determinantes imediatos da pobreza. Assim, Kraay (2004) identifica a importância relativa dos fatores: (i) taxa de crescimento da renda média; (ii) sensibilidade da pobreza ao crescimento da economia; e (iii) variação da renda relativa.

Para isso, o mesmo autor utilizou o modelo de dados em painel de 80 países em desenvolvimento (incluindo o Brasil) para os anos de 1980 a 1990, além da definição de linha de pobreza de um dólar ao dia. O autor verificou que, no médio prazo, a maior parte da variação das mudanças na pobreza deve-se ao crescimento, sugerindo que políticas e instituições que promovam um crescimento de base ampla devem ser fundamentais para o crescimento pró-pobre. O restante é devido a padrões de crescimento de redução da pobreza em rendimentos relativos, em vez de diferenças na sensibilidade da pobreza ao crescimento da renda média. Tais resultados corroboram em parte a tese de que políticas econômicas convencionais,

de promoção de crescimento do produto, são mais eficazes no combate à pobreza, assim como defende Dollar e Kraay (2002).

Há trabalhos na literatura internacional, como Ravallion (1997), e nacional, como Resende et al (2007) e França et al (2017), que exploraram o efeito da distribuição de renda. Nesses trabalhos os autores testaram a hipótese de que quanto mais desigual um país ou região é, menor é a efetividade do crescimento na redução da pobreza. Tal hipótese é sustentada por duas abordagens.

A primeira é descrita por Ravallion (1997) como *induced-growth*⁶, em que uma elevada desigualdade inicial implicaria em uma posterior baixa da taxa média de crescimento e, assim, a uma mínima redução na pobreza absoluta, devido às falhas de mercado, bem como às intervenções governamentais. No entanto, não existe consenso na literatura empírica, nem teórica, acerca desta tese.

A outra abordagem, denominada por Ravallion (1997) como *growth-elasticity*⁷, diz que se a desigualdade inicial for alta, o impacto do crescimento sobre a pobreza absoluta será menor do que em um cenário onde a desigualdade inicial seja baixa. Dessa forma, considerando o mesmo aumento da renda média, nas duas situações, o efeito do crescimento sobre a diminuição da pobreza será maior quanto menor a desigualdade de renda, pois quanto mais alta a parcela de renda inicial do pobre, mais alta (em média) será a sua parcela no aumento da renda total.

Assumindo essa segunda alegação, Ravallion e Chen (2003) realizaram um teste empírico por meio de um modelo de dados em painel, utilizando a renda *per capita* de 23 países em desenvolvimento (incluindo o Brasil) para os anos da década de 1980 e 1990. Estatisticamente o modelo mais restrito foi o escolhido, uma vez que foi constatado que o crescimento da renda média corrigida pela desigualdade tem maior impacto redutor na pobreza do que o crescimento da renda média por si só. A elasticidade crescimento-pobreza corrigida declina-se com o aumento da desigualdade, sendo 3,33 para um Gini de 0,25 e 1,82 para um Gini mais alto de 0,59.

Kakwani e Pernia (2000) também utilizaram essa decomposição. Os autores propõem uma medida de crescimento pró-pobre denominada “taxa de crescimento pró-pobre”. Baseados na curva de Lorenz para decompor a mudança na pobreza, analisam duas frentes: a primeira mantém constante a variação na distribuição de

⁶ Crescimento induzido.

⁷ Elasticidade do crescimento.

renda para então calcular a variação total da pobreza que é fruto do crescimento; a segunda estima os efeitos da variação na distribuição de renda, mantendo-se constantes os níveis de renda média. Por meio desse método, é construído um índice de crescimento pró-pobre: uma razão entre a elasticidade renda-pobreza e a elasticidade crescimento-desigualdade. O método em questão leva em conta não só a magnitude do crescimento, mas também a maneira como os benefícios do crescimento são distribuídos aos pobres e aos não pobres. Segundo Kakwani e Pernia (2000), se o índice for superior a 1, tem-se crescimento favorável aos pobres, ou seja, a população pobre se beneficia mais que proporcionalmente em comparação à não-pobre. No entanto, se esse indicador for positivo, porém inferior a 1, o crescimento não é restrito aos pobres, ou seja, embora diminua a pobreza, este aumento da renda é acompanhado por piora na distribuição. Finalmente, se o indicador for negativo, o crescimento implica no aumento da pobreza.

Tais autores utilizaram essa metodologia para investigar o crescimento em Laos, na Tailândia e na Coreia do Sul. Os resultados revelaram que Laos experimentou uma taxa de crescimento do produto de 4,6%, entre 1992-1993 e 1997-1998. Porém, este crescimento foi fracamente pró-pobre (0,21), com o crescimento da desigualdade de renda relativa minimizando o efeito do crescimento econômico na redução da pobreza. No caso da Tailândia, o dinamismo econômico desde os anos 1980 teve como consequência a redução da pobreza, embora este crescimento tenha ocorrido em detrimento da distribuição de renda. Já a Coreia do Sul, em contraste às duas economias, experimentou um crescimento de fato pró-pobre, resultado de um crescimento de renda com diminuição da desigualdade no período de 1990-1998.

Entre os estudos feitos para o Brasil, podemos citar o realizado por Hoffmann e Kageyama (2006). Adotando a definição de Son (2004) para crescimento pró-pobre, em que a renda média do grupo de pessoas relativamente pobre cresce mais do que a média geral, os autores constataram que no período de 1993 a 2004 houve crescimento pró-pobre no Brasil tanto nas áreas urbanas quanto nas rurais. O crescimento da renda média foi de 18,9% no Brasil, 13,9% nas áreas urbanas e 20% nas áreas rurais, sendo que, no grupo dos relativamente pobres o crescimento da renda média foi maior que o da média nacional. No que concerne à desigualdade, medida pelo coeficiente de Gini e pelo índice T de Theil, os autores observaram uma

redução na desigualdade, corroborando a definição de crescimento pró-pobre de Son (2004).

Kakwani e Son (2003), citados por Santos (2011), destacam as definições utilizadas ao crescimento pró-pobre. Os autores subdividem o crescimento pró-pobre pelas definições fraca e forte. Um crescimento pró-pobre está enquadrado na definição fraca se o crescimento econômico trouxer melhora na renda absoluta da população pobre, mesmo ocorrendo aumento na desigualdade de renda. O desenvolvimento *trickle-down*, apresentado no começo deste capítulo, se enquadra nesta definição. Já um crescimento pró-pobre abordado pela definição forte apresenta como característica o aumento relativo na renda dos pobres. Desta forma, a renda dos pobres deve aumentar, assim como haver diminuição da desigualdade.

Posto isso, para avaliar o perfil do crescimento do Brasil nos governos FHC e Lula no presente trabalho, sob a ótica do crescimento pró-pobre, opta-se pela análise com a desagregação dos fatores que contribuem para a redução da pobreza, com a construção do modelo de elasticidade renda-pobreza e elasticidade desigualdade-pobreza. Tal metodologia é relevante pois permite calcular o impacto do crescimento econômico sobre a pobreza, expresso por meio da evolução da renda domiciliar *per capita* média e da desigualdade de renda (expressa pelo índice de Gini), de forma simultânea e integrada.

A definição forte do crescimento pró-pobre é a que será utilizada, uma vez que a definição forte permite exaurir a possibilidade de existir efeitos da renda sobre a redução da pobreza com favorecimento mais intenso aos mais ricos, aumentando as desigualdades sociais. Assim sendo, neste estudo o crescimento só será considerado pró-pobre caso aumente a renda os domicílios pobres e, também, diminua a desigualdade de renda. Desta forma, para se enquadrarem no conceito de crescimento pró-pobre, os períodos analisados devem apresentar crescimento positivo da taxa de crescimento da renda domiciliar *per capita* média, crescimento negativo da taxa de crescimento da desigualdade, com consequentes valores negativos de efeitos renda-pobreza e desigualdade-pobreza, além das elasticidades renda-pobreza e desigualdade-pobreza serem maiores do que a unidade em módulo.

4. METODOLOGIA

As diferentes interpretações e opiniões sobre o tema demonstram que alguns estudos dão maior ênfase ao aumento nominal da renda dos indivíduos mais pobres (definição fraca); outros, estabelecem que o crescimento pró-pobre deverá ser responsável por aumentar mais que proporcionalmente a renda desses indivíduos em relação ao aumento médio da renda na economia como um todo, apresentando, em consequência, queda da desigualdade (definição forte). Há ainda uma parcela de autores que incluem em seus estudos questões como a dinâmica de acesso a serviços e oportunidades.

4.1. FONTE E TRATAMENTO DE DADOS

O presente trabalho busca avaliar o perfil de crescimento do Brasil no período de 1995 a 2010 e entre os anos de 1995 a 2002 e de 2003 a 2010. Verificando se houve diferenças no perfil de crescimento, sob a perspectiva do crescimento pró-pobre, através da definição forte.

Para cumprir esse objetivo, utiliza-se a base de dados da renda domiciliar per capita média (como variável expressão do crescimento), do índice de Gini (como variável da desigualdade social) e da proporção de domicílios pobres (como medida de pobreza). Os dados utilizados foram os das 27 Unidades Federativas (UFs) que compõem o Brasil, no período de 1995-2010, excluindo-se apenas os anos de 2000 e 2010, por serem anos censitários. Todos os dados neste estudo foram retirados das bases da Pesquisa Nacional de Amostra de Domicílio (PNAD), elaborados pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) e disponibilizados na plataforma do IPEADATA.

A PNAD/IBGE define a linha da pobreza como o dobro da linha de extrema pobreza, esta última definida por uma estimativa do valor de uma cesta de alimentos com o mínimo de calorias necessárias para suprir adequadamente uma pessoa, com base em recomendações da FAO e da OMS. Logo, o indicador faz distinção sobre o padrão de vida predominante em cada região. Posto isso, ressalta-se que a pobreza aqui é vista em caráter relativo.

Como meio de investigação opta-se pelo modelo de Bruno, Ravallion e Squire (1998), descrito por Pinto e Oliveira (2010) e adotado por Santos (2011), realizando uma análise de dados em painel para as 27 Unidades Federativas (UFs) do Brasil. Segundo os autores, o uso do índice de Gini permite a divisão da elasticidade total nas seguintes elasticidades parciais:

- i. Elasticidade renda-pobreza: revela o efeito crescimento puro, à medida que considera somente o impacto da variação da renda sobre a pobreza, sem haver mudanças na desigualdade;
- ii. Elasticidade desigualdade-pobreza: detecta o impacto da desigualdade, sem alterações no nível de renda.

Serão estimados os coeficientes referentes à elasticidade renda-pobreza e à elasticidade desigualdade-pobreza para o Brasil e a cada Unidade Federativa no Governo FHC (1995-2002) e Lula (2003-2010). A estimação do modelo econométrico será feita através do método de dados em painel, onde se contempla a relação entre a renda média, a desigualdade e a proporção de pobres de cada estado, utilizando-se o logaritmo neperiano das variáveis. A seção a seguir apresenta as especificações do modelo econométrico a ser utilizado.

4.2. MODELO ECONOMÉTRICO

Para cumprir o intuito deste trabalho, optou-se por utilizar a metodologia da elasticidade total da pobreza conforme Datt e Ravallion (1992) e adotada por Santos (2011). Desta forma, propõem-se aqui a decomposição da elasticidade total em duas elasticidades parciais: elasticidade renda-pobreza e elasticidade desigualdade-pobreza. Para tanto utiliza-se um modelo de regressão linear de dados em painel. Tal modelo combina unidades amostrais (indivíduos, empresas, países, regiões, etc) associadas, em geral, ao longo do tempo. Uma vez que a série de dados históricos do Brasil é restrita, esse método permite agrupar um maior número de informações. Nesse caso, há muito mais informação para se estudar o fenômeno e graus de liberdade adicionais. Segundo Gujarati (2006), a metodologia apresenta algumas vantagens, listadas a seguir:

- (i) Aumento no tamanho da amostra;
- (ii) Acomoda a heterogeneidade. Permitindo variáveis específicas para cada unidade *cross-section*;
- (iii) Produz mais informações, com menor grau de colinearidade, maior eficiência e capacidade de minimizar o viés dos estimadores.

Destarte, as referidas elasticidades parciais foram obtidas por meio do seguinte modelo econométrico de regressão linear dos logaritmos neperianos das variáveis, conforme a equação abaixo:

$$\ln(P_{it}) = \alpha + \beta_1 \ln(Y_{it}) + \beta_2 \ln(Gini_{it}) + \delta_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

Onde as variáveis P_{it} = Proporção de domicílios pobres; Y_{it} = Renda domiciliar per capita média; $Gini_{it}$ = Índice de Gini; δ_i = Termo de efeito não observado; α , β_1 e β_2 = Parâmetros; ε_{it} = Termo de erro. Os subscritos i e t representam a unidade de observação amostral (unidade federativa) e o período de tempo (ano), respectivamente.

O termo de efeito não observado δ_i configura os fatores exógenos ao âmbito econômico, exemplo disso, é a experiência histórica específica de cada indivíduo amostral, cuja influência sobre a relação crescimento-pobreza é também apontada na literatura (KAKWANI E PERNIA, 2000). Desta maneira, esse termo foi introduzido com o intuito de possibilitar ao modelo captar as características intrínsecas a cada estado em termos históricos, políticos e culturais, que serão consideradas constantes ao longo do período analisado.

Considerando-se um conjunto de dados formado por $i = 1, 2, \dots, N$ unidades de observação amostrais (dadas pelas unidades federativas) e $t = 1, 2, \dots, T$ períodos de tempo (dados pelo período de 1995-2010), o modelo geral é representado por:

$$\ln(Y_{it}) = \alpha_i + \beta X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

Onde α_i são as características ou efeitos específicos das unidades amostrais, constantes ao longo do tempo e ε_{it} o termo de erro. Tal equação, assim como a (1),

gera dois modelos específicos, que variam de acordo com as pressuposições a respeito da possível correlação entre o termo de erro e as variáveis explicativas Y_{it} . Esses modelos são descritos abaixo:

(i) Modelo de Efeitos Fixos (EF): tem o intuito de controlar os efeitos das variáveis omitidas entre os indivíduos, permanecendo constantes ao longo do tempo. Para isto, pressupõe-se que o intercepto varia de um indivíduo para o outro, mas é constante ao longo do tempo. Os parâmetros resposta são constantes para todos os indivíduos e em todos os períodos de tempo (GREENE, 2008). Nesse sentido, o modelo (1) proposto toma a seguinte forma:

$$\ln(P_{it}) = \alpha_i + \beta_1 \ln(Y_{it}) + \beta_2 \ln(Gini_{it}) + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

Onde o subscrito i no intercepto α decorre do fato de que $\alpha_i = \alpha + \delta_i$, ou seja, o intercepto agora é composto pelo coeficiente autônomo α , que é igual para todos os indivíduos e invariante no tempo, mais o termo não observado, específico a cada unidade δ_i (SANTOS, 2011).

Segundo Islam (1995), a principal utilidade da modelagem de dados em painel com efeitos fixos é permitir que sejam analisadas as diferenças que porventura ocorram entre empresas, setores, municípios, estados, países, entre outras classificações.

(ii) Modelo de Efeitos Aleatórios (EA): este modelo possui as mesmas pressuposições do modelo de efeitos fixos. Porém, enquanto o modelo de efeitos fixos trata os interceptos como parâmetros fixos, o modelo de efeitos aleatórios trata os interceptos como variáveis aleatórias. Nesse sentido, a heterogeneidade não se relaciona com as variáveis explicativas. Assim, a equação (1) é reescrita da seguinte forma:

$$\ln(P_{it}) = \alpha_i + \beta_1 \ln(Y_{it}) + \beta_2 \ln(Gini_{it}) + \vartheta_{it} \quad (4)$$

Onde, α_i é o coeficiente autônomo de cada unidade amostral e o erro combinado é dado por $\vartheta_{it} = \delta_i + \varepsilon_{it}$, isto é, composto por efeito não observado e pelo erro idiossincrático.

As propriedades indicam que ϑ_{it} possui média igual a zero e variância constante, logo, o erro é homocedástico. Além disso, os erros do mesmo indivíduo em diferentes períodos no tempo são correlacionados, caracterizando a autocorrelação. Por fim, os erros de diferentes indivíduos no mesmo instante de tempo não são correlacionados.

Como existe correlação entre os erros do mesmo indivíduo em períodos de tempo diferentes, o método dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) não é o mais apropriado para estimar os coeficientes de modelos de efeitos aleatórios (GREENE, 2008). Santos (2011) recomenda nesse caso o uso do modelo de Mínimos Quadrados Generalizados Factíveis (MQGF).

Deste modo, no presente estudo será realizado, a princípio, a estimação do modelo de efeitos aleatórios para o período de 1995-2010. Em seguida será realizado o teste de *Breusch-Pagan* (BP) para verificar a presença ou ausência de efeitos não observados. O teste apresenta como hipótese nula a ausência de efeitos não observados. Em caso de rejeição da H_0 , o modelo de efeitos aleatórios é preferível ao modelo de efeitos fixos (GUJARATI, 2006).

Caso seja preferível o modelo de EA, será realizada a confirmação por meio da verificação de autocorrelação nos dados em painel e presença de heterogeneidade no modelo. O principal elemento para decidir entre os modelos de EF e o de EA é o efeito não observado α_i . Nas situações em que α_i é não correlacionado com as variáveis explicativas, o modelo de EA é o mais indicado. Por contraste, se α_i for correlacionado com alguma das variáveis explicativas, o modelo de EF deve ser utilizado (GREENE, 2008).

Greene (2008) sugere o teste de Hausman para verificar a existência de correlação entre α_i e as demais variáveis explicativas. O teste em questão possui as seguintes hipóteses:

H_0 : α_i não é correlacionado com as variáveis explicativas;

H_1 : α_i é correlacionado com as variáveis explicativas;

A estatística do teste pode ser encontrada em Greene (2008). Se a hipótese nula não é rejeitada, não há evidência que α_i seja correlacionado. Deste modo, o

modelo de efeito aleatório deve ser utilizado. Por outra via, se a hipótese nula é rejeitada, o modelo mais adequado é o de efeitos fixos.

Para averiguar a presença de heterocedasticidade, realiza-se o teste de Wald, onde se testa a hipótese nula de igualdade entre a variância de todas as unidades amostrais contra a hipótese alternativa de variâncias diferentes entre as unidades. Desse modo, portanto, H_0 consiste em ausência de heterocedasticidade e; H_1 , em presença de heterocedasticidade.

Uma vez definido o modelo mais adequado, será inserida uma variável dummy para cada governo e realizar-se-á uma estimação para verificar se há diferenças estatisticamente significativas entre cada governo. Caso verificada a diferença, será realizada a regressão de efeitos aleatórios para cada período, 1995-2002 e 2003-2010, seguidos dos mesmos testes anteriores para verificar o modelo mais adequado, bem como os demais testes para determinar a robustez do modelo.

Para a análise entre as unidades federativas propõem-se estimar um modelo de efeitos fixos para cada governo, conforme a equação (3). Uma vez que as diferenças interestaduais em termos históricos, políticos, socioeconômicos e culturais não são possíveis de serem observadas pelos efeitos aleatórios, configurando deste modo a principal vantagem do modelo de efeitos fixos. Assim, estimar-se-á o modelo de efeitos fixos e extrair-se-ão as elasticidades parciais para cada UF, sem a necessidade da pressuposição de que alguma das elasticidades parciais deve ser constante para todo o país.

5. RESULTADOS

Para os resultados do modelo de dados em painel, a partir do modelo econométrico (equação 1), foi estimado, primeiramente, o modelo de efeitos aleatórios para o período que compreende os dois governos, 1995-2010. Em relação à presença/ausência de efeitos não observados, observa-se no teste de *Breusch-Pagan* (BP), realizado posteriormente à estimação do modelo de EA, que este foi significativo a 1%, o qual rejeita-se a hipótese nula de ausência de efeitos não observados⁸.

Para a verificação do modelo mais adequado, se o Modelo de Efeitos Fixos ou o Modelo de Efeitos Aleatórios, foi realizado o teste de Hausman⁹. O resultado do teste revela *p-valor* igual a 0,8010, logo não se rejeita a hipótese nula. Isso significa que os coeficientes do modelo de efeitos aleatórios (EA) são consistentes e não viesados. Uma vez que o *p-valor* não é significativo, não se rejeita a hipótese nula de ausência de correlação entre os regressores e o termo de erro em ambos os casos. Logo, o modelo mais indicado é o de efeitos aleatórios. Para Pinto e Oliveira (2010), o modelo de efeitos aleatórios pode ser mais consistente, nesse caso específico, por considerar uma elasticidade renda-pobreza única para todo o país, sem levar em conta as diferenças por estado. A Tabela 5 traz os principais resultados da estimação das elasticidades renda-pobreza e desigualdade-pobreza através do modelo de efeitos aleatórios (EA).

⁸ Os resultados da estimação do modelo de EA para o período de 1995-2010 e o teste de BP estão presentes no Apêndice A.

⁹ Os testes de Hausman para os governos de FHC e Lula encontram-se no Apêndice B, respectivamente.

Tabela 5 – Elasticidade Renda-Pobreza e Desigualdade-Pobreza do Brasil no período de 1995-2010 – Modelo EA

	Período (1995-2010)
ln(renda)	-1.18*** (0.0405)
ln(gini)	2.53*** (0.1102)
Constante	12.4373*** (0.2401)
R ² Ajustado	0.97
Número de Observações	378
F	453.63
Prob>F	0

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da PNAD, 2017, utilizando o pacote estatístico Eviews. Nota: 1) Erros padrão entre parênteses; 2) Significância * p<0.10, ** p<0.05, *** p<0.01.

Os coeficientes do modelo estimado são estatisticamente significativos ao nível de 1%. O coeficiente da elasticidade renda-pobreza é negativo e o desigualdade-pobreza é positivo, conforme o esperado pela literatura supracitada. O modelo possui um R² de 97%, mostrando boa capacidade explicativa.

Uma vez definido o modelo mais adequado, inserimos as variáveis dummies para cada governo e realizamos novamente a regressão, para verificar se há diferenças estatisticamente significativas entre o governo FHC (1995-2002) e o governo Lula (2003-2010)¹⁰. Os resultados mostram que há evidências de diferenças entre o governo FHC e Lula, uma vez que ambos os coeficientes se mostraram estatisticamente significativos ao nível de 1%. Além disso observa-se que o coeficiente do primeiro governo é positivo, em contraste com o do segundo que é negativo, o que nos mostra que o período pertencente ao governo FHC pode ter contribuído para intensificar a variação da proporção de pobres.

Encontrada as evidências de diferenças entre os governos, estimamos as elasticidades para cada governo separadamente, uma regressão pelo modelo de EA para o período de 1995-2002 e outra para 2003-2010¹¹. Após a estimação foi realizado novamente o teste de Hausman que confirmou novamente que o modelo mais adequado é o modelo de efeitos aleatórios. Os resultados estão presentes na Tabela 6.

¹⁰ Os resultados dessas estimações estão presentes no Apêndice C

¹¹ Os resultados dessas estimações estão presentes no Apêndice D

Tabela 6 – Elasticidade Renda-Pobreza e Desigualdade-Pobreza do Brasil nos Governos FHC e Lula – Modelo EA

	Governo FHC (1995-2002)	Governo Lula (2003-2010)
ln(renda)	-1.07*** (0.0447)	-1.32*** (0.0436)
ln(gini)	2.31*** (0.1155)	2.25*** (0.1782)
Constante	11.5075*** (0.2838)	13.0680*** (0.2699)
R ² Ajustado	0.85	0.88
Número de Observações	189	189
F	568.99	737.10
Prob>F	0	0

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da PNAD, 2017, utilizando o pacote estatístico Eviews. Nota: 1) Erros padrão entre parênteses; 2) Significância * p<0.10, ** p<0.05, *** p<0.01.

Neste modelo, todos os coeficientes estimados foram significativos ao nível de significância de 1% e com bom ajustamento para ambos os períodos, acima de 80%. Os períodos apresentam diferenças nas elasticidades parciais. No governo FHC a elasticidade renda-pobreza apresentou valor de -1.07, ou seja, o crescimento de 1% da renda *per capita* média dos domicílios reduz, em média, 1,07% a proporção de domicílios pobres no Brasil. Ao mesmo tempo, nesse período se observa que a queda de 1% da desigualdade (medida pelo índice de Gini) resulta em uma redução de 2,31% da proporção de domicílios pobres.

O governo subsequente apresenta uma elasticidade renda-pobreza superior, - 1.32, o que significa dizer que um aumento de 1% da renda média *per capita* dos domicílios diminui, em média, 1,32% a proporção de domicílios pobres no país. Quanto à elasticidade desigualdade-pobreza, observa-se no governo Lula o valor de 2.25, ou seja, a redução de 1% da desigualdade implica na quebra de 2,25% da proporção de domicílios pobres no Brasil.

Desta forma, considera-se o efeito de cada elasticidade parcial na pobreza. O efeito renda-pobreza é o produto da elasticidade parcial (renda-pobreza) com a taxa de crescimento da renda per capita média dos domicílios. O efeito desigualdade-pobreza é o produto da elasticidade parcial (desigualdade-pobreza) com a taxa de crescimento da desigualdade. Assim, para o crescimento ser considerado pró-pobre em sua definição forte, tanto o efeito renda-pobreza quanto o efeito desigualdade-

pobreza devem apresentar valores negativos, além de constarem as elasticidades parciais maiores do que a unidade em módulo.

A Tabela 7 revela que o efeito renda-pobreza aumentou em 0,20% a proporção de domicílios pobres no governo FHC, uma vez que se observa no período uma redução da taxa de crescimento da renda média per capita dos domicílios. Neste governo, o efeito distribuição é que foi importante sobre a redução da pobreza - diminuição de 0,67% na proporção de domicílios pobres, o que pode ser resultado do efeito distributivo da estabilização, uma vez que a renda se manteve semi-estagnada.

Sob a ótica da definição forte de crescimento pró-pobre, podemos afirmar que o crescimento econômico no governo FHC não foi, de fato, pró-pobre. Isto se reforça pelo fato de que no período a taxa de crescimento da renda domiciliar per capita média foi negativa de 0,19%, resultando no efeito renda-pobreza de 0,20%. Santos (2011) salienta que nesses casos é possível inferir que no período ocorreu um processo de recessão “pró-rico” ou “anti-pobre”, uma vez que penalizou mais a população pobre em relação à população não-pobre.

O fato do Brasil, no período FHC, apresentar negativa a taxa de crescimento da renda domiciliar *per capita* média corrobora o padrão de crescimento da economia no período. Como vimos, a estratégia de desenvolvimento lastreada na consolidação de reformas estruturais que visam apenas criar expectativas positivas para a entrada de capitais externos resultaram em um quadro de semi-estagnação que teve como consequência a queda da renda domiciliar *per capita* média da população.

Tabela 7 - Efeitos Renda-Pobreza e Desigualdade-Pobreza

Período	Elasticidade Renda-Pobreza	Elasticidade Desigualdade-Pobreza	Taxa de Crescimento da Renda Domiciliar (per capita) Média (%)	Taxa de Crescimento da Desigualdade (%)	Efeito Renda - Pobreza (%)	Efeito Desigualdade-Pobreza (%)	Pró-Pobre (?)
Governo FHC	-1.07	2.31	-0.19	-0.29	0.20	-0.67	Não
Governo Lula	-1.32	2.25	3.93	-1.02	-5.19	-2.30	Sim

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da PNAD, 2017, utilizando o pacote estatístico Eviews,.

No governo Lula nota-se ambos os efeitos maiores e em sentido de redução da pobreza. Assim, podemos, através da definição forte de crescimento pró-pobre, afirmar que no período de 2003 a 2010 ocorreu, sim, crescimento pró-pobre. Isto está salientado pelos valores maiores do que a unidade para as elasticidades parciais e, também, pelo aumento, no caso expressivo, da taxa de crescimento da renda domiciliar *per capita* média de 3,93%. Além disso, ocorreu, no período, um decréscimo de 1,02% na taxa de crescimento da desigualdade.

Postula-se que o aumento expressivo da taxa de crescimento da renda domiciliar *per capita* média no governo Lula decorreu dos fatores mencionados por Barbosa (2013), sendo estes: o cenário externo de crescimento da economia internacional, a alta liquidez nos mercados financeiros e o ciclo de alta dos preços das commodities, juntamente com a queda dos preços dos produtos manufaturados. Soma-se a isto o crescimento da renda do trabalho, os programas de transferências de renda e políticas de promoção do desenvolvimento produtivo. Tais medidas proporcionaram a ampliação do PIB, pelo lado do investimento e consumo, que resultou no aumento do PIB e dos rendimentos dos domicílios.

Ainda que o modelo revele aspectos já relevantes para o escopo deste trabalho, ele não permite verificar as diferenças entre as UFs. Deste modo, assim como Pinto e Oliveira (2010) e Santos (2011), estimaremos o modelo de EF, seguindo a proposta de extração das elasticidades parciais de cada indivíduo amostral descrita por Favero (2014). Pelo teste de Breusch-Pagan, verificou-se presença de heterocedasticidade no modelo de efeitos fixos. Para a correção, foi estimado um modelo de regressão linear utilizando dados em painel de erros-padrão corrigidos, considerando assim a heterocedasticidade. Os resultados do modelo de efeitos fixos no Governo FHC para cada UF estão expressos na Tabela 8.

Tabela 8 - Elasticidades (Renda-Pobreza e Desigualdade-Pobreza) e Efeitos (Renda e Desigualdade) das Unidades Federativas do Brasil no Governo FHC - Modelo (EF)

Regiões/Estados	Constante	Elasticidad e Renda-Pobreza	Elasticidade Desigualdade -Pobreza	Efeito Renda-Pobrez a (%)	Efeito Desigualda de-Pobreza (%)	Pró-pobre (?)
Região Norte						
Acre	10.9612	-0,96	2,42	1,02	2,21	Não
Amapá	10.6624	-1,03	1,01	2,63	0,39	Não
Amazonas	10.2435	-0,66	4,25	0,02	-1,38	Não
Pará	12.5298	-1,15	3,01	0,17	-0,23	Não
Rondônia	13.6025	-1,24	3,83	3,48	-4,11	Não
Roraima	11.507	-1,08	1,84	8,63	7,41	Não
Tocantins	8.971	-0,81	0,98	-1,22	-1,68	Não
Região Nordeste						
Alagoas	7.4659	-0,51	0,95	1,71	-0,82	Não
Bahia	8.8325	-0,74	1,02	-0,30	-0,33	Não
Ceará	9.115	-0,76	1,32	-0,37	-0,81	Não
Maranhão	6.5699	-0,34	0,97	-0,79	-0,30	Não
Paraíba	9.3853	-0,80	1,31	0,28	-0,45	Não
Piauí	10.3524	-0,99	0,88	-3,61	0,64	Não
Pernambuco	10.1247	-0,91	1,35	-0,64	1,14	Não
Rio Grande do Norte	17.4256	-1,91	2,52	0,15	-0,80	Não
Sergipe	8.0421	-0,57	1,36	-0,75	-0,98	Não
Região Centro-Oeste						
Goiás	17.7847	-1,98	3,27	-4,23	-0,20	Sim
Mato Grosso	18.0913	-1,15	2,73	-2,72	1,33	Não
Mato Grosso do Sul	12.0721	-2,00	3,57	-3,24	0,71	Não
Distrito Federal	15.6465	-1,56	3,15	-0,89	3,60	Não
Região Sudeste						
São Paulo	13.3251	-1,24	3,38	1,08	1,49	Não
Minas Gerais	18.1123	-1,97	4,04	0,13	-2,76	Não
Rio de Janeiro	8.0251	-0,58	1,21	0,12	-0,72	Não
Espírito Santo	14.5624	-1,65	1,39	-1,51	-0,70	Sim
Região Sul						
Paraná	8.7268	-0,68	1,46	-0,30	-1,52	Não
Santa Catarina	10.609	-0,83	3,41	0,11	-6,31	Não
Rio Grande do Sul	17.425	-1,21	2,28	0,04	-0,93	Não
Brasil	11.823***	-1.11***	2.33***	0.2153	-0.627	Não
	(0.4056)	(0.0518)	(0.2342)			
R ² Ajustado		0.84			F	230.9
Número de Observações		189			Prob>F	0

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da PNAD, 2017, utilizando o pacote estatístico Stata. Nota: 1) Erros padrão entre parênteses; 2) Significância * p<0.10, ** p<0.05, *** p<0.01.

Como podemos observar, apenas os estados de Goiás e Espírito Santo apresentaram crescimento pró-pobre no período do governo FHC. O estado de Goiás apresentou uma taxa de crescimento da renda domiciliar *per capita* média de 2,14% no período, além de apresentar uma taxa de crescimento da desigualdade negativa em 0,06%. Já no estado do Espírito Santo, o crescimento pró-pobre se deu devido a uma elevação da taxa de crescimento da renda domiciliar *per capita* média de 0,92%, soma-se a isto um decréscimo de 0,5% na taxa de crescimento da desigualdade.

Embora apenas dois estados obtiveram crescimento pró-pobre no governo FHC, a pobreza absoluta diminuiu de 28,13% na proporção de domicílios pobres para 27,01% no período, como elucidado na Tabela 2. Assim, como explicar tal dicotomia?

A resposta se encontra no tipo de definição de crescimento pró-pobre que utilizamos neste trabalho. Ao adotarmos a definição forte, analisamos os resultados de forma crítica, onde todas as ocorrências devem caminhar no sentido da redução da pobreza absoluta e, também, da queda da desigualdade. Assim, a queda na proporção de domicílios pobres se explica pelo fato de que em alguns estados ocorreram crescimentos na renda domiciliar *per capita* média com consequente aumento na desigualdade. Dentre os estados podemos salientar o do Maranhão, com a taxa de crescimento da renda domiciliar *per capita* média de 2,29%; Piauí, com 3,66%; Sergipe, com 1,30%, além de valores no sentido de redução da pobreza pelo efeito renda para os estados de Mato Grosso, Tocantins e Mato Grosso do Sul, estes também com valores significativos.

Embora neste trabalho tenhamos encontrado os resultados do efeito renda mais expressivos na região Centro-Oeste para o período, os estados do Nordeste apresentaram valores no sentido de redução da pobreza por este efeito, com destaque para o estado do Piauí que apresentou o efeito renda-pobreza de -3,61%. Isto se contrapõe, em parte, aos resultados encontrados por Manso et al. (2006). Mesmo que tais autores tenham feito seus estudos para os anos de 1995-2004, com dois anos a mais do que o período FHC, os resultados obtidos por eles revelaram que as políticas que impulsionaram o crescimento da renda na região Nordeste foram mais “pró-pobre” do que nas demais regiões.

Quando analisamos os resultados das elasticidades parciais e dos efeitos para os estados no governo Lula, ilustrados na Tabela 9, observamos um significativo aumento no crescimento pró-pobre em relação ao governo FHC.

Tabela 9 - Elasticidades (Renda-Pobreza e Desigualdade-Pobreza) e Efeitos (Renda e Desigualdade) das Unidades Federativas do Brasil no Governo Lula - Modelo (EF)

Regiões/Estados	Constante	Elasticidade Renda-Pobreza	Elasticidade Desigualdade-Pobreza	Efeito Renda-Pobreza (%)	Efeito Desigualdade-Pobreza (%)	Pró-pobre (?)
Região Norte						
Acre	10.2011	-0.94	1.30	-3.82	1.10	não
Amapá	12.1365	-0.89	2.60	-1.72	-4.95	não
Amazonas	10.6581	-1.18	1.94	-4.03	-2.44	sim
Pará	13.4199	-1.76	2.92	-5.46	-0.80	sim
Rondônia	14.3293	-2.42	1.91	-11.04	0.15	não
Roraima	10.6484	-1.53	1.89	-5.56	-0.16	sim
Tocantins	12.8267	-1.35	1.45	-9.22	-1.62	sim
Região Nordeste						
Alagoas	10.1252	-0.90	1.67	-4.35	-1.45	não
Bahia	10.5066	-1.02	1.04	-6.05	-0.91	sim
Ceará	10.5440	-0.98	1.54	-5.83	-0.96	não
Maranhão	10.4999	-0.98	1.43	-5.91	-1.39	não
Paraíba	11.4966	-1.07	2.24	-6.67	1.30	não
Piauí	9.7370	-0.86	2.01	-5.99	-2.35	não
Pernambuco	10.1793	-1.41	1.82	-7.37	-1.64	sim
Rio Grande do Norte	11.8764	-1.79	2.60	-12.31	-0.22	sim
Sergipe	10.4469	-0.98	1.31	-5.06	-0.06	não
Região Centro-Oeste						
Goiás	16.5399	-1.91	2.02	-9.75	-1.17	sim
Mato Grosso	16.0906	-1.66	2.79	-7.95	-3.35	sim
Mato Grosso do Sul	18.7134	-2.09	3.56	-10.05	-2.33	sim
Distrito Federal	18.7796	-2.09	1.65	-11.13	-0.37	sim
Região Sudeste						
São Paulo	19.5445	-2.20	2.69	-5.83	-4.15	sim
Minas Gerais	15.3424	-1.81	2.29	-9.78	-2.32	sim
Rio de Janeiro	20.6313	-1.14	2.01	-3.81	-0.94	sim
Espírito Santo	18.3562	-2.11	2.91	-9.75	-1.95	sim
Região Sul						
Paraná	16.4972	-0.82	1.83	-3.49	-2.44	não
Santa Catarina	19.9977	-2.22	3.47	-10.62	-2.21	sim
Rio Grande do Sul	16.6033	-1.01	1.31	-3.54	-1.41	sim
Brasil	13.0768***	-1.33***	2.14***	-5.237	-2.193	Sim
	(0.6777)	(0.0997)	(0.1954)			
R ² Ajustado		0.88			F	126.65
Número de Observações		189			Prob>F	0

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da PNAD, 2017, utilizando o pacote estatístico Stata.
Nota: 1) Erros padrão entre parênteses; 2) Significância * p<0.10, ** p<0.05, *** p<0.01.

Ao todo, foram 17 estados que obtiveram crescimento pró-pobre no período. Isto revela que nestes estados as elasticidades parciais foram maiores que a unidade |1| e, também, que as taxas de crescimento da renda domiciliar *per capita* média e de crescimento da desigualdade foram expressivas na redução da pobreza.

Os destaques são os Estados de Rondônia, Santa Catarina, São Paulo, Espírito Santo e o Distrito Federal que apresentaram, respectivamente, as maiores elasticidades renda-pobreza. Por outra via, se destacam os Estados do Mato Grosso do Sul, Santa Catarina, Pará, Mato Grosso e Rio Grande do Norte por apresentarem as maiores elasticidades desigualdade-pobreza. Os estados do Acre, Amapá, Rondônia, Alagoas, Ceará, Maranhão, Paraíba, Piauí, Sergipe e Paraná não apresentaram perfil de crescimento pró-pobre. Apesar de não apresentarem tal perfil, os estados apresentaram efeitos-renda significativos sobre a minimização da pobreza.

Na região nordeste o resultado parece mais agravante em comparação com as demais regiões, uma vez que menos da metade de seus estados apresentaram crescimento favorável aos pobres. As regiões Centro-Oeste e Sudeste, por contraste, se destacam por apresentarem em todos os seus estados o perfil de crescimento pró-pobre.

Comparado com o governo precedente percebe-se que todas as unidades federativas apresentaram efeito renda no sentido de reduzir a pobreza de forma mais intensa. Além disso, no Governo Lula um maior número de UFs apresentaram o efeito desigualdade em sentido favorável aos pobres. Enquanto no governo FHC foram 19, no Governo Lula foram 24 UFs.

Deste modo, numa síntese dos resultados, pode-se afirmar que o governo Lula, foi um governo pró-pobre. O cenário externo favorável, bem como as políticas públicas de desenvolvimento produtivo, de valorização do salário mínimo e de transferências de renda parecem ter contribuído para o crescimento pró-pobre. Por outro lado, o governo FHC não apresentou tal perfil, o que pode ser resultado de um cenário externo pouco favorável e de políticas de transferências de renda restritas a uma pequena parcela dos pobres, devido, em grande parte, às questões burocráticas. Os resultados por UFs salientam a dificuldade das políticas públicas agirem sobre as regiões-alvo do plano de governo FHC, uma vez que as regiões Norte e Nordeste apresentaram um maior número de estados com perfil de crescimento anti-pobre ou pró-rico, mesmo no período onde a dinâmica se revelou mais favorável.

6. CONCLUSÃO

Ao analisarmos os resultados, sob a ótica do crescimento pró-pobre, obtidos pelo modelo econométrico das elasticidades renda-pobreza e desigualdade-pobreza com os contextos de cada período, podemos inferir algumas consequências e observações.

O governo de Fernando Henrique Cardoso foi, de fato, bem-sucedido na manutenção da estabilização da inflação que há muito tempo assolava a economia brasileira, conseguindo, em um primeiro momento, gerar um efeito distributivo e mudar a trajetória crescente da pobreza. Quando observamos os resultados da desigualdade de renda no período, podemos concluir que os programas sociais instituídos no governo FHC tiveram, embora de maneira tímida, um papel na redução da pobreza. Assim, os programas como o Bolsa-Escola, Bolsa-Renda e Bolsa-Alimentação, somados a outros de transferências diretas e indiretas, parecem ter contribuído, ainda que de forma diminuta, para a redução da taxa de crescimento da desigualdade em 0,29%.

Embora tenha ocorrido diminuição da desigualdade social, medida pelo coeficiente de gini, não podemos afirmar que o governo FHC apresentou crescimento pró-pobre. Além disso, observamos, pela decomposição estadual que apenas dois estados apresentaram crescimento pró-pobre. Postula-se que tal fato, teve como principal causa a semi-estagnação do PIB durante o período, sendo que a economia esteve à mercê das condições externas desfavoráveis e da baixa taxa de investimentos, resultante da política macroeconômica de alta taxa de juros. A consequência da política foi a redução da formação bruta de capital fixo, aumento do desemprego e da dívida pública. Soma-se a isto o processo de financeirização do capital que, embora houvessem investimentos estrangeiros na economia, grande parte deles eram destinados às atividades financeiras, investimentos em portfólios e aquisição e fusão de grandes empresas. Tal fato, diminuía a capacidade de criação de novas instalações e da demanda de novos recursos de outros setores, não estimulando, por conseguinte, a atividade econômica.

Já o governo de Luiz Inácio Lula da Silva apresentou, de fato, crescimento pró-pobre. Para tal, apresentaram-se as elasticidades renda-pobreza e desigualdade-pobreza maiores do que a unidade em módulo, além dos efeitos renda-pobreza e

desigualdade-pobreza no sentido da diminuição da proporção de domicílios pobres no país.

Há evidências de que o crescimento pró-pobre no governo Lula foi favorecido principalmente pelo cenário externo e ao bom aproveitamento no cenário interno. Assim, durante o período Lula, as grandes economias mundiais apresentaram crescimentos expressivos até a crise de 2007-2008, tendo como consequências a alta liquidez dos mercados financeiros e o aumento da demanda e do preço das commodities. Desta forma, consideráveis fluxos de capitais foram injetados na economia, impulsionados, em grande parte, pela ascensão e pelas consequentes demandas da economia chinesa.

O governo Lula soube administrar os bons resultados externos no sentido de reduzir a pobreza interna. Para tal, foram ampliadas as políticas de transferências de renda, seja pelo Programa Bolsa Família ou pelo Programa de Valorização do Salário Mínimo. Adicionalmente, as políticas de promoção do desenvolvimento produtivo como a PITCE e o PAC, ainda que de forma tímida, estimularam a retomada do investimento e a ampliação do nível de atividade econômica, bem como do emprego. Tais ações contribuíram para o país apresentar uma taxa de crescimento da desigualdade de -1,02% no período.

Destaca-se também a forma desigual como os efeitos da renda e da desigualdade agem no território. As regiões Norte e Nordeste ainda que tenham melhorado no sentido de ampliação do crescimento pró-pobre, ainda permanecem como regiões críticas, com uma maior proporção de estados que ainda não assumiram um perfil de crescimento favorável aos pobres.

Assim, este estudo, além de elucidar o perfil de cada governo no âmbito de alcançarem o crescimento econômico com reduções na desigualdade social, salienta os efeitos desiguais no território nacional. Além disso, abre questionamentos futuros sobre a forma e a intensidade que o cenário externo, bem como as políticas públicas, beneficiam o crescimento pró-pobre. Caso o cenário externo tenha grande peso na dinâmica do crescimento pró-pobre, existem desafios e gargalos que futuros governantes terão de enfrentar para sustentarem o perfil de crescimento alcançado no período de 2003-2010, vis à vis a alta dependência da economia às condições financeiras internacionais.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

AREND, M.; FONSECA, P. Brasil (1955-2005): 25 anos de *catching up*, 25 anos de *falling behind*. **Revista de Economia Política**, v. 32, n. 1, v.126, p. 33-54, jan./mar. 2012.

Barbosa, Nelson, « Dez anos de política econômica » in Emir Sader (dir.), *10 anos de governos pós-neoliberais no Brasil: Lula e Dilma*, Rio de Janeiro, Boitempo, FLACSO Brasil 2013, p. 69-102

BARROS, R. P, Henriques R & Mendonça R. A estabilidade inaceitável: desigualdade e pobreza no Brasil, pp. 21-47. In R Henriques (org.). *Desigualdade e pobreza no Brasil*. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada – Ipea, Rio de Janeiro. 2000.

BARROS, R. P. de et al. Determinantes da queda da desigualdade de renda no Brasil. Rio de Janeiro: Ipea, 2010a (Texto para Discussão, n. 1.460).

Barros, R.; Carvalho, M.; Franco, S.; Mendonça, R. Notas sobre a recente queda da desigualdade no Brasil. Rio de Janeiro: IPEA, 2006

BELIK, Walter; SILVA, José Graziano da; TAKAGI, Maya. Políticas de combate à fome no Brasil. **São Paulo em perspectiva**, v. 15, n. 4, p. 119-129, 2001.

BONENTE, Bianca Imbiriba. Desenvolvimento em Marx e na teoria econômica: por uma crítica negativa do desenvolvimento capitalista. 2011. Universidade Federal Fluminense. Tese de Doutorado. 2011.

Bruno, Michael, Martin Ravallion and Lyn Squire. 1998. "Equity and Growth in Developing Countries: Old and New Perspectives on the Policy Issues." In Vito Tani and Ke-Young Chu (eds), *Income Distribution and High Growth*. Cambridge, MA: MIT Press.

CANO, Wilson. A Desindustrialização no Brasil. *Revista Economia e Sociedade*, Vol. 21, Número Especial, dez./2012 (Unicamp-IE); versão atualizada, mimeo, 2012.

CARDOSO JR., J. C. MATOS, F. A questão distributiva no Plano Real. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA POLÍTICA, 3, 1998, Niterói. Anais... Niterói: EdUFF, 1998.

CHESNAIS, F. A mundialização do capital. São Paulo: Xamã, 1996.

CLARKE, S. **The Crisis of Fordism or the Crisis of Social-Democracy?**. Telos, v. 1990, n. 83, p. 71-98, 1990.

CORGOSINHO, R. C; et al. O Programa Bolsa Família como instrumento de crescimento pró-pobre no governo Lula. Economia e desenvolvimento. Recife, v.12, n. 1, 2013.

COSTA, Nilson do Rosário. A proteção social no Brasil: universalismo e focalização nos governos FHC e Lula. **Ciência & saúde coletiva**, v. 14, n. 3, 2009.

DE NEGRI, Fernanda; CAVALCANTE, Luiz Ricardo. Os dilemas e os desafios da produtividade no Brasil. In: DE NEGRI, Fernanda; CAVALCANTE, Luiz Ricardo, **Produtividade no Brasil: Desempenho e determinantes**, IPEA: Brasília, v. 1, 2014.

DEINIGNER, K. e SQUIRE, L. New ways of looking at the ols issues: inequality and growth. Journal of Development Economics, v. 57, p. 259-287, 1998.

DOLLAR, D.; KLEINENBERG, T.; KRAAY, A. Growth Still Is Good for the Poor. The World Bank. Policy Research Working Paper 6568, 2013. Disponível em < <http://elibrary.worldbank.org/doi/pdf/10.1596/1813-9450-6568> >. Acesso em 26 de Set. 2017.

DOLLAR, D.; KRAAY, A. Growth is good for the poor. Journal of Economic Growth, [S.l.], v. 7, n. 3, p. 195-225, 2002. Disponível em: https://siteresourcesqa.worldbank.org/INTRES/Resources/469232-1107449512766/Growth_is_Good_for_Poor_Journal_Article.pdf . Acesso em: 4 Set. 2017.

FAVERO, Luiz Paulo et al. Métodos quantitativos com Stata. **Elselvier, 1a edição. Rio de Janeiro-RJ**, p. 225-230, 2014.

FILGUEIRAS, L. **Reestruturação produtiva, globalização e neoliberalismo: capitalismo e exclusão social neste final de século**. ENCONTRO NACIONAL DE ESTUDO DO TRABALHO, V, Rio de Janeiro, p. 895-920, 1997. **História do Plano Real: Fundamentos, impactos e contradições**. São Paulo – SP. Boitempo, 2000.

FONSECA, Pedro Cezar Dutra; CUNHA, André Moreira; BICHARA, Julimar da Silva. **O Brasil na Era Lula: retorno ao desenvolvimentismo?**. Nova Economia, v. 23, n. 2, p. 403-428, 2013.

FRANÇA, J.; MANSO, C.; BARRETO, F. **Comparando a intensidade do crescimento pró-pobre entre regiões brasileiros pós implantação do Real**. IPEA – Planejamento e Políticas Públicas, n. 38. 2012. Disponível em <<http://www.ipea.gov.br/ppp/index.php/PPP/article/view/276>>. Acesso em 24 Set. 2017.

FRANCO, Gustavo H. B. A inserção externa e o desenvolvimento. Jun.1996 [mimeo]

FURTADO, C. Formação econômica do Brasil. 19. ed., São Paulo: Nacional, 1984.

GREENE, William H. Econometric Analysis. Prentice Hall, New York, 6 ed., 2008.

GUJARATI, Damodar N. Econometria básica. Rio de Janeiro: Elsevier, 4 ed., 2006.

HERREROS, M. M. A. G.; BARROS, F. G. N.; BENTES, Elisabeth dos Santos. Atividade especulativa dos fundos de investimento no mercado futuro de *commodities* agrícolas, 2006–2009. **Revista de Política Agrícola**, v. 19, n. 1, p. 24-39, 2010.

HOFFMANN, Rodolfo. Distribuição de renda e crescimento econômico. Estud. av. [online]. 2001, vol.15, n.41, pp.67-76. ISSN 0103-4014.

HOFFMANN, R.; KAGEYAMA, A. Pobreza no Brasil: uma perspectiva multidimensional. Economia e Sociedade, v. 15, n. 1, v. 26, p. 79-112, 2006.

IPEA. Nota Técnica: Sobre a recente queda da desigualdade de renda no Brasil. Brasília: 30 de agosto de 2006.

ISLAM, Nazrul. Growth empirics: a panel data approach. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 110, n. 4, p. 1127-1170, 1995.

KAKWANI, K.; PERNIA, E. What is pro-poor growth? *Asian Development Review*, Cambridge, MA, v. 18, n. 1, 2000. Disponível em: <http://www.policyinnovations.org/ideas/policy_library/data/01158>. Acesso em: 11 Ago. 2017.

KAKWANI, N. & SON, Hyun. Pro-poor Growth: Concepts and Measurement with Country Case Studies. *The Pakistan Development Review*, 42 : 4 Part I (Winter 2003) pp. 417–444, 2003.

KRAAY, Aart. 2004. When is growth pro-poor? Cross-country evidence. IMF Working Paper no. 04/47. Washington, DC: International Monetary Fund.

MANSO, C. A.; BARRETO, F. D.; TEBALDI, E. O desequilíbrio regional brasileiro: novas perspectivas a partir das fontes de crescimento pró-pobre. *Revista Econômica do Nordeste*, v.31, n.13, 2006. Disponível em: <http://www.bnb.gov.br/content/aplicacao/Publicacoes/REN-Numeros_Publicados/docs/ren2006_v37_n3_a1.pdf>. Acesso em 12 Set. 2017.

MATIAS, J.; SALVATO, M. Curva de crescimento pró-pobre no Brasil. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 40., 2012. Anais... Porto de Galinhas: ANPEC, 2012.

MAYER, J. The financialization of commodity markets and commodity price volatility. *The Financial and Economic Crisis*, UNCTAD, HTW Berlin and UN. New York and Geneva, p. 73, 2010.

PAULANI, L. M. A inserção da economia brasileira no cenário mundial: uma reflexão sobre a situação atual à luz da história. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada: Boletim de Economia e Política Internacional, Brasília: IPEA. 2012.

PIKETTY, Thomas. *O capital no século XXI*. Editora Intrínseca, 2014.

PINTO, Eduardo C. et al. A economia política dos governos Dilma: acumulação, bloco no poder e crise. Texto para Discussão 04/16. Instituto de Economia, Universidade Federal do Rio de Janeiro, 2016.

PINTO, M. S. e OLIVEIRA, J. C. de. Crescimento Pró-Pobre: Análise dos Estados Brasileiros entre 1995 e 2007. *Revista de Economia Contemporânea*, Rio de Janeiro, v. 14, n.2. p. 327-358, maio/ago, 2010.

PRATES, D. M. **A alta recente dos preços das *commodities***. Revista de Economia Política, v. 27, n. 3, p. 323-344, 2007.

PRATES, D; MARÇAL, E. F. **O papel do ciclo de preços das *commodities* no desempenho recente das exportações brasileiras**. Análise Econômica, v. 26, n. 49, 2008.

RAVALLION, Martin Can high-inequality developing countries escape absolute poverty? Economic Letters, v. 56, n. 1, p. 51-57, Sept. 1997.

_____ ; CHEN, S. Measuring pro-poor growth. Economic Letters, v. 78, n. 1, p. 93-99, 2003. Disponível em: Acesso em 10 Out. 2017.

_____ ; DATT, Gauray. Why has economic growth been more pro-poor in some states of India than others? World Bank, Washington, 1999.

RESENDE, G.M.; MATA, D.; CARVALHO, A. X. Y. Crescimento Pró-pobre e Distribuição de Renda das Capitais dos Estados Brasileiros. In: CARVALHO, A. et al (org.). Ensaio de Economia Regional e Urbano. Brasília: IPEA, p. 21-46, 2007.

RIBEIRO, E. P.; COMIM F. V.; PORTO JUNIOR, S. S. Crescimento pró-pobre no Brasil – uma análise exploratória, 2004. Mimeo.

RIBEIRO, F.C.S.; TELEGINSKI, J.; SOUZA, J.H. de; GUGELMIN, R.M. 2010. A evolução do produto interno bruto brasileiro entre 1993 e 2009. Vitrine da Conjuntura, 3(5).

ROCHA, Sonia. Pobreza e desigualdade no Brasil: o esgotamento dos efeitos distributivos do Plano Real. 2000.

SADER, Emir. 10 anos de governos pós-neoliberais: Lula e Dilma. Rio de Janeiro: FLASCO Brasil, 2013.

SALVATO, Márcio Antônio; MESQUITA, Leonardo Almeida; ARAÚJO Jr., Ari Francisco de. Crescimento pró-pobre: uma análise usando unidades de desenvolvimento humano selecionadas. IBMEC/MG, 2008. Disponível em < <http://www.ceae.ibmecmg.br/wp/wp46.pdf> > Acesso em 20 de junho de 2017.

SANTOS, W. O. Crescimento Pró-Pobre no Brasil (1981-2009). Pós-Graduação em Economia da Universidade Estadual de Maringá (PCE-UEM). 2011 Disponível em <http://www.apec.unesc.net/VI_EEC/sessoes_tematicas/Tema7-Economia%20Social%20e%20Políticas%20Publicas/Artigo-6-Autoria.pdf>. Acesso em 10 Set 2017.

SANTOS, Leonor Maria Pacheco; PASQUIM, Elaine Martins; DOS SANTOS, Sandra Maria Chaves. Programas de transferência de renda no Brasil: um estudo multidimensional da implementação do Bolsa Escola, Bolsa Alimentação e Cartão Alimentação. *Ciência & Saúde Coletiva*, v. 16, n. 3, 2011.

SCHULTZ, T. P. Inequality in the distribution of personal income in the world: how is it changing and why? *Journal of Population Economics*, v.11, n. 3 p. 307-344, June 1998.

SILVA, M. L. F. Plano Real e Âncora Cambial. *Revista de Economia Política*, v. 22, n. 3(87), p. 3-24, jul./set. 2002.

SMITH, Adam. A riqueza das nações – investigação sobre sua natureza e suas causas. São Paulo: Abril Cultural, 1983.

Soares, S. (2006). Análise de bem-estar e decomposição por fatores da queda na desigualdade entre 1995 e 2004. *Econômica*, 8(1):83–115.

_____; De Souza, P. H. G. F., Osório, R. G., & Silveira, F. G. (2003). Os impactos do benefício do Programa Bolsa Família sobre a desigualdade e pobreza. In: *Bolsa família 2003-2010: Avanços e Desafios*, IPEA. 2010

SON, H. H. A note on pro-poor growth. *Economic Letters*, n. 82, p. 307- 314, 2004.

TAVARES, M.C., *Características da distribuição de renda no Brasil*, Santiago de Chile: CEPAL/ILPES, 1969.

TEIXEIRA, Thaís Alvim. Desigualdade social e políticas tributárias: considerações para o Brasil. 2017.

TEIXEIRA, R. & PINTO, E. A economia política dos governos FHC, Lula e Dilma: dominância financeira, bloco no poder e desenvolvimento econômico. *Economia e Sociedade* (edição especial), v. 21, p. 909-941, 2012.

WOOLDRIDGE, J. M. *Econometric analysis of cross section and panel data*. Cambridge, Mass.:MIT Press, 2002.

APÊNDICE A

Figura A1 – Estimação do Modelo de Efeitos Aleatórios para o período de 1995-2010

Dependent Variable: LNPP
Method: Panel EGLS (Cross-section random effects)
Date: 12/03/17 Time: 18:37
Sample: 1995 2009
Periods included: 14
Cross-sections included: 27
Total panel (balanced) observations: 378
Swamy and Arora estimator of component variances

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	12.37508	0.221856	55.77978	0.0000
LNRENDA	-1.185890	0.037059	-31.99980	0.0000
LNGINI	2.541043	0.107778	23.57669	0.0000

Effects Specification		S.D.	Rho
Cross-section random		0.155351	0.7341
Idiosyncratic random		0.093489	0.2659

Weighted Statistics			
R-squared	0.876343	Mean dependent var	0.522147
Adjusted R-squared	0.875684	S.D. dependent var	0.264604
S.E. of regression	0.093295	Sum squared resid	3.264004
F-statistic	1328.797	Durbin-Watson stat	0.511608
Prob(F-statistic)	0.000000		

Unweighted Statistics			
R-squared	0.899192	Mean dependent var	3.288160
Sum squared resid	11.49887	Durbin-Watson stat	0.145222

Residual Cross-Section Dependence Test
Null hypothesis: No cross-section dependence (correlation) in residuals
Equation: Untitled
Periods included: 14
Cross-sections included: 27
Total panel observations: 378
Note: non-zero cross-section means detected in data
Cross-section means were removed during computation of correlations

Test	Statistic	d.f.	Prob.
Breusch-Pagan LM	2082.695	351	0.0000
Pesaran scaled LM	65.35861		0.0000
Pesaran CD	-0.772735		0.4397

APÊNDICE B

Figura B1 – Teste de Hausman para o período de 1995-2010

Correlated Random Effects - Hausman Test

Equation: Untitled

Test cross-section random effects

Test Summary	Chi-Sq. Statistic	Chi-Sq. d.f.	Prob.
Cross-section random	0.443673	2	0.8010

Cross-section random effects test comparisons:

Variable	Fixed	Random	Var(Diff.)	Prob.
LNRENDA	-1.196693	-1.185890	0.000270	0.5107
LNGINI	2.528777	2.541043	0.000540	0.5975

Cross-section random effects test equation:

Dependent Variable: LNPP

Method: Panel Least Squares

Date: 12/03/17 Time: 20:00

Sample: 1995 2009

Periods included: 14

Cross-sections included: 27

Total panel (balanced) observations: 378

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	12.43733	0.240162	51.78726	0.0000
LNRENDA	-1.196693	0.040536	-29.52189	0.0000
LNGINI	2.528777	0.110252	22.93630	0.0000

Effects Specification

Cross-section fixed (dummy variables)

R-squared	0.973258	Mean dependent var	3.288160
Adjusted R-squared	0.971113	S.D. dependent var	0.550060
S.E. of regression	0.093489	Akaike info criterion	-1.828319
Sum squared resid	3.050359	Schwarz criterion	-1.526435
Log likelihood	374.5522	Hannan-Quinn criter.	-1.708506
F-statistic	453.6352	Durbin-Watson stat	0.543565
Prob(F-statistic)	0.000000		

APÊNDICE C

Figura C1 – Modelo EA para o Período de 1995-2010 com variável controle para o governo FHC

Dependent Variable: LNPP
Method: Panel EGLS (Cross-section random effects)
Date: 12/03/17 Time: 20:08
Sample: 1995 2009
Periods included: 14
Cross-sections included: 27
Total panel (balanced) observations: 378
Swamy and Arora estimator of component variances

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	12.11124	0.227465	53.24439	0.0000
LNRENDA	-1.170880	0.036581	-32.00797	0.0000
LNGINI	2.292268	0.121880	18.80751	0.0000
FHC	0.046533	0.011423	4.073530	0.0001

Effects Specification		S.D.	Rho
Cross-section random		0.155437	0.7428
Idiosyncratic random		0.091466	0.2572

Weighted Statistics			
R-squared	0.881512	Mean dependent var	0.510843
Adjusted R-squared	0.880562	S.D. dependent var	0.264117
S.E. of regression	0.091278	Sum squared resid	3.116057
F-statistic	927.4829	Durbin-Watson stat	0.525534
Prob(F-statistic)	0.000000		

Unweighted Statistics			
R-squared	0.900216	Mean dependent var	3.288160
Sum squared resid	11.38214	Durbin-Watson stat	0.143874

Figura C2 – Modelo EA para o Período de 1995-2010 com variável controle para o governo Lula

Dependent Variable: LNPP
 Method: Panel EGLS (Cross-section random effects)
 Date: 12/03/17 Time: 20:09
 Sample: 1995 2009
 Periods included: 14
 Cross-sections included: 27
 Total panel (balanced) observations: 378
 Swamy and Arora estimator of component variances

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	12.15777	0.224452	54.16656	0.0000
LNRENDA	-1.170880	0.036581	-32.00797	0.0000
LNGINI	2.292268	0.121880	18.80751	0.0000
LULA	-0.046533	0.011423	-4.073530	0.0001

Effects Specification		S.D.	Rho
Cross-section random		0.155437	0.7428
Idiosyncratic random		0.091466	0.2572

Weighted Statistics			
R-squared	0.881512	Mean dependent var	0.510843
Adjusted R-squared	0.880562	S.D. dependent var	0.264117
S.E. of regression	0.091278	Sum squared resid	3.116057
F-statistic	927.4829	Durbin-Watson stat	0.525534
Prob(F-statistic)	0.000000		

Unweighted Statistics			
R-squared	0.900216	Mean dependent var	3.288160
Sum squared resid	11.38214	Durbin-Watson stat	0.143874

APÊNDICE D

Figura D1 – Modelo EA para o Governo FHC (1995-2002)

Dependent Variable: LNPP
 Method: Panel EGLS (Cross-section random effects)
 Date: 12/03/17 Time: 20:18
 Sample: 1995 2002
 Periods included: 7
 Cross-sections included: 27
 Total panel (balanced) observations: 189
 Swamy and Arora estimator of component variances

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	11.50785	0.283578	40.58082	0.0000
LNREDA	-1.067346	0.044659	-23.89995	0.0000
LNGINI	2.310893	0.115353	20.03331	0.0000
Effects Specification				
			S.D.	Rho
Cross-section random			0.130963	0.8438
Idiosyncratic random			0.056351	0.1562
Weighted Statistics				
R-squared	0.859516	Mean dependent var	0.549873	
Adjusted R-squared	0.858005	S.D. dependent var	0.149674	
S.E. of regression	0.056400	Sum squared resid	0.591668	
F-statistic	568.9952	Durbin-Watson stat	1.483129	
Prob(F-statistic)	0.000000			
Unweighted Statistics				
R-squared	0.912719	Mean dependent var	3.425536	
Sum squared resid	3.661293	Durbin-Watson stat	0.239675	

Figura D2 – Modelo EA para o Governo Lula (2003-2010)

Dependent Variable: LNPP

Method: Panel EGLS (Cross-section random effects)

Date: 12/03/17 Time: 20:26

Sample: 2003 2009

Periods included: 7

Cross-sections included: 27

Total panel (balanced) observations: 189

Swamy and Arora estimator of component variances

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	13.06823	0.268836	48.61042	0.0000
LNRENDA	-1.322824	0.043447	-30.44651	0.0000
LNGINI	2.250740	0.177542	12.67724	0.0000

Effects Specification

	S.D.	Rho
Cross-section random	0.169094	0.8151
Idiosyncratic random	0.080545	0.1849

Weighted Statistics

R-squared	0.887966	Mean dependent var	0.558279
Adjusted R-squared	0.886762	S.D. dependent var	0.240246
S.E. of regression	0.080845	Sum squared resid	1.215682
F-statistic	737.1080	Durbin-Watson stat	0.657134
Prob(F-statistic)	0.000000		

Unweighted Statistics

R-squared	0.897916	Mean dependent var	3.150785
Sum squared resid	6.634010	Durbin-Watson stat	0.120420

APÊNDICE E

Figura E1 – Teste de Hausman para o Governo FHC (1995-2002)

Correlated Random Effects - Hausman Test

Equation: Untitled

Test cross-section random effects

Test Summary	Chi-Sq. Statistic	Chi-Sq. d.f.	Prob.
Cross-section random	2.329092	2	0.3121

Cross-section random effects test comparisons:

Variable	Fixed	Random	Var(Diff.)	Prob.
LNRENDA	-1.114843	-1.067346	0.001313	0.1899
LNGINI	2.334005	2.310893	0.000704	0.3836

Cross-section random effects test equation:

Dependent Variable: LNPP

Method: Panel Least Squares

Date: 12/03/17 Time: 20:21

Sample: 1995 2002

Periods included: 7

Cross-sections included: 27

Total panel (balanced) observations: 189

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	11.82349	0.365871	32.31600	0.0000
LNRENDA	-1.114843	0.057511	-19.38495	0.0000
LNGINI	2.334005	0.118363	19.71905	0.0000

Effects Specification

Cross-section fixed (dummy variables)

R-squared	0.987888	Mean dependent var	3.425536
Adjusted R-squared	0.985769	S.D. dependent var	0.472365
S.E. of regression	0.056351	Akaike info criterion	-2.774142
Sum squared resid	0.508063	Schwarz criterion	-2.276731
Log likelihood	291.1564	Hannan-Quinn criter.	-2.572629
F-statistic	466.0866	Durbin-Watson stat	1.681556
Prob(F-statistic)	0.000000		

Figura E2 – Teste de Hausman para o Governo Lula (2003-2010)

Correlated Random Effects - Hausman Test

Equation: Untitled

Test cross-section random effects

Test Summary	Chi-Sq. Statistic	Chi-Sq. d.f.	Prob.
Cross-section random	3.389423	2	0.1837

Cross-section random effects test comparisons:

Variable	Fixed	Random	Var(Diff.)	Prob.
LNRENDA	-1.334057	-1.322824	0.000434	0.5899
LNGINI	2.145932	2.250740	0.003295	0.0679

Cross-section random effects test equation:

Dependent Variable: LNPP

Method: Panel Least Squares

Date: 12/03/17 Time: 20:28

Sample: 2003 2009

Periods included: 7

Cross-sections included: 27

Total panel (balanced) observations: 189

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	13.07722	0.294458	44.41110	0.0000
LNRENDA	-1.334057	0.048189	-27.68410	0.0000
LNGINI	2.145932	0.186591	11.50076	0.0000

Effects Specification

Cross-section fixed (dummy variables)

R-squared	0.984027	Mean dependent var	3.150785
Adjusted R-squared	0.981232	S.D. dependent var	0.587936
S.E. of regression	0.080545	Akaike info criterion	-2.059702
Sum squared resid	1.037994	Schwarz criterion	-1.562291
Log likelihood	223.6418	Hannan-Quinn criter.	-1.858189
F-statistic	352.0400	Durbin-Watson stat	0.755140
Prob(F-statistic)	0.000000		

APÊNDICE F

Figura F1. Modelo de EF para o Governo FHC (1995-2002)

```

Fixed-effects (within) regression          Number of obs   =    189
Group variable: uf                        Number of groups =    27

R-sq:  within = 0.8419                    Obs per group:  min =    7
        between = 0.9233                    avg =           7.0
        overall = 0.9165                    max =           7

                                           F(2,26)        =   230.90
corr(u_i, Xb) = -0.3453                    Prob > F        =    0.0000
  
```

(Std. Err. adjusted for 27 clusters in uf)

lnpp	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
lnrenda	-1.114843	.0518862	-21.49	0.000	-1.221496	-1.008189
lngini	2.334006	.2342311	9.96	0.000	1.852537	2.815475
_cons	11.82349	.4056535	29.15	0.000	10.98965	12.65732
sigma_u	.13668393					
sigma_e	.05635062					
rho	.85472558 (fraction of variance due to u_i)					

Figura F2. Modelo de EF para o Governo Lula (2003-2010)

```

Fixed-effects (within) regression          Number of obs   =    189
Group variable: uf                        Number of groups =    27

R-sq:  within = 0.8859                    Obs per group:  min =    7
        between = 0.8977                    avg =           7.0
        overall = 0.8960                    max =           7

                                           F(2,26)        =   126.65
corr(u_i, Xb) = 0.0510                    Prob > F        =    0.0000
  
```

(Std. Err. adjusted for 27 clusters in uf)

lnpp	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
lnrenda	-1.334057	.0997882	-13.37	0.000	-1.539175	-1.128939
lngini	2.145932	.1954816	10.98	0.000	1.744114	2.54775
_cons	13.07722	.6772992	19.31	0.000	11.68502	14.46943
sigma_u	.17747989					
sigma_e	.08054476					
rho	.82921706 (fraction of variance due to u_i)					

APÊNDICE G

Figura G1. Teste de Breush-Pagan para o Modelo de EF no Governo FHC (1995-2002)

Residual Cross-Section Dependence Test
 Null hypothesis: No cross-section dependence (correlation) in residuals
 Equation: Untitled
 Periods included: 7
 Cross-sections included: 27
 Total panel observations: 189
 Cross-section effects were removed during estimation

Test	Statistic	d.f.	Prob.
Breusch-Pagan LM	542.0374	351	0.0000
Pesaran scaled LM	7.210242		0.0000
Bias-corrected scaled LM	4.960242		0.0000
Pesaran CD	-1.371028		0.1704

Figura G2. Teste de Breush-Pagan para o Modelo de EF no Governo Lula (2003-2010)

Residual Cross-Section Dependence Test
 Null hypothesis: No cross-section dependence (correlation) in residuals
 Equation: Untitled
 Periods included: 7
 Cross-sections included: 27
 Total panel observations: 189
 Cross-section effects were removed during estimation

Test	Statistic	d.f.	Prob.
Breusch-Pagan LM	1343.957	351	0.0000
Pesaran scaled LM	37.47676		0.0000
Bias-corrected scaled LM	35.22676		0.0000
Pesaran CD	-1.323471		0.1857

APÊNDICE H

Figura H1. Modelo de EF no Governo FHC com Erros-Padrão corrigidos (1995-2002)

```

Fixed-effects (within) regression          Number of obs   =    189
Group variable: codigo                    Number of groups =    27

R-sq:  within = 0.8859                    Obs per group:  min =    7
        between = 0.8978                    avg =           7.0
        overall = 0.8961                    max =           7

corr(u_i, Xb) = 0.0511                    F(2,160)        =   620.91
                                           Prob > F         =    0.0000
    
```

lnpp	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
lnrenda	-1.333953	.0481946	-27.68	0.000	-1.429133	-1.238774
lngini	2.146488	.1866141	11.50	0.000	1.777943	2.515032
_cons	13.07689	.2944957	44.40	0.000	12.49529	13.65849
sigma_u	.17745621					
sigma_e	.08055496					
rho	.8291434	(fraction of variance due to u_i)				

F test that all u_i=0: F(26, 160) = 30.48 Prob > F = 0.0000

Figura H2. Modelo de EF no Governo Lula com Erros-Padrão corrigidos (2003-2010)

```

Random-effects GLS regression          Number of obs   =    189
Group variable: codigo                    Number of groups =    27

R-sq:  within = 0.8857                    Obs per group:  min =    7
        between = 0.9003                    avg =           7.0
        overall = 0.8982                    max =           7

corr(u_i, X) = 0 (assumed)              Wald chi2(2)    =   1473.95
                                           Prob > chi2     =    0.0000
    
```

lnpp	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
lnrenda	-1.322745	.0436131	-30.33	0.000	-1.408225	-1.237265
lngini	2.251214	.1782208	12.63	0.000	1.901907	2.60052
_cons	13.06801	.269861	48.42	0.000	12.5391	13.59693
sigma_u	.16909315					
sigma_e	.08055496					
rho	.81502834	(fraction of variance due to u_i)				

APÊNDICE I

Figura I1. Modelo de EF para as UFs no Governo FHC

```
. statsby, by(estado) clear: xtreg lnpp lnrenda lngini, fe
(running xtreg on estimation sample)
```

```
command: xtreg lnpp lnrenda lngini, fe
by: estado
```

Statsby groups

```
-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|
1      2      3      4      5
```

.....

```
. list
```

	estado	_b_lnre~a	_b_lng~i	_b_cons
1.	Acre	-.9559843	2.418384	10.96119
2.	Alagoas	-.5055524	.9472001	7.465862
3.	Amapá	-.6590536	4.253663	10.24353
4.	Amazonas	-1.02741	1.00863	10.66239
5.	Bahia	-.7366424	1.017596	8.832527
6.	Ceará	-.7626179	1.316513	9.114958
7.	Distrito Federal	-1.559983	3.152848	15.64654
8.	Espírito Santo	-1.646577	1.386356	14.56241
9.	Goiás	-1.97938	3.269886	17.78473
10.	Maranhão	-.3435591	.967731	6.569987
11.	Mato Grosso	-1.965575	4.039668	18.11232
12.	Mato Grosso do Sul	-1.996013	3.574515	18.09132
13.	Minas Gerais	-1.154346	2.728771	12.07212
14.	Paraná	-1.15293	3.013757	12.52977
15.	Paraíba	-.7976865	1.309629	9.385254
16.	Pará	-.9069256	1.351492	10.12471
17.	Pernambuco	-.985587	.87948	10.35242
18.	Piauí	-.6806891	1.460873	8.726841
19.	Rio Grande do Norte	-.5847226	1.211957	8.025141
20.	Rio Grande do Sul	-1.91128	2.517435	17.42558
21.	Rio de Janeiro	-1.240606	3.833388	13.60253
22.	Rondônia	-1.084893	1.838398	11.50704
23.	Roraima	-1.205924	2.280857	12.61949
24.	Santa Catarina	-.8339901	3.407246	10.6097
25.	Sergipe	-.5746087	1.355041	8.042076
26.	São Paulo	-1.236081	3.379472	13.32514
27.	Tocantins	-.7754673	.7799054	8.971234

Figura I2. Modelo de EF para as UFs no Governo Lula

```
. statsby, by(estado) clear: xtreg lnpp lnrenda lngini, fe
(running xtreg on estimation sample)
```

```
command: xtreg lnpp lnrenda lngini, fe
by: estado
```

Statsby groups

```
-----|----- 1 -----|----- 2 -----|----- 3 -----|----- 4 -----|----- 5
(27 missing values generated)
```

.....

. list

	estado	_b_lnre~a	_b_lng~i	_b_cons
1.	Acre	-.9372424	1.303597	10.20107
2.	Alagoas	-.8977869	1.670492	10.12516
3.	Amapá	-1.178823	1.937086	12.13649
4.	Amazonas	-.8866302	2.604034	10.65809
5.	Bahia	-1.016267	1.041752	10.50657
6.	Ceará	-.9832704	1.536066	10.544
7.	Distrito Federal	-2.08917	1.654196	18.77959
8.	Espírito Santo	-2.10533	2.913491	18.35619
9.	Goiás	-1.908412	2.015569	16.53988
10.	Maranhão	-.9806401	1.433125	10.49992
11.	Mato Grosso	-1.813566	2.285836	16.09063
12.	Mato Grosso do Sul	-2.093801	3.564042	18.71343
13.	Minas Gerais	-1.662162	2.794193	15.3424
14.	Paraná	-1.757156	2.918802	16.49717
15.	Paraíba	-1.065518	2.239382	11.49657
16.	Pará	-1.405559	1.824089	13.4199
17.	Pernambuco	-.8636118	2.01498	10.17925
18.	Piauí	-.8182561	1.826518	9.737007
19.	Rio Grande do Norte	-1.142902	2.011037	11.87636
20.	Rio Grande do Sul	-1.785587	2.598238	16.60327
21.	Rio de Janeiro	-2.423485	1.913909	20.63128
22.	Rondônia	-1.52697	1.88984	14.32931
23.	Roraima	-1.014225	1.308013	10.6484
24.	Santa Catarina	-2.219964	3.468035	19.99765
25.	Sergipe	-.9777071	1.309011	10.44687
26.	São Paulo	-2.202312	2.687263	19.54447
27.	Tocantins	-1.347416	1.45558	12.82667