



Análise da Pesquisa Nacional
por Amostra de Domicílios
PNAD 2005

Livro 3

Pobreza e Desigualdade



Análise da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios

PNAD 2005

POBREZA E DESIGUALDADE

Presidente da República

Luiz Inácio Lula da Silva

Ministro do Trabalho e Emprego

Carlos Lupi

Ministro da Educação

Fernando Haddad

Ministro do Planejamento, Orçamento e Gestão

Paulo Bernardo

Ministro do Desenvolvimento Social e Combate à Fome

Patrus Ananias

Presidenta do CGEE

Lúcia de Carvalho Melo

2º Seminário de Análise dos Resultados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios – PNAD 2005 – 6 e 7 de março de 2007 – Brasília-DF

Comissão Organizadora

Ariel Pares – Ministério do Planejamento, Orçamento e Gestão

Debora Beserra – Ministério do Planejamento, Orçamento e Gestão

Jorge Abrahão – Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada

Mauro Del Grossi – Assessoria da Presidência da República

Maya Takagi – Assessoria da Presidência da República

Paula Montagner – Ministério do Trabalho e Emprego

Romulo Paes – Ministério do Desenvolvimento Social e Combate à Fome

Reynaldo Fernandes – Instituto Nacional de Educação e Pesquisa

Silvia Velho – Centro de Gestão e Estudos Estratégicos

Colaboradores da Organização do Evento

Aila Cançado – Ministério do Desenvolvimento Social e Combate à Fome

Ana Paula Sena – Centro de Gestão e Estudos Estratégicos

Fabiana Felício – Instituto Nacional de Estudos e Pesquisa/MEC

Silvana Dantas – Centro de Gestão e Estudos Estratégicos

Análise da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios

PNAD 2005

POBREZA E DESIGUALDADE

Brasília, 2007

© 2007 – Centro de Gestão e Estudos Estratégicos (CGEE)

É permitida a reprodução parcial ou total desta obra, desde que citada a fonte.

Tiragem: 500 exemplares

Edição e Distribuição:

Centro de Gestão e Estudos Estratégicos (CGEE)

SCN, Quadra 2, Bl. A, Ed. Corporate Financial Center, Sala 1.102

Brasília/DF – CEP: 70712-900 – Fone: (61) 3424-9000

www.cgee.org.br – E-mail: editoria@cgee.org.br

Ministério do Trabalho e Emprego (MTE)

Esplanada dos Ministérios, Bloco F, Sala 520

Brasília/DF – CEP: 70059-900 – Fone: (61) 3317-6902

www.mte.gov.br – E-mail: observatorio@mte.gov.br

Coordenação da Publicação: Paula Montagner,
Sílvia Velho e Tatiana de Carvalho Pires

Capa: Anderson de Moraes

Impresso no Brasil / *Printed in Brazil*

Dados Internacionais de Catalogação na Publicação (CIP)
Biblioteca. Seção de Processos Técnicos – MTE

A532 Análise da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios
– PNAD: 2005. – Pobreza e desigualdade – Brasília: MTE,
CGEE, 2007.

185 p.

ISBN 978-85-60755-01-1

1. Distribuição de renda, Brasil. 2. Desigualdade de renda,
Brasil. 3. Pobreza, Brasil. I. Brasil. Ministério do Trabalho e Em-
prego. II. Centro de Gestão de Estudos Estratégicos (CGEE).

CDD 339.2

Sumário

Apresentação 7

Afinal, as Mudanças nos Benefícios Sociais Ocorridas a partir de 2001
Tiveram Influência sobre a Queda na Desigualdade e na Pobreza?

Ricardo Paes de Barros

Mirela Carvalho

Samuel Franco

1. Introdução 9
2. Quais as Transferências Públicas Estudadas? 10
3. Modelo para Descrever Transformações na Distribuição das
Transferências Públicas 17
4. Como a Distribuição das Transferências Públicas Efetivamente
se Transformou?..... 20
5. Metodologia para Isolar o Impacto de Mudanças na
Distribuição de Cada uma das Fontes 33
6. O Impacto de Mudanças nas Transferências Governamentais
sobre a Queda Recente na Desigualdade e na Pobreza 39
7. Considerações Finais..... 49
8. Referências Bibliográficas 51

Efeitos do Salário Mínimo sobre a Melhoria da Distribuição de Renda no
Brasil no Período 1995/2005 – Fatos e Simulações

João Saboia

1. Introdução 56
2. Evolução do Salário Mínimo a Longo Prazo 57
3. Salário Mínimo e Distribuição de Renda na Última Década 59
4. Os Dados de Rendimento da PNAD 60
5. A Importância do SM para a População Segundo Diferentes
Cortes Analíticos..... 61
6. Distribuição das Pessoas que Recebem o SM Segundo o
Nível de Renda Familiar *per Capita* 68
7. Resultados de Simulações 71
8. Considerações Finais..... 76
9. Referências Bibliográficas 77

Miséria, Desigualdade e Estabilidade: o Segundo Real

Marcelo Neri

1. Introdução	79
2. A Dança Distributiva	83
3. Os Dois Reais: Evolução da Renda	88
4. Tendências Rurais, Urbanas e Metropolitanas.....	92
5. Cumprimento das Metas do Milênio	94
6. Cenários Futuros de Miséria	96
7. Os Dois Reais.....	99
8. Causas da Queda da Desigualdade (2001-2005).....	107
9. Considerações Finais.....	117
10. Referências Bibliográficas	118
Apêndice 1	121
Apêndice 2.....	129

Análise Retrospectiva e Projeção da Pobreza no Brasil, no Período 1999-2015, em Função da Mudança da Estrutura dos Domicílios

Ralph Hakkert

1. Tendências e Determinantes Recentes da Redução da Pobreza	133
2. Metodologia da Projeção para 2015	138
3. Resultados para o Brasil em 2005-2015	146
4. Considerações Finais.....	152
5. Referências Bibliográficas	155

Desigualdade de Renda no Brasil em 2005 e sua Decomposição

Rodolfo Hoffmann

1. Introdução	158
2. A Distribuição da Renda no Brasil em 2005.....	158
3. Divisão em Estratos de Renda	163
4. Decomposição Conforme Parcelas da Renda.....	167
5. Efeitos sobre a Desigualdade de Rendimentos Iguais a um Salário Mínimo	176
Apêndice 1.....	179
Apêndice 2.....	181
6. Referências Bibliográficas	182

Apresentação

Em março de 2007, o Centro de Gestão de Estudos Estratégicos (CGEE) realizou, em parceria com a Assessoria Especial da Presidência da República, os Ministérios do Desenvolvimento Social, da Educação, do Planejamento e o Instituto de Pesquisa Econômica (IPEA), o 2º Seminário de Análise dos Resultados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD). O evento reuniu lideranças acadêmicas e gestores de políticas públicas para discutir, a partir das revelações trazidas pela PNAD 2005, os avanços e insucessos resultantes das políticas sociais implementadas pelo Governo nos últimos anos.

Diante dos bons resultados alcançados no primeiro encontro, em 2006 – que analisou a PNAD 2004 –, a comissão organizadora decidiu transformar o evento numa atividade anual. Dessa forma, assim que foram divulgados os resultados da PNAD 2005, deu-se início ao trabalho de identificação dos pesquisadores que construiriam as análises dos resultados encontrados pela PNAD em três áreas: Educação, Pobreza e Desigualdade e Mercado de Trabalho.

A qualidade dos trabalhos apresentados tornou imperativa esta publicação, que foi dividida em três partes, cada uma delas dedicada a uma área específica. É importante ressaltar que embora as informações utilizadas reflitam uma situação estrutural, visto que se fundamentam nos achados da PNAD 2005, a densidade das análises dá aos textos caráter documental que servirá de referência para estudos futuros.

A característica mais marcante desse seminário é o estabelecimento de um diálogo produtivo envolvendo os técnicos do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), produtor da informação; os acadêmicos e especialistas na análise dos dados e seus impactos na sociedade; e os executivos responsáveis pela formulação das políticas públicas.

O resultado maior da parceria é a convergência de esforços entre equipes, condição fundamental para o sucesso de um empreendimento. No caso em questão, a sintonia entre as equipes das diferentes instituições, o respeito às características e missões de cada uma delas, bem como o consenso de que existe um processo de construção de uma nação mais equitativa e de que é preciso levar essa informação à sociedade, foram essenciais.

Ressalta-se, ainda, que os dados da PNAD 2005, segundo os analistas, foram reveladores. A avaliação é de que o País está melhor hoje que no início da década. No que diz respeito à distribuição da riqueza, apesar de permanecer grande o hiato entre os estratos mais pobres e os mais ricos, os recenseamentos recentes mostram que a concentração de renda entrou em declínio e a desigualdade brasileira está no nível mais baixo dos últimos 25 anos. A recuperação do salário mínimo, sensível nos últimos quatro anos, teve participação importante nesse resultado, e o Programa Bolsa-Família foi vital nesse processo.

Revelou-se, ainda, que em relação ao número de brasileiros inseridos no mercado formal de trabalho, a situação hoje é muito mais confortável que nas últimas três décadas.

Os dados do setor educacional apontam desafios que deverão ser enfrentados nos próximos anos. A universalização do Ensino Fundamental é uma realidade, mas não foi acompanhada da qualidade necessária para um efetivo processo de inclusão social. A despeito dos indiscutíveis avanços na área, as taxas de reprovação e abandono nesse nível de ensino e os déficits de atendimento à educação Infantil permanecem como desafios para a agenda de governo nesta década. No ensino médio, distorção idade-série e qualidade da educação oferecida, dentre outros, são temas que merecem atenção especial. Apesar disso, o Brasil está mudando para melhor. Essa é a boa notícia.

O resultado do 2º Seminário, que agora compartilhamos com os leitores, foi muito produtivo graças à dedicação de todas as equipes envolvidas e ao cuidadoso trabalho de Coordenação do CGEE.

CARLOS LUPI
Ministro do Trabalho e Emprego

FERNANDO HADDAD
Ministro da Educação

PAULO BERNARDO
Ministro do Planejamento, Orçamento e Gestão

PATRUS ANANIAS
Ministro do Desenvolvimento Social e Combate à Fome

LÚCIA CARVALHO PINTO DE MELO
Presidenta do Centro de Gestão e Estudos Estratégicos

Afinal, as Mudanças nos Benefícios Sociais Ocorridas a partir de 2001 Tiveram Influência sobre a Queda na Desigualdade e na Pobreza?

Ricardo Paes de Barros

Mirela Carvalho

Samuel Franco

1. Introdução

A desigualdade de renda no Brasil começou a cair consideravelmente a partir de 2001, derrubando junto os níveis de pobreza e de extrema pobreza. Exatamente no mesmo período, começa a brotar uma nova geração de benefícios sociais focalizados. Não se pode afirmar, *a priori*, que os dois eventos estejam relacionados. Neste texto, buscam-se evidências sobre essa possível relação.

Para tanto, serão utilizadas informações da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), elaborada anualmente pelo IBGE, para os anos de 2001 a 2005. Essas pesquisas trazem informações individuais a respeito da renda do trabalho e também da renda não derivada do trabalho.

A renda não derivada do trabalho é composta por itens, como as aposentadorias e pensões públicas ou privadas, os rendimentos financeiros, os aluguéis, dentre outros, relacionados aos ativos de posse das pessoas e às transferências públicas ou privadas recebidas. Entre todos eles, serão destacados neste texto os itens ligados às transferências públicas, pois, estas compõem parte de nossa política social. Mais do que isso, as transferências públicas vêm se transformando abertamente na direção de maior focalização.

Conforme será demonstrado na Seção 2, é possível identificar três tipos de transferências públicas com as informações da PNAD: Aposentadorias e Pensões, Benefício de Prestação Continuada (BPC) e Bolsa-Família. Portanto, trabalharemos com um tipo de transferência reconhecidamente desfocalizada, que são as aposentadorias e pensões, e outras duas, declaradamente focalizadas, que são o BPC e o Bolsa-Família.

Veremos na Seção 4 que, ao longo do período 2001-2005, existem evidências de que as transferências públicas tornaram-se pouco melhor focalizadas no geral. Esse leve aumento agregado de focalização não veio do fato dos programas terem individualmente se tornado mais focalizados, mas, sim, do aumento de participação no total das transferências desses dois programas declaradamente focalizados.

A Seção 4 mostra ainda outras transformações, para além da focalização, pelas quais passaram as transferências públicas, enquanto que a seção anterior descreve tais transformações conceitualmente. Veremos que houve aumento de cobertura, puxado tanto pelo BPC, como também pela criação do Bolsa-Família. A desigualdade de benefícios entre quem recebe, de maneira geral, subiu e esse foi um feito exclusivo do BPC, posto que a desigualdade de benefícios entre quem recebe pensões e aposentadorias e entre quem recebe Bolsa-Família caiu. O valor médio dos benefícios caiu, fator este que pode ser atribuído exclusivamente ao Bolsa-Família, dado que para as demais transferências estudadas, houve aumento no valor médio do benefício impulsionado pelo aumento do salário mínimo.

Qual foi a importância conjunta dessas transformações na distribuição das transferências públicas para a queda recente na desigualdade e na pobreza? Qual foi a transformação mais importante? Qual dos programas considerados teve papel mais decisivo? Neste texto, buscaremos responder a todas essas questões.

Para tanto, foi necessário encontrar um método que permitisse isolar tais contribuições. O método utilizado baseia-se em simulações contrafactuais, tal como desenvolvido em Barros et al (2006) e IPEA (2006). Na Seção 6, apresentam-se os resultados com as simulações.

2. Quais as Transferências Públicas Estudadas?

Toda e qualquer renda não proveniente do trabalho só pode ser estudada na PNAD, por meio do quesito 125. Este traz informações para cada indivíduo com idade igual ou superior a 10 anos. Cada pessoa declara o valor recebido e o associa a um de oito itens: a) aposentadoria de instituto de previdência ou do Governo Federal; b) pensão de instituto de previdência ou do Governo

Federal; c) outro tipo de aposentadoria; d) outro tipo de pensão; e) abono de permanência; f) aluguel; g) doação recebida de não-morador; e h) juros de caderneta de poupança e de outras aplicações, dividendos e outros rendimentos (ver IBGE, 2005).

De posse dessas informações, precisamos chegar aos três itens de interesse para o texto: as pensões e aposentadorias, o BPC e o benefício do programa Bolsa-Família. É muito fácil chegar ao primeiro deles. Basta somar os componentes da PNAD: pensão de Instituto de Previdência ou do Governo Federal e aposentadoria de Instituto de Previdência ou do Governo Federal. Entretanto, não há nenhum item nesta pesquisa que discrimine diretamente os benefícios de programas, como o BPC ou o Bolsa-Família. A renda transferida por eles é declarada em um único componente (juros de caderneta de poupança e de outras aplicações, dividendos e outros rendimentos), misturadas com os juros de caderneta de poupança e os rendimentos financeiros. Como fazer para separá-los?

É de se esperar que os contemplados com rendimentos financeiros não recebam benefícios sociais desses programas e também que os beneficiários do BPC não sejam atendidos cumulativamente pelo Programa Bolsa-Família. Além disso, os valores tipicamente recebidos por beneficiários do BPC e do Bolsa-Família diferem consideravelmente. Assim sendo, o procedimento proposto para separar os benefícios sociais de interesse dos demais rendimentos consiste em observar os valores declarados no item da PNAD “renda de juros de caderneta de poupança e de outras aplicações, dividendos e outros rendimentos” e associá-los ao que sabemos ser tipicamente pago por estes dois programas do governo.

Sabemos que o BPC paga um salário mínimo a cada beneficiário e, portanto, sempre que o valor declarado se igualar exatamente ao salário mínimo corrente do ano da pesquisa, identificamos a pessoa como beneficiária do BPC. No caso do Bolsa-Família, a situação é um pouco mais complexa, tendo em vista que sua criação em 2003 veio acompanhada da integração de seis programas previamente existentes,¹ os quais não foram descontinuados de imediato. Dessa forma, identificou-se como beneficiário do Bolsa-Família todos aqueles que declararam receber os valores típicos de qualquer um dos

¹ Os programas unificados foram: Bolsa-Família, Auxílio-Gás, Bolsa-Escola, Bolsa-Alimentação, Cartão-Alimentação e Programa de Erradicação do Trabalho Infantil.

seis programas unificados ou do Bolsa-Família propriamente dito, além de combinações desses programas, desde que inferiores a um salário mínimo. Dado que uma pessoa pode receber mais de um destes programas,² as combinações de valores são importantes para identificar o maior número possível de beneficiários. A Tabela 1 traz informações a respeito dos valores associados aos sete programas.

Tabela 1

Possíveis Valores Mensais Transferidos pelo Bolsa-Família e Correlatos

(em reais)

Programas Governamentais	Valor Mensal por Família
Bolsa-Família	15,00
	30,00
	45,00
	50,00
	65,00
	80,00
	95,00
Bolsa-Escola	15,00
	30,00
	45,00
Bolsa-Alimentação	15,00
	30,00
	45,00
Cartão-Alimentação	50,00
Programa de Erradicação do Trabalho Infantil (PETI)	
Rural ¹	25,00
Urbano ²	40,00
Auxílio-Gás	7,50

Fonte: Dados extraídos dos sites do Ministério do Desenvolvimento Social (MDS). Disponível em <<http://www.mds.gov.br/programas/transferencia-de-renda/programa-bolsa-familia/programa-bolsa-familia/gestao-de-beneficios/tipos-de-beneficios-pagos-pelo-programa>> e da Caixa Econômica Federal (CEF). Disponível em <<http://www.caixa.gov.br/cidadao/produtos>>.

Nota: ¹ Valor por criança em municípios com menos de 250 mil habitantes.

² Valor por criança em municípios com mais de 250 mil habitantes.

² Note que, com esse procedimento, estamos identificando rendas individuais e, portanto, embora o benefício do Bolsa-Família e correlatos seja familiar, o rendimento declarado é sempre atribuído a algum membro da família, em geral, ao detentor do cartão da família.

Os demais valores que não se enquadravam em nenhuma dessas duas definições de benefícios sociais foram considerados como provenientes de juros de caderneta de poupança ou rendimentos financeiros.

As Tabelas 2a-b apresentam como distribuímos os valores reportados no componente da PNAD “renda de juros de caderneta de poupança e de outras aplicações, dividendos e outros rendimentos” entre: a) Bolsa-Família; b) BPC; e c) rendimentos financeiros.

Tabela 2a

Distribuição Absoluta dos Receptores da Renda de “Juros de Caderneta de Poupança e de Outras Aplicações, Dividendos e Outros Rendimentos” a Partir do Procedimento Proposto

(em milhões)

Fontes de Renda	2001	2002	2003	2004	2005	Variação (%) (2005-2001)
Benefício de Prestação Continuada (BPC)	0,18	0,37	0,28	0,89	1,17	540
Bolsa-Família e Correlatos	2,64	4,02	6,01	8,08	6,50	146
Rendimentos Financeiros	1,21	1,43	1,29	1,41	1,49	23,8
Outros Valores até R\$100,00	0,79	0,88	0,68	0,68	0,69	-12,8
De R\$100,00 ao Salário Mínimo	0,02	0,08	0,14	0,26	0,25	1266
De 1 Salário Mínimo até 2 Salários Mínimos	0,20	0,22	0,23	0,29	0,30	50,6
2 Salários Mínimos	0,01	0,03	0,00	0,01	0,02	266
Acima de 2 Salários Mínimos	0,19	0,22	0,23	0,17	0,22	18,7

Fonte: Estimativas produzidas com base na Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) de 2001 a 2005.

Tabela 2b

Distribuição Relativa dos Receptores da Renda de “Juros de Caderneta de Poupança e de Outras Aplicações, Dividendos e Outros Rendimentos” a partir do Procedimento Proposto – Participação de Cada Fonte

(%)

Fontes de Renda	2001	2002	2003	2004	2005	Variação 2005-2001 (em Pontos Percentuais)
Benefício de Prestação Continuada (BPC)	4,52	6,35	3,69	8,56	12,7	8,22
Bolsa-Família e Correlatos	65,5	69,1	79,3	77,8	70,9	5,39
Rendimentos Financeiros	29,9	24,6	17,0	13,6	16,3	-13,6
Outros Valores até R\$100,00	19,6	15,0	9,04	6,53	7,53	-12,1
De R\$100,00 ao Salário Mínimo	0,46	1,45	1,85	2,55	2,78	2,32
De 1 Salário Mínimo até 2 Salários Mínimos	5,01	3,79	3,06	2,83	3,32	-1,69
2 Salários Mínimos	0,16	0,46	0,06	0,05	0,25	0,10
Acima de 2 Salários Mínimos	4,67	3,84	2,98	1,64	2,44	-2,23
Total	100	100	100	100	100	-

Fonte: Estimativas produzidas com base na Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) de 2001 a 2005.

Estas tabelas revelam que, em 2005, a vasta maioria dos valores encontrados (quase 71%) é típica do Bolsa-Família. Note que o número de pessoas que recebem essa fonte de renda cresceu abruptamente ao longo do período 2001-2005: enquanto que em 2005 eram 6,5 milhões de beneficiários, em 2001 eram apenas 2,6 milhões. Também houve uma expansão considerável do BPC, que passou de 180 mil beneficiários em 2001 para 1,2 milhão em 2005. Os valores restantes foram atribuídos aos juros de caderneta de poupança e rendimentos financeiros. Estes permaneceram mais ou menos estáveis, atingindo a aproximadamente a 1,5 milhão de pessoas. O fato de que cerca de 2/3 desses valores são inferiores a um salário mínimo indica que possivelmente uma parte deles é constituída por benefícios sociais não detectados pelo procedimento proposto. Caso esta conjectura seja verdadeira, o procedimento pode estar subestimando a renda e o número de beneficiários do Bolsa-Família.

Para validar o procedimento, recorreu-se ao suplemento trazido pela PNAD, 2004, que tratava do acesso a algumas transferências de renda de programas sociais. As informações deste suplemento permitem conhecer quais *domicílios* têm ao menos um beneficiário do Bolsa-Família ou do BPC. De outra parte, o procedimento proposto identifica, por meio dos valores típicos, *indivíduos* beneficiários do Bolsa-Família ou do BPC e, portanto, também permite chegar aos *domicílios* que têm ao menos um beneficiário destes programas. A validação vem justamente da tentativa de se averiguar se, em 2004, os domicílios identificados pelo suplemento da PNAD como tendo ao menos um beneficiário desses programas sociais são os mesmos identificados pelo procedimento desenvolvido. Os resultados são apresentados nas Tabelas 3 e 4.

Tabela 3

Consistência entre as Classificações das Pessoas em Famílias Beneficiadas pelo Bolsa-Família Segundo o Suplemento da PNAD e o Procedimento Desenvolvido

Indicadores		Segundo o Suplemento	
		Recebe	Não Recebe
Procedimento Desenvolvido	Recebe	19	3
	Não Recebe	1	77

(%)

Fonte: Estimativas produzidas com base na Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) de 2004.

Tabela 4

Consistência entre as Classificações das Pessoas em Famílias Beneficiadas pelo BPC Obtidas Segundo o Suplemento da PNAD e o Procedimento Desenvolvido

(%)

Indicadores		Segundo o Suplemento	
		Recebe	Não Recebe
Procedimento Desenvolvido	Recebe	1,4	0,6
	Não Recebe	0,3	97,7

Fonte: Estimativas produzidas com base na Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) de 2004.

Com relação ao Bolsa-Família, são três os resultados principais a sinalizar que o método desenvolvido discrimina razoavelmente bem os beneficiários de programas sociais. Em primeiro lugar, 96% dos domicílios foram identicamente classificados pelos dois critérios. Em segundo lugar, esta Tabela revela que apenas 5% dos classificados pelo suplemento como beneficiados pelo Bolsa-Família não são identificados como tal pelo método criado. Por fim, esta Tabela indica que o método proposto tende a sobreestimar ligeiramente a participação no programa: enquanto pelo suplemento 20% dos domicílios recebem algum benefício social, segundo nosso método seriam 22%.

Quando se avalia a adequação do método para isolar os beneficiários do BPC, encontramos que 99% dos domicílios receberiam a mesma classificação segundo ambos os procedimentos. Este elevado grau de concordância, entretanto, é muito mais o resultado de que poucos domicílios se beneficiam do programa do que efetivamente da alta fidedignidade do procedimento proposto. Como apenas cerca de 2% dos domicílios têm algum membro beneficiado pelo programa, erros de classificação da ordem de 1% não indicam alta fidedignidade. Mais informativo é verificar que cerca de 20% dos domicílios identificados pelo suplemento como tendo ao menos um beneficiário do BPC não são captados pelo procedimento proposto. Provavelmente o que ocorre é que muitos beneficiários confundem o BPC com os benefícios previdenciários e acabam declarando no suplemento receber o BPC, porém declaram a renda recebida como aposentadoria ou pensão pública, ao invés de declará-la no componente de “juros de caderneta de poupança e de outras aplicações, dividendos e outros rendimentos”. Além disso, 30% dos domicílios que identificamos como tendo pelo menos uma pessoa recebendo BPC não são assim classificados pelo suplemento, indicando que muitos dos que

declaram receber exatamente um salário mínimo não são beneficiários do BPC. Estas pessoas talvez recebam juros, dividendos ou benefícios de outros programas sociais no valor exato do salário mínimo.

Aplicada essa metodologia para isolar os benefícios sociais, resta saber como fica a composição da renda das famílias. Qual é a participação das aposentadorias e pensões públicas e dos benefícios sociais na formação da renda nacional?

De acordo com a PNAD, em 2005, pouco menos de 25% da renda das famílias vinham de outras fontes distintas do trabalho, sendo as transferências, a fonte mais importante, sobretudo, as públicas (ver Tabela 5).³ As pensões e aposentadorias públicas, com valor mensal *per capita* de R\$ 80,00 representam 18% da renda das famílias. O BPC e o Bolsa-Família têm o mesmo valor mensal *per capita* (cerca de R\$ 2,00) e cada um corresponde a 0,45% da renda das famílias.

Entre 2001 e 2005, de todas as fontes não derivadas do trabalho, as transferências públicas foram as que mais aumentaram a importância relativa (quase 2 pontos percentuais de aumento), puxadas por seus três componentes.

³ Na Pesquisa de Orçamento Familiar do IBGE e nas Contas Nacionais, a participação da renda do trabalho é menor em boa medida por causa da inclusão dos aluguéis imputados para aqueles que vivem em casa própria (ver BARROS; CURY; ULYSSEA, 2006).

Tabela 5

Decomposição da Renda Familiar *per Capita*

Fontes de Renda	Renda <i>per Capita</i> (em Reais por Mês)					Variação (%) (2005-2001)	Participação na Renda Total (%)					Variação (2005-2001) (em Pontos Percentuais)
	2001	2002	2003	2004	2005		2001	2002	2003	2004	2005	
Renda Total	426	426	401	415	440	3,47	100	100	100	100	100	-
Renda do Trabalho	332	330	308	317	334	0,84	77,9	77,4	76,7	76,3	75,9	-1,98
Renda não Derivada do Trabalho	94,1	96,4	93,6	98,1	106	12,7	22,1	22,6	23,3	23,7	24,1	1,98
Renda de Ativos	11,0	12,0	9,52	10,3	11,9	8,02	2,58	2,81	2,37	2,47	2,69	0,11
Aluguéis	8,21	8,15	6,99	7,21	8,03	-2,16	1,93	1,91	1,74	1,74	1,82	-0,10
Juros e Dividendos	2,77	3,81	2,54	3,05	3,83	38,1	0,65	0,89	0,63	0,74	0,87	0,22
Transferências	83,1	84,4	84,1	87,9	94,2	13,4	19,5	19,8	21,0	21,2	21,4	1,87
Privadas	9,13	9,37	8,25	9,13	10,3	12,3	2,15	2,20	2,05	2,20	2,33	0,18
Ajuda de não Moradores	2,90	3,23	2,84	3,05	3,14	8,48	0,68	0,76	0,71	0,73	0,71	0,03
Outras Pensões e Aposentadorias	6,24	6,14	5,40	6,08	7,12	14,1	1,47	1,44	1,35	1,47	1,62	0,15
Públicas	74,0	75,0	75,8	78,7	84,0	13,5	17,4	17,6	18,9	19,0	19,1	1,68
Pensões e Aposentadorias	72,8	73,3	74,2	75,2	80,0	9,85	17,1	17,2	18,5	18,1	18,2	1,05
Benefício de Prestação Continuada (BPC)	0,28	0,57	0,44	1,40	1,98	600	0,07	0,13	0,11	0,34	0,45	0,38
Bolsa-Família e Correlatos	0,88	1,13	1,24	2,15	1,99	127	0,21	0,27	0,31	0,52	0,45	0,25

Fonte: Estimativas produzidas com base na Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) de 2001 a 2005.

⁴ Vale ressaltar que a PNAD, por não considerar fontes de renda esporádicas, acaba não captando algumas importantes transferências públicas, como o Seguro-Desemprego e o Abono-Salarial. Dessa forma, a PNAD subestima o total de transferências públicas.

Observando mais de perto a composição das transferências públicas, temos que 95% delas são pensões e aposentadorias (ver Tabela 6). O programa Bolsa-Família representa menos de 2,5% e a participação do BPC é similar. Em conjunto, o BPC e o Bolsa-Família respondem por menos de 5% das transferências públicas.⁴ Embora estes dois programas tenham hoje mais ou menos a mesma importância relativa, o ganho de participação do BPC é duas vezes maior que o do Bolsa-Família, o que se explica pelo fato de que em 2001, o primeiro programa era três vezes menos importante que o segundo.

Tabela 6

Decomposição da Renda Proveniente de Transferências Públicas

Fontes de Renda	2001	2002	2003	2004	2005	Varição (2005-2001) (em pontos percentuais)
Transferências Públicas	100	100	100	100	100	–
Pensões e Aposentadorias	98,4	97,7	97,8	95,5	95,3	-3,16
Benefício de Prestação Continuada (BPC)	0,38	0,76	0,57	1,78	2,35	1,97
Bolsa-Família e Correlatos	1,18	1,51	1,63	2,73	2,37	1,18

Fonte: Estimativas produzidas com base na Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) de 2001 a 2005.

⁵ Conforme mencionado no Capítulo 3, a distribuição de renda utilizada em todo este estudo é sempre a distribuição das pessoas segundo a renda *per capita* do domicílio em que vivem. Da mesma forma a distribuição de renda do trabalho será sempre, exceto nos casos em que se chamar a atenção para algo diverso, a distribuição da população segundo a renda do trabalho *per capita* dos membros ocupados do domicílio. A distribuição da renda proveniente de transferências será a distribuição da população segundo a renda *per capita* de transferências recebida por todos os membros do domicílio.

3. Modelo para Descrever Transformações na Distribuição das Transferências Públicas

As transformações por que passou a distribuição das transferências públicas e cada um dos itens que a compõem podem ter quatro origens distintas. Conhecê-las permite melhor compreender como cada fonte afetou a desigualdade e a pobreza entre 2001 e 2005.

Nosso ponto de partida é a distribuição conjunta de duas fontes de renda. A renda total das famílias, por exemplo, é constituída pela renda do trabalho e seu complemento, qual seja, a renda não proveniente do trabalho. Assim, a distribuição de renda total depende de duas outras distribuições: de renda do trabalho e de renda não-proveniente do trabalho.⁵ Estas três distribuições estão inter-relacionadas. No entanto, a distribuição de renda total não é apenas uma função dessas outras duas distribuições marginais. Depende também da função de associação que liga posições em ambas as distribuições.

Por exemplo, a pior renda do trabalho pode estar associada à melhor renda de outras fontes, isto é, pode ser que quem recebe baixos salários seja justamente quem é mais protegido pela renda não derivada do trabalho. A associação será interpretada mais adiante como focalização e, neste caso, a renda de outras fontes distintas do trabalho estaria bem focalizada.

Portanto, transformações na distribuição de renda total têm duas origens: mudanças nas distribuições marginais e/ou mudanças na associação entre as duas distribuições. Como a desigualdade e a pobreza são características da distribuição de renda total, então transformações nelas também advêm de mudanças nas distribuições marginais e/ou na função de associação.

Em termos formais,⁶ temos que, em toda população finita, a distribuição conjunta de duas fontes de renda x e y , isto é, $F_{x,y}$,⁷ pode sempre ser obtida a partir das duas distribuições marginais, F_x e F_y , e da função de associação entre elas, $A_{x \rightarrow y}$, em que $A_{x \rightarrow y}(i)$ denota a posição, na distribuição de y , ocupada pela pessoa que se encontra na i -ésima posição na distribuição de x .

Sendo x uma dada fonte de renda, y , o seu complemento e z , a renda total, então $z = x + y$. Como z é determinada pela distribuição conjunta de x e y , então é uma função da trinca $(F_x, A_{x \rightarrow y}, F_y)$.

Se considerarmos como θ , uma característica qualquer da distribuição de renda total, z , tal como o grau de desigualdade ou de pobreza,⁸ então como $\theta = \Theta(F_z)$ e $F_z = \Psi(F_x, A_{x \rightarrow y}, F_y)$, temos que:

$$\theta = \Theta(F_z) = \Theta(\Psi(F_x, A_{x \rightarrow y}, F_y))$$

Desta relação, segue que a contribuição de fonte de renda para a desigualdade total ou para a pobreza depende tanto de sua própria distribuição F_x como de sua associação com as demais fontes de renda, $A_{x \rightarrow y}$. Assim, uma fonte de renda contribui para mudanças no nível geral de desigualdade e de pobreza quando muda sua distribuição ou quando altera sua associação com as demais fontes.

Vale ressaltar que, enquanto mudanças na distribuição de fonte de renda dependem somente de mudanças na própria fonte,⁹ a associação pode se alterar sem que tal fonte estudada se modifique. Portanto, enquanto mudanças na distribuição marginal vêm, inequivocamente, de mudanças na própria

⁶ Para maiores detalhes formais sobre a definição de distribuição conjunta (ver BARROS; CARVALHO; FRANCO; MENDONÇA, 2006a).

⁷ Cuidado com a notação. Embora no Capítulo 3 tenhamos utilizado a letra F para denotar a porcentagem apropriada por cada décimo, agora F nos dá o inverso da Parada de Pen (renda média dos décimos). Portanto, F agora é uma função que, para cada nível de renda (t), nos dá o número de pessoas com renda abaixo deste nível, (y), ou seja, $F(t)=y$.

⁸ Atenção para o fato de que a definição do grau de pobreza passa não só pela distribuição conjunta de z , mas também pela escolha de uma linha de pobreza.

⁹ Como neste capítulo tratamos de valores *per capita*, sendo, por exemplo, renda não derivada do trabalho uma forma resumida de dizer renda não derivada do trabalho de todos os membros da família *per capita*, mudanças nas rendas podem resultar de mudanças demográficas. Por exemplo, o nascimento de uma nova criança, mesmo que não altere a renda pessoal de nenhuma pessoa na família, reduzirá a renda *per capita* de todas as fontes.

fonte, modificações na associação requerem interpretação mais cuidadosa, uma vez que podem ter derivado de mudanças nas demais fontes.

A distribuição marginal da renda de uma fonte qualquer, por sua vez, pode ser desagregada em outros dois componentes. O primeiro separa receptores de não-receptores e, portanto, nos dá idéia de cobertura, ao revelar que proporção da população recebe renda da fonte estudada. O outro componente diz respeito à distribuição da renda em questão no universo apenas dos receptores. Assim, a distribuição marginal se altera se, e somente se, mudar a cobertura ou se a distribuição entre os receptores.

Formalmente temos que a distribuição de uma dada fonte, F_x , pode ser obtida pela proporção das pessoas em famílias que recebem renda da fonte x , q_x , e pela distribuição da fonte x no universo apenas dos que dela recebem, F_{x+} . Portanto, F_x , é determinada pelo par (q_x, F_{x+}) .

Por fim, a distribuição da fonte de renda no universo apenas dos receptores será desagregada em outros dois componentes. Qualquer distribuição pode ser obtida de sua média e grau de desigualdade. Assim, a distribuição entre os receptores se altera somente quando o valor médio do benefício se altera ou quando há mudanças na repartição entre os que recebem, isto é, a distribuição da renda proveniente da fonte x no universo dos que dela recebem, F_{x+} , pode ser obtida de sua média, μ_{x+} , e curva de Lorenz, L_{x+} . Portanto, mudanças em F_{x+} ocorrem se, e somente se, o par (μ_{x+}, L_{x+}) for alterado. Em suma:

$$F_x = \Phi(\mu_{x+}, L_{x+}, q_x)$$

e

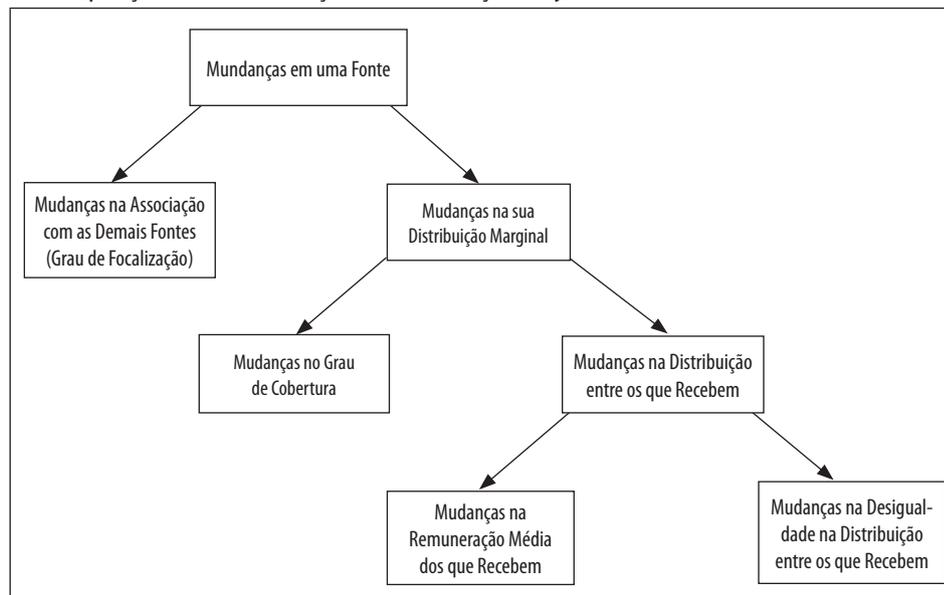
$$\theta = \Theta(F_z) = \Theta(\Psi(\Phi(\mu_{x+}, L_{x+}, q_x), A_{x \rightarrow y}, F_y))$$

Em suma, a contribuição de dada fonte para a evolução na desigualdade ou na pobreza pode se dar por quatro mecanismos: a) mudanças na sua associação com as demais, $A_{x \rightarrow y}$, que serão interpretadas como mudanças na focalização; b) mudanças na cobertura, q_x ; c) mudanças no valor médio do benefício/rendimento, μ_{x+} ; e d) mudanças na desigualdade entre os receptores, L_{x+} .

O Diagrama 1 mostra como a distribuição conjunta pode ser decomposta, de forma a se chegar a estes quatro mecanismos.

Diagrama 1

Decomposição das Transformações na Distribuição Conjunta



4. Como a Distribuição das Transferências Públicas Efetivamente se Transformou?

4.1 Focalização¹⁰

4.1.1 Aspectos metodológicos das medidas utilizadas

As medidas de focalização utilizadas neste texto serão, na realidade, medidas da associação entre uma fonte de renda com as demais, ou seja, buscaremos diferentes maneiras de medir $A_{x \rightarrow y}$. Quanto mais inversamente relacionada for uma dada fonte às demais, assumiremos que maior deverá ser o seu grau de focalização.

Serão utilizadas três medidas de associação: a) grau de correlação com as demais fontes (correlação de Pearson); b) grau de concentração; e c) porcentagem da renda de uma dada fonte apropriada pelos 20% mais pobres da população.

¹⁰ Reduções no grau de associação entre as fontes de renda tendem a reduzir a desigualdade total. Mas nem sempre isso ocorre. Para uma discussão mais aprofundada (ver BARROS; MENDONÇA, 1989).

A correlação de Pearson é a associação linear entre as fontes que compõem a renda familiar *per capita*. Ela pode variar de 1 a -1, sendo que quando assume exatamente estes valores revela perfeita correlação. Ao se avaliar, por exemplo, a relação entre a renda do Bolsa-Família e a das demais fontes (que inclui não só as demais fontes não derivadas do trabalho, tais como os ativos, mas também a renda do trabalho), quando a correlação de Pearson é igual a 1 significa que as pessoas que vivem em família com elevado rendimento das outras fontes são também as que recebem a maior transferência do Bolsa-Família. Quando a correlação assume valor igual a -1, a relação é inversa: quem vive em família com menor renda de outras fontes é também quem vive em família que recebe a maior transferência do Bolsa-Família. Portanto, quanto mais próxima a -1 for a correlação, interpretaremos que mais bem focalizada estará a fonte estudada.

Outra medida de associação utilizada é o coeficiente de concentração de uma fonte de renda,¹¹ obtido a partir de uma curva de concentração.¹² A curva de concentração é construída relacionando-se a porcentagem acumulada da população e a porcentagem acumulada da renda de determinada fonte apropriada pelos quantis. Os pontos na curva de concentração diferem, em geral, de pontos na curva de Lorenz, uma vez que a população não é ordenada apenas com base na fonte analisada. Os mais pobres são aqueles com menor renda global, consideradas todas as fontes. Assim, a curva de concentração ordena a população pela renda global, mas a renda acumulada é a da fonte estudada. O coeficiente de concentração é duas vezes a área entre a curva de concentração e a linha de perfeita igualdade (ver Gráfico 1).

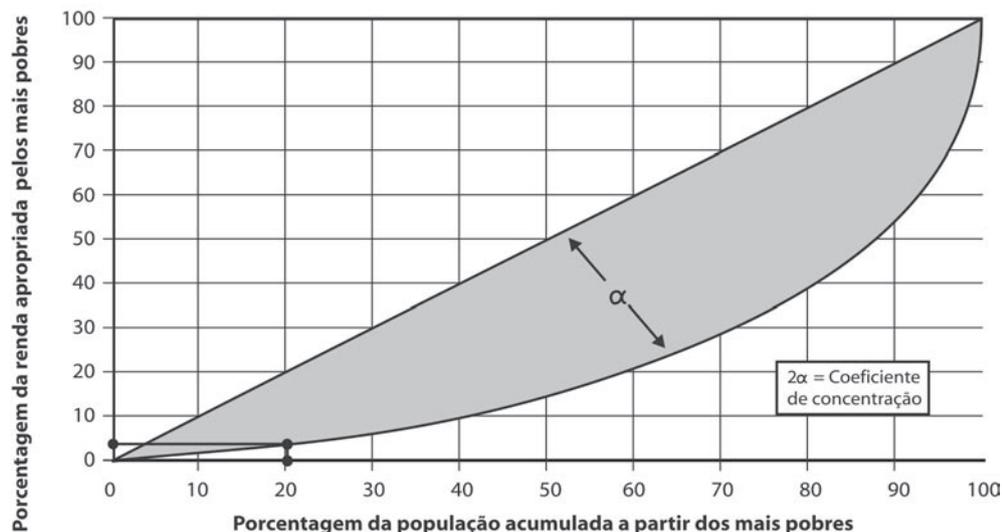
O coeficiente de concentração também pode variar de 1 a -1. Quando igual a zero indica, em geral, que os mais pobres se apropriam da renda estudada de forma proporcional a sua participação na população (por exemplo, os 10% mais pobres se apropriam de 10% da renda de determinada fonte). Quanto mais próximo a 1, os mais pobres se apropriam de uma parcela da renda estudada menor do que sua participação na população, enquanto que quanto mais próximo a -1, os mais pobres se apropriam de uma parcela maior. Assim sendo, de novo, quanto mais próximo a -1 estiver o coeficiente de concentração, interpretaremos que maior será o grau de focalização da fonte de renda estudada.

¹¹ Para uma discussão a respeito da mensuração do coeficiente de concentração (ver KAKWANI, 1986).

¹² Em geral, a curva de concentração é mais adequada para medir a focalização do que propriamente a associação. Embora, para as simulações, o resultado relevante seja a associação, ela nem sempre é uma boa *proxy* para a focalização. Assim sendo, optou-se, nesta seção, por apresentar primeiro uma medida padrão de associação que é dada pelo coeficiente de Pearson. Depois, se apresenta outra, mais adequada para captar a focalização, de modo que se possa avaliar se as conclusões obtidas, com ambas as medidas, vão na mesma direção.

Gráfico 1

Curva de Concentração e Coeficiente de Concentração



Pontos na curva de concentração, como a porcentagem da renda apropriada pelos 20% mais pobres, são também medidas de associação. De fato, quando a porcentagem apropriada da renda for superior à participação na população, então a renda em questão deverá estar bem focalizada. Por exemplo, quando a porcentagem apropriada pelos 20% mais pobres for superior a 20%, então a renda estará bem focalizada. Quando a porcentagem apropriada for menor que 20%, a renda estará mal focalizada.

O recebimento de renda altera o grau de pobreza da família beneficiada e, provavelmente, a sua prioridade. Portanto, o grau de focalização do primeiro Real recebido deve ser distinto do grau de focalização do último. Vimos também que o ideal para a focalização é que todos os atendidos estejam abaixo de uma linha de carência e, ao final, tenham seu bem-estar aumentado até esta linha, pois assim se garante que não haverá saltos na fila de prioridades. Quando o valor do benefício concedido faz o beneficiário saltar posições, o mais adequado seria reduzir o valor da transferência, de forma a se incluir mais pessoas no programa.

Para medir a focalização do primeiro Real, é possível modificar ligeiramente a curva de concentração, de tal modo que a população passe a ser ordenada pela renda global excluída a renda analisada. Assim, ambos os indicadores obtidos a partir da curva de concentração foram calculados de duas formas distintas: incluindo e excluindo a renda estudada do cálculo da renda global das famílias.

Contudo, é preciso muito cuidado ao interpretar essas medidas. Primeiro porque elas não são sensíveis apenas a mudanças na associação, conforme seria o ideal. Na verdade, mudanças na distribuição marginal da fonte analisada, F_x , podem também alterá-las. Ainda mais preocupante, entretanto, é a possibilidade de que mudanças na distribuição das demais fontes, F_y , mesmo mantida a associação original, venham também a influenciá-las. Logo, não há garantias de que variações nessas medidas capturem exclusivamente mudanças na associação, embora, em geral, devam captar.

Em segundo lugar, porque devemos ter em mente que uma renda deve ser considerada bem focalizada quando beneficiar aqueles que, sem ela, seriam pobres. Assim, todas essas medidas baseiam-se na suposição de que a contribuição de uma fonte de renda para a renda familiar seria igual ao seu valor. No entanto, é bem provável que a presença ou ausência de uma fonte influencie o comportamento dos membros da família e, desse modo, o valor das demais fontes. A presença de nova fonte de renda pode estimular ou desestimular a geração de outras. Por exemplo, será que a renda de uma família que ganhou na loteria cresce na mesma magnitude do prêmio recebido? Não necessariamente. Se alguns membros estiverem desempregados e a família utilizar o prêmio para abrir um negócio, o aumento da renda familiar pode ser maior que o valor ganho na loteria. Inversamente, se o prêmio leva a que os filhos mais jovens parem de trabalhar para estudar, o aumento líquido na renda da família será inferior ao valor do prêmio. Assim, há de se ter cautela ao interpretar, por exemplo, uma redução na associação entre a renda do trabalho e a não derivada do trabalho. Isso porque não sabemos se tal redução significa uma melhoria no grau de focalização da renda não derivada do trabalho ou se a associação se reduziu porque, em decorrência de aumento nas transferências, alguns beneficiários deixaram de trabalhar, substituindo sua renda do trabalho (ou parte dela) pela renda da transferência.

Por fim, vale ressaltar que a focalização não depende apenas da associação entre as fontes de renda, embora, em geral, esta variável seja fundamental. A focalização depende também das distribuições marginais das fontes de renda. Por exemplo, imaginemos uma situação em que o mais pobre recebe uma transferência de R\$99,00, e o segundo mais pobre recebe R\$ 1,00. A associação entre a renda de transferências e as demais seria perfeita, à medida que o mais pobre recebe volume maior da renda de transferências que o segundo mais pobre. Se a distância entre essas pessoas, em termos de renda, for grande o suficiente para que a transferência concedida ao mais pobre não lhe faça ultrapassar o segundo mais pobre, então, podemos afirmar que a transferência encontra-se bem focalizada. Imagine agora que há mudança na repartição das transferências, de modo que o mais pobre passa a receber menos, e o segundo mais pobre passa a receber mais. Agora, o mais pobre recebe R\$ 80,00 e o segundo mais pobre, R\$ 20,00. Permanece sendo verdadeiro que o mais pobre recebe volume maior de transferências que o segundo mais pobre e assim a associação permanece a mesma. Contudo, essa modificação reduz a desigualdade em renda de transferências e, tudo o mais constante, reduz também a desigualdade global. Apesar da transformação ter reduzido a desigualdade global, o grau de focalização pode piorar com a mudança, pois a distância entre o mais pobre e o segundo mais pobre terá se reduzido menos que no caso anterior. Note que a transformação manteve a associação entre as fontes, melhorou a desigualdade, porém piorou a focalização.

A focalização também pode ser afetada pela distribuição marginal das demais fontes. Imagine a mesma situação em que se transfere R\$ 99,00 ao mais pobre e R\$ 1,00 ao segundo mais pobre. Se transferirmos renda das outras fontes do segundo mais pobre para o primeiro mais pobre, a distância entre eles se reduzirá e pode ser que a transferência de R\$ 99,00 para o primeiro, o faça agora ultrapassar o segundo. Nesse caso, a associação também permaneceu inalterada, mas a transformação na distribuição marginal das demais fontes piorou a focalização.

4.1.2 Análise dos resultados

A Tabela 7 apresenta a evolução do grau de correlação de Pearson. O BPC e, principalmente, o Bolsa-Família apresentam correlação linear negativa, sendo

a do Bolsa-Família muito próxima a -1 (-0,095). Portanto, existem evidências de que a focalização deste último programa é excelente.

Tabela 7

Grau de Associação de uma Dada Fonte de Renda às Demais – Correlação de Pearson

Fontes de Renda	2001	2002	2003	2004	2005	Variação (%) (2005-2001)
Transferências Públicas	0,072	0,053	0,056	0,041	0,050	-30,6
Pensões e Aposentadorias	0,072	0,053	0,057	0,044	0,053	-26,8
Benefício de Prestação Continuada (BPC)	-0,017	0,010	-0,022	-0,042	-0,035	-112
Bolsa-Família e Correlatos	0,013	0,007	-0,029	-0,099	-0,095	-818

Fonte: Estimativas produzidas com base na Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) de 2001 a 2005.

Ao longo de 2001-2005, em geral, as transferências públicas reduziram o seu grau de associação com as demais fontes e novamente se destaca o programa Bolsa-Família. Contudo, é preciso muito cuidado ao interpretar esse resultado. O Bolsa-Família praticamente inexistia em 2001. Muito dessa queda na associação com as demais fonte é, na verdade, um efeito da cobertura.

A Tabela 8 traz estimativas do grau de concentração por fonte de renda, o qual foi calculado das duas maneiras alternativas descritas anteriormente: ordenando a população com base na renda de todas as fontes (o que nos dá o grau de focalização do último Real) e excluindo a fonte estudada (que mostra o grau de focalização do primeiro Real).

Tabela 8

Coefficiente de Concentração das Fontes de Renda Provenientes de Transferências Públicas

Fontes de Renda	Guia de Concentração do Primeiro Real ¹					Variação (%) (2005-2001)	Guia de Concentração do Último Real ²					Variação (%) (2005-2001)
	2001	2002	2003	2004	2005		2001	2002	2003	2004	2005	
Transferências Públicas	-0,087	-0,087	-0,125	-0,127	-0,116	-33,4	0,588	0,576	0,575	0,557	0,547	-7,10
Pensões e Aposentadorias	-0,085	-0,083	-0,123	-0,120	-0,108	-27,3	0,601	0,593	0,594	0,596	0,585	-2,57
Benefício de Prestação Continuada (BPC)	-0,412	-0,228	-0,399	-0,468	-0,404	1,97	-0,099	0,056	-0,066	-0,074	-0,014	85,3
Bolsa-Família e Correlatos	-0,268	-0,293	-0,370	-0,483	-0,497	-85,8	-0,201	-0,240	-0,325	-0,431	-0,446	-121

Fonte: Estimativas produzidas com base na Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) de 2001 a 2005.

Nota: ¹ População ordenada pela renda familiar *per capita* excluída a fonte de renda investigada.

² População ordenada pela renda familiar *per capita* incluída a fonte de renda investigada.

O grau de focalização do primeiro Real é maior para o Bolsa-Família, embora todas as demais fontes apresentem também coeficiente de concentração negativo. É interessante notar que o primeiro Real pago por pensões e aposen-

tadorias é bem focalizado, o que significa que os pensionistas e aposentados do setor público, sem essa fonte de renda, seriam pobres.

Quando se analisa o grau de focalização do último Real, somente o Bolsa-Família permanece bem focalizado, o que se explica pela diferença de magnitude dos benefícios pagos pelas pensões e aposentadorias e também pelo BPC comparado com o que paga o Bolsa-Família. Enquanto os beneficiários do Bolsa-Família são normalmente pobres antes de ingressar no programa e, assim, permanecem mesmo com a transferência, no caso das pensões e aposentadorias e do BPC, a carência dos beneficiários se altera significativamente se a avaliamos antes ou após o recebimento dos benefícios.

Com relação à evolução temporal, esses indicadores mostram melhora para o Bolsa-Família e também para as pensões e aposentadorias. Para o BPC, entretanto, há registro de uma leve piora. Mas, como vimos, tanto o BPC como o Bolsa-Família eram muito pequenos em 2001 e, portanto, não se deve interpretar as mudanças na associação dessas fontes com as demais como transformações na focalização.

A Tabela 9 traz estimativas da porcentagem da renda estudada apropriada pelos 20% mais pobres, sendo a pobreza definida incluindo e excluindo a renda em questão. Os resultados desta tabela corroboram a análise anterior.

Tabela 9

Porcentagem da Renda de Transferências Públicas Apropriada pelos 20% mais Pobres da População

(%)

Fontes de Renda	Focalização do Primeiro Real ¹					Variação (2005-2001) (em pontos percentuais)	Focalização do Último Real ²					Variação (2005-2001) (em pontos percentuais)
	2001	2002	2003	2004	2005		2001	2002	2003	2004	2005	
Transferências Públicas	37,8	37,6	39,7	39,3	38,4	0,55	2,26	2,49	2,25	3,09	3,00	0,74
Pensões e Aposentadorias	37,7	37,1	39,7	39,1	38,2	0,52	1,75	1,81	1,48	1,67	1,68	-0,07
Benefício de Prestação Continuada (BPC)	43,0	40,1	43,1	49,4	40,9	-2,10	16,0	13,2	13,8	12,2	10,6	-5,34
Bolsa-Família e Correlatos	46,8	46,2	48,7	53,2	53,5	6,69	40,1	40,9	44,0	46,9	48,4	8,36

Fonte: Estimativas produzidas com base na Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) de 2001 a 2005.

Nota: ¹ População ordenada pela renda familiar *per capita* excluída a fonte de renda investigada.

² População ordenada pela renda familiar *per capita* incluída a fonte de renda investigada.

4.2 Cobertura

A desigualdade total na distribuição de uma dada fonte de renda pode ser decomposta em duas: a desigualdade entre quem recebe e quem não recebe da fonte em questão (entregrupos) e a desigualdade entre os que recebem (intragrupo). Aumentar a taxa de cobertura de fonte de renda significa incluir novos receptores e, portanto, reduz a desigualdade entre quem recebe e quem não recebe da fonte estudada. Em geral, a desigualdade entre grupos é a que tem maior efeito sobre a desigualdade total. Portanto, mudanças na cobertura costumam ser muito efetivas em reduzir a desigualdade total.

Cerca 44% das pessoas vivem em famílias que recebem transferências públicas. Dentre as transferências públicas, as de maior cobertura são as pensões e aposentadorias (ver Tabela 10). De fato, 30% da população vivem em famílias com a presença de pelo menos um pensionista ou aposentado do sistema público.

Tabela 10

Porcentagem das Pessoas em Famílias que Recebem Renda de Transferências Públicas, por Tipo de Fonte (Grau de Cobertura)

Fontes de Renda	2001	2002	2003	2004	2005	Varição (2005-2001) (em pontos percentuais)
Transferências Públicas	34,5	38,4	41,6	46,0	43,7	9,22
Pensões e Aposentadorias	29,3	29,7	29,9	29,1	29,5	0,26
Benefício de Prestação Continuada (BPC)	0,46	0,87	0,66	1,94	2,44	1,98
Bolsa-Família e Correlatos	6,48	10,5	14,8	20,5	16,2	9,77

Fonte: Estimativas produzidas com base na Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) de 2001 a 2005.

Embora as pensões e aposentadorias públicas sejam a fonte de renda com maior cobertura, a renda do Bolsa-Família é a melhor difundida. A renda de pensões e aposentadorias equivale a 40 vezes a do Bolsa-Família. No entanto, o número de pessoas em famílias com renda de aposentadoria e pensão é apenas 55% maior que o número de pessoas em famílias beneficiadas por este programa. Na comparação com o BPC, a vantagem do Bolsa-Família em termos de difusão é ainda mais expressiva. Apesar do valor total dos benefícios do BPC ser similar ao total dos benefícios do Bolsa-Família, o número de brasileiros em famílias beneficiárias do Bolsa-Família é quatro vezes maior que o de brasileiros em famílias com BPC.

Ao longo do período 2001-2005, o crescimento realmente explosivo de cobertura foi o de 10 pontos percentuais da renda proveniente do Bolsa-Família. Em segundo lugar, vem o aumento de dois pontos percentuais de cobertura do BPC. A cobertura das pensões e aposentadorias públicas permaneceu praticamente inalterada.

4.3 Desigualdade entre os receptores

Nesta seção, analisa-se a desigualdade entre os receptores (intragrupo). A Tabela 11 traz informações sobre a desigualdade total na distribuição da fonte, medida pelo coeficiente de Gini, e também a desigualdade apenas entre os que recebem da fonte (intragrupo), medida pelo mesmo indicador.¹³

¹³ A desigualdade total na fonte é obtida no universo de toda a população, ao passo que a desigualdade entre os que recebem é obtida no subuniverso das pessoas em famílias que recebem da fonte em questão.

Tabela 11

Grau de Desigualdade por Fonte de Renda: Coeficiente de Gini

Fontes de Renda	Desigualdade entre todos					Variação (%) (2005-2001)	Desigualdade entre os que recebem					Variação (%) (2005-2001)
	2001	2002	2003	2004	2005		2001	2002	2003	2004	2005	
Transferências Públicas	0,874	0,867	0,863	0,856	0,849	-2,90	0,653	0,653	0,671	0,687	0,654	3,00
Pensões e Aposentadorias	0,880	0,876	0,872	0,875	0,868	-1,38	0,591	0,582	0,572	0,571	0,553	-6,37
Benefício de Prestação Continuada (BPC)	0,997	0,994	0,995	0,986	0,983	-1,35	0,269	0,307	0,283	0,300	0,308	14,8
Bolsa-Família e Correlatos	0,964	0,940	0,914	0,882	0,989	-6,83	0,445	0,426	0,416	0,426	0,374	-16,1

Fonte: Estimativas produzidas com base na Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) de 2001 a 2005.

A renda de pensões e aposentadorias, seguida pela do Bolsa-Família, apresentam os menores graus de desigualdade. Isto se explica, ao menos em parte, pela elevada cobertura de ambos. Quando nos restringimos ao universo dos que recebem a fonte estudada (desigualdade intragrupo), a situação se reverte: existe grande desigualdade entre as pessoas em famílias que recebem pensões e aposentadorias e também entre aquelas em famílias beneficiadas pelo Bolsa-Família.

Embora a desigualdade intragrupo do BPC seja a mais baixa, a pequena cobertura do programa faz com que essa fonte acabe sobressaindo como a de maior desigualdade total. A desigualdade intragrupo do BPC é baixa, porque todos os beneficiários recebem uma transferência de exatamente um salário mínimo e, portanto, ela reflete apenas diferenças no número de beneficiários por família e a desigualdade demográfica entre elas.

¹⁴ Para calcular essas contribuições, utilizamos a expressão $G_x = (1-q_x) + q_x * G_{x+}$, sendo G_x o coeficiente de Gini relativo à fonte x , q_x a cobertura e G_{x+} o coeficiente de Gini entre os que vivem em famílias que recebem da fonte. Simulamos o que teria acontecido com a desigualdade total se mantivéssemos a desigualdade entre quem recebe e quem não recebe de 2001, mas a desigualdade entre os receptores, G_{x+} , fosse a de 2005. Ou seja, combinou-se o q_x de 2001 com o G_{x+} de 2005. A contribuição é calculada pela razão entre a variação em G_x obtida com a simulação e a variação real em G_x .

Ao longo do tempo, a desigualdade em cada uma das fontes estudadas caiu, sendo que a do Bolsa-Família foi a que apresentou queda mais acentuada. Conforme vimos, em parte, esse resultado se deveu a melhorias na cobertura. Mas, em dois dos casos, também veio da redução na desigualdade entre os receptores. A Tabela 12 mostra a contribuição¹⁴ da evolução de desigualdade entre grupos (cobertura) e intragrupos para explicar a queda na desigualdade total em cada fonte.

Vimos que a desigualdade intragrupo caiu apenas para as pensões e aposentadorias públicas e, principalmente, para o Bolsa-Família. Enquanto que para as primeiras, esse fator contribuiu com 90% da queda na desigualdade total na fonte, para o Bolsa-Família, o maior efeito veio mesmo do aumento de cobertura (93%). Como o BPC passou por aumento na desigualdade intragrupo, este fator, em isolado, teria feito a desigualdade total na fonte subir.

Tabela 12

Contribuição da Evolução na Desigualdade entre Receptores e não Receptores e da Desigualdade Intra-Receptores para Explicar a Evolução na Desigualdade de cada Fonte de Renda

Fontes de Renda	Entre 2001 e 2005 (%)	
	Intra-Receptores	Entre Receptores e não Receptores
Públicas	-25,9	126
Pensões e Aposentadorias	90,4	9,59
Benefício de Prestação Continuada (BPC)	-1,36	101
Bolsa-Família e Correlatos	7,05	92,9

Fonte: Estimativas produzidas com base na Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) de 2001 a 2005.

4.4 Valor médio do benefício/rendimento entre os receptores

Quanto mais alto for o peso de uma fonte de renda na formação da renda global maior deverá ser também a sua importância para a desigualdade global. Assim, mudanças em fontes com baixa participação não deverão ser capazes de gerar impacto significativo sobre a desigualdade.

A participação de uma fonte, por sua vez, dependerá de seu grau de cobertura e também do valor médio do benefício/rendimento entre aqueles que

recebem. Avaliamos a importância do grau de cobertura. Resta tratar do valor médio do benefício/rendimento entre os receptores.

A transferência pública com maior valor médio (valor por pessoa em família que recebe) são as pensões e aposentadorias públicas (ver Tabela 13), que superam R\$ 200,00 *per capita*. A com o menor valor médio é o Bolsa-Família (R\$ 12,00 *per capita*). Comparando o Bolsa-Família com o outro importante programa de transferência de renda brasileiro, o BPC, temos que o valor médio do benefício do segundo é quase sete vezes o do primeiro.

Ao longo do tempo, o valor médio tanto das pensões e aposentadorias públicas como do BPC aumentou, 9% e 32% respectivamente, em função da valorização do salário mínimo no período. No caso do Bolsa-Família, o valor médio caiu 10%. Essas transformações em conjunto com o que aconteceu com a cobertura tiveram impacto sobre a participação de cada uma das fontes na formação da renda total das famílias.

Tabela 13

Valor Médio do Rendimento entre as Pessoas em Famílias Receptoras

(em reais)

Fontes de Renda	2001	2002	2003	2004	2005	Variação (%) (2005-2001)
Transferências Públicas	214	195	182	171	192	-10,4
Pensões e Aposentadorias	249	247	248	258	271	8,88
Benefício de Prestação Continuada (BPC)	61,5	65,4	66,5	72,2	81,1	31,9
Bolsa-Família e Correlatos	13,5	10,8	8,35	10,5	12,2	-9,51

Fonte: Estimativas produzidas com base na Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) de 2001 a 2005.

Dado que a renda familiar *per capita* aumentou 3% no período, então, para que a fonte de renda tenha aumentado sua participação, ela precisa ter crescido a uma velocidade superior a 3%. Como quase todas as fontes que formam as transferências públicas aumentaram sua participação, embora umas menos do que outras, então todas cresceram mais que 3%.

Por que essas fontes de renda cresceram de forma tão acelerada entre 2001-2005? Terá sido efeito de aumentos na cobertura ou no valor médio do benefício/rendimento? A Tabela 13 mostra que o Bolsa-Família reduziu o valor médio do benefício nesse período e, portanto, todo o crescimento dessa fonte veio exclusivamente da expansão da cobertura. As pensões e aposentado-

rias públicas e também o BPC aumentaram tanto a cobertura quanto o valor médio do benefício. A Tabela 14 traz a contribuição da evolução na cobertura e no valor médio do benefício/rendimento para explicar o crescimento da fonte de renda.

Tabela 14

Contribuição da Variação na Cobertura e no Valor Médio por Receptor para Explicar a Evolução de cada Fonte de Renda entre 2001 e 2005

(%)

Fontes de Renda	Entre 2001 e 2005	
	Cobertura	Benefício Médio
Públicas	187	-87,2
Pensões e Aposentadorias	9,46	90,5
Benefício de Prestação Continuada (BPC)	85,8	14,2
Bolsa-Família e Correlatos	112	-12,2

Fonte: Estimativas produzidas com base na Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) de 2001 a 2005.

O principal responsável pelo crescimento acelerado das pensões e aposentadorias no período foi o aumento no valor médio do benefício, que contribuiu com 90%. No caso do BPC, o crescimento dessa fonte de renda se deu basicamente por causa da expansão na cobertura, que contribui com 86%.

4.5 Síntese dos principais resultados

A renda não derivada do trabalho é responsável por 1/5 da renda das famílias brasileiras, sendo que a maior parte dela se origina de transferências, especialmente as públicas, que representam 1/4 da renda das famílias.

Ao longo do período 2001-2005, houve aumento de participação da renda não derivada do trabalho em quase dois pontos percentuais puxado principalmente pelas transferências públicas. Portanto, é de se esperar que as transformações pelas quais passaram as transferências públicas tenham sido responsáveis, em alguma medida, pela significativa queda na desigualdade e na pobreza.

No entanto, só é possível conhecer o verdadeiro impacto dessas transformações, por meio de metodologia que permita isolar tais efeitos. Nas seções seguintes se apresenta e se aplica tal metodologia. Por ora, o que sabemos é

como as distribuições das pensões e aposentadorias públicas do BPC e do Bolsa-Família se comportaram no período e, portanto, podemos arriscar algumas conclusões sobre que fontes devem ter sido responsáveis pela queda recente na desigualdade e na pobreza e como elas atuaram, embora só possamos realmente saber as respostas definitivas na Seção 6.

Entre as transferências públicas, as pensões e aposentadorias, até mesmo por seu enorme volume, devem ter tido a maior contribuição. Houve pequena melhora na focalização desta fonte e a cobertura manteve-se praticamente inalterada. Portanto, não foram esses os caminhos principais pelos quais tal fonte afetou os resultados de interesse. As principais mudanças foram: o considerável aumento de 9% no valor do rendimento por receptor e a queda de 6% na desigualdade entre os receptores. Portanto, os caminhos que levaram as mudanças nas pensões e aposentadorias a afetar a desigualdade e a pobreza estão ligados a transformações na distribuição entre os receptores dessa fonte.

O BPC e o Bolsa-Família, ambos têm o mesmo peso na formação da renda das famílias e passaram por significativas transformações. Qual deles terá gerado maior impacto sobre a queda na desigualdade é difícil antever.

A cobertura do BPC subiu dois pontos percentuais, o que deve ter gerado algum impacto. Outra transformação nessa fonte que parece muito realmente foi o aumento de 32% no valor médio do benefício. A desigualdade entre receptores subiu e, portanto, não pode ter ajudado a reduzir a desigualdade e a pobreza.

Para o Bolsa-Família, a maior transformação foi a expansão de 10 pontos percentuais na cobertura. Com mais pessoas em famílias beneficiadas, a desigualdade nessa fonte de renda no universo de toda a população caiu 7%. O aumento de cobertura representa redução na desigualdade entre quem recebe e quem não recebe o rendimento, e este tipo de desigualdade é, em geral, o de maior peso na geração da desigualdade total na fonte. O programa não só incluiu mais pessoas, como também equalizou, em alguma medida, os benefícios pagos, reduzindo em 16% a desigualdade entre os receptores. Vejamos as contribuições efetivas na seqüência.

5. Metodologia para Isolar o Impacto de Mudanças na Distribuição de Cada uma das Fontes

5.1 Isolando o impacto da focalização

Vimos que qualquer característica da distribuição de renda, tais como a desigualdade ou a pobreza, θ é uma função da distribuição conjunta de x e y . Vimos também que, em uma população finita, a distribuição conjunta de x e y é determinada pela trinca $(F_x, A_{x \rightarrow y}, F_y)$, em que F_x denota a distribuição acumulada de x e $A_{x \rightarrow y}$, a função de associação entre x e y . Portanto:

$$\theta = \Theta(F_z) = \Theta(\Psi(F_x, A_{x \rightarrow y}, F_y))$$

Mudanças na desigualdade ou na pobreza ocorrem somente quando pelo menos um dos elementos da trinca $(F_x, A_{x \rightarrow y}, F_y)$ se transforma.

Na situação em que apenas um dos elementos da trinca se transforma, é fácil identificar o impacto de cada um deles sobre a evolução da pobreza ou da desigualdade. Por exemplo, se F_y e $A_{x \rightarrow y}$ permanecerem inalterados e apenas F_x se transformou, toda a mudança ocorrida na pobreza e na desigualdade só pode ser atribuída à F_x . No entanto, quando dois ou três elementos da trinca se transformam simultaneamente, como isolar a contribuição de cada um?

Uma alternativa consiste em construir distribuições contrafactuais. Estas nos dizem o que teria acontecido com a pobreza ou a desigualdade, caso apenas um dos elementos tivesse se transformado e assim chegamos a graus de pobreza e desigualdade contrafactuais.¹⁵

Como sabemos qual era a pobreza e a desigualdade no início do período tratado, podemos comparar o quanto os contrafactuais se diferem dessas medidas reais. Caso, por exemplo, a pobreza contrafactual seja muito próxima à pobreza observada ao início do período, então, podemos afirmar que o elemento que variou na simulação, contribuiu pouco para explicar a evolução real da pobreza. Analogamente, quando a pobreza contrafactual for muito maior do que à inicial, então, o elemento que variou teve bastante impacto.

¹⁵ De fato, embora, neste estudo, as comparações envolvam sempre a trinca $(F_x, A_{x \rightarrow y}, F_y)$ no ponto original, é possível comparar os resultados contrafactuais com esta trinca avaliada em qualquer outro ponto. É importante chamar a atenção para o fato de que diferentes pontos evidentemente mostram diferentes impactos. No entanto, esta não é uma fragilidade da metodologia. A riqueza analítica vem justamente das interpretações a respeito do significado de se comparar as distribuições contrafactuais com diferentes pontos.

Para conhecer, portanto, o impacto da transformação de cada elemento da trinca, decomparamos a variação total na pobreza ou na desigualdade em três variações, cada uma relativa a um elemento. Em cada passo da decomposição, permitimos a transformação em apenas um dos elementos. Os demais permanecem congelados. Mas para conhecer o impacto, é preciso comparar os contrafactuais a outras situações, como a original ou a final. A estratégia de comparação utilizada é a seqüencial. Esta permite que, ao final, a soma do impacto de cada elemento da trinca nos dê a variação efetivamente ocorrida na pobreza ou na desigualdade, entre 2001 e 2005.

Para construir o desenho seqüencial, partiu-se da distribuição de renda familiar *per capita* em 2005¹⁶ e se alterou um único elemento da trinca, que foi a distribuição das demais fontes, F_y . Isto significa que a distribuição de renda familiar *per capita* contrafactual manteve F_x e $A_{x \rightarrow y}$ de 2005, mas trocou F_y de 2005 pelo observado em 2001. Comparando esta distribuição de renda simulada com a distribuição de 2005, temos o impacto de F_y . O segundo passo toma como ponto de partida a distribuição simulada obtida no passo anterior e troca F_x de 2005 pelo correspondente em 2001. Note que F_y era o de 2001 e que apenas $A_{x \rightarrow y}$ permaneceu com seu valor de 2005. Comparando essa segunda distribuição simulada com a primeira, temos o impacto de transformações em F_x . Por fim, no terceiro passo seqüencial, o impacto de $A_{x \rightarrow y}$ é obtido comparando-se a distribuição de renda de 2001¹⁷ com a obtida no passo 2.

Em termos formais, podemos resumir a metodologia da seguinte forma. Associemos a θ um subscrito 1 para indicar o ano final e 0 para indicar o ano inicial e a redução no grau de desigualdade ou de pobreza será dada por $\theta_1 - \theta_0$. Esta redução pode ser decomposta em três parcelas via:

$$\theta_1 - \theta_0 = \Theta(\Psi(F_{x_1}, A_{x_1 \rightarrow y_1}, F_{y_1})) - \Theta(\Psi(F_{x_0}, A_{x_0 \rightarrow y_0}, F_{y_0})) = \Delta_y + \Delta_x + \Delta_A$$

em que:

$$\Delta_y = \Theta(\Psi(F_{x_1}, A_{x_1 \rightarrow y_1}, F_{y_1})) - \Theta(\Psi(F_{x_1}, A_{x_1 \rightarrow y_1}, F_{y_0}))$$

$$\Delta_x = \Theta(\Psi(F_{x_1}, A_{x_1 \rightarrow y_1}, F_{y_0})) - \Theta(\Psi(F_{x_0}, A_{x_1 \rightarrow y_1}, F_{y_0}))$$

e

$$\Delta_A = \Theta(\Psi(F_{x_0}, A_{x_1 \rightarrow y_1}, F_{y_0})) - \Theta(\Psi(F_{x_0}, A_{x_0 \rightarrow y_0}, F_{y_0}))$$

¹⁶ Neste estudo, em particular, partimos da distribuição final, mas se poderia utilizar como ponto de partida a distribuição inicial ou qualquer outro ponto.

¹⁷ Note que quando trocamos o $A_{x \rightarrow y}$ de 2005 pelo de 2001, nesta segunda distribuição de renda contrafactual, chegamos exatamente à distribuição de renda de 2001.

Nesse caso, Δ_x capta o impacto das mudanças na distribuição da fonte de renda investigada, enquanto Δ_A capta o impacto das transformações no grau de associação dessa fonte de renda com as demais.

Até então, vimos tão-somente como foi definido o impacto de cada variável. Falta descrever como é possível operacionalizar tais definições a partir das PNADs 2001 e 2005. Recapitulando, nosso ponto de partida é a distribuição de renda familiar *per capita* em 2005. Esta é constituída pela distribuição marginal da fonte estudada, F_x , pela distribuição das demais fontes, F_y , e pela função de associação que relaciona ambas, $A_{x \rightarrow y}$. O primeiro passo é trocar F_y de 2005 pelo correspondente em 2001. Como?

Considere uma posição qualquer na distribuição de renda das demais fontes, F_y de 2005, como a posição 75, por exemplo. Qual é o valor da renda das demais fontes da pessoa que ocupa tal posição em 2001? Suponhamos que seja R\$650,00. O que se faz, portanto, é atribuir à pessoa que ocupa na distribuição de 2005, a posição 75, uma renda igual a R\$650,00. Repetimos este procedimento para todas as posições e assim construímos uma distribuição contrafactual da renda de outras fontes, F_{yc} . Juntando essa distribuição simulada à F_x e $A_{x \rightarrow y}$, ambos de 2005, obtemos uma distribuição de renda familiar *per capita* simulada. A partir dela, se pode calcular a pobreza ou a desigualdade, que serão contrafactuais.

O segundo passo toma como ponto de partida a distribuição contrafactual de renda familiar *per capita*, $F_{yc'}$, obtida no passo anterior. Nela substitui-se a distribuição da renda estudada, F_x , de 2005 pela de 2001. O procedimento é análogo ao utilizado no passo 1, isto é, atribuímos a uma pessoa na distribuição da renda estudada de 2005, um valor igual ao da renda de uma pessoa na distribuição de 2001 que tenha a mesma posição. Repetindo esse procedimento para todas as posições, constrói-se uma distribuição contrafactual da renda estudada, F_{xc} . Juntando F_{xc} à F_{yc} e à $A_{x \rightarrow y}$ de 2001, obtemos uma segunda distribuição de renda familiar *per capita* simulada e a partir dela também se pode calcular novas pobreza e desigualdades contrafactuais.

Para se obter o impacto de $A_{x \rightarrow y}$ não é preciso fazer nenhuma outra simulação, pois ao trocarmos o valor deste elemento pelo de 2001 na segunda distribuição simulada, $F_{xc'}$, chegaremos à própria distribuição de 2001.

Formalmente, temos que:

$$y_c = F_{y_0}^{-1}(F_{y_1}(y_1))$$

e

$$x_c = F_{x_0}^{-1}(F_{x_1}(x_1))$$

teremos que: $F_{y_c} = F_{y_0}$, $F_{x_c} = F_{x_0}$, $A_{x_1 \rightarrow y_c} = A_{x_1 \rightarrow y_1}$ e $A_{x_c \rightarrow y_c} = A_{x_1 \rightarrow y_1}$; de onde

segue que: $(x_1, y_c) \approx (F_{x_1}, A_{x_1 \rightarrow y_1}, F_{y_0})$ e $(x_c, y_c) \approx (F_{x_0}, A_{x_1 \rightarrow y_1}, F_{y_0})$.

5.2 Isolando o impacto da cobertura, valor médio do benefício e desigualdade entre os receptores

Na seção anterior, apresentou-se a metodologia que permite avaliar o papel das transformações na associação da fonte de renda estudada com as demais para explicar a queda recente na desigualdade e na pobreza. Resta descrever como obter as contribuições dos demais mecanismos: cobertura, valor médio do benefício e desigualdade entre receptores. Estes são desagregações da distribuição da fonte x e, portanto:

$$F_x = \Phi(q_x, \mu_{x+}, L_{x+})$$

Prosseguiremos na mesma seqüência descrita antes, mas no lugar de simular mudanças em F_x de uma só vez, simulamos mudanças seqüenciais em (q_x, μ_{x+}, L_{x+}) . O ponto de partida, portanto, é a primeira distribuição simulada descrita na seção anterior, F_{y_c} , a qual é formada por F_y de 2001, $A_{x \rightarrow y}$ de 2005 e (q_x, μ_{x+}, L_{x+}) de 2005. O passo seguinte, que seria o novo segundo passo, consiste em trocar a desigualdade entre os receptores da fonte de renda x , L_{x+} de 2005 pela correspondente em 2001. Comparando essa nova distribuição simulada com a obtida no passo anterior, temos o impacto de L_{x+} . Em seguida, no novo terceiro passo, mudamos o valor médio do benefício/rendimento entre os receptores de 2005 pelo de 2001 na distribuição simulada obtida no novo passo 2. A diferença entre as distribuições contrafactuais

indica o impacto de μ_{x+} . Para o passo 4, novamente não é preciso construir outra distribuição contrafactual, afinal partimos da distribuição obtida no passo 3 e trocamos q_x de 2005 pelo de 2001 e, assim, chegamos à distribuição de F_x em 2001 completa. A diferença entre a distribuição contrafactual obtida no passo 3 e a distribuição de F_x de 2001 nos dá o impacto de q_x .

Assim sendo, Δ_x pode ser adicionalmente decomposto via:

$$\Delta_x = \Theta(\Psi(\Phi(q_{x_1}, \mu_{x_1}, L_{x_1})A_{x_1 \rightarrow y_1}, F_{y_0})) - \Theta(\Psi(\Phi(q_{x_0}, \mu_{x_0}, L_{x_0})A_{x_1 \rightarrow y_1}, F_{y_0})) = \Delta_L + \Delta_\mu + \Delta_q$$

onde:

$$\Delta_L = \Theta(\Psi(\Phi(q_{x_1}, \mu_{x_1}, L_{x_1})A_{x_1 \rightarrow y_1}, F_{y_0})) - \Theta(\Psi(\Phi(q_{x_1}, \mu_{x_1}, L_{x_0})A_{x_1 \rightarrow y_1}, F_{y_0}))$$

$$\Delta_\mu = \Theta(\Psi(\Phi(q_{x_1}, \mu_{x_1}, L_{x_0})A_{x_1 \rightarrow y_1}, F_{y_0})) - \Theta(\Psi(\Phi(q_{x_1}, \mu_{x_0}, L_{x_0})A_{x_1 \rightarrow y_1}, F_{y_0}))$$

e

$$\Delta_q = \Theta(\Psi(\Phi(q_{x_1}, \mu_{x_0}, L_{x_0})A_{x_1 \rightarrow y_1}, F_{y_0})) - \Theta(\Psi(\Phi(q_{x_0}, \mu_{x_0}, L_{x_0})A_{x_1 \rightarrow y_1}, F_{y_0}))$$

Definidos os impactos a serem calculados, resta discutir como é possível obtê-los a partir dos dados das PNADs 2001 e 2005. O procedimento é um pouco distinto do anterior. Ao se observar a distribuição da renda proveniente da fonte x em 2005, algumas pessoas vivem em famílias que recebem zero dessa fonte. Essas serão mantidas na distribuição contrafactual sem renda da fonte x , evitando, dessa forma, que a cobertura seja alterada. No entanto, quando a pessoa na distribuição de 2005 viver em família com renda da fonte x positiva, então se deverá observar sua posição na distribuição entre os receptores. Por exemplo, se nos depararmos, na distribuição marginal de x de 2005, com renda de valor igual a R\$ 50,00 então deve-se localizar a posição desse receptor na distribuição dessa fonte entre os receptores (excluindo os não receptores) em 2005. Suponhamos que sua posição seja a de número 20. Então, tomamos emprestado da distribuição da fonte x entre os receptores em 2001, o valor da renda da pessoa nessa posição e o atribuímos à pessoa na mesma posição (de número 20) na respectiva distribuição de 2005.

Note que, ao proceder desta forma, entregando a cada pessoa na distribuição da fonte x em 2005, o valor da renda que a pessoa, na mesma posição, recebia em 2001, estamos, na realidade, alterando toda a distribuição dos receptores (média e desigualdade entre os receptores estão sendo transformadas).

Assim, para conhecer o impacto de mudanças na média entre os receptores, fazemos um ajuste na distribuição simulada acima para que ela mantenha a desigualdade entre os receptores de 2001, mas retorne à média entre os receptores de 2005. Comparando essa distribuição simulada com renda ajustada para 2005 à distribuição simulada propriamente dita, vê-se que o único elemento que diferencia ambas é a média entre os receptores e, portanto, temos o impacto desse elemento.

Para saber o impacto da desigualdade entre os receptores, comparamos a distribuição F_{yc} à distribuição simulada com a renda ajustada para 2005.

Formalmente, se $x_1 = 0$, então, $x_{+c}^1 = 0$ e $x_{+c}^2 = 0$. Caso contrário,

$$x_{+c}^1 = F_{x_{+0}}^{-1}(F_{x_{+1}}(x_1))$$

$$x_{+c}^2 = \frac{\mu_{x_{+1}}}{\mu_{x_{+0}}} x_{+c}^1$$

5.3 Metodologia alternativa

Outro procedimento para isolar o impacto da renda não derivada do trabalho, o qual vem sendo bastante utilizado, é a decomposição do coeficiente de Gini.¹⁸ A aplicação dessa metodologia mostra impacto para a renda de “juros de caderneta de poupança, de outras aplicações financeiras e de outros rendimentos” bem inferiores aos encontrados com o uso da metodologia escolhida neste trabalho.

A grande dificuldade com essa metodologia alternativa vem do fato de que ela não possui clara interpretação contrafactual, e, dessa forma, não se sabe ao certo o que está sendo definido como o impacto dessa fonte de renda da PNAD.

Com vistas a ilustrar a dificuldade do uso dessa forma de decomposição, considere o seguinte exemplo. A partir da PNAD 2005, vamos reduzir a renda do

¹⁸ Veja Hoffmann (2006a); Soares (2006) e Veras et al. (2006).

trabalho de todos os ocupados à metade e assim obteremos uma nova distribuição da renda familiar *per capita*. Conforme a Tabela 15 revela, essa operação elevaria o coeficiente de Gini em 2,3%. Como a mudança ocorreu apenas na renda do trabalho, a contribuição da renda não derivada do trabalho para esse incremento no coeficiente de Gini deveria ser nula.

Tabela 15

Metodologia Alternativa para Isolar o Impacto de Mudanças em cada Fonte

	Grau de Desigualdade Total (Coeficiente de Gini)	Renda do Trabalho			Renda não Derivada do Trabalho			Contribuição da Fonte de Renda do Trabalho para a Redução na Desigualdade (%)			Contribuição da Fonte de Renda não Derivada do Trabalho para a Redução na Desigualdade (%)		
		Participação na Renda Total	Grau de Concentração	Coeficiente de Gini	Participação na Renda Total	Grau de Concentração	Coeficiente de Gini	Total	Efeito da Composição	Efeito da Concentração	Total	Efeito da Composição	Efeito da Concentração
Distribuição de 2005	0,566	75,9	0,564	0,621	24,1	0,572	0,827	-	-	-	-	-	-
Se a Renda de Trabalho Fosse Reduzida à Metade	0,579	61,2	0,518	0,621	38,8	0,676	0,827	-211	36,0	-247	311	58,4	253

Fonte: Estimativas produzidas com base na Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) de 2005.

Nota: Para este exercício, utilizamos a metodologia proposta por Rodolfo Hoffmann, 2006.

Entretanto, como a redução na renda do trabalho eleva a participação da renda não derivada do trabalho e o seu grau de concentração, tal decomposição indica que toda a elevação na desigualdade seria ocasionada pela renda não derivada do trabalho, quando sabemos que apenas a renda do trabalho variou. Essa metodologia atribui à renda do trabalho contribuição negativa, uma vez que a transformação leva a uma redução em seu grau de concentração. Logo, essa metodologia leva a crer que as transformações na renda do trabalho trariam redução na desigualdade, quando sabemos, por construção, que tais mudanças foram integralmente responsáveis pelo aumento da desigualdade.

6. O Impacto de Mudanças nas Transferências Governamentais sobre a Queda Recente na Desigualdade na e Pobreza

Nesta seção, estimamos e analisamos a contribuição das transformações nas transferências públicas para a queda recente do grau de desigualdade e de pobreza. Todas as estimativas se baseiam na metodologia descrita na seção anterior.

Proseguimos em quatro etapas (ver Diagrama 1). Primeiramente, buscamos identificar quais fontes contribuíram e, dentre elas, quais tiveram maior participação no declínio da desigualdade. Em segundo lugar, decompomos a contribuição de cada fonte em duas parcelas: a) uma devida às mudanças ocorridas na associação entre a fonte em questão e as demais; e b) outra devida às transformações pelas quais passou a distribuição marginal da fonte. É preciso lembrar o cuidado que devemos ter ao interpretar as mudanças na associação, posto que elas podem decorrer tanto de mudanças na fonte estudada, como também de mudanças nas demais.

O terceiro passo consiste em decompor o impacto das mudanças na distribuição marginal. Estas podem derivar de expansão na cobertura ou de mudanças na distribuição entre aqueles que recebem renda da fonte estudada. Por fim, o quarto passo envolve desagregar a contribuição das mudanças na distribuição entre receptores em componentes devidos às mudanças no valor médio recebido por receptor e às mudanças no grau de desigualdade com que esses benefícios/rendimentos foram repartidos.

Em suma, investigamos, paralelamente, que fontes que tiveram maior impacto sobre a queda recente da desigualdade total e que mecanismos viabilizaram o impacto registrado.

A Tabela 16 apresenta os coeficientes de Gini originais e simulados. Do contraste entre essas medidas de desigualdade, conforme descrito na seção anterior, obtemos a contribuição de cada tipo de mudança em cada uma das fontes que compõem as transferências públicas para a redução da desigualdade. Tais estimativas são apresentadas na Tabela 17.

O impacto sobre a pobreza e a extrema pobreza é calculado com base em três medidas distintas: a porcentagem de pobres, o hiato de pobreza e a severidade da pobreza. A severidade da pobreza, dentre essas três medidas, é a mais sensível às transformações ocorridas na renda dos mais pobres, seguida pelo hiato de pobreza. Portanto, se as transformações na renda de transferências públicas dos mais pobres foram mais significativas do que

as respectivas transformações na renda dos mais ricos, essas duas medidas deverão captar impactos maiores que os obtidos com a porcentagem de pobres. Nas Tabelas 18-21 encontram-se estimativas da pobreza original e simulada segundo cada uma dessas medidas e as contribuições de cada fonte para a redução observada no período.

Tabela 16

Variação na Desigualdade Real e Simulada entre 2001 e 2005 – Coeficiente de Gini

Fontes de Renda	2005	2005 com a Distribuição do Complemento da Fonte de 2001	2005 com a Distribuição do Complemento de Fonte mais a Desigualdade entre os que Recebem a Fonte de 2001	2005 com a Distribuição do Complemento de Fonte mais a Distribuição entre os que Recebem a Fonte de 2001	2005 com a Distribuição do Complemento de Fonte mais a Distribuição da População Segundo a Fonte de 2001	2001
Total	0,566					0,593
Transferências Públicas	0,566	0,580	0,578	0,577	0,592	0,593
Pensões e Aposentadorias	0,566	0,586	0,592	0,592	0,592	0,593
Benefício de Prestação Continuada (BPC)	0,566	0,590	0,590	0,591	0,593	0,593
Bolsa-Família e Correlatos	0,566	0,590	0,590	0,590	0,593	0,593

Fonte: Estimativas produzidas com base na Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) de 2001 e 2005.

Tabela 17

Contribuição da Variação em Cada Fonte de Renda para Explicar a Queda na Desigualdade Ocorrida entre 2001 e 2005 – Coeficiente de Gini

Fontes de Renda	Total	Total		Marginal da Fonte		Distribuição da Fonte entre os que a Recebem	
		Correlação	Marginal da Fonte	Cobertura	Distribuição da Fonte entre os que a Recebem	Magnitude do Benefício	Desigualdade entre os que Recebem
Transferências Públicas	48,0	6,25	41,7	53,2	-11,5	-3,00	-8,48
Pensões e Aposentadorias	26,0	4,57	21,4	1,61	19,8	-0,69	20,5
Benefício de Prestação Continuada (BPC)	11,1	0,15	11,0	8,59	2,41	2,63	-0,22
Bolsa-Família e Correlatos	11,8	0,69	11,1	12,0	-0,80	-1,72	0,91

Fonte: Estimativas produzidas com base na Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) de 2001 e 2005.

Tabela 18

Variação na Pobreza Real e Simulada entre 2001 e 2005

(%)

Fontes de Renda	2005	2005 com a Distribuição do Complemento da Fonte de 2001	2005 com a Distribuição do Complemento de Fonte mais a Desigualdade entre os que Recebem a Fonte de 2001	2005 com a Distribuição do Complemento de Fonte mais a Distribuição entre os que Recebem a fonte de 2001	2005 com a Distribuição do Complemento de Fonte mais a Distribuição da População segundo a Fonte de 2001	2001
Porcentagem de Pobres	32,9					36,5
Transferências Públicas	32,9	34,6	33,9	32,9	36,2	36,5
Pensões e Aposentadorias	32,9	35,4	35,9	36,3	36,3	36,5
Benefício de Prestação Continuada (BPC)	32,9	35,9	35,9	36,1	36,5	36,5
Bolsa-Família e Correlatos	32,9	36,3	36,3	36,2	36,5	36,5
Hiato de Pobreza	13,3					16,8
Transferências Públicas	13,3	15,0	14,2	13,7	16,7	16,8
Pensões e Aposentadorias	13,3	16,0	16,4	16,6	16,7	16,8
Benefício de Prestação Continuada (BPC)	13,3	16,3	16,3	16,4	16,8	16,8
Bolsa-Família e Correlatos	13,3	16,2	16,2	16,1	16,8	16,8
Severidade da Pobreza	7,77					10,4
Transferências Públicas	7,77	8,86	8,09	7,76	10,3	10,4
Pensões e Aposentadorias	7,77	9,91	10,1	10,2	10,3	10,4
Benefício de Prestação Continuada (BPC)	7,77	10,0	10,0	10,0	10,4	10,4
Bolsa-Família e Correlatos	7,77	9,72	9,79	9,69	10,4	10,4

Fonte: Estimativas produzidas com base na Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) de 2001 e 2005.

Tabela 19

Variação na Extrema Pobreza Real e Simulada entre 2001 e 2005

(%)

Fontes de Renda	2005	2005 com a Distribuição do Complemento da Fonte de 2001	2005 com a Distribuição do Complemento de Fonte mais a Desigualdade entre os que Recebem a Fonte de 2001	2005 com a Distribuição do Complemento de Fonte mais a Distribuição entre os que Recebem a Fonte de 2001	2005 com a Distribuição do Complemento de Fonte mais a Distribuição da População segundo a Fonte de 2001	2001
Porcentagem de Extremamente Pobres	12,5					16,4
Transferências Públicas	12,5	14,2	12,7	12,2	16,1	16,4
Pensões e Aposentadorias	12,5	15,8	16,0	16,3	16,4	16,4
Benefício de Prestação Continuada (BPC)	12,5	15,9	15,9	16,0	16,5	16,4
Bolsa-Família e Correlatos	12,5	15,4	15,5	15,3	16,2	16,4
Hiato de Extrema Pobreza	4,76					6,96
Transferências Públicas	4,76	5,57	4,77	4,56	6,85	6,96
Pensões e Aposentadorias	4,76	6,60	6,72	6,80	6,88	6,96
Benefício de Prestação Continuada (BPC)	4,76	6,56	6,55	6,60	6,93	6,96
Bolsa-Família e Correlatos	4,76	6,24	6,33	6,24	6,96	6,96
Severidade da Extrema Pobreza	2,88					4,40
Transferências Públicas	2,88	3,30	2,77	2,66	4,26	4,40
Pensões e Aposentadorias	2,88	4,14	4,18	4,22	4,27	4,40
Benefício de Prestação Continuada (BPC)	2,88	4,07	4,06	4,08	4,34	4,40
Bolsa-Família e Correlatos	2,88	3,77	3,85	3,78	4,40	4,40

Fonte: Estimativas produzidas com base na Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) de 2001 e 2005.

Tabela 20

Contribuição da Variação em cada Fonte de Renda para Explicar a Queda na Pobreza Ocorrida entre 2001 e 2005

(%)

Fontes de renda	Total	Total		Marginal da Fonte		Distribuição da Fonte entre os que a Recebem	
		Correlação	Marginal da Fonte	Cobertura	Distribuição da Fonte entre os que a Recebem	Magnitude do Benefício	Desigualdade entre os que Recebem
Percentagem de Pobres							
Transferências Públicas	54,4	7,45	47,0	92,1	-45,2	-27,4	-17,7
Pensões e Aposentadorias	31,2	3,96	27,3	2,61	24,7	9,59	15,1
Benefício de Prestação Continuada (BPC)	15,6	-0,28	15,9	12,51	3,35	4,05	-0,70
Bolsa-Família e Correlatos	6,55	-0,53	7,08	9,25	-2,16	-2,42	0,25
Hiato de Pobreza							
Transferências Públicas	53,4	4,40	49,0	85,7	-36,7	-14,5	-22,2
Pensões e Aposentadorias	22,1	2,26	19,8	2,60	17,2	7,12	10,1
Benefício de Prestação Continuada (BPC)	14,3	0,17	14,1	11,57	2,52	2,94	-0,43
Bolsa-Família e Correlatos	18,4	0,89	17,5	18,8	-1,26	-2,69	1,43
Severidade da Pobreza							
Transferências Públicas	58,4	5,17	53,2	95,0	-41,8	-12,19	-29,59
Pensões e Aposentadorias	18,8	3,15	15,6	3,00	12,6	5,39	7,3
Benefício de Prestação Continuada (BPC)	16,3	0,95	15,4	13,44	1,94	2,51	-0,57
Bolsa-Família e Correlatos	26,0	0,65	25,4	26,2	-0,87	-3,53	2,66

Fonte: Estimativas produzidas com base na Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) de 2001 e 2005.

Tabela 21

Contribuição da Variação em Cada Fonte de Renda para Explicar a Queda na Externa Pobreza Ocorrida entre 2001 e 2005

(%)

Fontes de Renda	Total	Total		Marginal da Fonte		Distribuição da Fonte entre os que a Recebem	
		Correlação	Marginal da Fonte	Cobertura	Distribuição da Fonte entre os que a Recebem	Magnitude do Benefício	Desigualdade entre os que Recebem
Percentagem de Extremamente Pobres							
Transferências Públicas	55,5	6,76	48,7	100,1	-51,4	-13,0	-38,4
Pensões e Aposentadorias	16,3	0,54	15,7	3,08	12,6	5,73	6,92
Benefício de Prestação Continuada (BPC)	12,4	-2,78	15,2	13,2	2,01	3,21	-1,21
Bolsa-Família e Correlatos	25,2	4,04	21,1	23,2	-2,06	-3,39	1,34
Hiato de Extrema Pobreza							
Transferências Públicas	63,0	4,96	58,0	104	-46,0	-9,5	-36,5
Pensões e Aposentadorias	16,2	3,73	12,5	3,44	9,03	3,86	5,16
Benefício de Prestação Continuada (BPC)	18,0	1,54	16,5	15,1	1,39	2,04	-0,65
Bolsa-Família e Correlatos	32,5	-0,05	32,6	33,0	-0,44	-4,31	3,87
Severidade da Extrema Pobreza							
Transferências Públicas	72,2	8,98	63,3	105	-41,8	-6,81	-34,94
Pensões e Aposentadorias	17,4	8,41	8,98	3,47	5,51	2,56	2,94
Benefício de Prestação Continuada (BPC)	21,9	3,71	18,2	17,32	0,83	1,29	-0,46
Bolsa-Família e Correlatos	41,2	-0,26	41,4	41,0	0,50	-4,87	5,36

Fonte: Estimativas produzidas com base na Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) de 2001 e 2005.

6.1 O impacto de mudanças nas transferências governamentais sobre a queda recente na desigualdade

Quase metade da queda ocorrida na desigualdade entre 2001-2005 (48%) veio de transformações nas transferências públicas. Esse impacto é bastante significativo, tendo em vista que tal fonte representa apenas ¼ da renda total.

É preciso, entretanto, cautela ao analisar o impacto total, pois ele inclui a contribuição de mudanças na associação entre a renda de transferências públicas e as demais.¹⁹ À medida que parte das mudanças na associação tiver por origem transformações na renda de transferências privadas, ativos ou trabalho, a contribuição total da renda das transferências públicas poderá estar superestimada.²⁰

As transferências públicas foram definidas a partir das pensões e aposentadorias do BPC e dos benefícios do Programa Bolsa-Família. É possível verificar que o maior impacto se originou de transformações nas pensões e aposentadorias (26%), cuja contribuição foi maior que a do BPC (11%) e a do Bolsa-Família (12%) reunidas. Esses dois últimos programas, por fim, apresentaram contribuições similares e bastante significativas, dado que cada um representa apenas 0,5% da renda total das famílias brasileiras.

6.1.1 A contribuição de melhorias no grau de focalização

O passo seguinte é avaliar em que medida a contribuição dessas três fontes deveu-se prioritariamente à melhorias na focalização ou à transformações na distribuição marginal.

A melhoria na focalização das transferências públicas responde por apenas 6 pontos percentuais dos 48% de contribuição total. Portanto, o grande impacto das transferências públicas não se originou de avanços na focalização, mas de progressos na distribuição marginal, seja via aumento de cobertura, seja por meio de melhoria na distribuição entre os receptores.

Desagregando as transferências públicas, temos que o impacto de mudanças na focalização do BPC e do Bolsa-Família foi desprezível (ambos inferiores a 1%). Toda a pequena contribuição da focalização das transferências públicas

¹⁹ É importante lembrar que as demais fontes incluem, não só as outras fontes que compõem a renda não derivada do trabalho, mas também a própria renda do trabalho.

²⁰ O mesmo é verdadeiro para a contribuição das mudanças na associação de cada uma das fontes de renda analisadas na seqüência.

decorreu de mudanças nas aposentadorias e pensões públicas, cujo impacto na redução na desigualdade de renda chegou a 4,5%.

6.1.2 A contribuição da expansão na cobertura

De onde vem, porém, a elevada contribuição das mudanças na distribuição marginal das transferências? Uma opção é o aumento de cobertura. Outra está nas melhoras na distribuição entre os receptores.

Os resultados indicam novamente diferenças entre a dinâmica dos benefícios sociais (BPC e Bolsa-Família) e a das pensões e aposentadorias públicas. Do lado dos benefícios sociais, particularmente no caso do programa Bolsa-Família, o aumento no grau de cobertura foi o fator dominante. No caso das pensões e aposentadorias, a contribuição relevante decorre das mudanças na distribuição dos benefícios entre os receptores.

6.1.3 Maior generosidade dos benefícios ou maior equidade

Por fim, cabe indagar se a contribuição das transformações na distribuição entre os receptores de pensões e aposentadorias públicas foi gerada pelo crescimento do recurso transferido (valor do benefício por beneficiário) ou pela equalização dos valores recebidos. Os resultados mostram que o efeito veio integralmente da segunda alternativa.

6.2 O impacto das transferências governamentais para a redução na pobreza

Também para explicar a queda na porcentagem de pobres e extremamente pobres, as transferências públicas tiveram papel fundamental, contribuindo com cerca de 55% da queda.

É importante notar que enquanto o elevado impacto das transferências públicas sobre a queda na porcentagem de pobres veio prioritariamente de transformações na renda de pensões e aposentadorias (que contribuíram com 30%), quando analisamos seu impacto sobre a queda na porcentagem de extremamente pobres, a fonte mais importante foi o Bolsa-Família, com uma contribuição de 25%.

Nesse ponto, vale lembrar o fato de que a porcentagem de pobres e de extremamente pobres captam mudanças somente entre aqueles que conseguiram ultrapassar a linha de pobreza. Portanto, para afetar esses indicadores ou as mudanças na renda dos muito pobres precisa ter sido realmente significativa, a ponto de eles terem podido ultrapassar a linha de pobreza ou devem ter estado concentradas entre aqueles que estavam muito próximos à linha de pobreza e que com um pequeno empurrão puderam ultrapassá-la. O hiato e a severidade são capazes de registrar o efeito de toda e qualquer transformação na renda dos mais pobres. Assim, se estes se aproximarem da linha de pobreza, mesmo sem conseguir ultrapassá-la, ambos os indicadores sinalizarão melhora. Portanto, dentre os três indicadores, a severidade da pobreza sempre terá associada a ela contribuições mais altas, seguida pelas contribuições associadas ao hiato de pobreza.

De fato, a contribuição da renda de transferências públicas para a queda na pobreza varia de 55 a 58%, dependendo da medida utilizada, enquanto que para a queda na extrema pobreza varia de 55 a 72%.

Quanto mais sensível à renda dos mais pobres for a medida, então maior é a contribuição do Bolsa-Família para a queda na pobreza. Para explicar a queda na severidade da extrema pobreza, o impacto desse programa chega a 41%. Para essas medidas mais sensíveis à renda dos mais pobres, o impacto do Bolsa-Família é, em geral, o dobro do impacto do BPC.

Novamente, deve-se chamar a atenção para o fato de que o impacto total inclui o efeito das mudanças na correlação das fontes estudadas com as demais e, portanto, ele pode estar superestimado.

6.2.1 A contribuição de melhorias no grau de focalização

Analisando as transferências como um todo, melhorias na focalização foram pouco relevantes para explicar a queda na pobreza e na extrema pobreza, sendo a contribuição desse fator sempre inferior a 10%. Sua importância cresce, em geral, com o uso de medidas mais sensíveis à renda dos mais pobres. No caso da redução na severidade da pobreza, a contribuição de transformações nas transferências públicas chegou a 9%.

Em geral, essa pequena contribuição da focalização das transferências vem de melhorias na focalização das pensões e aposentadorias, dado que as mudanças na focalização dos benefícios sociais apresentaram impacto praticamente nulo ou próximo a isso. Portanto, as transferências públicas afetaram a pobreza e a extrema pobreza, por meio de transformações de sua distribuição marginal, seja com aumento de cobertura, elevação no valor pago ou equalização dos benefícios. Vejamos na seqüência qual destes três caminhos foi o mais importante.

6.2.2 A contribuição da expansão da cobertura

A dinâmica desses fatores para explicar tanto a queda na pobreza quanto na desigualdade foi muito parecida. De novo, é possível separar os benefícios sociais (BPC e Bolsa-Família) das pensões e aposentadorias públicas. Do lado dos benefícios sociais, particularmente no caso do programa Bolsa-Família, o aumento no grau de cobertura foi o fator dominante. No caso das pensões e aposentadorias, a contribuição relevante decorre das mudanças na distribuição dos benefícios entre os receptores.

6.2.3 Maior generosidade dos benefícios ou maior equidade

Mais uma vez, indagamos se a contribuição das transformações na distribuição entre os receptores de pensões e aposentadorias públicas foi gerada pelo crescimento do recurso transferido (valor do benefício por beneficiário) ou pela equalização dos valores recebidos. Assim, como para a redução na desigualdade, os resultados mostram que o efeito veio integralmente da segunda alternativa. Vale a pena chamar a atenção para o pequeno efeito no caso do BPC, da elevação do valor médio benefício.

7. Considerações Finais

Neste texto, investigou-se em que medida as recentes quedas na desigualdade e na pobreza estiveram relacionadas às transformações nos benefícios sociais, que, desde 2001, vêm sinalizando à sociedade comprometimento forte em realmente alcançar os mais pobres.

Os resultados obtidos mostraram que os três tipos de transferências públicas investigadas (pensões e aposentadorias, BPC e Bolsa-Família), juntos, foram responsáveis por cerca de metade na queda na desigualdade ocorrida no período. A maior contribuição (26%) veio de mudanças nas pensões e aposentadorias, que, afinal de contas, respondem por quase 20% da renda total das famílias. As mudanças no BPC e no Bolsa-Família tiveram praticamente o mesmo impacto sobre a redução na desigualdade (cerca de 12% cada).

O curioso é notar como dois minúsculos programas como esses, que respondem por apenas 0,45% da renda das famílias e 2,5% das transferências públicas, foram tão importantes.

A respeito da pobreza e, principalmente, sobre a extrema pobreza, o papel destes benefícios foi muito mais marcante. Quanto mais sensível é a medida utilizada às transformações na renda dos mais pobres, maior é a contribuição do Bolsa-Família. Por exemplo, o impacto do programa sobre a severidade da extrema pobreza, que é a medida mais sensível utilizada em todo o trabalho, chega a 41%. De 25 a 41% da queda na extrema pobreza pode ser atribuída ao programa Bolsa-Família.

De maneira geral, as transferências públicas e seus componentes afetaram tanto a desigualdade quanto à pobreza pelos mesmos canais. O efeito das mudanças nas pensões e nas aposentadorias veio da redução na desigualdade de benefícios, tendo sido esta gerada pelo achatamento do teto previdenciário e pelo aumento do piso. O BPC agiu por expansão da cobertura e, em menor medida, por aumento no valor médio do benefício devido à valorização do salário mínimo. No caso do Bolsa-Família, estamos medindo praticamente a importância de sua criação, pois o programa se iniciou em 2001, e durante esse período ampliou muito a cobertura.

Nenhum dos três tipos de transferências públicas estudados melhorou individualmente seu grau de focalização. Apesar disso, a focalização total das transferências públicas experimentou melhora, que deve ser atribuída ao ganho de participação relativa dos benefícios sociais focalizados.

Comparando os dois benefícios sociais focalizados considerados, vimos que a focalização do Bolsa-Família é muito superior a do BPC. O Bolsa-Família é o

único item, entre os considerados que possui boa focalização do último Real transferido. Vimos que, para o BPC, embora o primeiro Real transferido esteja bem focalizado, o valor da transferência está tão alto que o último Real já está totalmente mal focalizado.

Tudo indica, portanto, que o Bolsa-Família foi e pode continuar sendo absolutamente fundamental para levar os direitos sociais aos mais pobres. Por essa razão, o próximo texto será dedicado inteiramente a uma análise mais detalhada desse programa.

8. Referências Bibliográficas

BARROS, R. et al. Uma análise das principais causas da queda recente na desigualdade de renda brasileira. *Econômica*, Rio de Janeiro, v. 8, n. 1, 2006a, p. 117-147.

_____. Conseqüências e causas imediatas da queda recente na desigualdade de renda brasileira. In: *Parcerias estratégicas*. Análise sobre a Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD/2004). Centro de Gestão e Estudos Estratégicos, Brasília, n. 21, p. 89-119, 2006b. Edição Especial.

_____. *A queda recente da desigualdade de renda no Brasil*. 2006c. Mimeografado.

_____. *A Importância da queda recente da desigualdade para a pobreza*. 2006d. Mimeografado.

_____. *Determinantes imediatos da queda da desigualdade de renda brasileira*. 2006e. Mimeografado.

BARROS, R.; CURY, S.; ULYSSEA, G. *A desigualdade de renda no Brasil encontra-se subestimada? Uma análise comparativa usando a PNAD, a POF e o SCN*. 2006 (Mimeo.).

BARROS, R.; MENDONÇA, R. Família e distribuição de renda: o impacto da participação das esposas no mercado de trabalho. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 19, n. 3, p. 40-65, 1989.

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

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA (IPEA). *Sobre a recente queda da desigualdade no Brasil*. Ago. 2006. Disponível em: <www.ipea.gov.br>. Nota Técnica.

KAKWANI, N. *Analyzing redistribution policies: a study using Australian data*. Nova Iorque: Cambridge University Press, 1986.

SOARES, S. Análise de bem-estar e decomposição por fatores da queda na desigualdade entre 1995 e 2004. *Econômica*, Rio de Janeiro, v. 8, n. 1, p. 83-115. 2006.

VERAS, F. et al. *Programas de transferência de renda no Brasil: impactos sobre a desigualdade*. Rio de Janeiro: IPEA, 2006 (Texto para Discussão, n. 1.228).

Efeitos do Salário Mínimo sobre a Melhoria da Distribuição de Renda no Brasil no Período 1995/2005 – Fatos e Simulações

*João Saboia*¹

Resumo

A partir de meados da década passada, o salário mínimo passou por um processo de recuperação de seu valor real perdido ao longo das décadas anteriores. No mesmo período, a distribuição de renda do País apresentou melhoria. A simultaneidade desses dois movimentos sugere que o aumento do salário mínimo teria contribuído para a redução das desigualdades de rendimento. Com o objetivo de testar a contribuição do salário mínimo na melhoria da distribuição de renda, este artigo explora os dados da Pesquisa Nacional de Amostra por Domicílios (PNAD) em 1995 e 2005, concentrando a análise nos rendimentos do trabalho, pensões e aposentadorias oficiais, que representam a quase totalidade dos dados levantados pela PNAD, em que o salário mínimo possui importante influência. O principal resultado da pesquisa é obtido a partir de simulações para a distribuição de renda que confirmam a importância do salário mínimo na redução das desigualdades de rendimentos.

¹ Professor titular do Instituto de Economia da Universidade Federal do Rio de Janeiro (UFRJ). O autor agradece a Fabio Roitman, Laura Beraldo, Renata Alvim e Vitor Valle pelo trabalho de processamento dos dados utilizados neste artigo.

1. Introdução

Na última década, o salário mínimo (SM) passou por processo de recuperação com importantes conseqüências sobre a distribuição de renda no País. Embora representando o piso salarial legal, o SM tem papel que transcende o mercado de trabalho. O caso mais notável é representado pelas pensões e aposentadorias oficiais (inclusive aposentadoria rural) cujo piso também é igual ao SM. À medida que o reajuste do SM tem se mantido acima do utilizado para as aposentadorias, estas cada vez mais se concentram no valor do SM. De outra parte, a assistência social também utiliza o SM como referência para o pagamento do Benefício de Prestação Continuada (BPC).

Em outras palavras, cada vez que o SM é reajustado, seus efeitos são sentidos, não apenas pelos trabalhadores ativos como pelos aposentados, pensionistas e por parcela dos beneficiários dos programas de assistência social oficiais. Daí resultam as tradicionais reclamações de que qualquer aumento mais generoso para o SM repercute sobre as contas públicas, especialmente sob a forma de pagamento dos benefícios da seguridade social.

Apesar de não haver regras definidas para os reajustes do SM, a conjuntura política do passado recente foi favorável para que crescesse ano após ano em termos reais ao longo da última década. Além disso, a redução da inflação pós-Plano Real trouxe benefícios incontestáveis para os salários em geral e para o SM em particular.

A atual iniciativa do Governo Lula de procurar criar regras para os futuros reajustes do SM, garantindo sua correção pela inflação e incorporação do crescimento da produtividade (Produto Interno Bruto – PIB *per capita*), é positiva, à medida que aponta para a continuidade de seu crescimento no futuro por meio de regras claras. Embora não pretendamos discutir aqui os detalhes da atual proposta, não resta dúvida que, ao definir os mecanismos de cálculo dos reajustes do SM no futuro, o governo está evitando as discussões intermináveis que ocorrem no Congresso todos os anos a respeito do novo reajuste do SM.

O principal objetivo deste artigo é discutir o potencial do SM para a melhoria da distribuição de renda no País a partir da experiência da última década.² Ao longo do texto, será argumentado que o SM pode ajudar a melhorar a distribuição de renda. A redução nas desigualdades da distribuição de renda,

² A bibliografia ao final do texto apresenta uma série de artigos que discutem o papel do SM na distribuição de renda no Brasil. Os resultados, entretanto, são parciais e inconclusivos.

entretanto, passa por inúmeras outras iniciativas. Uma política de recuperação do SM teria sua contribuição nesse processo, da mesma forma que outras políticas econômicas e sociais também teriam sua contribuição. Portanto, não pretendemos discutir se esta ou aquela política é melhor ou pior, mas simplesmente mostrar o potencial e as limitações de uma política de recuperação do SM para a melhoria da distribuição de renda no País. A bibliografia listada ao final do texto apresenta um conjunto de publicações recentes que discutem essa temática.

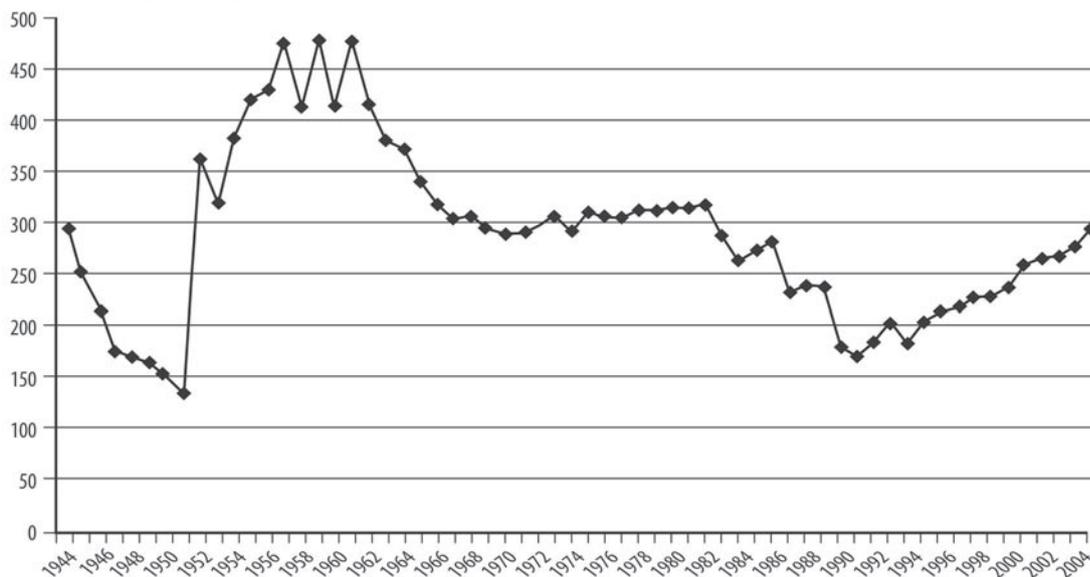
Na próxima seção, será mostrada a evolução do SM a longo prazo. Em seguida, será vista a evolução da distribuição de renda, a partir dos dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), na última década e sua possível ligação com o crescimento do SM no mesmo período. Na seção seguinte, serão mostradas algumas limitações da PNAD como fonte de dados de rendimentos. Na seção 5, será feita uma análise das pessoas que recebem o SM como rendimento do trabalho e que poderiam ser beneficiadas diretamente com seu aumento. A seção 6 informa a posição das pessoas que recebem o SM de rendimento do trabalho, pensões e aposentadorias na distribuição do rendimento familiar *per capita*, mostrando que sempre o SM está associado à baixa renda. Finalmente, serão feitas algumas simulações para estimar o efeito do aumento do SM sobre as mudanças na distribuição de renda no Brasil na última década. O texto será encerrado em uma seção com as principais conclusões.

2. Evolução do Salário Mínimo a Longo Prazo

O Gráfico 1 mostra a evolução do SM ao longo das últimas seis décadas. Conforme pode ser verificado, houve fortes flutuações no período. Após queda acentuada nos anos 1940, o SM passou por forte recuperação nos anos 1950. A explosão inflacionária do início dos anos 1960 e a política salarial dos governos militares voltaram a reduzir o valor do SM. Ao longo dos anos 1970, o SM permaneceu relativamente estável, voltando a cair com o recrudescimento da inflação nos anos 1980. Finalmente, ele voltou a crescer nos anos 1990, especialmente após 1994. Tal processo de recuperação permanece até os dias atuais.

Gráfico 1

Salário Mínimo Real – 1944 a 2005



Fonte: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada.

Obs.: Série em reais de agosto de 2006 utilizando como deflator ICV-RJ da FGV até março de 1979 e desde então o INPC do IBGE; o salário mínimo anual foi obtido através da média dos salários mensais.

Se tomarmos como referência o ano de 1994, seu crescimento real até 2005 foi de 62%. Considerando-se o período de 10 anos a partir de 1995, obtém-se um aumento de 45%.³

Apesar do forte crescimento da última década, em 2005 o SM encontrava-se ainda próximo ao patamar dos anos 1970 e cerca de um terço abaixo de seu valor real na virada dos anos 1950 para os 1960.

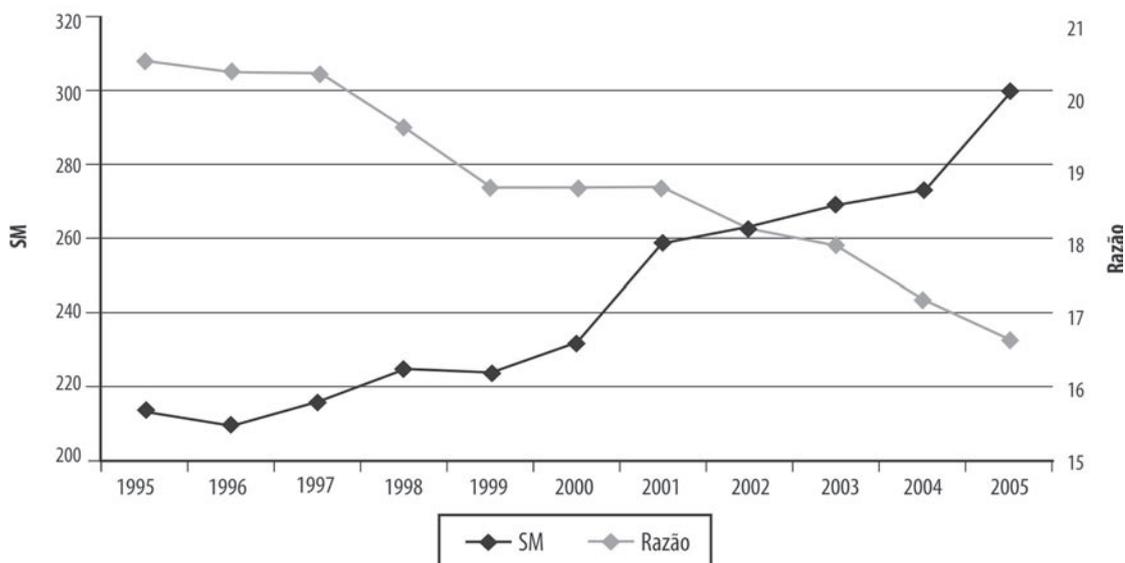
³ Dados médios anuais deflacionados pelo INPC. Para efeito de comparação com os dados da PNAD, deve-se considerar o período entre os meses de setembro e não a média anual. Entre setembro de 1995 e setembro de 2005, por exemplo, o crescimento real do SM foi de 40%.

3. Salário Mínimo e Distribuição de Renda na Última Década

Ao longo da última década, ao mesmo tempo que o SM se recuperava, a distribuição de renda no País apresentava melhora. O Gráfico 2 ilustra os dois movimentos simultâneos a partir da comparação do SM com a relação de rendimentos do trabalho da parcela de 20% das pessoas ocupadas com os maiores e com os menores rendimentos.

Gráfico 2

SM Real e Razão entre Rendimento do Trabalho Apropriado por 20% das Pessoas Ocupadas com Maiores Rendimentos e as 20% com Menores Rendimentos



Fonte: IBGE, Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios 1993/2004 e Ipeadata.

Obs.: Valores do SM referentes aos meses de setembro de cada ano, interpolados pelo INPC com base em setembro de 2000; Para efeito de comparação, exclusiva as pessoas da área rural de Rondônia, Acre, Amazonas, Roraima, Pará e Amapá.

Os resultados são claros. Enquanto em 1995, os 20% com os maiores rendimentos do trabalho recebiam 20,4 vezes mais que os 20% com os menores rendimentos, em 2005 essa relação havia caído para 16,6.⁴ Embora as desigualdades nos rendimentos do trabalho ainda permanecessem muito elevadas em 2005, a melhoria encontrada no período foi bastante satisfatória.

Resultados semelhantes ao encontrado no Gráfico 2 podem ser obtidos utilizando-se outras medidas de distribuição de renda e outras variáveis para o rendimento, como a renda familiar *per capita*, sugerindo que o aumento do SM teria contribuído para a melhoria da distribuição de renda no período.

4. Os Dados de Rendimento da PNAD

Conforme é sabido, a capacidade da PNAD em captar rendimentos está basicamente limitada a rendimentos do trabalho e de pensões e aposentadorias oficiais. Os demais rendimentos são levantados de forma muito parcial. De outra parte, a multiplicação de mecanismos de transferência de renda juntamente com o aumento do SM fizeram com que o peso das aposentadorias e pensões nos rendimentos levantados pela PNAD crescessem bastante, reduzindo o peso dos rendimentos do trabalho. Tal informação é importante à medida que a PNAD é a principal fonte de dados para o estudo da distribuição de renda no Brasil.

A Tabela 1 apresenta a distribuição da fonte dos rendimentos captados pela PNAD entre 1995 e 2005. Enquanto os rendimentos do trabalho representavam 82,2% dos rendimentos da PNAD em 1995, em 2005 estavam reduzidos a 75,9%. Em contrapartida, as aposentadorias oficiais aumentaram de 10,7 para 13,8%, e as pensões, de 2,8 para 4,3%. Convém ainda mencionar o item “rendimentos de juros e outros rendimentos”, em que estão incluídas algumas transferências oficiais como a Bolsa-Família e o BPC, cuja participação dobrou no período, passando de 0,9 para 1,8%.

Tendo em vista a limitação dos dados de rendimento levantados pela PNAD, os estudos sobre distribuição de renda devem levar tal fato em consideração. De qualquer forma, nas comparações temporais tais limitações são

⁴ Movimento semelhante de melhoria ocorreu com a distribuição do rendimento familiar *per capita*.

minimizadas, à medida que aparentemente não estaria havendo qualquer viés de aumento ou redução dos tipos de rendimentos levantados pela PNAD ao longo do tempo.

Tabela 1

Porcentagem da Renda Total por Tipo de Rendimento – 1995 e 2005

Tipos de Rendimento	1995	2005
Rendimento do Trabalho	82,0	75,9
Rendimento de Aposentadorias Oficiais	10,5	13,8
Rendimento de Outras Aposentadorias	0,3	0,5
Rendimento de Pensões Oficiais	2,8	4,3
Rendimento de Outras Pensões	0,6	1,1
Rendimento de Aluguel	2,2	1,8
Rendimento de Doação	0,6	0,7
Rendimento de Outras Transferências, Juros e Outros Rendimentos	0,9	1,8
Rendimento de Todas as Fontes	100	100

Fonte: IBGE, Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios 1995 e 2005 – Microdados.

Obs.: 1) Para efeito de comparação, exclusive as pessoas da área rural de Rondônia, Acre, Amazonas, Roraima, Pará e Amapá.

5. A Importância do SM para a População Segundo Diferentes Cortes Analíticos

Conforme a PNAD de 2005, 13% das pessoas ocupadas recebiam 1 SM de rendimento no trabalho principal. De outra parte, 30% recebiam menos que o SM, enquanto 57% encontravam-se acima do SM. A alta parcela de pessoas abaixo do SM é uma indicação da importância do setor informal na economia brasileira. Por sua vez, o percentual relativamente pequeno de pessoas recebendo exatamente 1 SM pode dar a impressão de sua pouca importância no mercado de trabalho. Quando verificados os rendimentos próximos ao SM e aqueles representados por múltiplos do SM, entretanto, nota-se que ele é importante referência para as remunerações no mercado de trabalho. Em 2005, por exemplo, além dos 13% que recebiam exatamente 1 SM no trabalho principal, havia 2,7% recebendo 1,5 SM, 5,2%, 2 SM, e 1,3%, 3 SM. Até mesmo para valores inferiores ao SM, ele parece representar uma referência como no caso de 0,5 SM recebido por 2,2% das pessoas no trabalho principal.

A importância do SM no rendimento do trabalho varia consideravelmente dependendo da região, do setor, da posição na ocupação e do tipo de pessoa considerada. A seguir são apresentadas as distribuições da remuneração no trabalho principal segundo tais características, destacando-se o valor do SM. Todos os dados referem-se ao ano de 2005. Em algumas oportunidades, entretanto, serão feitas comparações com os dados de 1995.

5.1 Região e Unidades da Federação

Em termos regionais, o SM é mais importante na Região Nordeste (16,2%) e menos na Região Sul (8,7%). Cabe, entretanto, mencionar que um grande número de pessoas recebe menos que o SM no trabalho principal. Na Região Nordeste, por exemplo, 54% dos trabalhadores estão nessa situação. Mesmo na Região Sudeste, onde a situação é a mais favorável entre as cinco regiões naturais, 17,8% recebem menos de 1 SM (ver Tabela 2).

A situação dos rendimentos é bem mais desfavorável nas regiões rurais que nas urbanas. No Nordeste rural, 80% das pessoas possuem rendimentos do trabalho principal abaixo do valor do SM e 10% recebem exatamente 1 SM. Mesmo na Região Sudeste, a mais desenvolvida do País, cerca de metade das pessoas recebem menos de 1 SM nas regiões rurais.

Considerando-se o conjunto do País, cerca de 2/3 da população rural recebem menos que 1 SM no trabalho principal e 10% recebem 1 SM, confirmando a precariedade das condições de trabalho nas regiões rurais.

Em termos de Unidades da Federação, o percentual de pessoas que recebem o SM no trabalho principal varia entre 7,1% em Santa Catarina, e 19,3% em

Alagoas. Além de Santa Catarina, apenas São Paulo e Rio Grande do Sul apresentam percentuais inferiores a 10%. Cabe ainda observar os elevados percentuais de pessoas abaixo do SM encontrados em alguns estados da Região Nordeste, como Piauí (70%), Maranhão (64%), Ceará (56%), Paraíba (53%), Alagoas (52%) e Bahia (51%) (ver Tabela 3).

Tabela 2

Distribuição do Percentual das Pessoas Ocupadas com Rendimento do Trabalho Principal por Região Natural e Zona Urbana/Rural – 2005

Região		Menos de 1 SM	1 SM	Mais de 1 SM
Norte	Urbana	25,8	17,8	56,5
	Rural	58,9	11,2	29,9
	Total	35,4	15,9	48,7
Nordeste	Urbana	40,6	19,5	40,0
	Rural	80,2	9,7	10,1
	Total	54,0	16,2	29,9
Sudeste	Urbana	14,6	11,5	73,9
	Rural	48,7	13,8	37,5
	Total	17,8	11,7	70,5
Sul	Urbana	17,3	9,2	73,5
	Rural	55,4	7,2	37,3
	Total	25,5	8,7	65,7
Centro-Oeste	Urbana	14,4	15,9	69,7
	Rural	48,3	12,3	39,4
	Total	19,9	15,3	64,7
Brasil	Urbana	21,6	13,6	64,8
	Rural	65,5	10,4	24,1
	Total	30,3	13,0	56,7

Fonte: IBGE, Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios 2005 – Microdados.

Tabela 3

Distribuição Percentual das Pessoas Ocupadas com Rendimento do Trabalho Principal por UF – 2005

Estado	Menos de 1 SM	1 SM	Mais de 1 SM
Rondônia	36,0	14,2	49,9
Acre	39,8	17,1	43,1
Amazonas	24,5	17,3	58,1
Roraima	39,4	14,9	45,6
Paraná	39,0	15,8	45,2
Amapá	20,3	13,2	66,5
Tocantins	42,7	16,1	41,3
Maranhão	63,9	12,0	24,1
Piauí	70,4	10,5	19,1
Ceará	56,5	15,0	28,5
Rio Grande do Norte	43,8	17,0	39,2
Paraíba	53,1	18,6	28,3
Pernambuco	48,8	17,2	34,0
Alagoas	52,4	19,4	28,2
Sergipe	46,3	17,1	36,6
Bahia	50,6	17,9	31,5
Minas Gerais	29,9	16,7	53,3
Espírito Santo	27,1	15,9	57,0
Rio de Janeiro	12,5	12,5	74,9
São Paulo	12,7	8,5	78,8
Paraná	25,4	10,5	64,1
Santa Catarina	20,3	7,2	72,5
Rio Grande do Sul	28,4	8,0	63,6
Mato Grosso do Sul	24,5	13,2	62,3
Mato Grosso	24,6	13,3	62,2
Goiás	21,8	18,1	60,1
Distrito Federal	9,2	11,0	79,8
Brasil	30,3	13,0	56,7

Fonte: IBGE, Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios 2005 – Microdados.

5.2 Sexo, idade e escolaridade

Conforme esperado, o SM é mais importante para as mulheres, para os trabalhadores jovens e para os menos escolarizados. A Tabela 4 ilustra os resultados. Enquanto 11,5% dos trabalhadores do sexo masculino recebem 1 SM no trabalho principal, entre as mulheres chega a 15%. Há ainda 37,4% das mulheres e 24,1% dos homens abaixo de 1 SM.

Segundo a faixa etária, a tendência é de redução da importância do SM à medida que são considerados trabalhadores mais velhos. Enquanto 15,7% daqueles na faixa 20/29 anos recebem 1 SM, a partir de 70 anos apenas 6,5%

encontram-se no mesmo nível de rendimento. Cabe, entretanto, observar a existência de elevados percentuais (quase 70%) de trabalhadores muito jovens (até 19 anos) e idosos (70 anos ou mais) recebendo menos que 1 SM.

Em termos de escolaridade, os resultados são os esperados com redução da importância do SM à medida que aumenta o número de anos de estudo dos trabalhadores. Entre os menos escolarizados, cerca de 14% recebem 1 SM, enquanto entre os mais escolarizados não passa de 2%. Devem-se ainda mencionar os elevados percentuais de trabalhadores pouco escolarizados recebendo menos de 1 SM.

Tabela 4

Distribuição Percentual das Pessoas Ocupadas com Rendimento do Trabalho Principal por Sexo, Faixa Etária e Anos de Estudo – 2005

		Menos de 1 SM	1 SM	Mais de 1 SM
Sexo	Masculino	24,1	11,5	64,3
	Feminino	37,4	15,0	47,6
Faixa Etária	10 a 19	68,1	12,8	19,2
	20 a 29	24,9	15,7	59,5
	30 a 39	21,5	12,7	65,8
	40 a 49	22,4	11,5	66,1
	50 a 59	29,8	11,8	58,4
	60 a 69	47,2	10,6	42,2
	70 ou +	69,5	6,5	24,1
Faixa de Anos de Estudo	Sem instr. e até 1 ano	63,3	14,2	22,5
	1 a 3 anos	52,8	14,3	32,9
	4 a 7 anos	38,8	14,5	46,8
	8 a 10 anos	26,9	15,9	57,2
	11 a 14 anos	10,8	11,9	77,3
	15 anos ou mais	2,6	1,9	95,5

Fonte: IBGE, Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios 2005 – Microdados.

5.3 Setor de atividade

A análise setorial mostra que o SM é mais importante para os trabalhadores no serviço doméstico, em que 27,1% recebem 1 SM. Curiosamente, a administração pública é um dos setores da economia com maior percentual de trabalhadores recebendo 1 SM (15,5%), perdendo apenas para alojamento e alimentação (17,1%), além do serviço doméstico. Tal fato deve-se, provavelmente, aos funcionários públicos municipais e estaduais nas regiões mais pobres do País. Outros setores como saúde e educação, construção e comércio, dentre

outros, também possuem participação relativamente elevada de trabalhadores recebendo o mínimo legal.

Refletindo a situação precária do mercado de trabalho nas regiões rurais, 71,1% dos trabalhadores no setor agrícola recebem menos de 1 SM no trabalho principal. Percentual elevado (47,7%) de pessoas na mesma situação também é encontrado no serviço doméstico.

A Tabela 5 mostra a distribuição dos rendimentos do trabalho principal para os diversos setores de atividade.

Tabela 5

Distribuição Percentual das Pessoas Ocupadas com Rendimento do Trabalho Principal por Setor de Atividade – 2005

Setor	Menos de 1 SM	1 SM	Mais de 1 SM
Agrícola	71,8	8,2	20,0
Outras atividades industriais	10,1	8,3	81,6
Indústria de transformação	18,7	11,4	69,9
Construção	18,5	13,9	67,6
Comércio e reparação	22,8	13,1	64,1
Alojamento e alimentação	27,6	17,1	55,3
Transporte, armazenagem e comunicação	10,2	7,6	82,2
Administração pública	4,1	15,7	80,2
Educação, saúde e serviços sociais	8,6	14,2	77,2
Serviços domésticos	47,1	27,2	25,7
Outros serviços coletivos, sociais e pessoais	26,9	14,8	58,2
Outras atividades	6,0	10,3	83,7

Fonte: IBGE, Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios 2005 – Microdados.

5.4 Posição na ocupação

A importância do SM para o mercado de trabalho pode ainda ser verificada na análise por posição na ocupação. No caso do emprego com Carteira assinada, situação típica do setor formal, 13,1% recebem 1 SM. Praticamente não há pessoas recebendo abaixo do SM, enquanto 86,2% estão acima do SM. No serviço doméstico com Carteira assinada, a importância do SM é bem maior, encontrando-se 46,5% recebendo 1 SM (ver Tabela 6).

Passando-se para o emprego sem Carteira assinada, nota-se que também no setor informal o papel do SM é importante. Enquanto 35,9% recebem menos que o SM, 20,2% recebem exatamente 1 SM mesmo sem ter acesso à Carteira

assinada. No serviço doméstico sem Carteira assinada, o SM é recebido por 20,3% das pessoas, confirmando, mais uma vez, o papel que representa no setor informal da economia. Nota-se, entretanto, que 62,8% dos empregados domésticos sem Carteira assinada recebem menos que o SM.

Até mesmo no trabalho por conta própria, o SM é uma referência importante, à medida que 11,3% declaram receber exatamente o valor do SM no trabalho principal. Sendo o trabalho autônomo uma forma de inserção típica do setor informal, tal dado confirma mais uma vez a importância do SM no setor informal.

Tabela 6

Distribuição Percentual das Pessoas Ocupadas com Rendimento do Trabalho Principal por Posição na Ocupação – 1995 e 2005

Posição na Ocupação	Menos de 1 SM		1 SM		Mais de 1 SM	
	1995	2005	1995	2005	1995	2005
Empregados com carteira	1,6	0,7	8,3	13,1	90,1	86,2
Trabalhadores domésticos com carteira	2,9	2,3	38,0	46,5	59,1	51,2
Empregados sem carteira	25,8	36,0	19,9	20,1	54,3	43,9
Trabalhadores domésticos sem carteira	40,0	62,8	31,0	20,3	29,0	16,9
Conta-Própria	23,8	38,0	8,5	11,3	67,7	50,7

Fonte: IBGE, Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios 1995 e 2005 – Microdados.

Obs.: Para efeito de comparação, exklusive as pessoas da área rural de Rondônia, Acre, Amazonas, Roraima, Pará e Amapá.

O crescimento do SM no período 1995/2005 foi acompanhado de mudanças na distribuição das pessoas ocupadas segundo o nível de rendimento do trabalho principal. No caso dos empregados com Carteira assinada, houve aumento da participação daqueles recebendo 1 SM de 8,3 para 13,1%. Fato semelhante ocorreu com os trabalhadores domésticos com Carteira assinada – 38,0 e 46,5%, respectivamente (ver Tabela 6).

Dentre os empregados sem Carteira assinada, cerca de 20% recebem 1 SM, sem maiores alterações no período, mas aumentou a parcela recebendo menos de 1 SM em cerca de 10%. No emprego doméstico sem Carteira assinada, houve aumento da parcela recebendo menos de 1 SM e redução daqueles recebendo exatamente 1 SM. Finalmente, dentre os trabalhadores por conta própria, houve crescimento da parcela abaixo e igual ao SM. Portanto, o aumento do valor real do SM no período não conseguiu evitar que, nas categorias de trabalhadores típicas do setor informal (sem Carteira e conta-própria), houvesse crescimento do percentual daqueles recebendo menos que 1 SM ao longo da década.

5.5 Aposentados e pensionistas

A importância do SM para aposentados e pensionistas é muito conhecida, representando o piso oficial dos benefícios. Os dados da PNAD de 2005 vêm apenas confirmar seu papel para aqueles que possuem aposentadorias e pensões oficiais.

Em 2005, 57,5% dos aposentados e 59,8% dos pensionistas recebiam o benefício de 1 SM. Tais percentuais vêm crescendo nos últimos anos à medida que o SM tem sido reajustado acima do reajuste dos benefícios do regime geral do Instituto Nacional do Seguro Social (INSS). Apenas para efeito de ilustração, a parcela de benefícios iguais ao SM em 1995 era, respectivamente, 48,2% para as aposentadorias e 51,9% para as pensões, confirmando o aumento da importância do SM no período.

6. Distribuição das Pessoas que Recebem o SM Segundo o Nível de Renda Familiar *per Capita*

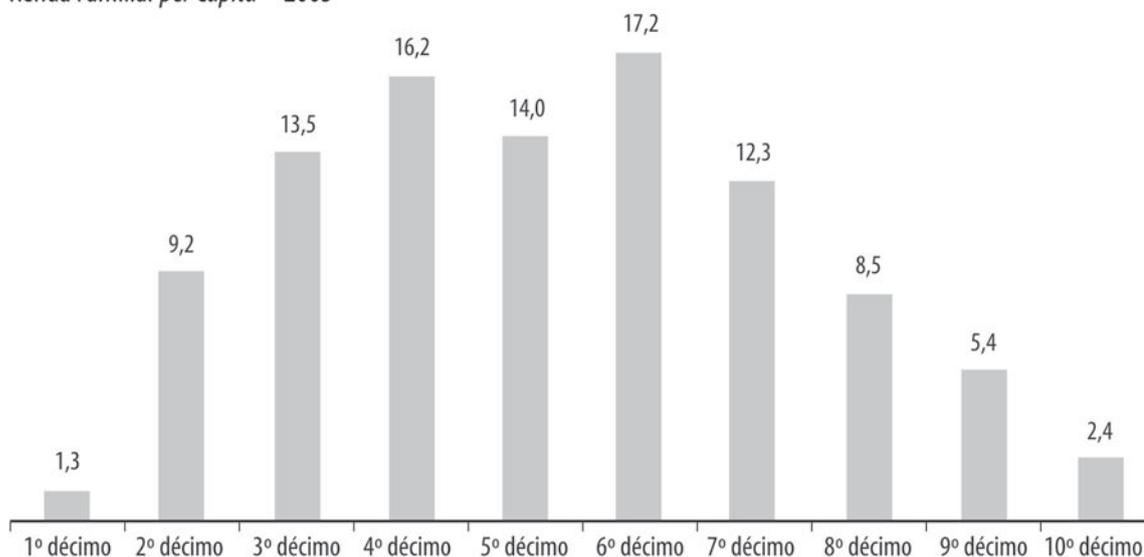
Normalmente, há uma tendência a associar o SM a pessoas pobres. Na realidade, as pessoas mais pobres não têm acesso ao SM, nem sob a forma de remuneração do trabalho, nem sob a forma de transferência. Caso recebessem o SM, possivelmente deixariam de ser pobres. De qualquer forma, conforme procuraremos mostrar nesta seção, usualmente as pessoas que recebem o SM estão localizadas nas famílias cujos rendimentos *per capita* estão abaixo (ou muito abaixo) da média. Inicialmente, serão considerados os rendimentos do trabalho e, em seguida, as aposentadorias e pensões.

O rendimento familiar *per capita* médio em 2005 era de R\$ 390,00, representando a situação daqueles que estavam na passagem do sétimo para o oitavo décimo da distribuição. Quase 3/4 daqueles que recebiam o SM de rendimento do trabalho localizavam-se do terceiro ao sétimo décimo. Apenas 16% pertenciam aos três décimos superiores. Cabe mencionar que tanto no décimo mais pobre (1,3%) quanto no mais rico (2,4%) é relativamente pouco comum encontrar pessoas recebendo o SM como rendimento do trabalho (ver Gráfico 3).

No caso das pensões e aposentadorias, há proporcionalmente mais pessoas recebendo o SM nos três décimos superiores da distribuição da renda familiar *per capita* (23%). De qualquer forma, a maior parte está concentrada nos décimos abaixo da média, sendo cerca de 2/3 do quarto ao sétimo décimo. Assim como nos rendimentos do trabalho, é pouco comum encontrar pessoas recebendo pensões e aposentadorias oficiais no décimo mais pobre (0,5%), no segundo décimo mais pobre (3,1%) e no mais rico (3,8%). O Gráfico 4 ilustra os resultados.

Gráfico 3

Distribuição Percentual das Pessoas com Rendimentos de Trabalho Igual a 1 SM dos Décimos da Renda Familiar *per Capita* – 2005



Fonte: IBGE, Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios 2005 – Microdados.

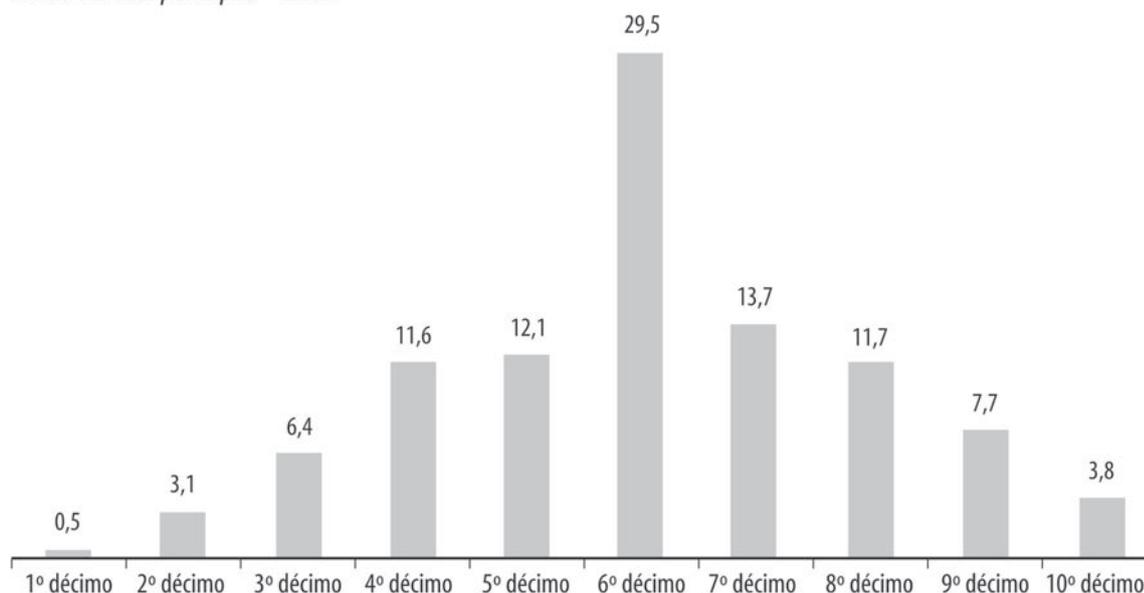
Obs.: Exclui-se o rendimento dos pensionistas, empregados domésticos e parentes dos empregados domésticos.

Os dados acima mostram que, *ceteris paribus*, qualquer aumento do SM beneficia majoritariamente pessoas relativamente pobres (nem sempre as mais pobres), mas também algumas que estão acima da média e até mesmo no décimo superior da distribuição de renda.

Como as pessoas beneficiadas com o aumento do SM estão localizadas em sua grande maioria abaixo do rendimento médio familiar *per capita*, é de se esperar que o aumento do salário mínimo tenha como resultado final a melhoria da distribuição de renda. Com esse objetivo são desenvolvidas na próxima seção algumas simulações apontando para o papel do SM na melhoria da distribuição de renda ao longo da última década.

Gráfico 4

Distribuição Percentual das Pessoas com Rendimentos de Trabalho Igual a 1 SM dos Décimos da Renda Familiar *per Capita* – 2005



Fonte: IBGE, Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios 2005 – Microdados.

Obs.: Excluído o rendimento dos pensionistas, empregados domésticos e parentes dos empregados domésticos.

7. Resultados de Simulações

Nesta seção são apresentadas algumas simulações para tentar estimar o efeito do aumento do SM na melhoria da distribuição de renda no período 1995/2005 quando o SM apresentou crescimento real de 40%.⁵

Para verificar o efeito do SM, simula-se uma nova distribuição de rendimentos em 2005 supondo que o SM não tivesse aumentado e permanecesse em 2005 no mesmo nível de 1995. Comparando-se os dados de 2005 com os dados simulados, tem-se o efeito do aumento do SM.

Supõe-se que o SM tem efeitos sobre os rendimentos do trabalho principal e sobre as aposentadorias e pensões oficiais. Em 2005, os rendimentos do trabalho representavam 75,9% dos rendimentos totais captados pela PNAD e o rendimento do trabalho principal representava 95,8% dos rendimentos do trabalho. Os rendimentos das aposentadorias e pensões oficiais correspondiam, respectivamente, a 13,8 e 4,3% do total de rendimentos. Portanto, os rendimentos sujeitos a eventuais modificações nas simulações representam pouco mais de 90% dos rendimentos totais levantados pela PNAD.

O SM em setembro de 2005 era de R\$ 300. Ao ser reduzido para o nível real do SM de setembro de 1995, cai para R\$ 214. Portanto, o valor tomado como referência para as simulações foi um SM equivalente a R\$ 214 em 2005, representando o nível do SM real de 1995.

O tratamento dado para as pensões e aposentadorias oficiais nas simulações é relativamente simples. À medida que o aumento do SM no período fez aumentar o percentual de pessoas recebendo pensões e aposentadorias iguais a 1 SM, nas simulações, reproduziu-se em 2005 o percentual de pessoas recebendo o “velho” SM de R\$ 214 em 1995, redistribuindo-se as demais uniformemente entre R\$ 214 e R\$ 300.⁶ A redistribuição foi necessária à medida que havia proporcionalmente mais pessoas recebendo 1 SM em 2005 que em 1995.

No caso da remuneração do trabalho principal, a situação é mais complexa. Como vimos acima, o SM não influencia apenas as pessoas que recebem exatamente 1 SM, mas também aqueles que recebem rendimentos em seu entorno (abaixo ou acima). Além disso, variações do SM têm efeitos sobre

⁵ O crescimento de 40% se refere à comparação entre setembro de 1995 e setembro de 2005, meses de realização das PNADs. A comparação entre 1995 e 2005 tem a vantagem de trabalhar com dois valores nominais para o SM (R\$ 100 e R\$ 300, respectivamente) igualmente “redondos”. A experiência de se trabalhar com a PNAD mostra que os informantes tendem a arredondar seus rendimentos. Portanto, ao se compararem dois valores terminados em dois zeros, evita-se a comparação de um valor “mais redondo” com outro “menos redondo” que beneficiaria o primeiro.

⁶ O critério para a redistribuição é feito prioritariamente para os aposentados e pensionistas mais jovens. Em outras palavras, primeiro foram alocados no valor de R\$ 214 aqueles que recebiam menos de R\$ 300 e, em seguida, aqueles que recebiam R\$ 300. Estes últimos foram alocados apenas parcialmente até ser atingido o percentual que recebia 1 SM em 1995. Nesse caso, foram priorizados na alocação os aposentados e pensionistas mais jovens. Os demais foram distribuídos uniformemente nos valores R\$ 220, R\$ 230 sucessivamente até R\$ 300, sempre do mais jovem ao mais velho.

o nível de emprego. Tendo em vista a complexidade dos eventuais efeitos do SM sobre o nível de emprego, optou-se por desconsiderá-los. Quanto aos efeitos sobre os níveis de rendimento próximos ao SM, foram feitas três simulações com resultados diferenciados.

Na **simulação 1**, supôs-se que o aumento do SM influenciou apenas quem recebia no máximo 1 SM em 2005. A eles foi dada uma redução na remuneração do trabalho principal correspondente ao inverso do ganho de 40% do SM no período.⁷ Assim, todos aqueles que recebiam R\$ 300,00 no trabalho principal em 2005 tiveram sua remuneração reduzida para R\$ 214,00, enquanto aqueles abaixo de R\$ 300,00 tiveram redução proporcional à do SM. Essa é a simulação mais conservadora, com menos efeitos do SM sobre a distribuição de rendimentos.

Na **simulação 2**, foi suposto que os reajustes do SM têm influência até remunerações equivalentes a 2 SMs, porém em menor escala que para as remunerações até 1 SM. Assim, para as remunerações até 1 SM, o procedimento de redução é o mesmo que na simulação 1, enquanto para as remunerações na faixa de 1 a 2 SMs o redutor é o inverso da metade do ganho do SM (i.e. 20%).⁸

Na **simulação 3**, o efeito do aumento do SM foi estendido até as remunerações equivalentes a 2,5 SMs. Foram consideradas três faixas acima do SM – 1/1,5 SM, 1,5/2 SMs e 2/2,5 SMs – utilizando-se como redutores, respectivamente, os inversos de 30, 20 e 10% de forma similar às simulações 1 e 2. Em outras palavras, está sendo suposto que os efeitos do SM reduzem-se à medida que as remunerações do trabalho principal aumentam até 2,5 SMs. Trata-se da simulação mais arrojada e, portanto, com mais efeitos do SM sobre a distribuição de renda.

Sem dúvida, nas simulações dos efeitos do aumento do SM sobre os rendimentos do trabalho principal, há alto nível de arbitrariedade. Provavelmente a simulação 1 subestima seus efeitos enquanto a simulação 3 os superestima. De qualquer forma, a idéia básica foi incorporar um efeito que não se restringisse apenas ao próprio SM e que se reduzisse à medida que valores mais elevados de remunerações fossem considerados. Assim, os resultados das simulações devem ser tomados apenas como indicações dos possíveis efeitos do aumento do SM na redução das desigualdades de rendimentos.

⁷ Em outras palavras, seus rendimentos até 1 SM foram multiplicados por $1/1,4 = 0,71$.

⁸ Tais rendimentos foram multiplicados por $1/1,2 = 0,83$.

A medida de desigualdade utilizada é o índice de Gini. Em cada simulação, são calculados os novos índices de Gini da distribuição dos indivíduos segundo os rendimentos considerados isoladamente (rendimento do trabalho e pensões/aposentadorias) ou em conjunto (todas as fontes de renda), além do Gini da nova distribuição de rendimentos familiares *per capita*. As Tabelas 7 e 8 ilustram os resultados.

Tabela 7

Resultado das Simulações para o Índice de Gini

	Gini		
	Todos os Trabalhos	Aposentadoria e Pensão	Todos os Rendimentos
1995	0,585	0,541	0,592
Simulação 1	0,562	0,519	0,574
Simulação 2	0,579	0,519	0,586
Simulação 3	0,584	0,519	0,589
2005	0,544	0,457	0,552

Fonte: IBGE, Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios 2005 – Microdados.

Tabela 8

Percentual de Redução do Índice de Gini Associado ao SM

	Todos os Trabalhos	Aposentadoria e Pensão	Todos os Rendimentos
Simulação 1	44	74	56
Simulação 2	85	74	84
Simulação 3	97	74	92

Fonte: IBGE, Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios 2005 – Microdados.

Com relação à distribuição dos rendimentos do trabalho, o índice de Gini baixou de 0,585 para 0,544 entre 1995 e 2005. Segundo a simulação 1, sem o aumento do SM ele teria baixado para 0,562, ou seja, 44% da queda poderiam ser atribuída ao aumento do SM. Segundo a simulação 2, baixaria para 0,579 e segundo a simulação 3, para 0,584. Neste último caso, o índice de Gini teria permanecido praticamente constante, significando que toda sua queda poderia ser atribuída ao aumento do SM.

No caso das pensões e aposentadorias, o índice de Gini caiu no período de 0,541 para 0,457. Sem o aumento do SM, teria caído para 0,519 nas três simulações. Portanto, 74% da queda poderiam estar associados ao aumento do SM.

Ao se considerarem todas as pessoas com algum tipo de rendimento, o índice de Gini baixou de 0,592 para 0,552 entre 1995 e 2005. Teria caído para 0,574 segundo a simulação 1; para 0,586 segundo a simulação 2; e 0,589 segundo a simulação 3. Portanto, mais uma vez o aumento do SM teria tido importante efeito na redução das desigualdades de rendimento.

Passando-se para a análise do rendimento familiar *per capita*, o índice de Gini baixou de 0,599 para 0,564 no período. Segundo a simulação 1, teria baixado para 0,576; pela simulação 2, para 0,587; e pela simulação 3, para 0,591. Em outras palavras, o crescimento do SM teria sido responsável por importante parcela da redução do índice de Gini, cuja estimativa varia entre 35% na simulação 1 e 76% na simulação 3 (ver Tabelas 9 e 10).

Ao serem separados os efeitos do rendimento do trabalho e de pensões e aposentadorias, verifica-se que, exceto no caso da simulação 1, os rendimentos do trabalho possuem maior potencial de melhoria da distribuição de renda via aumento do SM que as pensões e aposentadorias. Na simulação 1, há praticamente empate entre os dois efeitos. Nas simulações 2 e 3, entretanto, o efeito dos rendimentos do trabalho chega ao triplo daquele obtido com as pensões e aposentadorias.

O resultado acima não chega a surpreender, tendo em vista que, conforme visto anteriormente, os rendimentos do trabalho representavam, em 2005, cerca de quatro vezes mais que os rendimentos de pensões e aposentadorias oficiais.

Tabela 9

Resultado das Simulações para a Renda Familiar *per Capita*

	Gini		
	Modificando apenas rendimento do trabalho principal	Modificando apenas aposentadorias e pensões	Com todas as modificações
1995	0,599	0,599	0,599
Simulação 1	0,570	0,570	0,576
Simulação 2	0,581	0,570	0,587
Simulação 3	0,584	0,570	0,591
2005	0,564	0,564	0,564

Fonte: IBGE, Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios 2005 – Microdados.

Tabela 10

Percentual de Redução do Índice de Gini da Renda Familiar *per Capita* Associado ao SM

	Modificando apenas rendimento do trabalho principal	Modificando apenas aposentadorias e pensões	Com todas as modificações
Simulação 1	16	16	35
Simulação 2	47	16	66
Simulação 3	57	16	76

Fonte: IBGE, Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios 2005 – Microdados.

Apesar das hipóteses relativamente simples utilizadas nas simulações, pode-se concluir que o aumento do SM teve importante papel na melhoria da distribuição de renda no período 1995 e 2005 por seu efeito combinado sobre os rendimentos do trabalho, de pensões e de aposentadorias.

8. Considerações Finais

Ao passar de R\$ 100,00 para R\$ 300,00 entre 1995 e 2005, o SM passou por forte crescimento real que repercutiu sobre o nível de renda da população ativa e inativa. Do lado da população inativa, seu efeito se deu mediante pensões e aposentadorias oficiais, cujo piso é equivalente ao valor do SM e em que a maioria das pessoas cada vez mais recebe o valor do piso.

No caso da população ocupada, importante parcela recebe o SM ou próximo de seu valor, sendo ainda relativamente comum pessoas receberem remunerações equivalentes a um múltiplo do SM.

O SM é mais importante como padrão de remuneração para os trabalhadores jovens, do sexo feminino e com baixo nível de escolaridade. De outra parte, é também mais comum em regiões menos desenvolvidas, como a Região Nordeste, que nas mais desenvolvidas, como no Sudeste. Em termos setoriais, predomina no serviço doméstico. É ainda bastante encontrado no setor informal entre os trabalhadores sem Carteira assinada mostrando seu efeito farol na economia informal. Apesar da importância do SM como padrão de remuneração no mercado de trabalho do País, grande parcela dos trabalhadores recebe menos de 1 SM, especialmente nas regiões rurais, nos estados do Nordeste, na agricultura e no serviço doméstico.

Embora a renda do trabalho tenha caído em termos reais no período analisado, as pessoas localizadas no entorno do terceiro décimo da distribuição de rendimentos, em que se localizam as remunerações próximas ao SM, tiveram ganhos reais consideráveis. Tal fato, sem dúvida, está associado ao crescimento do SM.⁹

A simultaneidade entre o crescimento do SM real e a melhoria da distribuição de renda ao longo da última década sugere a hipótese de que o primeiro teria influenciado a segunda. Ou seja, que o SM seria um dos fatores que teriam contribuído para a redução das desigualdades de rendimentos entre 1995 e 2005.

Com o objetivo de se testar a hipótese acima, foram feitas algumas simulações que apontaram para o importante papel do salário mínimo na melhoria da distribuição de renda familiar *per capita*, tanto pelo lado do rendimento

⁹ Ver Saboia (2006).

do trabalho quanto das pensões e aposentadorias. Segundo a hipótese mais conservadora, 35% da melhoria poderia ser atribuída ao crescimento do SM. Segundo a mais arrojada, sua contribuição poderia atingir até 76%.

De outra parte, as simulações apontam ainda que o potencial do SM na melhoria da distribuição da renda familiar *per capita* parece ser maior através de seus efeitos sobre o mercado de trabalho do que sobre as transferências oficiais.

Pretendemos aprofundar este tema no futuro, desenvolvendo novas simulações mais elaboradas de modo a obter resultados mais confiáveis sobre o efetivo papel que o SM teve na melhoria da distribuição de renda no Brasil nos últimos anos. Assim, será possível discutir políticas alternativas de recuperação do SM, tendo-se maior segurança sobre seus possíveis efeitos na distribuição de renda do País.

9. Referências Bibliográficas

BALTAR, P.; DEDECCA, C.; KREIN, J. (Orgs.). *Salário mínimo e desenvolvimento*, Campinas: UNICAMP, 2005.

BARROS, R.; CORSEUIL, C.; CURY, S. Salário mínimo e pobreza no Brasil: estimativas que consideram efeitos de equilíbrio geral. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 30, n. 2, 2000.

CORSEUIL, C.; SERVO, L. *Salário mínimo e bem-estar social no Brasil*, uma resenha da literatura. Rio de Janeiro: IPEA, 2002. (Texto para Discussão, n. 880).

FAJNZYLBER, P. *Minimum wage effects through the wage distribution: evidence from Brazil's formal and informal sectors*. CEDEPLAR/UFMG, 2001. (Texto para Discussão, n. 151).

FOGUEL, M.; RAMOS, L.; CARNEIRO, F. *The impact of minimum wage on the labor market, poverty and fiscal budget in Brazil*. IPEA, 2001. (Texto para Discussão, n. 839).

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA (IPEA). *Sobre a recente queda da desigualdade de renda no Brasil*, 2006. Mimeografado.

LAVINAS, L. Salário mínimo, linha de pobreza e benefícios assistenciais: desvincular é preciso? In: BALTAR, P.; DEDECCA, C.; KREIN, J. *Salário mínimo e desenvolvimento*. Campinas: UNICAMP, 2005.

LEMOS, S. *Minimum wage effects on wages, employment and prices: implications for poverty Alleviation in Brazil*. University of Leicester, 2005. (Working Paper 05/15).

NERI, M.; GONZAGA, G.; CAMARGO, J. Salário mínimo, efeito farol e pobreza. *Revista de Economia Política*, v. 21, n. 2, 2001.

NERI, M.; GIAMBIAGI, F. *Previdência social e salário mínimo: o que se pode fazer respeitando a restrição orçamentária?* *Revista do BNDES*, v. 7, n. 13, 2000.

SABOIA, J. *O salário mínimo e seu potencial para a melhoria da distribuição de renda no Brasil*. Rio de Janeiro: IPEA, 2006. Mimeografado.

SOARES, S. *O impacto distributivo do salário mínimo: a distribuição individual dos rendimentos do trabalho*. Rio de Janeiro: IPEA, 2002. (Texto para Discussão, n. 873).

ULYSSEA, G.; FOGUEL, M. *Efeitos do salário mínimo sobre o mercado de trabalho brasileiro*. Rio de Janeiro: IPEA, 2006. (Texto para Discussão, n. 1168).

Miséria, Desigualdade e Estabilidade: o Segundo Real*

Marcelo Neri**

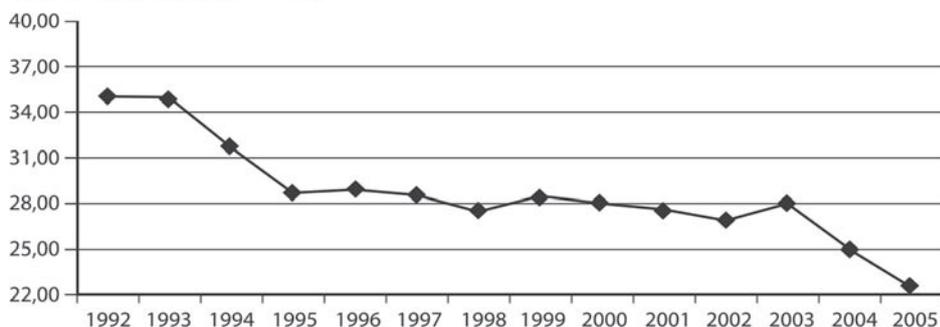
1. Introdução

* Agradeço a excelente assistência de pesquisa de Luisa Carvalhaes, Samanta Reis, Carolina Bastos, Helen Harris e Paloma Carvalho.

** Centro de Políticas Sociais do IBRE/FGV e da EPGE/FGV, <mcneri@fgv.br>.

As séries de pobreza desde 1992, quando o novo questionário da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) foi estabelecido, indicam duas importantes mudanças de patamar. Em primeiro lugar, no biênio 1993-1995, a proporção de pessoas abaixo da linha da miséria passa de 35,3 para 28,8% da população brasileira. Em 2003, a miséria ainda atingia 28,2% da população quando inicia um novo período de queda, chegando a 22,7% em 2005. Isso compõe queda acumulada de 19,18% entre 2003 e 2005, magnitude comparável à queda de 18,47% do período de 1993 a 1995. O paralelo existente na redução de miséria entre os dois episódios ocorridos dez anos à parte pode ser percebido no gráfico abaixo.

Gráfico 1
Miséria - % da População – Brasil



Fonte: CPS/FGV, a partir dos microdados da PNAD/IBGE/Conselho de Previdência Social (CPS).

Obs.: Definida como parcela da população que tem renda *per capita* inferior a R\$121,00 reais a preços de hoje da grande São Paulo, ajustada por diferenças regionais de custo de vida. Revisamos os deflatores regionais com base na última pesquisa de Orçamentos Familiares (POF) do IBGE feita em 2003;

1994 e 2000 são médias dos anos adjacentes, quando a PNAD não foi a campo.

Como se sabe, a mudança de patamar da miséria observada no período 1993 a 1995 esteve associada à implementação do Plano Real, embora os mecanismos de transmissão das mudanças sejam passíveis de discussão. Agora quais são as características associadas às mudanças da pobreza e da desigualdade observadas entre 2003 e 2005? Esta é a questão fundamental endereçada pela presente pesquisa.

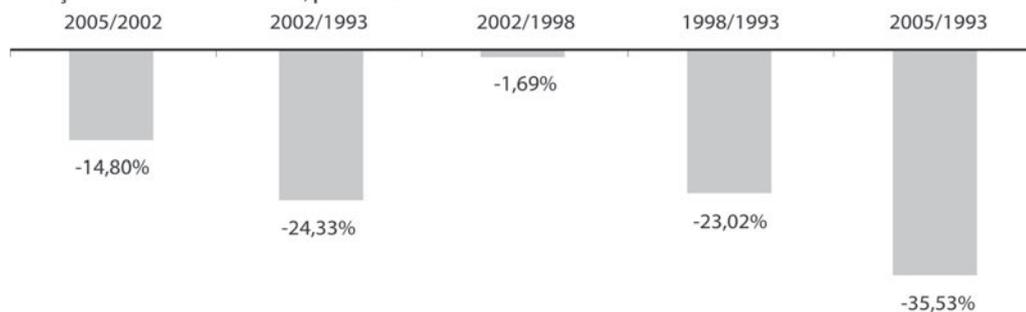
Por meio de versão preliminar deste estudo, o CPS/IBRE/FGV deu seqüência a sua tradição de apontar, em primeira mão, transformações da distribuição de renda ocorridas na sociedade brasileira. O *site* do projeto possui gráfico como o acima com *links* que contêm referências que traçam breve retrospecto da atuação do CPS relacionada aos principais episódios de mudanças de indicadores sociais baseados em renda. Por exemplo, o grupo que deu origem ao CPS foi o primeiro a mostrar em fevereiro de 1996, as melhoras sociais observadas depois do lançamento do Plano Real. Depois em 1999, o grupo mostrou que a pobreza aumentou em face das crises externas. Em 2004, o CPS mostrou não só a deterioração social ocorrida no primeiro ano da gestão Lula (2003) como a queda da miséria – até certo ponto surpreendente – ocorrida em 2002. No dia 28 de novembro de 2005, no primeiro dia útil após a divulgação e difusão dos microdados da PNAD 2004, o CPS foi novamente “rápido no gatilho” e mostrou a extensão da queda da pobreza e da desigualdade social ocorrida. Outras instituições seguiram depois essa tendência. Em agosto de 2006, o CPS demonstrou que, no período 2002 a 2006, a Grande Belo Horizonte teve redução de pobreza e aumento de renda *per capita* trabalhista duas vezes maior que qualquer uma das seis principais metrópoles brasileiras com base na Pesquisa Mensal do Emprego (PME/IBGE) que funciona como indicador líder das mudanças que serão apresentadas pela PNAD no futuro. Finalmente, a versão homônima da presente pesquisa revelou em primeira mão a partir da PNAD de 2005, que a miséria caiu 10,68%, constituindo o melhor ano dos últimos 10 anos da série histórica. Agregamos aqui alguns elementos a este texto base oriundos de diversos textos acadêmicos e artigos publicados, em jornais e revistas.

Seguindo uma análise por períodos administrativos, a miséria cai 21,8% nos dois Governos FHC e 15,16% nos três primeiros anos do Governo Lula, conforme os gráficos ilustram. Dadas as diferenças de horizontes, de tempo envolvidas, a miséria cai, em termos médios anuais, 3,2% no total da administração FHC e 5,2% na de Lula,¹ queda próxima àquela observada no primeiro mandato de FHC (5,1%), corroborando o paralelismo dos episódios aqui traçado.

¹ O Governo FHC começa em janeiro de 1995. O natural seria usar dados de outubro de 1994, data de implantação da PNAD. Como não houve PNAD em 1994, optamos por usar os dados de 1993 como ano inicial do governo, uma vez que como os dados da Pesquisa Mensal do Emprego indicam a maior parte da redução da miséria trabalhista observada, entre 1993 e 1995, ocorreu no primeiro semestre de 1995, nos idos do primeiro mandato de FHC.

Gráfico 2

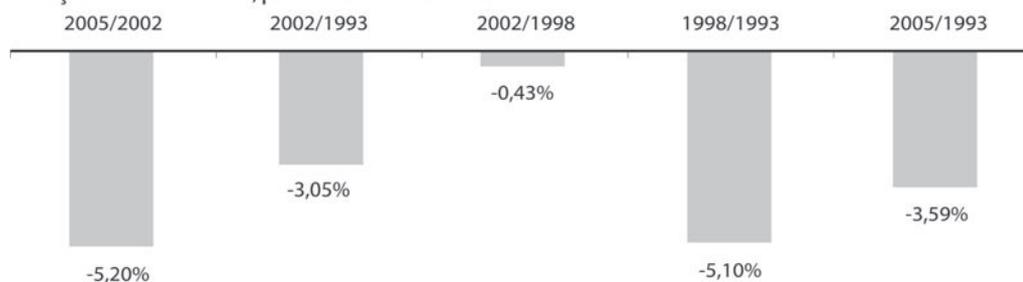
Varição Acumulada da Miséria, por Períodos de Governo – Brasil



Fonte: CPS/FGV a partir dos microdados da PNAD/IBGE.

Gráfico 3

Varição Anual da Miséria, por Períodos de Governo – Brasil



Fonte: CPS/FGV, a partir dos microdados da PNAD/IBGE.

Em termos mais gerais, o Brasil foi o país que apresentou a maior inflação do mundo, no período de 1960 a 1995. Desde o começo dos anos 1980, conter a inflação passou a ser o foco das políticas públicas no Brasil. Sucessivos pacotes macroeconômicos e três planos foram tentados desde então: o Plano Cruzado em 1986, o Plano Collor em 1990 e o Plano Real em 1994. Apenas o Plano Real foi bem-sucedido em baixar e controlar a inflação, desde então tendo efeitos de melhoria nos indicadores sociais baseados em renda *per capita*, como desigualdade, pobreza e bem-estar social (NERI, 1996; ROCHA, 2003; BARROS et al., 2000). Na verdade, durante os últimos 25 anos, mudanças

nesses indicadores sociais têm refletido a volatilidade do ambiente macroeconômico brasileiro: até 1994 as fontes de instabilidade foram as sucessivas tentativas (e falhas) de estabilização, enquanto a partir de 1995 a principal fonte de instabilidade foi a chegada (e a saída) de crises externas. Mas nesse último período o País expandiu programas de transferência de renda e deu continuidade aos regimes de política econômica, amortecendo as consequências sociais de maior instabilidade externa e as tendências internas de baixo crescimento observadas.

Similarmente, o Brasil tem sido notoriamente conhecido como um dos países que têm a maior desigualdade de renda do mundo (DFID, 2003; LI et al, 1998; PSACHAROPOULOS, 1991). Após sua íngreme ascensão nos anos 1960, a desigualdade brasileira tem sido persistentemente alta, mas permaneceu estável entre 1970 e 2000 (LANGONI, 1973; HOFFMAN, 1989; BONELLI et al., 1989; BARROS et al., 1992; RAMOS, 1993; BARROS et al., 2000; MERI, 1996; ROCHA, 2003; BARROS et al., 2000). Contudo, em anos recentes, em particular a partir de 2001, a concentração de renda entrou em declínio, o que trouxe a desigualdade brasileira para os níveis mais baixos nos últimos 25 anos, notadamente 1976, quando as séries da PNAD podem ser na prática processadas (NERI, 2003, 2004, 2005; FERREIRA et al., 2006; SOARES, 2006). É razoável afirmar que, da mesma forma que a década anterior foi a da estabilização da inflação, a década atual é – até agora – a da redução da desigualdade de renda. O tema central deste estudo são os momentos de inflexão de inflação e de desigualdade em que o Brasil ocupa lugar de destaque nas séries estatísticas internacionais e seus impactos sobre miséria e bem-estar social.

O trabalho está dividido em oito seções discursivas. Na Seção 2, descrevemos os principais movimentos da distribuição de renda *per capita* dos últimos anos, procurando fornecer, dessa forma, um pano de fundo histórico. Na Seção 3, descrevemos a evolução de indicadores de bem-estar social. O primeiro apêndice complementa essa evidência com análise de robustez dos movimentos, da desigualdade, da média e da insuficiência de renda *per capita*. A Seção 4 analisa a tendência da pobreza como insuficiência de renda nos contextos metropolitano, urbano e rural. A Seção 5 avalia a evolução brasileira relativa à primeira meta do milênio de redução da pobreza extrema. A Seção 6 traça cenários retrospectivos e prospectivos da miséria como insuficiência de renda em face das diferentes trajetórias da desigualdade. Nas Seções 7 e 8,

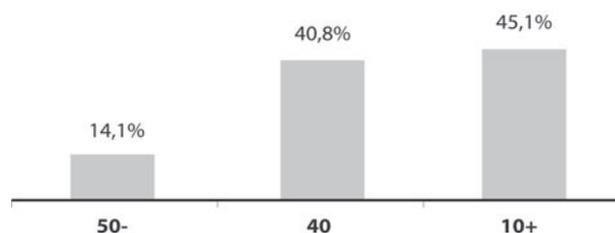
as mais importantes do estudo, procuramos identificar os determinantes próximos do bem-estar social e da desigualdade, repectivamente. Discutimos nesta seção o papel das políticas públicas específicas aplicadas no período recente (salário mínimo, Bolsa-Família, metas inflacionárias, câmbio flutuante etc.). Por fim, apresentamos na Seção 10 as principais conclusões do estudo.

2. A Dança Distributiva

Trabalhamos aqui com a idéia de distribuição de renda no sentido estatístico, incluindo tanto mudanças na desigualdade quanto alterações no crescimento da renda (domiciliar *per capita* – isto é, a soma da renda de todos os membros dos domicílios dividido pelo número de membros).

Gráfico 4

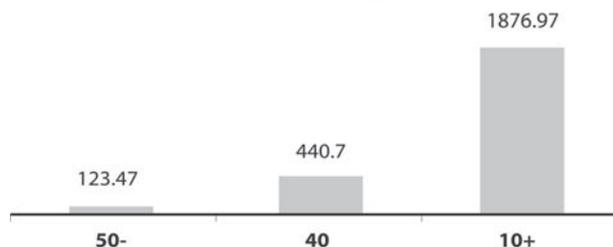
Participação na Renda Total, 2005 – Brasil



Fonte: CPS/FGV, a partir dos microdados da PNAD/IBGE.

Gráfico 5

Média de Renda por Estratos de Renda, 2005 – Brasil



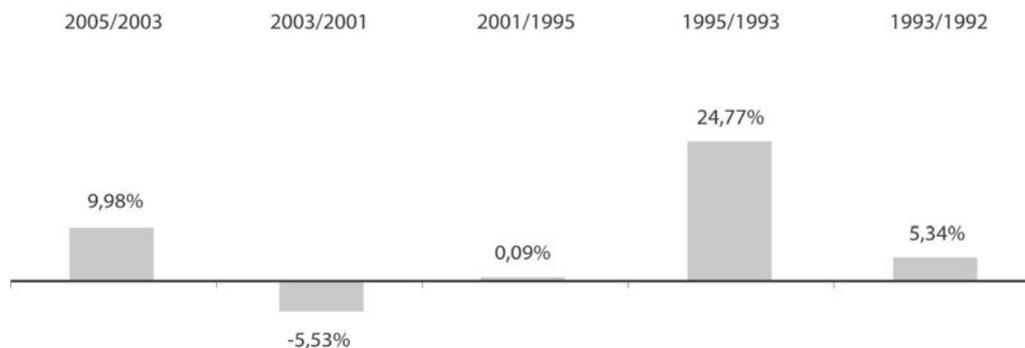
Fonte: CPS/IBRE/FGV, a partir dos microdados da PNAD/IBGE.

A principal característica da abordagem aqui utilizada é o seu nível de desagregação com três grupos de renda: o décimo mais rico, que se apropria de quase metade da renda *per capita* em 2005 (mais precisamente, 45,1% – renda média de R\$ 1.877); a metade mais pobre, que se apropria de pouco mais de um décimo da renda nacional (14,1% – R\$ 123); e os 40% intermediários cuja parcela na população e na renda praticamente coincide (40,8% – R\$ 440 em média), constituindo um País de renda média, uma espécie de Peru, inserido entre a rica Bélgica e a pobre Índia. A abordagem por grupos de renda (Belíndia ou Belperdia) contrasta com aquela baseada no Produto Interno Bruto (PIB) *per capita*, em que a ponderação é proporcional à renda de cada pessoa – os indivíduos implicitamente “valem o que ganham”. Esse aspecto é especialmente relevante no caso brasileiro, em que o alto grau de desigualdade de renda observada torna a sua média um mau indicador de bem-estar social.

Propomos aqui uma cronologia que divide o período de 1992 a 2005 recente em cinco fases: a) incerteza institucional e inflação crônica pré-1995 (julho de 1994); b) *boom* pós-estabilização inflacionária 1993 a 1995; c) incerteza crítica em relação a choques externos (1995-2001); d) incerteza em relação à situação externa e mudanças políticas internas (2001-2003); e e) *boom* pós-choque de confiança (2003 em diante). Os gráficos seguintes dão uma visão dos ganhos e perdas de renda associadas a esses períodos por meio de duas análises. Uma mais global, em que fornecemos as variações totais (acumuladas) dos períodos, e outra por meio de médias anuais.

Gráfico 6

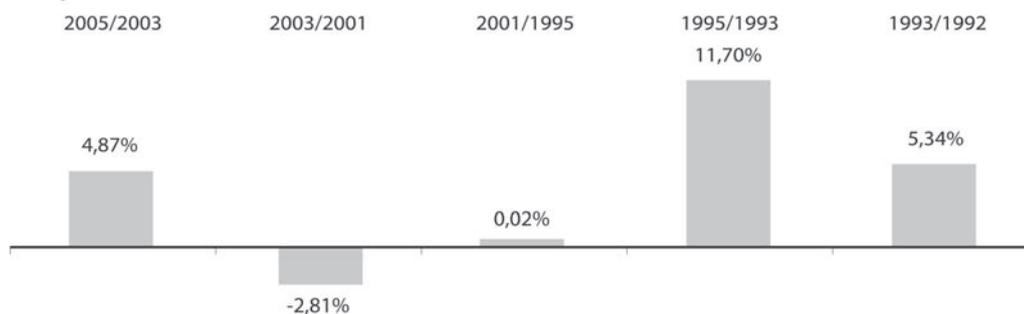
Variação Acumulada da Renda Média – Brasil



Fonte: CPS/FGV, a partir dos microdados da PNAD/IBGE.

Gráfico 7

Variação Anual da Renda Média – Brasil



Fonte: CPS/FGV, a partir dos microdados da PNAD/IBGE.

Há uma fase, antes do Plano Real, que denominamos de incerteza crônica, quando a população estava acostumada a conviver com a instabilidade derivada da inflação alta e persistente e da aplicação de pacotes econômicos. Os agentes e instituições desenvolveram uma série de mecanismos para se defender da inflação, cujo principal efeito colateral era perpetuar a própria inflação. Essa fase abrange vários períodos marcados por sucessivos pacotes econômicos e planos de estabilização, começando na década de 1990: de 1990 a 1992, na gestão Collor se verificou uma espécie de “milagre econômico” às avessas. A renda caiu de forma acentuada, mas afetou, principalmente, os mais 10% ricos (-11,8% contra -4,4%, ao ano, dos 50% mais pobres). O Governo Collor reduziu a desigualdade, nivelando por baixo a renda. O segundo período (1992-1993), este mostrado no Gráfico 8, é marcado por taxas de inflação ascendentes e um aumento da renda expressivo só entre os mais ricos (12,3% contra -1,6% ao ano, dos mais pobres), implicando forte concentração de renda.

A fase seguinte, 1993 a 1995, pode ser classificada como de “lua-de-mel” com o Plano Real. Todos os segmentos da população ganharam aumentos de renda em torno de 12% ao ano, em ritmo de milagre econômico. A incerteza crônica foi, de uma maneira muito rápida, retirada da economia – gerando ganhos de bem-estar importantes – e substituída por uma fase de euforia e de *boom* econômico e social.

Em seguida, há uma fase em que o País ficou exposto a uma série de choques externos. A natureza da incerteza percebida nesse período é diferente do aspecto cotidiano daquele observado no período de inflação alta. É uma fase de incerteza crítica no sentido de uma crise aguda que estaria ainda por vir. Os resultados indicam que os mais pobres foram poupados, mas os demais grupos apresentaram quedas absolutas de renda da ordem de -1,1% ao ano no período 1995-2001.

O Brasil passou a conviver com a possibilidade de grande deterioração, como as que ocorreram nas economias asiática e russa em 1997 e 1998. Em termos agregados, havia a possibilidade de choque de proporções consideráveis. Os cidadãos passaram a conviver mais de perto com a possibilidade de desemprego de longa duração. Não falamos de uma sucessão de choques micros ou macroeconômicos, como no período de inflação crônica, mas da expectativa de choques não-triviais e de natureza desconhecida. Em 1999, o Brasil foi “bola da vez”, e, para a surpresa de muitos, o País não acabou. Os aumentos da inflação e do desemprego observados após a desvalorização ficaram aquém das expectativas generalizadas.

De outra parte, a análise da distribuição de renda no período de crises externas (1995-2003) é muito heterogênea no Brasil, dependendo do que e de onde se olha. Se somente for observada a renda do trabalho nas grandes metrópoles, haverá uma idéia de que a crise é mais séria. Se forem analisadas todas as fontes de renda e áreas geográficas, nos aproximando de um conceito mais abrangente de bem-estar, a crise se apresenta menos séria.

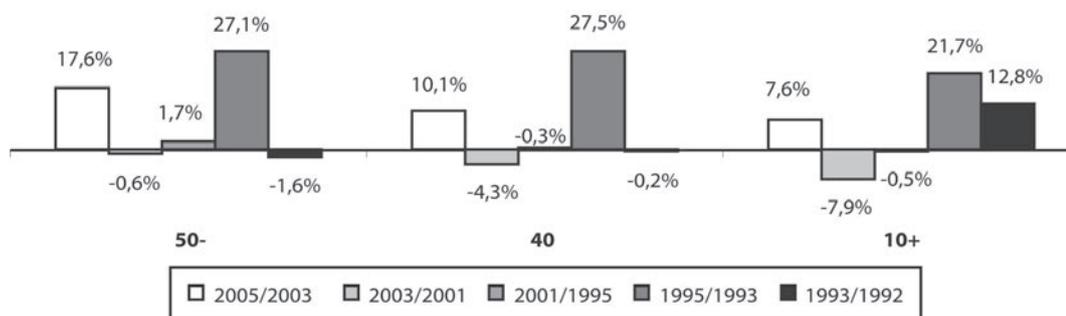
A dissipação da incerteza crítica em 2000 contribui para o aumento de investimentos domésticos e diretos estrangeiros e para a contratação de mão-de-obra formal, mas que são abortadas com as sucessivas crises de energia doméstica, Argentina e a recessão americana de 2000, mas isso é uma outra história.

O período 2001 a 2003 se caracterizou por perdas de renda com redução de desigualdade. Apesar de atingir todos os segmentos da população, foram menos pronunciadas para os de mais baixa renda, -0,3 contra -4,1% ao ano, dos mais ricos (-0,6 e 7,9% no acumulado do período).

No período mais recente, 2003 a 2005, o crescimento anual total de 4,8% também de distribuiu de forma diferenciada entre os segmentos populacionais. Os mais pobres foram os que mais ganharam, com acréscimos anuais de 8,4% na renda, contra 3,7% do décimo mais rico e 4,9% do grupo intermediário.

Gráfico 8

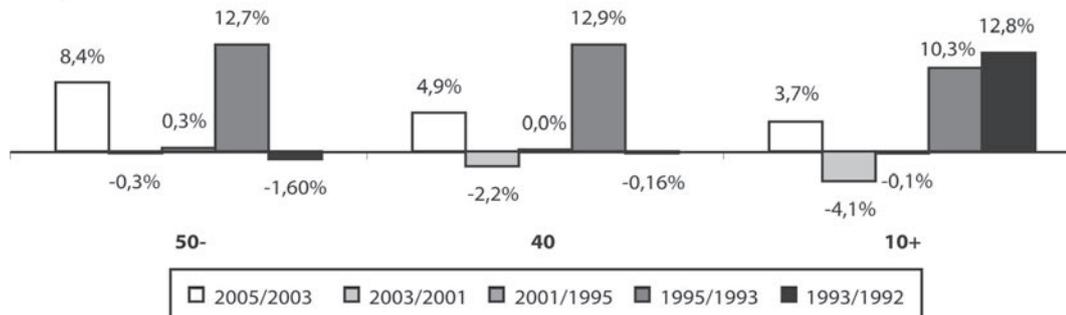
Varição Acumulada da Renda Média – Brasil



Fonte: CPS/FGV, a partir dos microdados da PNAD/IBGE.

Gráfico 9

Varição Anual da Renda Média – Brasil

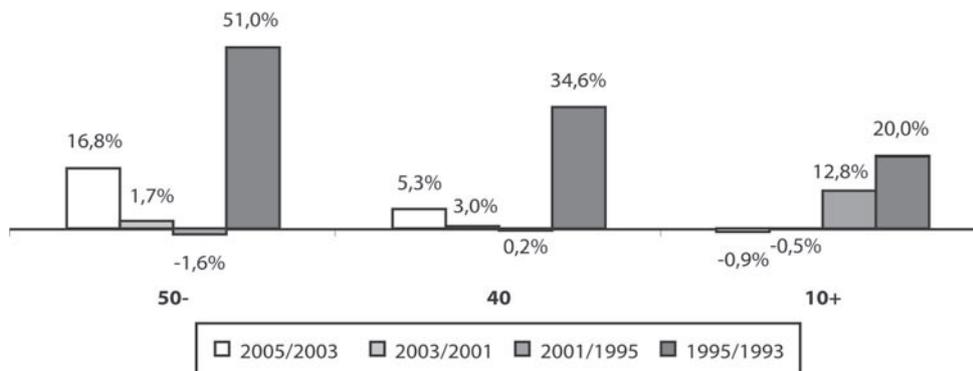


Fonte: CPS/FGV, a partir dos microdados da PNAD/IBGE.

Outros períodos também podem ser analisados nos gráficos abaixo. É possível notar, por exemplo, que os 10% mais ricos foram os únicos perdedores no período de 2001 a 2005 (queda de 0,2% contra 4% de ganho dos mais pobres). Se analisarmos o que aconteceu nos últimos 12 anos, percebemos ganhos para todos os grupos que chegam a 1,5 e 3,5% anuais, para os mais ricos e mais pobres, respectivamente.

Gráfico 10

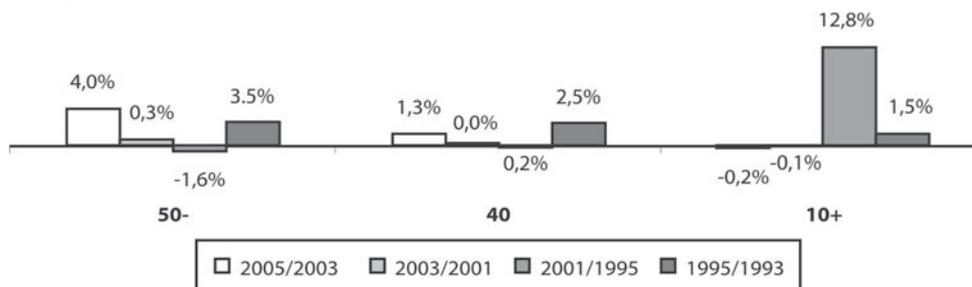
Varição Acumulada da Renda Média – Brasil



Fonte: CPS/FGV, a partir dos microdados da PNAD/IBGE.

Gráfico 11

Varição Anual da Renda Média – Brasil



Fonte: CPS/FGV, a partir dos microdados da PNAD/IBGE.

3. Os Dois Reais: Evolução da Renda

Os episódios de redução de pobreza de 1993-2005 e 2003-2005 apresentam semelhanças e diferenças. Começando pelos determinantes próximos da miséria e do bem-estar social, medidos a partir do conceito de renda domiciliar *per capita*, a saber: crescimento e equidade.

Trabalhamos aqui com a idéia de distribuição de renda no sentido estatístico, incluindo tanto mudanças na “distribuição do bolo” (desigualdade) como alterações no “tamanho do bolo” (crescimento da renda *per capita*), aí incluindo

emprego e auto-emprego, de aposentadorias, pensões, programas sociais, aluguéis, transferências privadas (pensões alimentícias etc.), renda de juros, etc. O conceito de renda domiciliar *per capita* sintetiza uma série de efeitos operantes nas políticas públicas e na vida privada (mercado de trabalho, renda do capital etc.).

Calculamos sobre a renda domiciliar *per capita*, como medida síntese, a média e diversas medidas de desigualdade. Começamos pela medida de desigualdade mais popular existente: o índice de Gini que varia entre 0 e 1, quanto mais próximo de 1 maior a desigualdade. O limite inferior do Gini corresponde à perfeita equidade em que todos teriam a mesma renda, no limite superior teríamos a perfeita iniquidade em que uma pessoa deteria toda a renda da sociedade e os demais teriam renda zero. Para se entender o altíssimo grau de desigualdade de renda brasileira com Gini 0,568, estamos mais perto da perfeita iniquidade do que da situação em que todos são iguais. Consideramos nos cálculos todas as pessoas com rendas nulas, o que pode gerar algum descolamento com as séries divulgadas pelo IBGE tanto na média e como na desigualdade de rendimentos que só considera a ocorrência de rendas positivas em cada conceito. Implicitamente o índice de Gini dá mais peso àqueles com menor renda, logo aqueles com renda zero recebem na metodologia aqui adotada os maiores pesos.

3.1 Medida de Bem-Estar Social de SEN

A fim de fornecer uma síntese final, acoplamos os efeitos da média e da desigualdade em uma função de bem-estar social proposta por Amartya Sen, o Nobel de Economia. Ela multiplica a renda média pela medida de equidade, dada por um menos o índice de Gini (isto é: Média* (1 – Gini)). Logo a desigualdade funciona como fator redutor de bem-estar em relação ao nível da renda média. Por exemplo, a renda média de R\$ 437,00 mensais por brasileiro seria o valor do bem-estar social, segundo a medida simples de Sen, se a equidade fosse plena. Mas, na verdade, corresponde a 43,2% desse valor, R\$ 189,00, dada a extrema desigualdade atual brasileira. Apresentamos na tabela abaixo a evolução ano a ano da média de renda, da desigualdade de renda e da combinação das duas, dada pela medida de bem-estar, originalmente proposta por Sen.

Tabela 1**Renda Domiciliar *per Capita***

	Renda	Gini	Bem-Estar
1992	320.05	0.583	133.39
1993	337.15	0.607	132.57
1995	420.66	0.599	168.53
1996	427.34	0.602	170.13
1997	430.83	0.600	172.15
1998	437.70	0.600	175.04
1999	412.92	0.594	167.79
2001	421.05	0.596	170.24
2002	422.30	0.589	173.76
2003	397.76	0.583	165.92
2004	410.23	0.572	175.69
2005	437.44	0.568	188.96

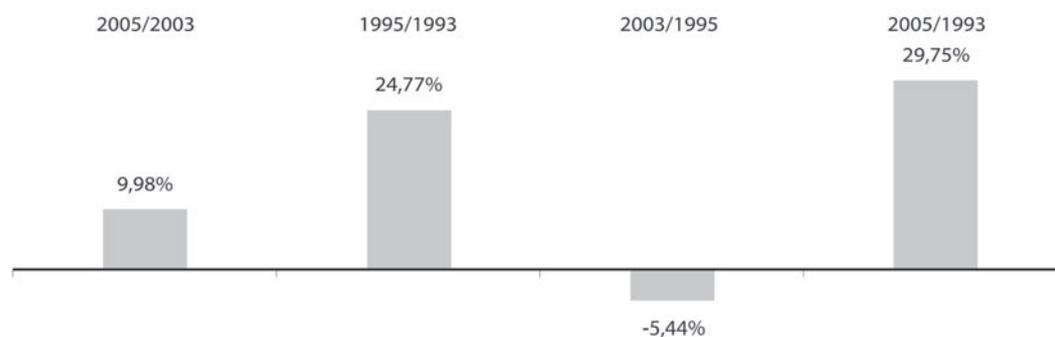
Fonte: CPS/FGV, a partir dos microdados da PNAD/IBGE.

A Tabela 1 demonstra crescimento de renda média e da medida sintética de bem-estar de Sen de 1993 até 1998 (medidos a preços constantes de 2005), com ênfase ao crescimento de 27% no período 1993 a 1995, quando a renda média sofre forte recuperação, e a desigualdade, uma pequena redução. No período seguinte, a renda média sofre forte oscilação, recuperando em 2005, o valor de 1998. A renda aumenta após a recessão de 2003, e a desigualdade apresenta marcada redução após 2001. Essa dominância do aspecto redistributivo é evento raro no histórico das séries sociais brasileiras. A redução da desigualdade de renda domiciliar *per capita* ocorrida em 2004 é aproximadamente equivalente àquela acumulada no período de 2001 a 2003, quando o Gini passou de 0,596 para 0,583, mas desacelera em 2005. No último ano, o ritmo de desconcentração de renda é menos de um terço daquele observado em 2004, mas continua atípico frente ao histórico das séries brasileiras que comprovavam, até o início da década, o Brasil como um caso crônico de iniquidade inercial. Como consequência do novo ciclo de melhora distributiva nas duas frentes em 2004, o bem-estar recupera os níveis de 1998 em 2004 e sofre um crescimento de 7,6% em 2005, o melhor desempenho dos últimos 10 anos perdendo apenas para o biênio marcado pelos efeitos do Plano Real.

A variação acumulada da renda média e da desigualdade de renda contidas na tabela acima revelam que os dois períodos em questão são marcados tanto por aumentos do bolo como por melhoras na sua distribuição. No período pós-Real o maior componente foi o de crescimento, no último período o principal componente se deu pela redução da desigualdade de renda. O último gráfico sintetiza esses efeitos por meio da variação do índice de miséria.

Gráfico 12

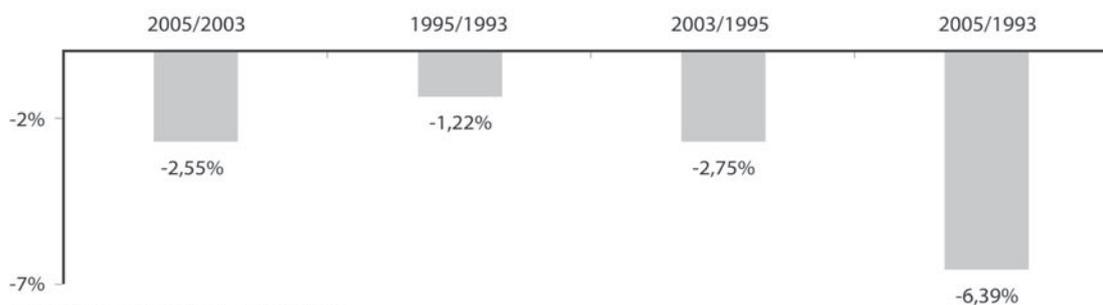
Varição Anual da Renda Média – Brasil
Os Dois Reais



Fonte: CPS/FGV, a partir dos microdados da PNAD/IBGE.

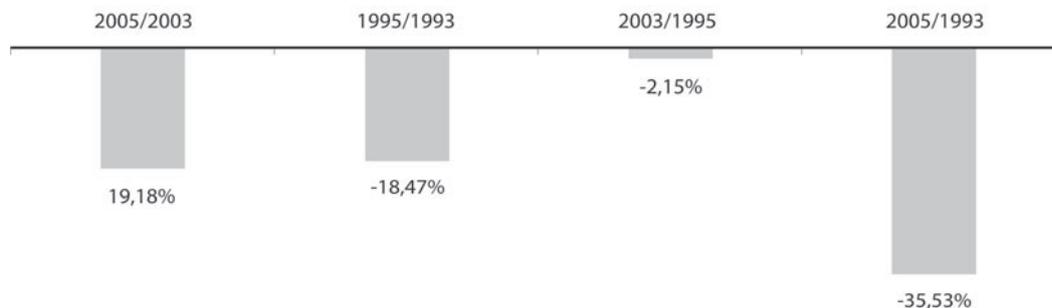
Gráfico 13

Varição Acumulada da Renda Média – Brasil
Os Dois Reais



Fonte: CPS/FGV, a partir dos microdados da PNAD/IBGE.

Gráfico 14
 Variação Acumulada da Renda Média – Brasil
 Os Dois Reais

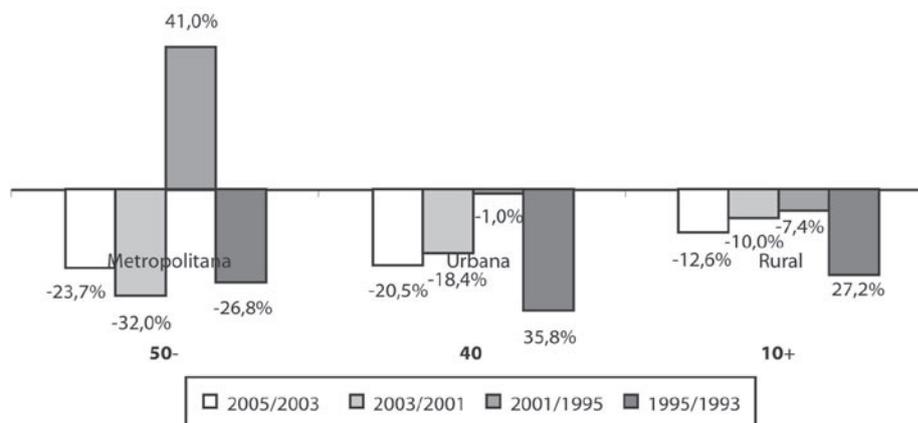


Fonte: CPS/FGV, a partir dos microdados da PNAD/IBGE.

4. Tendências Rurais, Urbanas e Metropolitanas

As metrópoles (comparadas às áreas urbanas e rurais) são os lugares que apresentaram o maior crescimento relativo da miséria no período entre 1995 e 2003, de 41%, refletindo a chamada crise metropolitana vigente (NERI, 2000); mas nos dois episódios em questão, as metrópoles foram as que apresentam os melhores desempenhos relativos, caindo 23,7% entre 2003 e 2005 e 32% entre 1993 e 1995.

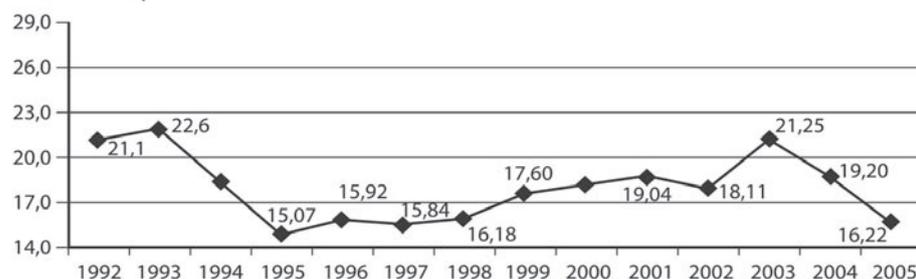
Gráfico 15
 Variação Acumulada da Renda Média – Brasil
 Os Dois Reais



Fonte: CPS/FGV, a partir dos microdados da PNAD/IBGE.

Na verdade fora os períodos 1993-1995 e 2003-2005, a miséria nas grandes metrópoles subiu praticamente em todos os anos. Após forte queda no período de “lua-de-mel” com o Plano Real, quando a miséria cai de 22,16 para 15,07%, ela sobe, atingindo em 2003 21,25%, tendência de alta interrompida até 2005, quando chega a 16,22%.

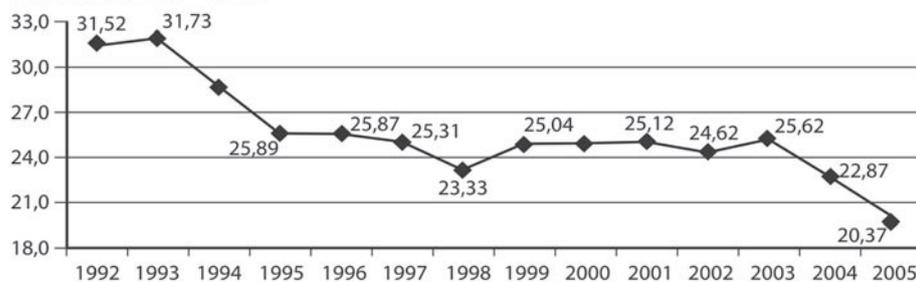
Gráfico 16
Miséria Metropolitana – Brasil



Fonte: FGV, a partir dos microdados da PNAD/IBGE.

As áreas urbanas, refletindo a boa performance de cidades de tamanho médio, são as que apresentaram no período total de 1993 a 2005, a maior redução acumulada de miséria 35,8%, superando as áreas metropolitanas e rurais com reduções de 26,8 e 27,2%, respectivamente. Tanto em termos de nível como nas variações ano a ano, a miséria urbana segue os padrões daquela observada para o País como um todo, inclusive os padrões de redução em anos eleitorais, como em 1998 e 2002. Olhando para o período 1993 a 2005, observamos queda sistemática da miséria urbana de 31,52 para 20,37%.

Gráfico 17
Miséria Urbana – Brasil

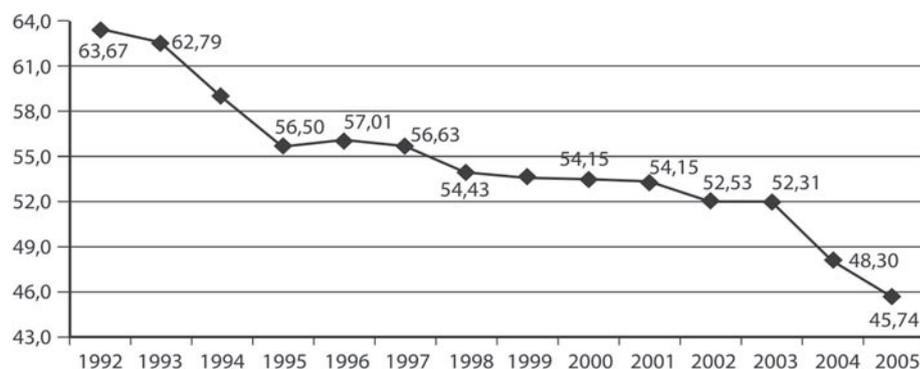


Fonte: FGV a partir dos microdados da PNAD/IBGE.

As áreas rurais apresentam desempenho mais regular nos diversos subperíodos. A miséria rural cai sistematicamente em quase todos os anos da série inclusive em períodos de seca do Nordeste como 1998 e 2001. Esse padrão foi influenciado por políticas públicas voltadas para pessoas que moram no campo, em particular programas de transferência de renda.

Gráfico 18

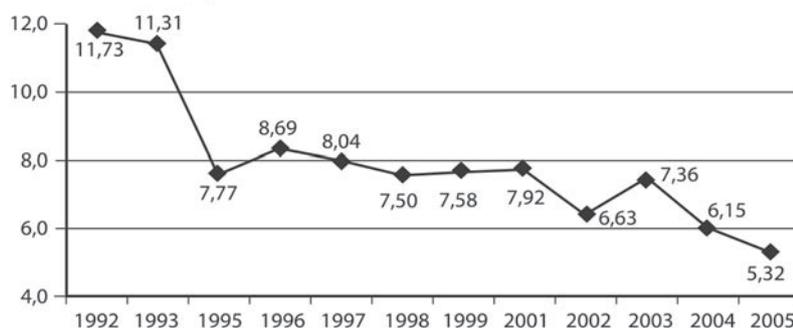
Miséria Rural – Brasil



Fonte: FGV, a partir dos microdados da PNAD/IBGE.

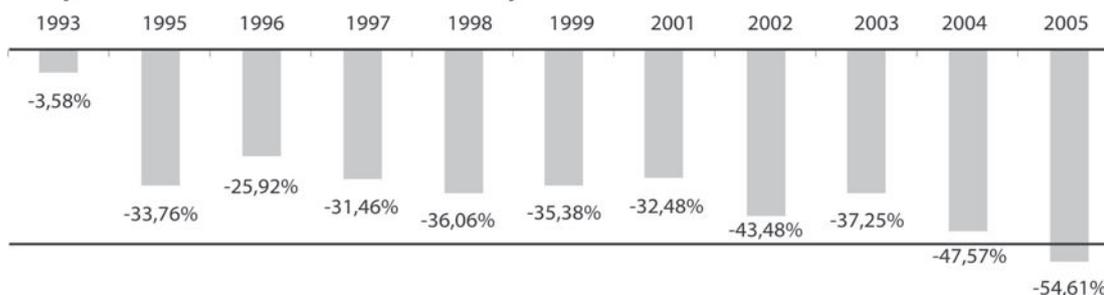
5. Cumprimento das Metas do Milênio

Além da linha adotada pelo CPS/FGV, optamos também por apresentar o monitoramento da miséria através da linha adotada na primeira Meta do Milênio, de redução da extrema pobreza a metade entre 1990 e 2015. O valor desta linha é de 1 U\$S por dia ajustado por diferenças de custo de vida entre países e no interior do Brasil (usamos também nesse caso o deflacionamento dado pela POF, 2003). Em 2005, a extrema pobreza também atinge seu nível mais baixo: 5,32% da população brasileira com renda domiciliar *per capita* inferior a esse valor. No gráfico a seguir, apresentamos a série anual desses indicadores com trajetória similar à apresentada pela outra linha.

Gráfico 19**Pobreza Extrema US\$ PPP – Brasil**

Fonte: FGV, a partir dos microdados da PNAD/IBGE.

Os dados revelam o cumprimento da primeira meta em metade do tempo previsto de 25 anos, ou entre 13 anos, contados a partir de 1992, dada à consistência metodológica dos questionários da PNAD, e não do marco zero das metas em 1990. Tomando como base 1992, a redução acumulada de miséria até 2005 atinge 54,6%. Em três anos (1992-1995), poder-se-ia notar redução de 33,76%, mas, em 10 anos (1992-2002), isso aumenta apenas para 43% da miséria total. O último *boom* levou acima do cumprimento da meta do milênio, com queda acumulada de 54,6%. Ou seja, a meia vida da extrema miséria do Brasil que deveria ser de 25 anos pelos acordos internacionais acabou sendo aproximadamente a metade disso. O gráfico abaixo mostra a trajetória acumulada de redução ano a ano.

Gráfico 20**Varição Acumulada da Pobreza Extrema em Relação às Metas do Milênio – Brasil**

Fonte: CPS/FGV, a partir dos microdados da PNAD/IBGE.

6. Cenários Futuros de Miséria

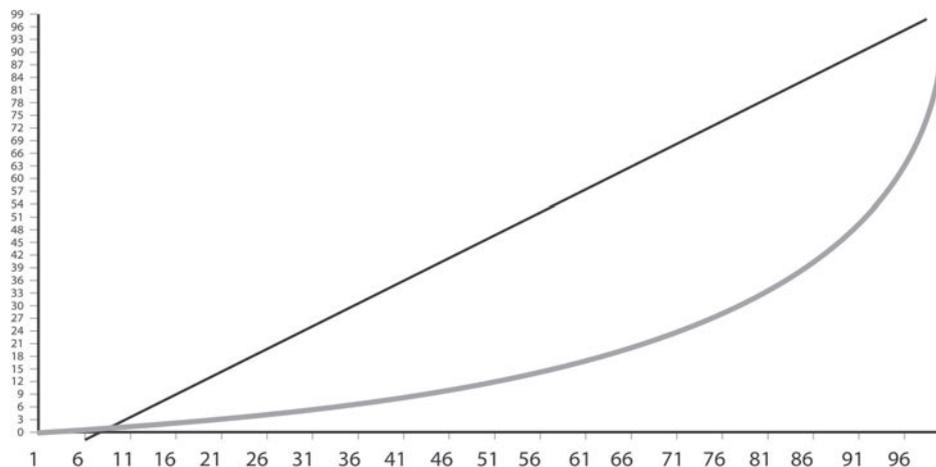
Reduzir a desigualdade em um contexto de crescimento econômico parece mais factível do que em períodos de recessão, quando perdas estavam sendo repartidas.

A desigualdade de renda brasileira está entre as maiores do mundo. Tomemos a medida de desigualdade mais usual entre os analistas: o índice de Gini, que varia entre zero e um. Quanto maior o resultado mais desigual é a sociedade. Em uma situação utópica, em que a renda de todos fosse exatamente igual, o índice de Gini seria zero. No extremo oposto, se um único indivíduo concentrasse toda a renda da sociedade, ou seja, todos os demais teriam renda zero, o índice de Gini seria um. Para entender a inaceitável extensão do 0,568 correspondente ao nosso Gini, não precisa ser gênio: estamos mais próximos da perfeita iniquidade do que da perfeita igualdade.

Apresentamos abaixo a Curva de Lorenz brasileira em 2005. O grau de desigualdade pode ser captado pelo tamanho da barriga da Curva de Lorenz, isto é, a área entre a curva e a reta de 45°. O índice de Gini capta o que corresponde graficamente à razão entre a barriga da Curva de Lorenz e a área do triângulo inferior do gráfico.

Gráfico 21

Curva de Lorenz – Brasil, 2005
Desigualdade de Renda Familiar *Per Capita*



Fonte: CPS/FGV, a partir dos microdados da PNAD/IBGE.

Senão, vejamos: se a sociedade fosse totalmente igualitária, isto é, ordenando dos mais pobres para os mais ricos a participação acumulada dos indivíduos na população crescesse *pari-passu* com a participação das suas respectivas rendas no total, estaríamos exatamente sobre a reta de 45 graus. Nesse caso, a medida de desigualdade conforme o índice de Gini seria zero. No outro caso polar, de uma sociedade totalmente desigual, em que apenas um indivíduo detém toda renda da economia (e os demais possuem renda zero), estaríamos caminhando sobre as laterais do triângulo da Curva de Lorenz. Nesse caso, o índice de Gini seria unitário.

Se, por um lado, a alta desigualdade é a nossa principal chaga, esta abre espaço para implementação de um espectro mais amplo de ações contra a miséria. Alta desigualdade significa que a pobreza pode ser reduzida por meio de transferências de renda. Por exemplo, na Índia, país muito pobre, mas razoavelmente igualitário (Gini de 0,29) não existe solução para a erradicação da miséria que não seja o crescimento. No caso brasileiro, políticas contra a desigualdade constituem importante aliado na redução da pobreza. Vejamos alguns cenários.

A proporção de miseráveis no Brasil (indivíduos que vivem com menos de R\$121,00 por mês a preços da Grande São Paulo em outubro de 2005, quantidade necessária para suprir as suas necessidades alimentares básicas) cairá dos 22,77 de 2005 para 21,94% em 2006, uma queda de 3,62%, se a renda *per capita* nacional crescer 3% no ano.

Tabela 2

Cenários sobre a Miséria

	Renda Domiciliar <i>per Capita</i>	% Miseráveis	Variação
Brasil 2005	437,44	22,77	
Efeito Crescimento*			
3%	450,56	21,94	-3,62%
12%	489,93	19,74	-13,28
Efeito Desigualdade (RJ)**			
Taxa de crescimento			
0%	437,44	21,82	-4,18%
3%	450,56	20,85	-8,44%
12%	489,93	18,23	-19,94%
Efeito Desigualdade (BA)***			
Taxa de crescimento			
0%	437,44	18,14	-20,33%
3%	450,56	17,40	-23,58%
12%	489,93	15,01	-34,05%

Fonte: CPS/IBRE/FGV processando os microdados da PNAD/IBGE.

Obs.: * Crescimento da renda *per capita*;

** trocamos a desigualdade do Brasil pela desigualdade do Rio de Janeiro no ano 2004 (Gini cai de 0,568 para 0,561);

*** trocamos a desigualdade do Brasil pela desigualdade da Bahia no ano 2004 (Gini cai de 0,568 para 0,548).

A redução seria ainda maior se esse crescimento viesse de mãos dadas com alguma redução da desigualdade. Se a expansão de 3% *per capita* fosse combinada com uma queda de 0,007 ponto de porcentagem do índice de Gini (de 0,568 para 0,561) que corresponde grosso modo a queda observada entre 2002 e 2003, a miséria brasileira cairia cerca de 8,44%. A proporção de miseráveis passaria para 20,85%. Ou seja: os 41 milhões de pobres iniciais se reduziriam em 3,5 milhões. Vale assinalar que a queda mencionada apenas levaria a desigualdade brasileira medida pelo índice de Gini de 0,568 para os níveis de 0,561 encontrado no estado do Rio de Janeiro.

Na verdade, a pobreza poderia ainda recuar substantivamente mesmo se o País deixasse de crescer. Se nos próximos quatro anos a desigualdade brasileira repetir a trajetória dos últimos três anos (queda de 0,02 no Gini) a proporção de miseráveis cairia em 20,33 contra 13,28% daquela obtida no cenário de crescimento puro (2,9% ao ano).

7. Os Dois Reais

Como nos casamentos, a relação da sociedade brasileira com os gestores de políticas apresenta altos e baixos. Analisamos essas flutuações, segundo uma perspectiva distributiva. Procuramos qualificar a natureza das mudanças de bem-estar social e da pobreza ocorridas desde a criação do Plano Real. Verificamos que o período de “lua-de-mel” com a estabilidade (1994-1996) e o de crises externas (1995-2001), tanto para o bem como para o mal, mudanças distributivas relativamente pouco pronunciadas. O período de continuidade das crises externas e de incerteza política associada à mudança de governo (2001-2003), assim como após começo turbulento, o período de “lua-de-mel”, agora com o Governo Lula (2003 em diante), observamos mudanças de desigualdade de renda mais pronunciadas.

7.1 A “lua-de-mel” do Real (1993-1995)

No período de transição para a estabilidade, ao contrário do que se tem enfatizado, o efeito redutor de desigualdade do Real foi relativamente pequeno. A linha de pesquisa que originou o Real e os planos de estabilização que o antecederam buscavam reduzir a inflação mantendo, mais ou menos constante, o *status quo* da distribuição de renda.

A fase da Unidade Real de Valor (URV), entre fevereiro e julho de 2004, uma espécie de noivado com a nova moeda, pretendia justamente isso. O Real foi concebido – e bem-sucedido – no combate à inflação. O grande ganho de bem-estar social provocado pela estabilização não foi à queda da desigualdade, mas – como o próprio nome sugere – o aumento da estabilidade da renda dos indivíduos. Essa redução de incerteza levou a efeitos ilusórios de redução de disparidades de renda, mas de forma mais importante melhorou as condições para o planejamento e a aplicação de políticas sociais além de induzir

a um *boom* de crescimento pós-estabilização. Apresentamos abaixo um esquema organizando os principais efeitos do Plano Real a respeito da pobreza (e do bem-estar social) e dos respectivos canais de crescimento, equidade e estabilidade associados.

Após o lançamento do Plano Real, tivemos, junto com a redução da inflação, um ganho de bem-estar associado à menor incidência do imposto inflacionário, principalmente nas classes de renda mais baixas. Simulações desse efeito revelam um aumento de 10% na renda de quem não tem acesso a mecanismos financeiros sofisticados e uma redução de pobreza de 5%. Essa é uma característica da estabilização, mas que vai explicar apenas uma pequena parte do ganho social observado depois do Real.

Um segundo efeito refere-se ao tipo de estabilização que foi feita. Fixou-se a taxa de câmbio, abriram a economia e ocorreu um *boom* de consumo. A apreciação cambial gera uma queda relativa na inflação dos mais pobres, medidos, por exemplo, por meio de cestas básicas. As medidas em relação ao setor externo beneficiaram os setores de produtos não-transacionáveis, como serviços, mas prejudicaram os transacionáveis, como indústria. E é o setor de serviços que abriga o maior número de pobres ocupados da economia. Houve, então, um grande impacto redutor de pobreza. Isso explica por que algumas regiões, como o Rio de Janeiro, por exemplo, foram mais beneficiadas do que outras, como São Paulo.

O terceiro efeito, o principal, diretamente ligado à estabilização, é a redução das incertezas. Nessa passagem da incerteza crônica para um período de estabilidade, há ganhos de bem-estar social diretos, pois se consegue planejar o futuro. A estabilização também aumenta a demanda por crédito (poupança negativa) por parte das famílias, que podem ter comportamento menos prudente em relação ao futuro e se liberam para consumir e tomar crédito. De outra parte, bancos e financeiras tendem a se sentir mais seguros no monitoramento dos seus potenciais tomadores. A redução de incerteza depois do Real levou – tanto por razões de oferta como de demanda – ao florescimento do mercado de crédito direto ao consumidor.

O principal ganho do Real foi trazer estabilidade à renda de cada um. Calculamos isso com base em dados da PME-IBGE que acompanham as

mesmas famílias ao longo do tempo, e concluímos que a volatilidade da renda domiciliar mensal caiu cerca de 40% com a estabilização.

O efeito de redução de volatilidade contamina as medidas de desigualdade. Parece que a desigualdade caiu mais porque se economia está mais estável, as desigualdades de renda mensais – que é o que se mede no Brasil – são infladas por essa flutuação. Se você tiver uma economia em que a renda média auferida ao longo do tempo é a mesma, uma economia igualitária por definição, mas com rendas que flutuam de maneira dessincronizada, parece que a desigualdade é maior do que é na verdade. A redução dessas flutuações produziu um efeito redistributivo ilusório do Plano Real. A desigualdade de rendas mensais cai três vezes mais que a desigualdade de renda ao longo de quatro meses consecutivos e essa diferença corresponde justamente ao efeito de redução da instabilidade temporal da renda. Em suma, parece que a desigualdade caiu, mas o que caiu mesmo foi instabilidade da renda individual.

Os efeitos redistributivos diretos do Plano Real não foram grandes, mas a estabilidade criou a possibilidade de se fazer política social de uma maneira muito melhor do que se fazia antes. Em primeiro lugar, porque alongou o horizonte de ação de governos e agentes privados, incluindo empresas e trabalhadores. Com a estabilidade e o fim do imposto inflacionário ficou mais fácil para o Governo e para as famílias implementarem os seus respectivos orçamentos.

O Plano Real viabilizou a ação de políticas sociais, mas não é, em si, uma grande política social. É preciso distinguir condições necessárias das suficientes. O objetivo do Real não foi à redistribuição de renda, mas acabou por gerar um efeito de potencializar a operação de políticas distributivas. Assim não faz muito sentido discutir-se quem é o pai dos benefícios distributivos imediatos do Real, pois eles ainda estariam por vir.

Segundo a PME, o grosso (55,7%) da redução da pobreza líquida observada no período pós-Real se deu exatamente em maio de 1995, nove meses após a estabilização. Pode ter sido apenas uma longa “gravidez” até que os benefícios da estabilização fossem “paridos”. De forma mais realista, a redução da pobreza de 10,56% então observada estaria ligada ao reajuste de 43% do salário mínimo concedido na mesma data. O erro parece ser a ênfase dada ao

efeito distributivo direto do Real. O ganho maior foi à redução de incertezas e o *boom* de crescimento associado, sem falar na melhora da operação de políticas distributivas, como o aumento do salário mínimo exemplifica.

7.2 Crises (1995-2003)

Como vimos, o Plano Real difere dos planos anteriores em pelos menos dois fortes pontos. Primeiro, ele abrangeu um bem-sucedido processo de desindexação, que foi baseado no estabelecimento de unidade transitória inteiramente indexada à inflação. Segundo, foi feito em um ambiente econômico mais aberto ao exterior com a moeda corrente de alguma forma supervalorizada. O Plano Real pertence ao tipo de plano “câmbio baseado na estabilização” que levam aos *booms* de consumo, ao invés de recessão. O câmbio funciona como âncora para o preço dos bens transacionáveis que gerou uma queda relativa na inflação dos mais pobres, medidos por exemplo por meio de cestas básicas. A partir de então, houve mudança nos preços relativos contra os setores transacionais em favor dos setores não-transacionais – que beneficiou trabalhadores de baixa renda, principalmente em serviços pessoais e sociais,² mas a necessidade de suportar uma supervalorização cambial com intuito de estabilização aumentou a fragilidade da economia brasileira às ondas de choques externas, como as crises que afetaram o México (1995), a Ásia (1997), a Rússia (1998) e o Brasil (1999).

Entre 1996 e 1999, a renda *per capita* domiciliar do trabalho caiu para uma média de 4,5% ao ano em áreas metropolitanas, enquanto permaneceu estável no resto do País. As taxas de desemprego (especialmente os longos períodos de desemprego metropolitano) aumentaram mais de dois pontos percentuais em dezembro de 1997 após forte aumento da taxa de juros, que poderia ser restabelecida após cada crise, evitando a fuga de capital. As taxas de desemprego permaneceram em uma taxa anual média de 8% do começo de 1998 até o final de 2000 – a infame “Crise do Desemprego” (NERI, 2000; RAMOS, BRITO, 2003). Apesar de existir diminuição na renda total média, a pobreza nacional caiu, o mercado de trabalho teve desempenho fortemente negativo de 1996 em diante (em particular entre 1996 e 1999, enquanto os programas sociais amorteceram o efeito da crise (e da seca de 1998 no Nordeste) sobre os mais pobres).

² Neri et al. (1996) e Rocha (2003) apresentam detalhada descrição do impacto do Plano Real na pobreza e desigualdade.

³ A LRF representa um marco no regime de financiamento público nos diferentes níveis de Estado. Essa lei constitui um elemento-chave na realização do ajuste fiscal por meio da restrição dos gastos públicos no orçamento aprovado para o ano em questão.

A crise brasileira de desvalorização de 1999 gerou importantes mudanças na macroeconomia e nas políticas sociais que podem ser observadas até hoje, tais como: *i)* adoção do câmbio flutuante; *ii)* adoção de metas de inflação; *iii)* implementação da Lei de Responsabilidade Fiscal (LRF), limitando todos os níveis de governo e estatais igualmente;³ *iv)* na frente social, observamos uma mudança na renda das políticas sociais com progressivos ajustes nos benefícios desde 1998; e *v)* expansão e de programas focalizados de transferência de renda condicionada, como Bolsa-Escola, entre outros programas. Um dos pontos ressaltados aqui é a continuidade desses regimes de política econômica e mesmo social pela nova administração federal a partir de 2003.

Em 2000, o mercado de trabalho teve uma breve recuperação. Neste período, ao contrário do acontecido no início do crescimento do Plano Real, a desvalorização cambial favoreceu os setores de exportações e as taxas de emprego formal começaram a crescer. Em abril de 2001, uma nova crise rapidamente liquidou o crescimento do PIB, esperado em 4%. Essa crise foi resultado de três choques diferentes: o racionamento de energia elétrica, o colapso econômico da Argentina e a recessão americana. Em 2002, foi possível observar queda nas taxas de pobreza apesar da instabilidade macroeconômica, talvez provocando medo de mudanças na política macroeconômica.

7.3 A segunda estabilização (2003-2005)

Como dissemos, a partir da superação da recessão de 2003, o Brasil vive um período de redução de pobreza similar em magnitude ao observado após a implementação do Plano Real. Apresentamos a seguir uma visão dos principais efeitos de redução de pobreza e de aumento de bem-estar social, observados no período recente.

Tem-se aqui, como ponto de partida, o entendimento de que o objetivo geral das políticas públicas não seria a redução da desigualdade em si, mas a melhora do nível de bem-estar social, que, de maneira fundamental, depende objetiva e subjetivamente dessa redução, do crescimento e de outros fatores subjetivos tais como a estabilidade econômica.

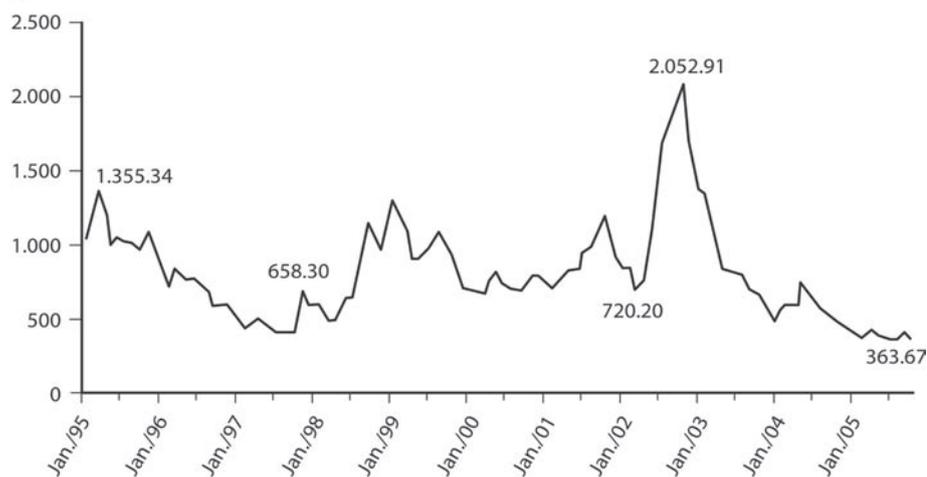
A análise dos impactos diretos e indiretos da diminuição da instabilidade sobre o crescimento e deste para a pobreza e o bem-estar social ocupa lugar de destaque nesta seção. Em particular, analisamos como a redução da volatilidade esperada do ambiente institucional pelo respeito aos contratos e pela manutenção das regras de funcionamento da economia impactou diretamente o bem-estar e como interagiu com o crescimento e a desigualdade na determinação do bem-estar social. Embora, o personagem social principal da presente década seja a redução da desigualdade de renda, que será abordada na próxima seção, acreditamos que o entendimento da natureza do ganho proporcionado pela menor volatilidade, aqui denominado de efeito-estabilidade, ajuda a entender aspectos fundamentais da cena brasileira recente.

A nova administração iniciou no que denominaram de um choque de confiança nos mercados, logo no começo de 2003, principalmente ao manter os três principais pilares do regime macroeconômico, recorrendo novamente às altas taxas de juro real. O lançamento do Programa Fome Zero no começo do novo governo significou ruptura inicial nas políticas de transferência de renda que foram gradualmente sendo implementadas. Os resultados do que pode ser percebido como um desajuste das políticas sociais, combinadas com os custos sociais de um ajuste macroeconômico, resultaram na estagnação em 2003 e no aumento da pobreza.

A análise da diminuição da instabilidade de renda em ambos episódios ocupa lugar de destaque na análise atual.⁴ Argumentamos aqui pela existência de efeitos de redução de incertezas no período 2003-2005, embora de natureza diferente do caso da estabilização que esteve associada à redução de incertezas críticas associadas à transição rápida e persistente da alta inflação⁵ para a baixa inflação. No caso recente, observamos o efeito do que foi denominado no começo do Governo Lula de “choque de confiança”, algo que a chamada “Carta aos Brasileiros” procurou sinalizar antes das eleições de 2002. No fundo, o grande plano econômico de Lula é que ele não tinha plano heterodoxo. Diversos indicadores que captam risco como a taxa de câmbio é o chamado risco-Brasil medido pelo *spread* do C-Bond sinalizavam.

⁴ Em outras palavras, além dos canais reais, a inflação também afeta a mensuração da desigualdade de maneira espúria. Ou seja, não é apenas causalidade que explica a coincidência entre picos de inflação e desigualdade, que aconteceram no Brasil em 1989 e 1994, mas erros de mensuração. Adicionalmente, como as rendas nominais são recebidas em diferentes momentos, e isso exigiria deflacionamento com *timing* diferenciado dos diferentes tipos de rendas (ver NERI, 1995, a respeito).

⁵ Tecnicamente próxima da definição clássica de Cagan taxas mensais acima de 50% por pelo menos seis meses. A inflação dos seis meses Pré-Real foi na média de % ao mês, com relativa constância, ao contrário das hiperinflações clássicas européias dos anos 1920 de natureza mais explosiva.

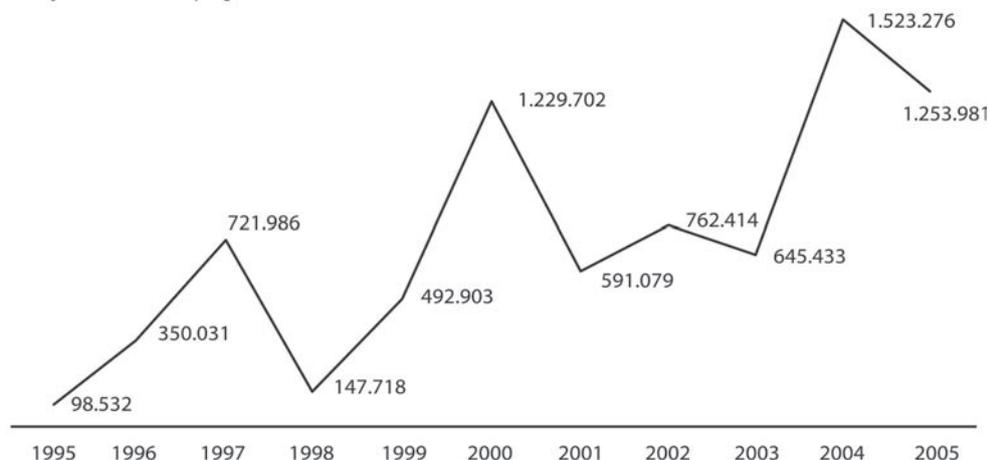
Gráfico 22*Spread do C-Bond – Mensal*

Fonte: Banco Central.

A queda desses indicadores ligados ao risco percebido pelos mercados financeiros, não foi a única a ser observada. O aumento do emprego formal do período 2004-2005 é uma das principais características do período e pode ser percebida como melhora do risco percebido pelo empresariado. Como existe custo de demissão, as expansões percebidas como sustentáveis, se traduzem em contratações formais. Uma das principais peças do “quebra-cabeças” associado às mudanças sociais recentes foi duplicação do número empregos formais de 600 mil entre 2001-2003 para 1.2 milhão entre 2004-2006, conforme o gráfico abaixo ilustra.

Gráfico 23

Geração Anual de Emprego Formal



Fonte: CAGED/MTE.

Outros indicadores sensíveis a risco de natureza diversa, que vão desde o aumento do crédito pessoal do período até o aumento do número de casamentos formais de 8% em 2004. Embora nesses casos, os determinantes institucionais dessas mudanças devam ser observados como modificações no código civil e introdução do crédito consignado. O efeito da redução abrupta de risco em modelos de poupança precaucional é o de gerar salto de uma vez por todas nas séries de consumo com menor taxa de crescimento posterior. Resta agora analisar a queda da desigualdade o fato social mais marcante não só do período de 2003 a 2005, como da presente década.

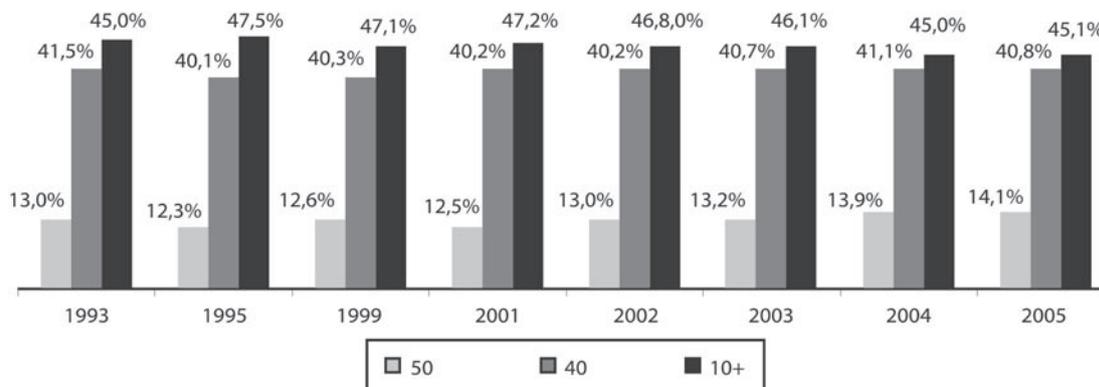
8. Causas da Queda da Desigualdade (2001-2005)

8.1 Desigualdade em queda

A internacionalmente famosa desigualdade inercial brasileira, que ficou mais ou menos estagnada na década passada, justificando seu nome, muda e passa a dar sinais de queda consistente desde o começo do milênio. A parcela dos 50% mais pobres sobe de 12,5 para 14,1%. A fatia dos 10% mais ricos cai de 47,2 para 45,1%. Vejamos a variação em vários trechos da distribuição.

Gráfico 24

Distribuição de Renda



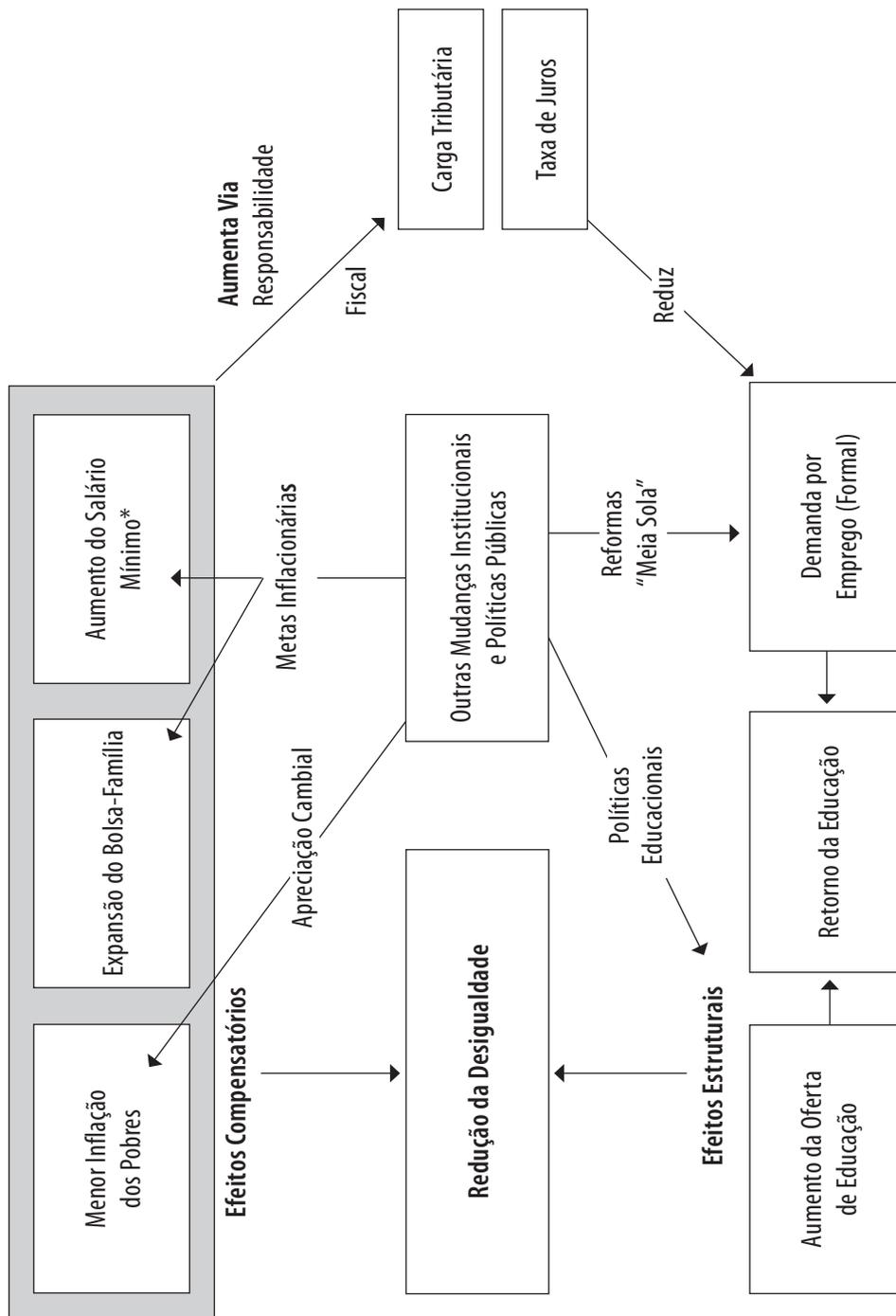
Fonte: CPS/FGV, a partir dos microdados da PNAD/IBGE.

Centrando agora no último ano: o gráfico demonstra que a parcela dos 10% mais ricos na renda se mantém mais ou menos constante (de 45% em 2004 para 45,01%). A parcela dos 50% menores da renda sobe 0,2 ponto de porcentagem (de 13,9 para 14,1%). A diferença é explicada pela queda da parcela apropriada pelos 40% intermediários (de 41,1 para 40,8%), ou seja, a classe média no sentido estatístico – qual sejam os que auferem a renda média (os 40% que percebem cerca de 40% da renda).

Como vimos, os dados das últimas versões da PNAD/IBGE evidenciam os principais ganhadores e perdedores da recente dança distributiva brasileira. A parcela dos 50% mais pobres sobe de 12,5 para 14,1% entre 2001 e 2005. A fatia dos 10% mais ricos cai de 47,2 para 45,1%. Quando olhamos mais para os extremos da distribuição de renda como os 10% mais pobres, ou os 1% mais ricos, essa desconcentração de renda observada a partir de 2001 fica ainda mais evidente, o que trouxe a desigualdade brasileira para os níveis mais baixos dos últimos 30 anos. O nosso tema aqui são os determinantes dessa recente inflexão da desigualdade brasileira. Vale frisar que o País ainda ocupa lugar de destaque nos *rankings* das estatísticas internacionais e que o objetivo final de políticas públicas não seria a redução da desigualdade em si, mas a melhoria do nível de bem-estar social que depende dela, do crescimento e da estabilidade de renda. Focamos aqui a análise na desigualdade, deixando para segundo plano os efeitos do crescimento e os da estabilidade que foram analisados em detalhe na última seção em janeiro último. Uma vez que, como então argumentamos, o personagem principal da cena social brasileira na presente década tem sido a redução da desigualdade de renda.

Agora quais seriam os papéis desempenhados por mudanças no ambiente externo, nas condições iniciais internas e na políticas públicas na evolução recente da desigualdade? Que políticas públicas explicam as mudanças observadas? Tal como mudanças de regime macroeconômico (metas inflacionárias, responsabilidade fiscal e câmbio flutuante), mudanças estruturais (reformas trabalhistas e a expansão educacional dos anos 1990) e alterações no regime de políticas de transferência de renda (o lançamento do Bolsa-Família, reajustes do salário mínimo dentre outros). Quais são os canais específicos de atuação dessas políticas? Essas são algumas das questões que gostaríamos de ver respondidas, para que as causas (e as conseqüências) da redução recente da desigualdade possam ser avaliadas. Oferecemos aqui mais um mosaico de questões com grandes números do que respostas precisas para cada um desses elementos. Apresentamos, a seguir, uma visão esquemática da nossa interpretação dos principais canais da redução da desigualdade observada no período recente.

Canais de Redução da Desigualdade 2001 – 2005



Obs.: * Com efeito adverso sobre emprego formal e pobreza trabalhista, vide Neri (2006).

O esquema divide as mudanças da desigualdade em estruturais e compensatórias. As primeiras estão associadas a mudanças mais permanentes nos retornos, no acesso e uso de ativos geradores de renda, enfatizamos aqui as mudanças trabalhistas geradas por mudanças na legislação e na educação da força de trabalho. No aspecto compensatório, frisamos os efeitos mais de curto prazo associados a políticas e flutuações macroeconômicas e de mecanismos de transferência de renda.

8.2 Causas estruturais

Começando pelos determinantes mais importantes da desigualdade de renda a longo prazo, qual seja a ligação entre educação e renda do trabalho Nanak, Neri e Son (2006-2007a). A renda do trabalho *per capita* caiu a uma taxa anual de 0,22% no período 2001 a 2005. O declínio na produtividade medida pela variação do salário-hora foi o principal fator do declínio da taxa de crescimento da renda domiciliar *per capita* média oriunda do trabalho no período 2001 a 2005, que contribuiu para uma queda de 0,88% por ano, apesar do fato que a força de trabalho no Brasil está ficando mais qualificada. Os anos de estudo da força de trabalho aumentaram a uma taxa anual de 3,97% por ano, o que contribuiria para aumento na produtividade à mesma taxa, se as demais variáveis fossem constantes. Entretanto, a expansão da educação tem sido acompanhada por declínio nas taxas médias de retorno da educação a uma taxa anual de -4,85%, maior do que a própria expansão da escolaridade média, o que gera redução líquida do salário-hora observada. Isso sugere que a demanda no mercado de trabalho tem sido lenta e não tem acompanhado a maior escolarização da oferta de trabalhadores, gerando redução nas taxas de salário.

Quando analisamos os impactos da expansão educacional na cauda inferior da distribuição de renda a história muda. A taxa de crescimento da produtividade dos mais pobres foi positiva de 2,5% ao ano que pode ser decomposta em três fatores: *i)* anos de estudo, que contribuem para um aumento da taxa de crescimento da produtividade a 6,28% ao ano; *ii)* taxa média de retorno que contribui para queda da produtividade a 4,85% ao ano; *iii)* taxa relativa de retorno, que contribui para aumento na taxa de crescimento da produtividade 1,06% ao ano.⁶ Essa é uma contribuição pequena se comparada a

⁶ As mudanças nas taxas relativas de retorno não afetarão a taxa de crescimento da renda média do trabalho, mas afetarão o bem-estar social, que é sensível às mudanças na distribuição relativa.

um declínio no bem-estar que é causado por uma taxa média de retorno da educação. Em suma, os dados do salário-hora médio sugerem desempenho medíocre no período 2001-2005 que cai a 0,88% ao ano o que contrasta com o aumento de 2,5% ao ano dos mais pobres, essa combinação de resultados indica forte redução da desigualdade de salários. De outra parte, a interação entre oferta e demanda por educação no mercado de trabalho sugere que a primeira tem andado de maneira acelerada para frente, enquanto a segunda aponta na direção contrária, sugerindo a estagnação da economia, apesar dos importantes avanços educacionais herdados do período anterior. Essa diferença vale tanto para o conjunto da sociedade como para os mais pobres. A diferença é que na corrida entre oferta e demanda de trabalho a retração da demanda vence para a média geral, enquanto a expansão da oferta de educação dos mais pobres preponderou frente à retração da demanda, gerando ganhos líquidos na renda do trabalho, na base da distribuição de renda.

Complementarmente, uma das principais mudanças sociais recentes de cunho mais estrutural foi a recuperação dos postos de trabalho do conjunto da sociedade de 1,43% ao ano no período 2001 a 2005. Mais uma vez a respectiva estatística para os mais pobres de 1,84% ao ano, indicando redução de desigualdade no acesso ao trabalho. Uma das principais peças do “quebra-cabeça” trabalhista foi do aumento do número líquido de empregos formais já mencionado. Nesses casos devemos atentar para quebras institucionais por trás dessas mudanças, o efeito de reformas trabalhistas – aparentemente “meia-sola” por preservar a Consolidação das Leis do Trabalho (CLT) – introduzidas no fim da década de 1990, tais como: suspensão temporária de contrato de trabalho, especialmente na construção civil; condomínio de empregadores rurais; e banco de horas sobre o emprego, poderia estar latente à espera de um surto de crescimento maior. A geração de emprego, de 2000, corrobora para essa interpretação. Outros determinantes institucionais dessas mudanças como a introdução do crédito consignado, associado a emprego formal e a benefícios previdenciários, introduzido em 2004, pode aumentar a atratividade do emprego formal daqueles que estão na ativa, seja pelo maior acesso a crédito, no presente, seja pela perspectiva de aposentadoria futura do empregado com Carteira. Não devemos esquecer que a agenda mais ampla de reformas estruturais dos anos 1990, como a abertura da economia, priva-

tizações, reforma administrativa que geraram custos curto prazo em termos de geração de empregos, tendem a produzir efeitos positivos a prazo mais longo. Nessa interpretação investimentos em educação e reformas estruturais realizadas nos anos 1990 gerariam parte da redução da desigualdade da década posterior.

8.3 Causas compensatórias

No lado das mudanças distributivas associadas à conjuntura macroeconômica temos àquelas produzidas pela valorização da taxa de câmbio, que gera ao fim e ao cabo uma queda relativa na inflação dos mais pobres. Nanak Kakwani e Hyun Son avaliam esse efeito e obtêm, para o Brasil, no período de 2003 a 2006, reduções adicionais de pobreza de 4,33%, isto é, em vez de ter caído 19,3% entre os últimos três anos, a miséria terá caído 23,63% quando incorporamos a operação do efeito inflação pró-pobre.⁷ Ou seja, o fato de a inflação dos pobres ter sido menor que a do conjunto da sociedade constitui um efeito puro de redução de desigualdade. O ganho do efeito inflação pró-pobre é substantiva nos últimos anos, como tinha sido no período logo após o lançamento do Plano Real.⁸

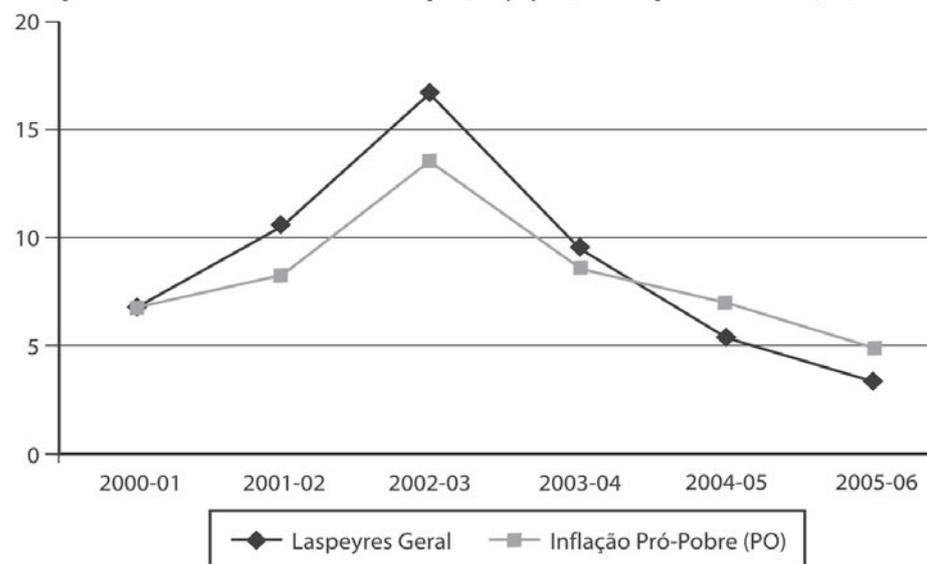
O Gráfico 25 mostra a trajetória ascendente do índice geral de inflação até 2003, e descendente daí em diante. Ou seja, além do argumento distributivo implícito nas novas medidas sugeridas, temos crescimento de renda real associados à concessão de reajustes nominais em um contexto de inflação descendente associado à adoção de metas inflacionárias e câmbio valorizado. Em outras palavras: a reconquista da maior estabilidade dos preços estaria contribuindo para o aumento de bem-estar pela melhora do nível, desigualdade e estabilidade da renda que constituem os três canais básicos determinantes do bem-estar social.

⁷ A medida de inflação dos pobres incorpora tanto a forma funcional do índice de pobreza como a linha de pobreza que, no caso, coincide com aquelas usadas pelo Centro de Políticas Sociais (CPS/IBRE/FGV).

⁸ Os críticos do atual regime de política econômica, que proporcionou valorização de nossa moeda e queda da competitividade das exportações, têm mais dificuldade de defender o seu ponto de vista junto à camada mais pobre da população, consumidora de produtos transacionáveis e de alimentos em particular.

Gráfico 25

Inflação baseada em Índice Geral de Preços (Laspeyres) e Inflação dos Pobres (PO)



Fonte: Kakwani e Son (2006), elaborado a partir dos microdados da POF/IBGE, SINPC/IBGE e CPS/FGV.

Na frente compensatória, temos ainda a política de salário mínimo que cresceu 94% em termos reais no início de 1995 até 2006, incluindo o aumento de quase 24% em 2005 e 2006, mas sem contar o ganho real do salário mínimo para 2007, principalmente quando levamos em conta a menor inflação dos pobres. Nesse aspecto existem algumas evidências referentes aos dois últimos reajustes concedidos de que em termos de mercado de trabalho o salário mínimo tem gerado mais perdas de perda e/ou precarização de emprego do que de ganho de salários formais e informais, o que contraria a experiência brasileira dos anos 1990, em particular o período pós-Real. O salário mínimo é também o numerário de várias políticas de transferência de renda, indexando benefícios e critérios de elegibilidade, particularmente na Previdência Social. A partir de 1998, houve mudança nos programas de transferência de renda tradicionalmente associados a reajustes do mínimo, assumindo progressivos ajustes dos benefícios a base de benefícios previdenciários, o que, porém, não foi especialmente notado, já que não exigiu nenhuma reforma ou mudança constitucional. A partir de 2000, com a criação do Fundo de Erradicação da Pobreza, houve uma gradual adoção dos programas, como iniciativa do governo central voltada para os municípios que apresentavam

os menores níveis de Índice de Desenvolvimento Humano (IDH). A expansão de programas focalizados de transferências de renda condicionada, como o Bolsa-Escola, e, agora, o Bolsa-Família, ajudou a combinar componentes compensatórios e estruturais.

A participação de diferentes fontes de renda sofre algumas mudanças. Mesmo com aumentos reais *per capita* de 9,02%, a remuneração proveniente do trabalho perde um pouco de participação no total. Em contrapartida, o efeito Bolsa-Família fica evidente nos ganhos de renda do período, já que as rendas provenientes de bolsas passam a representar, em 2005, 1,77% da renda *per capita* total dos brasileiros (que, em 2001, era 0,95%). Apresentam variação real de 92,14%, dos quais 81,24% nos últimos três anos. Por último, a Previdência mantém os 19% de participação na renda total, com acréscimos absolutos de 10% da renda, no período.

Para captar a contribuição de diferentes fontes de renda, não basta medir suas respectivas taxas de crescimento, temos de levar em conta também as suas ponderações na renda total e na renda dos pobres. A elasticidade da contribuição de transferência pública específica para o crescimento do bem-estar social com respeito ao seu custo fiscal (contribuição para o crescimento da renda total) é útil para orientar as políticas direcionadas aos grupos mais pobres da sociedade brasileira. Os resultados indicam que entre 1995 e 2004 cada ponto percentual na parcela de gastos públicos na renda desse item trouxe uma melhora no crescimento das outras rendas dos mais pobres é de 19,8 vezes maior que o da seguridade social. Essa razão cai no período final dada a maior focalização dos benefícios previdenciários pós-1998, mas permanece no período em questão maior ainda de quatro a cinco vezes (KAKWANI; NERI; SON, 2006).

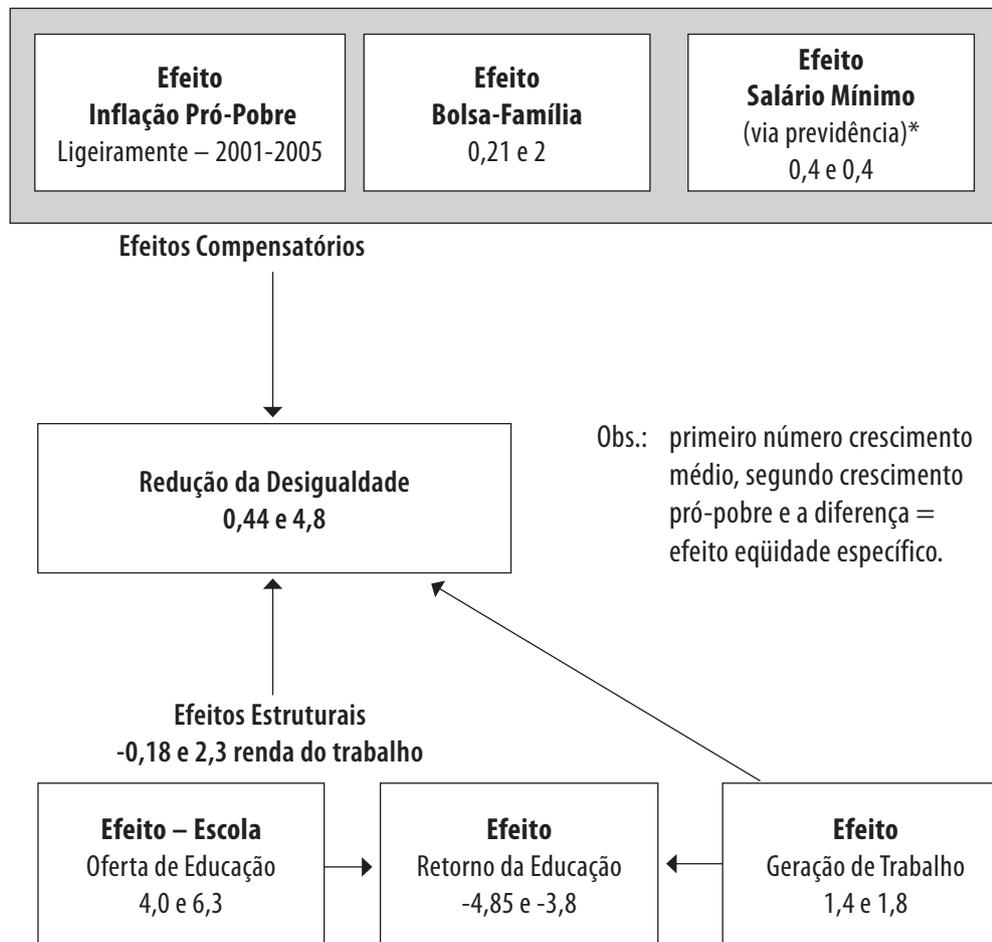
Na perspectiva dos dilemas entre equidade e crescimento (eficiência), é preciso ter em mente que adoção e expansão de novo regime de políticas de renda – sem acabar com o antigo regime –, baseado na expansão da nova safra de programas de transferência de renda financiados pelo Governo Federal, levam a um aumento das despesas públicas, o que, pela Lei de Responsabilidade Fiscal, leva ao incremento da carga tributária e da taxa de juros, as quais cresceram 10 pontos percentuais do PIB a partir de 1995, alcançando cerca

de 38% no final de 2005, e contribuíram para o aumento da dívida pública brasileira, a mais da metade do PIB. Juros e carga tributária altos explicam o fraco desempenho econômico do Brasil. Reduzir a desigualdade com base em políticas pouco focalizadas trava o crescimento da economia e restringe a possibilidade de continuidade da redução da desigualdade observada.

O quadro seguinte segue o anterior e apresenta uma síntese dos impactos de cada um dos canais supracitados sobre a renda média e a renda pró-pobre, sendo a diferença entre os dois idêntica à redução da desigualdade (segundo a função bem-estar social utilizada no cálculo da renda pró-pobre). Outra propriedade é que a soma de cada canal perfaz o crescimento da renda média, da renda pró-pobre e da desigualdade. No cômputo geral, a redução de desigualdade foi de 4,4% ao ano no período 2001 a 2005. Isso equivale dizer que a renda média que cresceu 0,44% se transformou em crescimento pró-pobre de 4,8%, fruto da redução da desigualdade. Dentre os elementos de redução de desigualdade do período estão o efeito Bolsa-Família de 1,8% a mais de crescimento dos pobres (0,21% na média e 2 pró-pobre) e o efeito reversão trabalhista de 2,5% ao ano de redução de desigualdade como contribuição a renda dos pobres (2,3%) acima do crescimento médio trabalhista (-0,18%). Nesse efeito reversão trabalhista, destacam-se o efeito escola derivado do aumento da oferta de educação de 2,3%, fruto do fato de a oferta dos pobres (6,3%) ter aumentado nessa magnitude acima da média. O efeito archo salário-hora foi menor entre os pobres (-3,8%) do que na média (-4,85%), redundando num impacto sobre a desigualdade de -1%. O efeito emprego contribui mais para a renda do pobre (1,8%), fruto da recuperação da renda média (1,4%), que pela redução na desigualdade na geração de trabalho (0,4%). O efeito menor inflação dos pobres também é pequeno no período 2001 a 2005, embora seja um canal relevante na fase de valorização cambial pós-2003 que recupera dessa forma as perdas do biênio anterior. Finalmente, o efeito salário mínimo também contribui pouco no período para o aumento da renda média sobre a Previdência Social dentre outras transferências (0,4%) e na renda dos pobres (0,4%), constituindo, portanto, um efeito nulo da redução da desigualdade (0%) pelo menos na via de transferências de renda promovidas pelo Estado.⁹

⁹ Neri (2007b) demonstra que em termos de mercado de trabalho os reajustes ocorridos em 2005 e 2006 parecem ter gerado aumento líquido da pobreza com mais entradas que saídas da pobreza para os grupos mais afetados pelo salário mínimo.

Canais de Queda da Desigualdade 2001–2005



Obs.: * Com efeito adverso sobre emprego formal e pobreza trabalhista, vide Neri (2007b).

Da mesma forma que a década anterior foi a de estabilização da inflação (e da universalização do Ensino Fundamental), a década atual é – pelo menos, até agora – a de redução da desigualdade de renda (e da geração de emprego formal), que são momentos do mesmo processo. Cumpre assinalar tanto a importância da manutenção da estabilidade macroeconômica (manutenção de metas inflacionárias, do câmbio flutuante, da LRF) como a necessidade

de alterações do regime de política social (como diminuição de ênfase nos reajustes reais do salário mínimo, introdução de novos *upgrades* no Bolsa-Família, por exemplo, ligadas a condicionalidades educacionais, dentre outros). Em síntese: para que alcancemos reduções sustentáveis e continuadas da desigualdade, com melhoras no bem-estar social, é preciso desmontar o antigo regime de políticas sociais relativamente pouco focado e, aqui, representado pelo salário mínimo, e enfatizar um novo regime de políticas sociais, representado, aqui, pelo Bolsa-Família.

9. Considerações Finais

A política macroeconômica brasileira tem sido bem-sucedida no controle da inflação. Parte não desprezível desse sucesso deve-se a uma atitude pragmática e focada em objetivos palpáveis. A adoção de metas inflacionárias desempenha atualmente um papel fundamental nesse processo. Em primeiro lugar, coordenando a formulação de políticas públicas dentro do próprio Estado. Em segundo lugar, sinalizando para a sociedade sobre as prioridades da ação governamental. Esses compromissos transmitem tranquilidade aos formadores de preços do lado real da economia e aos mercados financeiros. Os potenciais benefícios de ambiente econômico bem informado não devem ser subestimados. Entretanto, o sucesso macroeconômico que se desenha tem encontrado pouca ressonância entre os brasileiros. O cidadão comum, ao contrário dos mercados, se sensibiliza menos com *déficits* financeiros do que com o resgate da dívida social.

A sugestão é que o governo estenda parte da credibilidade conquistada na proposição dos compromissos macroeconômicos à política social. O governo se auto-imporia metas quanto à trajetória de longo prazo de indicadores sociais. O objetivo é conferir maior racionalidade ao debate travado cotidianamente pelo governo com a sociedade, incorporando a noção de restrição orçamentária ligada às prioridades sociais. As maiores falhas observadas no campo social são a falta de mecanismos de diálogo.

De forma geral, como dissemos, é razoável afirmar que da mesma forma que a década anterior foi a da estabilização da inflação (e da universalização do Ensino Fundamental), a década atual é – até agora – a da redução da desi-

gualdade de renda (e da geração de emprego formal) que são momentos do mesmo processo. Assim, não faz muito sentido discutir-se quem é o pai da melhora distributiva recente. A estabilidade em si não garante a conquista do desenvolvimento humano sustentável. Da mesma forma que a fidelidade dos pares não garante a ocorrência de casamentos felizes. É preciso distinguir condições necessárias das suficientes.

10. Referências Bibliográficas

BARROS, R. P. de; MENDONÇA, R. *A evolução do bem-estar e da desigualdade no Brasil desde 1960*. Rio de Janeiro: IPEA, 1992. (Texto para Discussão, n. 286).

BARROS, R. P. de; HENRIQUES, R.; MENDONÇA, R. Desigualdade e pobreza no Brasil: a estabilidade inaceitável. In: HENRIQUES, R. (Ed.). *Desigualdade e pobreza no Brasil*. Rio de Janeiro: IPEA, 2000.

BARROS, R. P. de; FOGUEL, M. Focalização dos gastos públicos sociais e erradicação da pobreza no Brasil. In: HENRIQUES, R. (Ed.). *Desigualdade e pobreza no Brasil*. Rio de Janeiro: IPEA, 2000.

BONELLI, R. P. de; SEDLACEK, G. L. Distribuição de renda: evolução no último quarto de século. In: SEDLACEK, G. L.; BARROS, R. P. de. *Mercado de trabalho e distribuição de renda: uma coletânea*. Rio de Janeiro: IPEA, 1989. (Série Monográfica 35).

DATT, G.; RAVALLION, M. *Growth poverty in rural India and Brazil*. Washington, DC: World Bank: World Bank, jan./1995 (Policy Research Working Paper, n. 1.405).

FERREIRA, F.; BARROS, R. P. de. The slippery slope: explaining the increase in extreme poverty in urban Brazil, 1976-1996. *Brazilian Review of Econometrics* 19 (2), p. 211-296, 1999.

FERREIRA, F.; LEITE, P.; LITCHFIELD, J. *The rise fall of Brazilian inequality: 1981-2004*. Washington, D.C.: World Bank, 2006. (Mimeo.)

FERREIRA, F.; LANJOUW, P.; NERI, M. A Robust poverty profile for Brazil using multiple data sources. *Revista Brasileira de Economia* 57 (1), p. 59-92, 2003.

GASPARINI, L. *Different lives: inequality in Latin America the Caribbean, inequality the state in Latin America the Caribbean World Bank LAC Flagship Report 2003*. Washington, DC: World Bank, 2003. (Mimeo.)

HOFFMAN, R. A evolução da distribuição de renda no Brasil, entre pessoas e entre famílias, 1979/86. In: SEDLACEK, G.; BARROS R. P. de. *Mercado de trabalho e distribuição de renda: uma coletânea*. Rio de Janeiro: IPEA/INPES, 1989.

HOFFMAN, R. *Distribuição de renda, medidas de desigualdade e pobreza*. São Paulo: Universidade de São Paulo, cap. 4, 1998.

Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA). *Sobre a recente queda da desigualdade de renda no Brasil*. Brasília: IPEA, agosto de 2006. (Nota Técnica). Disponível em: <<http://www.ipea.gov.br>>. Acesso em: nov. 2006.

KAKWANI, N.; NERI, M.; SON, H. *Linkages between pro-poor growth, social programmes labour market: the recent brazilian experience*. International Poverty Centre, Brasilia, 2006a. (Working paper, n. 26).

_____. Growth Poverty and the Labor Market in Brazil, *Ensaios Econômicos da EPGE*, n. 634, Escola de Pós-Graduação em Economia da Fundação Getúlio Vargas, Rio de Janeiro, dez. 2006b.

_____. *Desigualdade e crescimento: Ingredientes Trabalhistas*. Texto preparado para livro do IPEA, Editado por Ricardo Barros, Miguel Foguel e Ulisses, no prelo, IPEA, Rio de Janeiro.

_____. Pro-Poor Growth and Social Programmes in Brazil, *Ensaios Econômicos da EPGE* n. 639, Escola de Pós-Graduação em Economia da Fundação Getulio Vargas, Rio de Janeiro, dez. 2006c.

KAKWANI, N., SON, H. *Measuring the Impact of price changes on poverty*. International Poverty Centre, Brasília, 2006 (Working paper n. 33).

LANGONI, C. *Distribuição da renda e desenvolvimento econômico do Brasil*. 3. ed. Rio de Janeiro: Editora da Fundação Getúlio Vargas (FGV), 2005.

NERI, M. C.; CONSIDERA, C. P. Crescimento, desigualdade e pobreza: o impacto da estabilização. *Economia Brasileira em Perspectiva*. Rio de Janeiro: IPEA, v. 1, p. 49-82, 1996.

NERI, M. C.; CONSIDERA, C. PINTO. A evolução da pobreza e da desigualdade brasileiras ao longo da década de 90. *Revista Economia Aplicada*, ano 3, v. 3, p. 384-406, jul./set.1999.

NERI, M. C. *Análise de sensibilidade da relação custo fiscal/benefício social de modalidades de reajuste dos benefícios previdenciários*. Rio de Janeiro: IPEA, 1998. (Boletim de Conjuntura, n. 42).

NERI, M. C. Diferentes histórias em diferentes cidades. In: REIS VELLOSO, J. P.; CAVALCANTI, R. (Eds.). *Soluções para a questão do emprego*. Rio de Janeiro: José Olímpio, 2000.

NERI, M.C.; CAMARGO, J. Distributive effects of Brazilian structural reforms. In: BAUMANN, R. (Ed.). *Brazil in the 1990s: a decade in transition*, Palgrave. Macmillan's Global Academic Publishing, UK, 2001.

NERI, M. *Miséria, desigualdade e estabilidade: O segundo Real*. Rio de Janeiro: Centro de Políticas Sociais IBRE/FGV, 2006. Disponível em: <http://www.fgv.br/cps/pesquisas/site_ret_port/>.

NERI, M. Desigualdade, estabilidade e bem-estar social *Ensaio Econômico*, EPGE n. 637, 12/2006. (pdf) e texto preparado para livro do IPEA, (Ed.) por Ricardo Barros, Miguel Foguel e Ulisses, no prelo, IPEA, Rio de Janeiro, 2007a.

NERI, M. A dinâmica da redistribuição trabalhista *Ensaio Econômico* EPGE n. 636, 12/2006. (pdf) e texto preparado para livro do IPEA, (Ed.) por Ricardo Barros, Miguel Foguel e Ulisses, no prelo, IPEA, Rio de Janeiro, 2007b.

RAMOS, L. *A distribuição de rendimentos no Brasil: 1976/1985*. Rio de Janeiro: IPEA, 1993, 135p.

ROCHA, S. *Pobreza no Brasil: afinal do que se trata?* Rio de Janeiro: FGV, 2003.

SKOUFIAS, E. B. *Measuring poverty in Brazil with the 2003-03 POF*. Word Bank, 2006.

Apêndice 1

Análise de Robustez de Indicadores Sociais

Média

A comparação de dados de crescimento de renda domiciliar *per capita* gerados a partir da PNAD e do PIB *per capita* apresentam fortes discrepâncias em suas taxas de crescimento em diversos períodos, com especial ênfase aqueles de maior interesse aqui como de 1994 e 1995, sendo o primeiro captado por interpolação. Mas o que nos interessa mais é o último biênio, em particular 2005. Neste ano tivemos um crescimento do PIB *per capita* comparável ao do Haiti (0,83%) enquanto o de renda domiciliar *per capita* da PNAD foi de 6,6%, mais próximo ao de países realmente emergentes, como a Índia.

Taxa de Crescimento

	Renda Domiciliar <i>per Capita</i>	PIB <i>per Capita</i>
1993	5,34%	3,26%
1994	12,38%	4,20%
1995	11,02%	2,62%
1996	1,59%	1,10%
1997	0,82%	1,72%
1998	1,59%	-1,36%
1999	-5,66%	-0,71%
2000	0,99%	2,82%
2001	0,98%	-0,17%
2002	0,30%	0,45%
2003	-5,81%	-0,91%
2004	3,14%	3,43%
2005	6,63%	0,83%

Fonte: CPS/FGV – PNAD/IBGE e Contas Nacionais.

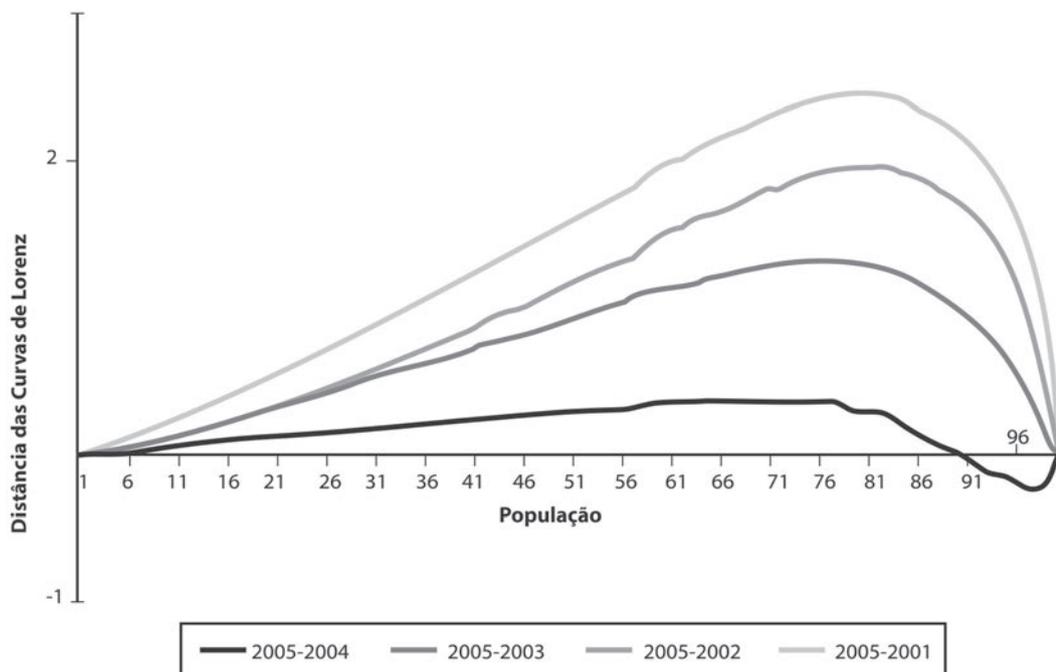
Desigualdade

Cabe testar a robustez dos resultados qualitativos quanto às mudanças observadas. Será que os movimentos dos indicadores sociais aqui reportados são válidos para outras especificações baseadas na PNAD? Por exemplo, outras linhas e indicadores de pobreza e outros indicadores de desigualdade? No que tange ao último aspecto, apesar da modesta melhora reportada entre 2004 e 2005 de alguns indicadores de desigualdade vistos como o Gini e o Theil, a razão da parcela apropriada pelos 10% mais ricos sobre a parcela dos 20% mais pobres ou em relação aos 50% mais pobres, a distribuição de renda *per capita* de 2005 não é necessariamente mais igualitária que a de 2004. Fizemos a comparação da parcela da renda acumulada por cada centésimo de distribuição e observamos que houve cruzamento das curvas de Lorenz entre 2004 e 2005 a partir do décimo superior. Esse resultado evidencia a não ocorrência de dominância de Lorenz. Em outras palavras, a queda de alguns indicadores de desigualdade não é válida para todos os indicadores de desigualdade razoáveis passíveis de serem utilizados. Ou seja, nesse caso a hipótese que houve redução de desigualdade não é sempre válida tomando com base medidas que respeitam o princípio das transferências de Pigou-Dalton. Esse princípio nos diz que ao se transferir mais renda de pessoa com mais renda para pessoa com menos renda, sem inverter a posição relativa desses dois indivíduos no *ranking*, a medida de desigualdade deve cair. Agora, a distribuição de renda familiar *per capita* de 2005 domina no sentido de Lorenz a distribuição de 2003, impulsionada pela marcada redução de desigualdade de 2004.

Resultados qualitativamente similares são obtidos para a comparação de desigualdade de renda entre 2005 e 2002, além da comparação entre 2005 e 2001. Na verdade, a diferença das áreas das curvas tende a aumentar à medida que caminhamos em direção ao começo da década, mas o maior deslocamento de massa das distribuições se deu entre 2004 e 2003.

Gráfico 26

Distância Acumulada das Curvas de Lorenz em Relação a 2005
Renda Domiciliar *per Capita*

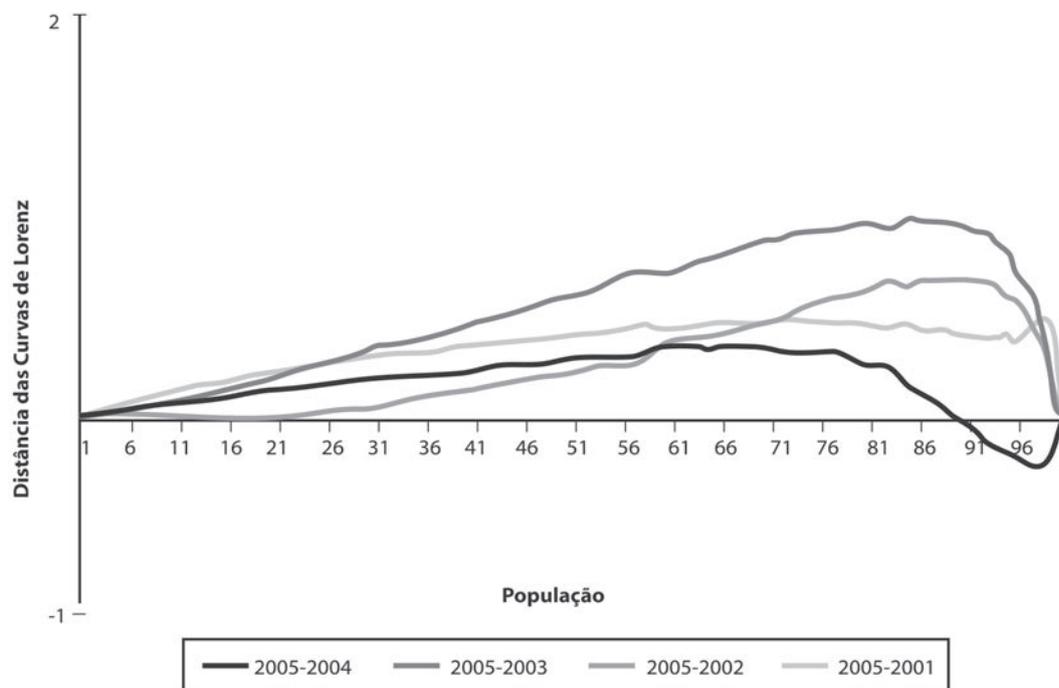


Fonte: CPS/FGV, a partir dos microdados da PNAD/IBGE.

O Gráfico 26 apresenta comparação entre anos consecutivos da Curva de Lorenz da presente década. A curva da distância entre 2004-2005 citada é a única a cruzar o eixo das abscissas, o que indica a inexistência de dominância de Lorenz.

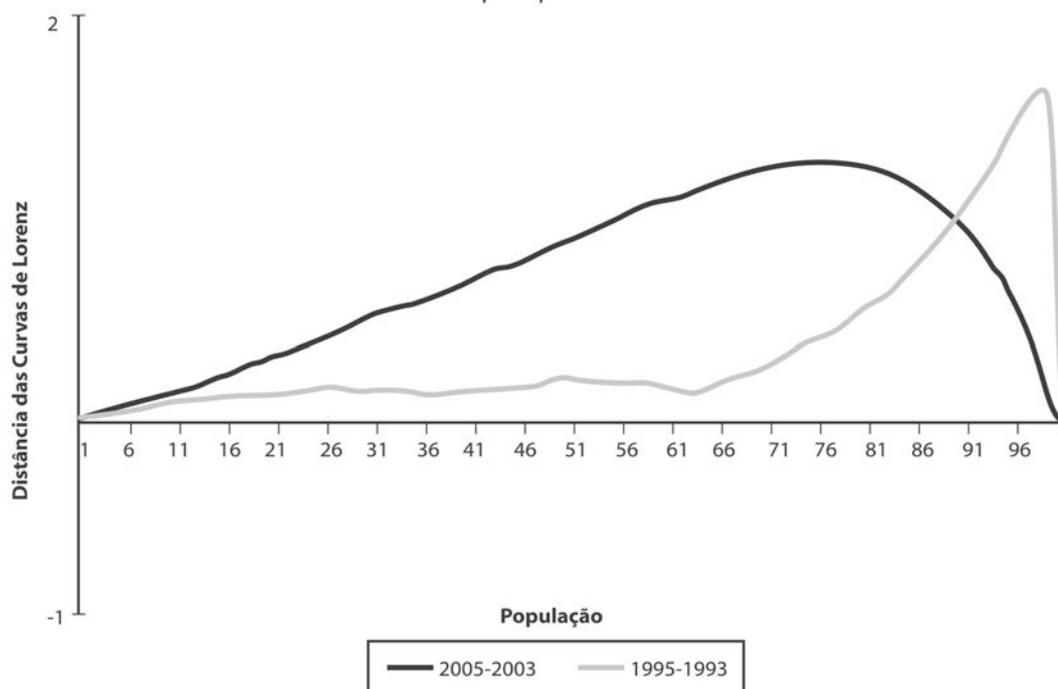
Gráfico 27

Distância das Curvas de Lorenz – Ano a Ano – Renda Domiciliar *per Capita*



Fonte: CPS/FGV, a partir dos microdados da PNAD/IBGE.

A comparação que nos interessa mais é aquela das distâncias entre as Curvas de Lorenz de 1995-1993 e 2005-2003, respectivamente. O gráfico mostra que o maior deslocamento se deu no segundo período.

Gráfico 28Distância das Curvas de Lorenz – Renda Domiciliar *per Capita* – 2005-2003 e 1995-1993

Fonte: CPS/FGV, a partir dos microdados da PNAD/IBGE.

Miséria

Distribuição cumulativa de renda

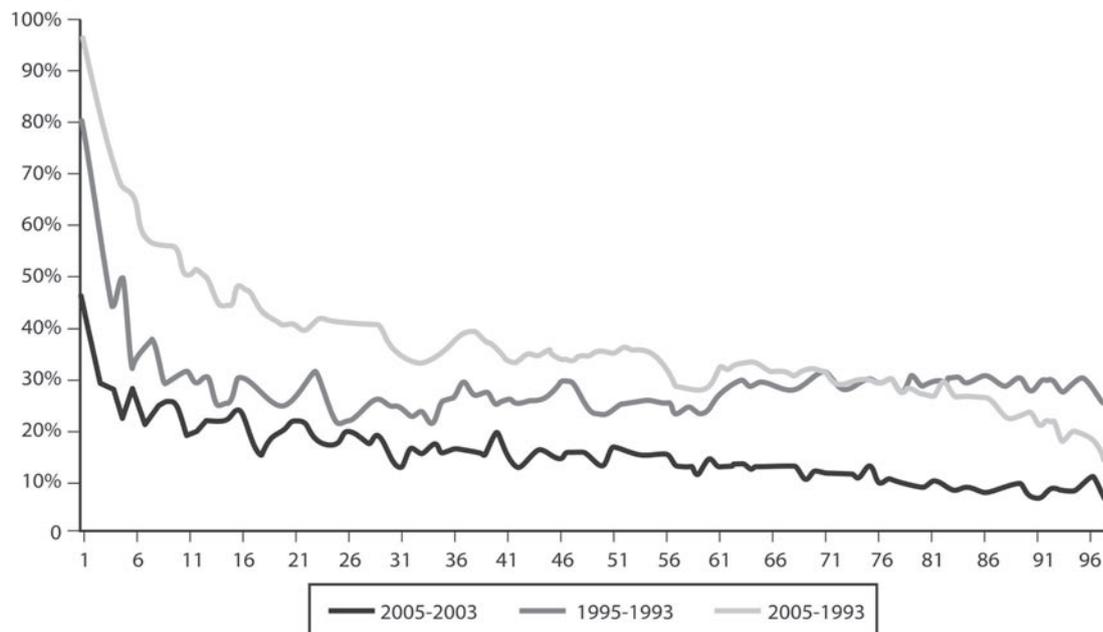
Apesar de estarmos usando uma linha específica de miséria e estarmos enfatizando as mudanças de um indicador específico para proporção dos pobres (P0), pois precisamos de um número de preferência simples para vocalizar os resultados, a redução de miséria ocorrida é resultado robusto para os dois períodos analisados. Isso quer dizer que para qualquer linha de pobreza e qualquer tipo de indicador de pobreza¹⁰ utilizado. A distribuição de 2005 domina a de 2003, o que também vale para o período 1995-1993. Ou seja, podemos dizer de maneira geral que a pobreza caiu nos dois reais.

¹⁰ Por exemplo, toda a família de indicadores da família FGT, tais como a proporção de pobres (P0), o Hiato de Pobreza (P1) e o Hiato Quadrático de Pobreza (P2). Cabe lembrar que nessa análise de dominância não estamos fazendo a deflação espacial, vide apêndice.

O gráfico a seguir sintetiza os ganhos de renda real acumulados por cada centésimo da população, por meio da distância entre as distribuições cumulativas de renda, ou seja, variação é maior que um para cada grupo.

Gráfico 29

Varição da Renda Domiciliar *per Capita* Acumulada



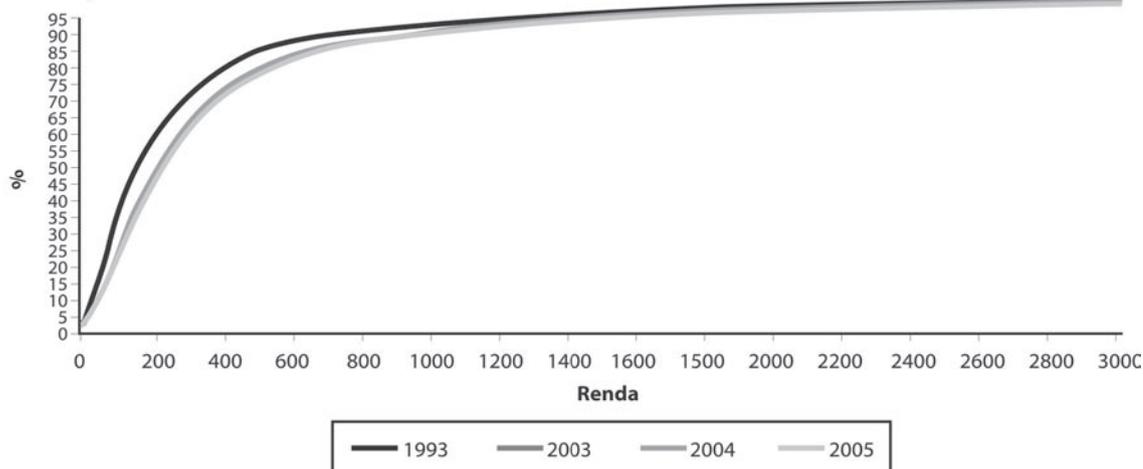
Fonte: CPS/FGV, a partir dos microdados da PNAD/IBGE.

Apesar de estarmos usando linha específica de miséria e estarmos enfatizando as mudanças de um indicador específico à proporção dos pobres (P0), pois precisamos de um número de preferência simples para vocalizar os resultados, a redução de miséria ocorrida é resultado robusto para 2004. Isso quer dizer que para qualquer linha de pobreza e qualquer tipo de indicador de pobreza¹¹ utilizado. Pois a distribuição de 2004 domina a de 2003, vale lembrar que esta é dominada pela de 2002, ou seja, podemos dizer de maneira geral que a pobreza aumentou em 2003, caiu em 2004 e em 2005, no cômputo geral do biênio a miséria caiu no Governo Lula, em particular no período 2003 a 2005.

¹¹ A mesma dominância de pobreza ocorre no período 2001 e 2002 e conseqüentemente no período 2001 a 2004. Os resultados da PNAD de 2002 receberam à época de sua divulgação em 2003 e depois pouca atenção. A queda da miséria e o aumento de emprego (postos de trabalho) gerado são algumas das conquistas observadas ao apagar das luzes do Governo Fernando Henrique.

Gráfico 30

Distribuição Acumulada de Renda e Dominância de Pobreza



Fonte: CPS/FGV, a partir dos microdados da PNAD/IBGE.

Seguindo a tradição da literatura de bem-estar social, como no caso de pobreza –, enfatizamos neste trabalho o uso de medidas de média e de desigualdade baseadas em renda domiciliar *per capita* por apresentar medida mais abrangente de desempenho social. A idéia é agregar a análise de elementos isolados relativos ao desemprego, informalidade, renda do trabalho, ao efeito de transferências realizadas pelo Estado a título de pensões, aposentadorias e programas sociais e advindos da transferência de recursos privados entre pessoas físicas ou jurídicas, ou ainda entre a mesma pessoa ao longo do tempo. Em particular, acreditamos que a análise do rendimento de trabalho de pessoas ocupadas com rendimento que sobe entre 2003 e 2005 de R\$ 733,00 a R\$ 804,00 deixa de fora o ganho proporcionado pelo aumento de 2,7 milhões de postos de trabalho. Sem dúvida, a passagem de uma situação de renda zero representa ganho de poder de compra que deve de alguma forma ser incorporada à análise.

Mesmo quando ampliamos o conceito para renda domiciliar de todas as fontes incluindo apenas os domicílios com rendimento, incorremos em um tipo de exclusão que preferimos evitar aqui. Quando trabalhamos com todos os domicílios inclusive os sem rendimento, incorporamos os mais pobres dos pobres, aqueles alijados da chamada economia monetária corrente. Como a parcela de domicílios sem rendimento caiu de 1,5 para 1,1% entre as duas últimas PNADs, essa queda de 27% da proporção sem rendimento reforça o efeito aumento do bolo e redutor de desigualdade. No caso do índice de Gini, quando incorporamos o efeito das rendas zero a queda de desigualdade de renda domiciliar total, é amplificada de 1,8 para 2,1%, ou seja, 16% maior.¹²

¹² Este cálculo é feito por intermédio do conceito dual do indicador de desigualdade. Complementarmente, o cômputo de renda domiciliar *per capita* leva em conta o peso dado aos mais pobres que possuem famílias, em geral, maiores.

Apêndice 2

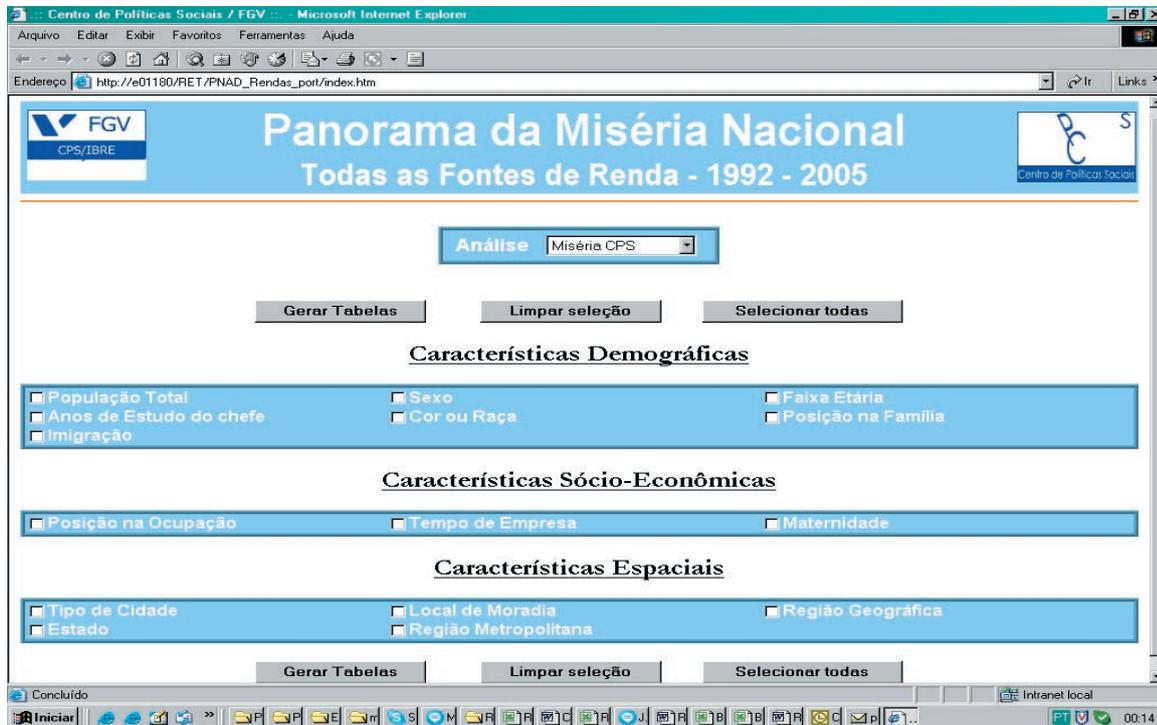
Descrição–Panorama

Informações gerais

Ferramenta utilizada para medir a evolução anual da miséria e da renda (média e mediana) desde o início da década de 1990, disponível em: www.fgv.br/cps; na pesquisa: “O Segundo Real”; opção: Panorama. Permite visualizar essas informações baseadas em renda domiciliar *per capita* por diferentes grupos populacionais.

Passos para a utilização do Panorama

1. Selecione o tipo de análise a ser observada:
 - Miséria (linha (CPS/IBRE/FGV));
 - Miséria (linha de U\$ 1 – PPP);
 - Média de Renda;
 - Mediana de Renda.
2. Dentre as três divisões de características (demográficas, socioeconômicas e espaciais) selecione as que deseja visualizar simultaneamente.
3. Clique em Gerar Tabelas.
4. Para cada tabela gerada é possível gerar um gráfico com os resultados apresentados. Basta clicar no botão Gráfico no canto inferior direito de cada tabela.



Análise Retrospectiva e Projeção da Pobreza no Brasil, no Período 1999-2015, em Função da Mudança da Estrutura dos Domicílios*

Ralph Hakkert**

Resumo

A dinâmica da população raramente recebe consideração explícita nas análises da pobreza, mas tem um impacto relativamente importante na sua tendência, principalmente no atual momento da transição demográfica no Brasil, que se caracteriza pelo chamado “bônus demográfico”. O trabalho analisa esse impacto tanto retrospectivamente, para o período 1999-2005, como prospectivamente, para o período 2005-2015. A análise retrospectiva mostra que 1,9 e 4,3 dos 6,7 pontos percentuais de declínio da pobreza ocorrido podem ser atribuídos a mudanças na composição dos domicílios, dependendo da presença ou ausência no modelo de controles para a zona de residência e educação dos chefes. A análise prospectiva sugere que a incidência da pobreza em 2015 pode ser até 14 pontos percentuais mais baixa que a projetada sem considerar efeitos demográficos, dependendo do ritmo de declínio da fecundidade e em maior grau da forma como esse declínio afetará domicílios com diferentes características de pobreza.

Palavras-chave: Bônus Demográfico; Composição Domiciliar; Pobreza; Padronização; Projeção; Cenário.

Abstract

Population dynamics rarely receive explicit consideration in the analysis of poverty, but actually have a relatively important impact on its trend, especially at the present moment of the demographic transition in Brazil, which is characterized by the so-called “demo-graphic bonus”. The paper analyzes

* Projeto RLA5P201 – UNFPA/IPEA.

** Especialista com experiência de ensino e pesquisa sobre população brasileira e coordenador do Projeto Regional de Apoio a Assuntos de População e Desenvolvimento na Implementação dos ODMs – Fundo de População das Nações Unidas.

this impact both retrospectively, for the 1999-2005 period, and prospectively, for the 2005-2015 period. The retrospective analysis shows that 1.9-4.3 of the 6.7 percentage points of poverty decline that took place can be attributed to changes in household composition, depending on whether or not rural-urban residence and the education of the head of household are controlled for. The prospective analysis suggests that the incidence of poverty in 2015 may be up to 14 percentage points lower than the one projected without considering demographic factors, depending on the rhythm of fertility decline but more so on the way in which this decline will affect households with different poverty characteristics.

Keywords: Demographic Bonus; Household Composition; Poverty; Standardization; Projection; Scenario.

1. Tendências e Determinantes Recentes da Redução da Pobreza

Entre setembro de 1999 e setembro de 2005, a pobreza no Brasil, medida com base nas respectivas edições da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) segundo o critério de meio salário mínimo *per capita*, diminuiu 6,7 pontos percentuais, de 37,1 para 30,4%. Para calcular essa diminuição, usou-se como referência o salário mínimo de setembro de 2005 (R\$ 300,00) e o mesmo valor deflacionado para setembro de 1999, que era R\$ 182,36.¹ Durante a primeira metade do período, até 2002, a redução foi pequena (só 1,4%), mas o ritmo de queda se acelerou significativamente entre 2002 e 2005, quando houve uma redução de 5,3 pontos percentuais em apenas três anos. Considerando que o crescimento econômico médio, em termos *per capita*, durante o período foi muito modesto, mal superando 1% ao ano e com uma tendência negativa entre 2000 e 2003, uma redução da pobreza dessa ordem deve ser considerada bastante significativa, além daquilo que se esperaria exclusivamente em função do mero efeito de crescimento do Produto Interno Bruto (PIB). O contraste fica mais evidente ainda quando se considera que a renda média real *per capita*, segundo as respectivas PNADs, aumentou em somente 4,9% entre 1999 e 2005, enquanto que o aumento de todas as rendas, necessário para alcançar a redução da pobreza que se observou – na ausência de mudanças distributivas ou na estrutura da população –, teria sido 21,6%.

É provável que, além do crescimento econômico, a redução da desigualdade, ilustrada pela queda do índice de Gini de 0,591 em 1999 para 0,586 em 2002, 0,569 em 2004 (SOARES, 2006) e 0,564 em 2005, explique boa parte da tendência. Indo além dos níveis médios e da dispersão da renda, o Programa Bolsa-Família e outros programas de transferência de renda têm sido apontados como alguns dos principais responsáveis pela redução da desigualdade e, por meio desta, pela queda da incidência de pobreza no País (VERAS et al., 2006).

Sem querer, de forma alguma, menosprezar a importância desses instrumentos de política pública, o presente trabalho procura visibilizar um outro fator, de ordem estrutural, na redução da pobreza durante o período que raramente recebe o devido reconhecimento explícito. Trata-se da mudança no padrão de composição das famílias decorrente do fenômeno que tem sido

¹ Para manter a comparabilidade, também foi necessário excluir dos dados de 2005 as áreas rurais dos estados do Acre, Amapá, Amazonas, Pará, Rondônia e Roraima, que não formaram parte da amostra da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) de 1999. Não se ajustaram as estruturas etárias das PNADs para adequá-las às projetadas pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), como será feito nos cenários a serem introduzidos mais adiante.

referido na literatura como o “bônus”, o “dividendo” ou a “janela” demográfica e que consiste no aumento gradual da proporção de pessoas em idades tipicamente ativas (15-64 anos) em relação ao número de pessoas em idades tipicamente inativas (menos de 15 e 65 ou mais). Esse fenômeno, por sua vez, se deve à queda muito significativa da fecundidade ocorrida no Brasil desde fins da década de 60 até a atualidade. A longo prazo, provavelmente depois do ano 2022, esse fenômeno elevará a proporção de idosos de tal maneira que a razão de dependência demográfica da população aumentará outra vez, mas até lá a população atravessa uma conjuntura demográfica cada vez mais favorável que se reflete tanto no nível macro como no nível das famílias e domicílios, em que exerce um efeito tendente à redução da pobreza.

Não existe um consenso completo acerca da importância das vantagens econômicas auferidas pelo fenômeno do bônus demográfico. O aumento relativo da faixa da população que se concentra nas idades de maior participação econômica (15-64 anos) tem levado muitos pesquisadores na América Latina a expressar a sua preocupação com o efeito potencialmente adverso dessa tendência sobre o mercado de trabalho, à medida que existe o risco de um aumento do desemprego e subemprego em função da maior procura de emprego resultante do maior número de postulantes nas idades de maior intensidade de participação. Outros pesquisadores relativizam esse temor com a observação de que o maior tamanho relativo da população entre 15 e 64 anos de idade não é consequência de um maior tamanho absoluto desse contingente, senão de uma diminuição absoluta do contingente de 0-14 anos. Em realidade, a população de 15-64 anos *não crescerá mais rapidamente* num cenário de bônus demográfico acentuado do que em cenários que implicam bônus demográficos mais brandos, como aquele no qual a fecundidade se mantém constante a partir de 2005. Isso vale tanto quando o crescimento é calculado como percentagem da população total como quando é calculado como percentagem da própria população de 15-64 anos (UNFPA, 2007). No caso de serem calculadas como porcentagens da população total, as taxas para 2020-24 são 0,54% a.a. (projeção média da Divisão de População das Nações Unidas) e 0,59% a.a. (fecundidade constante), respectivamente. Isso sugere que o temor de uma pressão excessiva sobre o mercado de trabalho como resultado do bônus demográfico é pouco fundamentado, mas de todas

as formas, há consenso de que os efeitos positivos do bônus demográfico podem ser minimizados se não se consegue dar a devida preparação aos novos entrantes no mercado de trabalho.

Aceitando que as mudanças na composição da população apresentam uma conjuntura favorável desde o ponto de vista da redução da pobreza, é preciso reconhecer que esse efeito pode passar por duas vias distintas. A primeira se relaciona com o possível aumento da produtividade econômica agregada decorrente, por exemplo, da maior poupança dos domicílios (e, supostamente, dos investimentos) que, por sua vez, é resultado de uma maior concentração dos chefes de domicílios nas idades de maior propensão à poupança. Neste trabalho, entretanto, analisar-se-á a outra via de influência, associada à relação direta entre a composição dos domicílios (e principalmente a sua razão de dependência) e a sua pobreza, à medida que domicílios com mais membros economicamente ativos e menos dependentes têm menos chance de ser pobres.

Este trabalho não é o primeiro que tenta quantificar essa relação para o caso do Brasil. Paes de Barros et al. (2001) analisaram dados das PNADs do período de 1976 a 1996, e concluíram que o efeito dos fatores demográficos composicionais na redução da pobreza de domicílios com chefes de 36-40 anos de idade, nascidos entre 1910 e 1960, foi equivalente ao de um crescimento econômico adicional de 0,4% a.a. Como resultado, o índice de incidência de pobreza em 1996 ficou 7 pontos percentuais abaixo do que teria sido, caso se houvesse mantido a estrutura etária dos domicílios de chefes nascidos em 1910, particularmente devido ao declínio da parcela da população abaixo de 22 anos e, ainda mais particularmente, da população abaixo de 15 anos. No Nordeste, o efeito foi cerca de duas vezes maior. Uma outra conclusão importante a que chegaram foi que, enquanto as mudanças agregadas na composição dos domicílios foram determinantes na redução da pobreza ao longo do tempo, especialmente no Nordeste, as diferenças na composição dos domicílios entre os pobres e os não-pobres em qualquer instante não explicam a expressiva diferença de renda.

Embora a contribuição de 0,4% encontrada por Paes de Barros et al. certamente seja significativa, o período da sua análise abrange um primeiro

intervalo (chefes nascidos entre de 1910 e 1935), durante o qual não ocorreram mudanças significativas no regime de fecundidade do País, visto que no Brasil o número médio de filhos por casal só começou a diminuir de forma decisiva a partir do fim da década dos anos 1960. Além disso, o impacto desse fenômeno sobre a pobreza não foi imediato, mas cresceu ao longo do tempo, chegando ao nível máximo nas décadas 1980 e 1990.² Por essa razão, é provável que o efeito encontrado por Paes de Barros et al. subestime o impacto demográfico sobre a redução da pobreza nos períodos mais recentes e na década que ainda falta para a chegada do ano-meta dos Objetivos do Milênio, que é 2015.

Como uma maneira inicial para ilustrar a importância do fator demográfico, dividiu-se a população em 48 estratos, segundo os seguintes critérios: residência urbana ou rural, tipo de estrutura familiar (6 das 10 categorias que constam do questionário da própria PNAD) e número de membros do domicílio: 1-4, 5-7, 8-10 ou mais de 10. Em princípio, a PNAD permitiria divisões bem mais finas das estruturas de domicílios, principalmente no que se refere à idade dos membros, mas mesmo essa divisão relativamente grosseira serve para o propósito que se pretende demonstrar neste estudo. A primeira análise é uma aplicação simples daquilo que os demógrafos chamam de “padronização direta” e que os economistas conhecem por técnica “*shift-share*”. Como a mudança total da pobreza entre 1999 e 2005 consiste de componente de mudanças *dentro* dos 48 estratos e mudança na distribuição da população *entre* os estratos, pode-se perguntar qual teria sido o nível de pobreza em 2005 caso a distribuição da população entre os estratos em 2005 tivesse sido a mesma que em 1999. A resposta é que, nesse caso, a pobreza, em vez de diminuir para 30,4%, só teria caído para 34,7%. Isso significa que a maior parte (4,3 entre 6,7%) do declínio esteve associada a mudanças na composição da população, em termos dos 48 estratos definidos acima. Entre 1999 e 2002, a manutenção da estrutura de 1999 teria, inclusive, *umentado* a pobreza, de 37,1 para 38,5%.

À primeira vista, o anterior parece sugerir um papel preponderante da estrutura dos domicílios, mas é bom ter certo cuidado. Parte do efeito deve-se ao aumento da proporção da população residente em zonas urbanas, de 79,7%

² Em alguma medida, os autores tomaram isso em conta quando concentraram a sua atenção em domicílios com chefes de 36-40 anos, em que o efeito se manifestou antes de faixas etárias mais avançadas.

em 1999 para 82,7% em 2005. Para eliminar esse efeito, fez-se a análise separadamente para zonas urbanas e rurais. Os resultados foram os seguintes: nas zonas urbanas, a incidência da pobreza, em vez de cair de 30,0 para 25,7%, teria caído só para 28,3%, ou seja, que 2,6% da queda total de 4,3% podem ser atribuídos a mudanças na estrutura dos domicílios. Nas zonas rurais, a incidência da pobreza, em vez de cair de 65,0 para 55,8%, teria caído só para 59,5%, ou seja, que 3,7% da queda total de 9,2% podem ser atribuídos a mudanças na estrutura dos domicílios.

Talvez até mais importante do que a zona de residência é o nível de educação da população ou, mais especificamente, dos chefes de domicílios. É possível que a mudança de estratos estivesse associada a um aumento do nível educacional dos chefes? Se for o caso, seria enganoso identificar esse processo puramente como uma transformação demográfica, sem considerar as suas bases educacionais. Para elucidar questão, acrescentou-se mais uma variável classificatória, a saber, quatro níveis educacionais do chefe do domicílio (sem grau completo, educação primária, secundária e superior), de modo que o total de estratos aumentou para 192.³ Na padronização dos dados de 2005 com os pesos dos estratos de 1999, supôs-se que a distribuição *dentro* de cada categoria de zona de residência e nível educacional foi a de 1999, mas que a distribuição das próprias categorias de zona de residência e nível educacional evoluiu como efetivamente aconteceu. O efeito dessa modalidade de padronização é que se isola o impacto da estrutura dos domicílios, sem confundi-lo com o da mudança no nível educacional dos chefes e na distribuição da população por zonas de residência. O resultado, sob essa nova especificação, é que a incidência da pobreza, em vez de diminuir de 37,1 para 30,4%, teria diminuído somente para 32,3%. Isso significa que, ainda eliminando os impactos da educação e da mudança na distribuição por zonas de residência, 1,9% da redução de 6,7% na incidência da pobreza ocorrida entre 1999 e 2005 pode ser atribuído a mudanças no tamanho e na estrutura dos domicílios. Para alcançar o mesmo efeito exclusivamente por meio do crescimento – sem mudanças distributivas ou na estrutura da população –, o mesmo deveria ter sido 6,7%, ou seja, 1,1% a.a.

³ Alguns estratos eram vazios em 1999, em 2005 ou em ambos. Nos (raros) casos em que um estrato era vazio em 2005, mas não em 1999, foi usada a incidência média da pobreza na respectiva zona de residência em 2005 para efeitos do cálculo com os tamanhos dos estratos de 1999.

Tabela 1

Incidência da Pobreza no Brasil, Segundo Zonas de Residência – em 1999, 2002 e 2005 –, Observada nas PNADs e Segundo Diferentes Modalidades de Padronização

	1999	2002	2005
Total	37,11%	35,67%	30,40%
Urbano	30,01%	30,24%	25,67%
Rural	64,98%	64,34%	55,82%
Padronização Direta com 48 Estratos			
Total		38,49%	34,66%
Urbano		31,47%	28,34%
Rural		66,03%	59,48%
Padronização Direta Eliminando Efeito de Educação e Zona de Residência			
Total		36,68%	32,26%

Fonte: Cálculos próprios baseados nos microdados das PNADs de 1999, 2002 e 2005.

Elaboração própria.

2. Metodologia da Projeção para 2015

Com a conclusão anterior, de que o efeito demográfico pode ter sido equivalente ao efeito de um crescimento econômico adicional da ordem de 1,1%, comparado com os 0,4% previamente encontrados por Paes de Barros et al., encerra-se a análise retrospectiva. No que segue, faz-se uma previsão da contribuição que essas mesmas transformações demográficas poderão dar à redução da pobreza no período de 2005 a 2015.

A metodologia proposta aqui acrescenta uma dimensão demográfica à mecânica de projeção da pobreza segundo o modelo da CEPAL/IPEA/PNUD (2003), que contém dois parâmetros: um parâmetro β que retrata o efeito tradicional do crescimento de todas as rendas e um parâmetro α , mais inovador, que retrata o efeito de distribuição de renda. Conforme o caso (e o exemplo do Brasil no período 1999-2005 parece ilustrar isso bem), o efeito de distribuição α pode ser mais significativo do que o efeito de crescimento β . O modelo DMPAP (Demographic Module for Poverty Analysis and Projection),⁴ como foi chamado, permite uma análise dos fatores demográficos que intervêm nessas transformações. Operativamente funciona como um conjunto de planilhas de cálculo em Excel. Tal qual o modelo CEPAL/IPEA/PNUD no qual se baseia, consiste na decomposição de tendências, o que torna possível fazer extrapolações de uma forma mais fundamentada. Entretanto, análises

⁴ O primeiro exemplo de aplicação do modelo, para o caso da Venezuela, foi elaborado em Hakkert (2006). Entretanto, o trabalho atual contém algumas modificações em relação à metodologia usada no trabalho anterior.

desse tipo – tanto a de Paes de Barros et al., mencionada no parágrafo anterior, como as alternativas que serão apresentadas a seguir – estão sujeitas à resolução de uma série de detalhes técnicos, tanto operativos quanto teóricos, que precisam ser esclarecidos, à medida que as soluções adotadas possam afetar os resultados.

2.1 Efeitos demográficos diretos e indiretos

Tanto a metodologia de Paes de Barros et al. como as variantes apresentadas nesta pesquisa levam implícito o suposto de que mudanças no conjunto das composições não afetam a capacidade geradora de renda de domicílios individuais com composições específicas. Não se consideram, portanto, efeitos econômicos mais amplos que fogem ao âmbito do domicílio como o efeito do tamanho relativo dos fatores de produção sobre seus preços relativos. Não há um mecanismo intrínseco que sugira como α e/ou β possam ser alterados em função de tendências demográficas, como, por exemplo, a diluição do capital em face de crescimento da força de trabalho além do crescimento de investimentos. Do mesmo modo, não se considera como as mudanças na estrutura etária afetam o comportamento de poupança e, portanto, dos investimentos. Esses efeitos, que Paes de Barros et al. identificam como efeitos *indiretos* da mudança demográfica na pobreza, têm de ser incorporados exogenamente, como hipóteses sobre a evolução de α e/ou β (no caso de projeções, como no trabalho atual), ou então não são explicitamente contabilizados (no caso de análises retrospectivas, como no artigo de Paes de Barros et al.). Apesar de reconhecer essas limitações, os autores mencionados afirmam que a abordagem é quase ideal para estimação dos efeitos diretos da mudança demográfica na pobreza. As alternativas que identificam como possíveis são uma análise transversal de regressão de dados no nível de países e o modelo de Equilíbrio Geral Computável (CGE). Entretanto, a primeira não consegue separar os efeitos diretos dos efeitos indiretos. Ademais, tem de assumir que a mudança demográfica foi exógena ou confiar nas questionáveis escolhas das variáveis instrumentais. A segunda alternativa pode, em tese, propiciar estimativas de efeitos tanto diretos quanto indiretos, mas é afetada pela incerteza em relação à especificação correta do modelo e de seus parâmetros, o que pode exercer um efeito considerável nos resultados.

Também existem limitações da análise do ponto de vista das variáveis de população. Os modelos do tipo tratado aqui não exaurem todas as causalidades pelas quais as intervenções na área de população podem causar um impacto na pobreza. Vários outros mecanismos não operam pela estrutura idade-sexo da população, que é a variável intermediária central aqui, mas afetam α e/ou β diretamente ou mudam a contribuição econômica relativa dos membros do domicílio de determinadas características de idade e sexo. Por exemplo, nascimentos ocorridos em mães muito jovens, particularmente se não são desejados, podem provocar uma série de conseqüências que ampliam a pobreza, mas nem todos eles são reconhecidos pelo modelo. O fato de que as famílias de mães jovens são obrigadas a alimentar uma outra boca está evidentemente refletido no modelo, tanto como o fato de que essa situação pode limitar a participação efetiva da mãe no mercado de trabalho. Mas a possibilidade de que sua escolaridade pode ser truncada como conseqüência da gravidez não é levada em conta.

2.2 Mecanismo de projeção dos domicílios

Diferentemente do artigo de Paes de Barros et al., este tópico trata de projeções e não de análises retrospectivas. À medida que Paes de Barros et al. conheciam a evolução histórica da composição dos domicílios, ao menos aproximadamente, sua representação da composição dos domicílios foi menos especulativa que aquela usada neste estudo, tendo que decidir, dentre outras coisas, se a projeção seria feita em termos de coortes ou estruturas de período. Do ponto de vista demográfico, há grandes vantagens na projeção por coorte, que permite comparar os mesmos indivíduos em pontos diferentes do tempo e estimar os parâmetros de transformação que operam nos intervalos entre eles. No entanto, o objeto de análise do modelo não são os indivíduos, mas os domicílios, identificados pela idade e sexo de seus chefes, que possuem um comportamento muito mais errático. Indivíduos podem morrer ou migrar, mas, do contrário, continuarão formando parte da população n anos depois, apenas tendo envelhecido n anos. No caso dos domicílios, no entanto, novas unidades são constantemente formadas, outras são dissolvidas

e há mudanças freqüentes na chefia. Na prática, é muito difícil acompanhar essas mudanças ao longo do tempo, principalmente quando se trata de duas amostras distintas, como as PNADs de 1999 e 2005.

Portanto, a possibilidade de comparar as mesmas coortes de domicílios em diferentes momentos do tempo não se mostrava muito viável. Optou-se pela solução mais simples de projetar os chefes pelo método das razões de chefia e de ajustar os números dos outros membros de cada domicílio de tal forma que o total fosse compatível com o número na população projetada. Em outras palavras, as composições dos domicílios são projetadas “horizontalmente” (em termos do diagrama Lexis), pela categoria idade-sexo dos chefes de domicílio, e não por coorte. O procedimento utilizado neste estudo permite fazer ajustes diferenciados de acordo com as características de renda e do chefe (sexo e idade) do domicílio.⁵

⁵ Como se mencionou anteriormente, Paes de Barros et al. só usaram chefes de 36-40 anos.

Paes de Barros et al. dividiram os membros dos domicílios em quatro categorias: 0-14, 15-21, 22-64 e mais de 65. O presente documento utiliza uma divisão mais detalhada (0-9, 10-14, 15-24, 25-34, 35-49, 50-64, 65-74 e mais de 75), por sexo. A categoria de mais de 75 anos foi adicionada, a despeito de seu tamanho reduzido, de forma a permitir a avaliação do impacto do envelhecimento em uma categoria etária que é predominantemente dependente da transferência de renda. Além do mais, o presente modelo trabalha com chefes de domicílios em todas as categorias etárias, diferenciando-os por sexo, e liga a capacidade de gerar renda dos membros do domicílio a seu parentesco (chefe, cônjuge, outros) com o chefe do domicílio, além de sua idade e sexo.

2.3 Condensação dos domicílios

Um aspecto operativo que é próprio do DMPAP, por tratar-se de um programa de Excel, é que os domicílios foram fundidos, somados seus pesos domiciliares e substituídas as médias de suas variáveis, quando:

- Os chefes pertencerem à mesma categoria de sexo e idade (15-24, 25-34, 35-49, 50-64, 65-74, mais de 75).
- Possuírem o mesmo número de cônjuges (nenhum ou pelo menos um).

- Possuírem o mesmo número de filhos com menos de 10 anos (máximo de 5).
- Pertencerem à mesma categoria (entre 50) de renda *per capita*.

Como consequência do processo de condensação, algumas informações sobre os níveis de renda *per capita* se perdem no processo. Assim, dependendo da linha de pobreza adotada na análise, os resultados podem ser ligeiramente distintos do que numa análise com a amostra inteira. As categorias de renda foram escolhidas de forma que os níveis de pobreza estimados para os dois anos-base não serão afetados se a linha de pobreza for fixada na linha oficial em 0,3, 0,5, 1,5, 2,0 ou 3,0 vezes o nível oficial.⁶ Entretanto, a análise pobreza em termos de uma linha de pobreza hipotética escolhida em 75% do nível oficial pode produzir resultados até 1% maiores ou menores do que os que seriam obtidos em uma análise da amostra oficial. Em algumas circunstâncias, isso pode ser considerado inconveniente, mas a alternativa de levar as bases inteiras a Excel seria inviável no caso do Brasil, devido ao tamanho da PNAD.

⁶ O mesmo se aplica às transições intermediárias entre intervalos, isto é, 0,32, 0,34, 0,36, etc. vezes a linha oficial de pobreza.

2.4 A modelação da capacidade geradora de renda dos domicílios

O aspecto mais complexo e mais importante do modelo, no que diz respeito a opções metodológicas, refere-se à forma como se calcula a capacidade de geração de renda de cada domicílio em função da sua composição demográfica. Todas as alternativas consideradas se baseiam na seguinte fórmula de decomposição da renda domiciliar Y_i no ano t :

$$Y_{it} = Y_{it}(\text{p-fator}) \sum_j n_{jt} * c_{ijt}$$

em que a soma é sobre todas as categorias j de membros do domicílio, classificados por idade, sexo e relação de parentesco com o chefe. A variável chamada $Y_i(\text{p-fator})$ representa a *produtividade propriamente econômica* do domicílio devido a determinantes como a média de nível educacional dos seus membros produtivos, residência urbana ou rural, setor de atividade econômica, acesso à terra, salário mínimo e demais legislações trabalhistas, etc. Esse fator, em realidade, explica a maior parte da variação entre as rendas domiciliares, e é o fator sobre o qual incidem os parâmetros α e β do modelo

⁷ Essa é uma diferença com a aplicação “padrão” do modelo Comissão Econômica para a América Latina e o Caribe (CEPAL)/Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA)/Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento (PNUD), que pode ter implicações para os valores projetados, como se verá mais adiante. Embora seja possível encontrar valores de α_m e β_m equivalentes a determinados valores de α e β , no sentido de ter o mesmo efeito sobre a renda média *per capita* e o índice de Gini, as transformações efetivadas por esses dois conjuntos de parâmetros não são idênticas, de modo que os resultados de uma análise em DMPAP não são exatamente comparáveis com as suas contrapartes na metodologia original de CEPAL/IPEA/PNUD.

DMPAP.⁷ Para distinguir os parâmetros α e β do modelo CEPAL/IPEA/PNUD, que incidem sobre a renda *per capita*, dos parâmetros do modelo DMPAP, que incidem sobre Y_i (p-fator), esses últimos serão anotados como α_m e β_m .

No entanto, do ponto de vista do presente modelo, o fator de maior interesse é o segundo, associado à composição. Dependendo da idade, do sexo e da relação com o chefe do domicílio, cada membro contribui com um número de unidades de geração de renda. A lógica é análoga à noção do peso (equivalente adulto) de consumo, mas aplicada à capacidade de gerar renda. A interpretação de c_{ijt} é uma média na qual se consideram tanto a renda diferencial dos indivíduos como o seu grau de participação econômica. A média de unidades de geração de renda (c_{jt}) por membro do domicílio é definida no modelo como *autonomia*; de certa forma, é o oposto do conceito demográfico mais convencional de *dependência*. Multiplicando Y_i (p-fator) pela autonomia, obtém-se a renda *per capita*.

Na metodologia original de Paes de Barros et al., c_{ijt} é determinado diretamente em função da renda individual de cada categoria de membros de cada domicílio declarada na PNAD, de modo que c_{ijt} varia com i (identificador do domicílio). Isso é vantajoso a medida que existe a possibilidade de que, por exemplo, os coeficientes sejam diferentes em famílias pobres e não pobres. No entanto, c_{ijt} não varia com t . Uma variante desse método, que aqui se identifica como *método direto*, usa pesos fixos em termos de i , mas (eventualmente) variáveis em termos de t . Como a metodologia dispõe de duas bases de dados (no caso, as PNADs de 1999 e 2005), é possível estimar uma tendência que posteriormente pode ser extrapolada. Para dar conta da possível variação dos pesos entre estratos socioeconômicos, os mesmos são diferenciados segundo quatro estratos: domicílios com uma renda *per capita* inferior a meio salário mínimo, entre meio e um salário mínimo, entre um e dois e mais de dois salários mínimos.

A desvantagem teórica de ambos os métodos diretos é que ignoram a interação entre membros do domicílio que podem resultar em efeitos indiretos gerados por um membro à medida que ele ou ela potencialize ou impede a produtividade de um outro membro. É provável, por exemplo, que a contribuição das crianças menores de 10 anos não seja zero, mas negativa, uma vez

que eles requerem ou condicionam a presença de pelo menos um membro do domicílio adulto em casa. Portanto, uma das principais diferenças dos métodos descritos abaixo com os anteriores é que neles os coeficientes das crianças menores de 10 anos serão geralmente negativos – *não* porque as crianças menores de 10 anos representam gastos líquidos com saúde, educação e outras necessidades, mas, sim, porque a sua presença pode criar obstáculos para a atividade econômica de outros membros do domicílio, especialmente suas mães. Entretanto, as mães ou sogras dos chefes dos domicílios que não possuam renda própria podem tomar conta das crianças, de forma que as esposas possam trabalhar, contribuindo positivamente para a renda do domicílio apesar de não auferirem ganhos monetários próprios, enquanto adultos doentes ou deficientes do domicílio reduzem o potencial de outros membros do domicílio em gerar renda, uma vez que requerem atenção constante.

Uma maneira simples para contornar o problema das contribuições indiretas de alguns membros do domicílio é o método que aqui se identifica como *modificado*. Nessa variante, os coeficientes c_{ijt} são determinados inicialmente da mesma forma como no método direto, mas só naqueles domicílios sem crianças menores de 15 anos e sem adultos maiores (65+ anos) dependentes (que não são chefes ou cônjuges de chefes). Sobre essa base se fazem algumas modificações. As crianças menores de 10 anos recebem um peso negativo que varia com o seu número, mas não de forma linear, pois é plausível que o efeito do número de crianças na produtividade dos outros membros do domicílio, particularmente das mães, não seja aditivo. Afinal, os custos de oportunidade de renda das mães representados, por exemplo, pelos cuidados com duas crianças abaixo de 10 anos não tendem a crescer se ela vier a ter uma terceira criança para cuidar. Concretamente, supõe-se que uma criança representa um ônus que corresponde a 50% da produtividade de mulheres cônjuges entre 15 e 34 anos; duas crianças representam um ônus de 80% e três crianças 100%. A partir da quarta criança o ônus diminui outra vez, inicialmente para 90%, depois 80% e assim adiante, pois em famílias maiores as crianças começam a cuidar umas das outras. A presença de adultos maiores, principalmente de mulheres entre 65 e 74 anos, também diminui o ônus e é refletido na diminuição do ônus das crianças. Crianças de 10-14 anos carregam um peso negativo equivalente a uma criança de 0-9 anos, que é calculado de forma aditiva.⁸

⁸ Certamente é possível que a relação entre os coeficientes (negativos) das crianças de 0-9 e 10-14 e suas mães também varie conforme o estrato de renda, mas a *priori* é difícil saber como.

Um quarto método, que foi aplicado no caso da Venezuela, mas não na atual aplicação do Brasil, é chamado *indireto*. Nesse, os c_{ijt} são estimados por meio de um procedimento do tipo regressão, com a diferença que a relação com o termo (fator) de erro é multiplicativo, ao invés de aditivo. Os coeficientes c_{ijt} nesse caso são inicialmente desconhecidos e têm que ser aproximados com valores tentativos. O critério para determinar os valores finais é escolher aqueles que minimizam a variação de $Y_i(p\text{-fator})$ entre os indivíduos⁹ (aqui em termos do índice de Gini, mas o indicador poderia ser outro), usando o módulo Solver, disponível no menu de ferramentas do Excel. Os resultados obtidos ao utilizar os procedimentos diretos e indiretos são similares, tal qual os próprios coeficientes. No caso da Venezuela, a correlação foi superior a 0,8.

⁹ O procedimento é análogo a minimizar a variação do termo de erro em uma regressão convencional.

Enquanto o método indireto tem certas vantagens sobre os métodos anteriores (por exemplo, o fato de basear-se num critério estatístico explícito), também apresenta alguns problemas. Se as composições dos domicílios fossem aleatoriamente distribuídas entre os domicílios de diferentes níveis de renda (tais como medidas pelo $Y_i(p\text{-fator})$), o procedimento descrito acima resultaria em estimativas não enviesadas do número médio de unidades geradoras de renda por categoria de membros dos domicílios. Contudo, na prática, não é esse o caso: certos tipos de estruturas domiciliares são mais comuns entre os pobres, outras entre os ricos,¹⁰ principalmente porque as famílias mais pobres tendem a ter mais filhos (de 0-9 e principalmente de 10-14 anos). Para corrigir o viés resultante dessa diferença adotou-se um procedimento de reponderação, exclusivamente para efeitos da determinação dos coeficientes c_{ijt} . Trata-se de um procedimento iterativo trabalhoso em que os coeficientes c_{ijt} são estimados repetidas vezes e em cada repetição a amostra é reponderada de tal forma que o número médio de crianças de 0-9 e de 10-14 anos seja igual em domicílios com $Y_i(p\text{-fator})$ acima e abaixo de seis vezes a linha de pobreza.

¹⁰ Repare, entretanto, que foi observado na introdução, especificamente, que no estudo do caso brasileiro Paes de Barros et al. não encontraram uma ligação significativa entre pobreza e composição domiciliar capaz de explicar a significativa proporção de diferenças de renda entre pobres e não-pobres.

Os domicílios na planilha da projeção são os mesmos que nas duas planilhas de dados, mas transformados segundo as suas características:

- Os pesos dos domicílios variam proporcionalmente ao número de indivíduos nas respectivas categorias de idade e sexo dos seus chefes e também em função de mudanças nas razões de chefia. Por exemplo, se um determinado domicílio tem como chefe um homem entre 25 e 34 anos e

o tamanho da população nessa categoria de idade-sexo aumentar 15%, também o faz o peso do domicílio. Se, adicionalmente, a razão de chefia nessa categoria cair 5%, essa redução será aplicada ao peso do domicílio.

- O número de demais membros do domicílio em cada categoria de idade e sexo varia de forma que pode ser parcialmente especificada pelo usuário, sob a condição de que tais mudanças devem ser consistentes com a estrutura geral de idade-sexo da população projetada. De forma similar, o número de adultos de determinada idade e sexo que são cônjuges do chefe do domicílio também pode ser especificado pelo usuário, sujeito à condição de que o chefe de família pode ter no máximo um cônjuge, de sexo oposto. Se não, a planilha foi programada para fazer os ajustes necessários automaticamente. Todas as mudanças na composição do domicílio (inclusive a razão de chefia) são diferenciadas por classe de renda, nesse caso com seis categorias: menos de meio salário mínimo *per capita*, entre 0,5 e 1, entre 1 e 2, entre 2 e 3, entre 3 e 5 e mais de 5. Como se verá na aplicação abaixo, essa característica permite a formulação de cenários de mudança na composição dos domicílios diferenciados por estrato de renda.
- A variável Y_i (p-fator) varia de acordo com os parâmetros α_m e β_m . As projeções dos valores monetários são feitas em termos reais, utilizando valores monetários do segundo ano-base (nesse caso, 2005).

3. Resultados para o Brasil em 2005-2015

Embora as projeções demográficas divulgadas pelo IBGE (revisadas em 2004) sirvam como referência para a amostra e a ponderação das PNADs, a estrutura da população por idade e sexo encontrada nas PNADs é obtida dos dados recolhidos no campo e não coincide inteiramente com a das projeções. Como se pode apreciar na Tabela 2, a PNAD tende a encontrar mais população nas faixas de 10-19 e acima dos 40 anos do que o censo e principalmente as projeções, enquanto encontra participações menores das faixas de 0-9 e 20-39 anos. Não está de todo claro qual das três fontes (PNAD, censo e projeções) se aproxima mais da realidade: enquanto a falta de crianças de 0-9 anos na PNAD parece suspeita, por outro lado parece haver razões legítimas para supor que as projeções subestimam a população de maiores de 65 anos. Essa falta de

coincidência cria problemas potenciais nas tendências da pobreza, devido às mudanças bruscas de estrutura que ocorreriam entre 2005 e os anos próximos, caso a estrutura da PNAD não fosse compatibilizada com as projeções. Por essa razão, aplicou-se um ajuste nos pesos dos indivíduos em todas as faixas de idade e sexo, para que coincidisse com as projeções. Entretanto, também foi necessário eliminar os domicílios com renda total mal declarada e os indivíduos declarados como pensionistas, empregados ou parentes de empregados, assim como os com idade desconhecida. As reponderações também compensaram essas eliminações. Finalmente, como já se explicou na seção anterior, os dados foram condensados para evitar planilhas excessivamente grandes. Isso resultou numa planilha de 3.562 casos para 1999 e outra de 3.826 casos para 2005. Todos esses ajustes podem causar algumas divergências dos números apresentados aqui em relação às estatísticas oficiais de pobreza.¹¹

¹¹ Em 1999, a incidência da pobreza teria sido 37,35% em vez dos 37,11% estimados anteriormente, e em 2005, 31,40% em vez dos 30,40% estimados na primeira parte deste trabalho. Conseqüentemente, a queda da pobreza teria sido 6,0% e não 6,7%. Como não há certeza quanto à composição real da população, tampouco é possível afirmar definitivamente qual desses índices de pobreza é o mais correto.

Tabela 2

Comparação das Estruturas Etárias da PNAD 1999, Censo Demográfico de 2000 e as Respectivas Projeções do IBGE (Revisão de 2004)

	PNAD 1999	Censo 2000	Projeção IBGE 1999	Projeção IBGE 2000
0-4	9,25%	9,64%	10,03%	9,97%
5-9	9,61%	9,74%	9,82%	9,63%
10-14	10,60%	10,22%	10,48%	10,18%
15-19	10,62%	10,57%	10,46%	10,46%
20-24	8,95%	9,51%	9,20%	9,28%
25-29	7,71%	8,16%	8,40%	8,36%
30-34	7,62%	7,67%	8,07%	7,99%
35-39	7,28%	7,22%	7,45%	7,51%
40-44	6,35%	6,21%	6,14%	6,28%
45-49	5,30%	5,14%	4,93%	5,05%
50-54	4,28%	4,16%	3,90%	4,00%
55-59	3,38%	3,21%	3,14%	3,17%
60-64	2,86%	2,71%	2,64%	2,68%
65-69	2,30%	2,11%	1,98%	2,00%
70+	3,89%	3,74%	3,35%	3,45%

Fontes: Dados publicados da PNAD (1999), Censo Demográfico (2000) e Projeções do IBGE.

Elaboração própria.

Como no anterior, as linhas de pobreza são R\$ 150,00 (meio salário mínimo) para 2005 e R\$ 91,18 (equivalente deflacionado) para 1999. Com essa informação, a planilha produz uma série de indicadores resumidos. A média de renda nominal no nível do domicílio cresceu de R\$ 956,28 em 1999 para R\$ 1.531,83 em 2005. No nível dos indivíduos, a média de renda *per capita*

cresceu de R\$ 253,14 para R\$ 434,64 *per capita*, e a pobreza diminuiu de 37,35 para 30,92%. O índice de Gini, também no nível individual, foi reduzido de 0,5903 para 0,5649. Os dados também são calculados separadamente para domicílios chefiados por homens e por mulheres, o qual revela uma incidência de pobreza levemente superior entre indivíduos vivendo em domicílios chefiados por homens: 37,36% em 1999 e 31,39% em 2005 contra 37,32 e 29,42%, respectivamente, para domicílios chefiados por mulheres.

Comparando os resultados de 1999 aos de 2005, em termos dos parâmetros α e β do modelo CEPAL/IPEA/PNUD para a renda *per capita* e sem considerar os efeitos da composição domiciliar, encontra-se o valor de 0,0431 para α e 0,7170 para β . O primeiro valor, como esperado, sugere uma redução da desigualdade, enquanto o segundo não possui maior importância, porque é baseado nos valores de renda nominal, sem correção inflacionária. No entanto, α_m e β_m para o p-fator dos indivíduos, que elimina o efeito da composição do domicílio na renda domiciliar, são 0,1420 e 0,5019 se os pesos modificados de 2005 para a contribuição econômica dos diferentes tipos de membros do domicílio forem usados. A diferença sugere que uma parte significativa do aumento na renda nominal média *per capita* pode ser atribuída à mudança na composição dos domicílios. Em realidade, se pode fazer uma retroprojeção, usando como ponto de partida os dados de renda da PNAD de 2005, mas restituindo nestes as estruturas por idade e sexo dos domicílios de 1999. Esse procedimento, que de certa forma constitui o caminho inverso daquilo que se fez na primeira parte deste trabalho, dá como resultado uma incidência de pobreza de 32,78% – ou seja, 1,9% mais que a incidência de 30,92% observada em 2005 – o qual constitui um valor muito parecido com os resultados das padronizações mostrados anteriormente na Tabela 1.

3.1 Projeção convencional, sem os efeitos da estrutura de população

Para efeitos de todas as projeções, presume-se que de 2005 a 2015 o componente puramente econômico de todas as rendas domiciliares (Y_i (p-fator)) manterá um crescimento anual de 2,5%. Este valor pode parecer baixo, principalmente quando se desconta o crescimento demográfico agregado para reduzi-lo ao seu tamanho *per capita*, mas é preciso tomar em conta que a esse crescimento se acrescentará um efeito de origem demográfica (da ordem de

1%, como se verá mais adiante) que elevará a taxa de crescimento final. Descontando-se o crescimento populacional, com base nas projeções demográficas, isso significa que $\alpha=0$ e $\beta=0,1303$. Inicialmente, o ano de projeção na planilha é mantido em 2005, para indicar que mudanças populacionais não são consideradas. Nessas circunstâncias, praticamente não há diferença entre α e α_m , β e β_m e os resultados obtidos com diferentes conjuntos de coeficientes c_{ijt} . Em todos os casos, a redução da pobreza individual prevista é de 30,92 para 28,38%. Assumindo, além disso, que haveria uma redução de 7,5% na desigualdade de renda ($\alpha=0,075$), a pobreza cairia um tanto mais, mas nesse caso já não há uma coincidência completa entre até α e β , por um lado, e α_m e β_m , por outro. Para obter um resultado com $\alpha=0,075$ e $\beta=0,1303$ no modelo coeficientes diretos, é preciso que $\alpha_m=0,1004$ e $\beta_m=0,1421$. Nesse caso, a pobreza cairia para 22,06%. No caso de usar coeficientes modificados, é preciso que $\alpha_m=0,1176$ e $\beta_m=0,1354$ e a pobreza cairia para 23,11%. A pobreza extrema cairia de 11,81 para 5,97 ou 9,01%, respectivamente. A diferença entre os resultados das duas variantes do modelo tem pouca relevância,¹² exceto no sentido de fornecer pontos de comparação distintos para a avaliação da contribuição demográfica nos próximos cenários.

¹² No modelo com coeficientes modificados, a variação inicial de Y(p-fator) é menor que na variante com coeficientes diretos, de modo que o efeito de uma mesma redução relativa da desigualdade sobre a incidência da pobreza também é menor.

3.2 A projeção com ajustes proporcionais na estrutura dos domicílios

Para introduzir as tendências populacionais é preciso escolher um entre os diferentes mecanismos que o DMPAP permite para ajustar a composição dos domicílios aos totais projetados da população por idade e sexo. Neste trabalho não é o lugar apropriado para uma explicação detalhada de todas as opções disponíveis. Basta dizer que os parâmetros chamados “Homogeneidade” e “Sensibilidade à Tendência” são inicialmente zerados, fazendo com que os valores projetados iniciais de todas as taxas e médias sejam proporcionais às observadas em 2005, salvo as crianças de 0-14 anos cujos valores também variam segundo o número de mulheres em idade fértil. Com os valores previamente escolhidos de α e β e os coeficientes c_{ijt} de 2005, obtém-se o que pode ser chamado de projeção de base, com os seguintes resultados:

- A pobreza individual cai de 23,11 para 17,89%.
- O hiato de pobreza (P_1) cai de 8,66 para 6,76%.
- O índice de Gini no nível individual cai de 0,5225 para 0,5157.

Para fins de comparação, também se calculou (em separado) qual seria a pobreza prevista segundo a metodologia original de Paes de Barros et al., supondo constância na distribuição de renda ao interior de cada domicílio individual, a não ser a redistribuição implícita no parâmetro α .¹³ O resultado foi uma incidência da pobreza individual de 18,11% em 2015, ou seja, praticamente igual ao valor encontrado acima. O resultado obtido com o método direto homogêneo também é bastante parecido (18,20%).

Traduzindo as diferenças das abordagens em taxas equivalentes de crescimento econômico adicional, os resultados seriam os seguintes. Se os fatores de população não fossem considerados e α continuasse igual a 0,075, β precisaria ser 0,3267 para alcançar a mesma redução da pobreza que se encontrou na especificação com coeficientes modificados acima (17,89%). Isso corresponde a uma taxa de crescimento anual de 4,16%, comparada aos 2,5% pressupostos no começo. Também é de notar que α e β mudaram, como resultado da incorporação da dimensão demográfica, para valores de 0,0871 e 1,2472, respectivamente. Esse último valor corresponde a um crescimento do volume de rendas de 3,49% anuais.

Esses são os resultados do cenário inicial, que não diferencia entre as tendências de mudança na composição domiciliar de cada estrato de renda. Entretanto, existem várias possibilidades de reduções ainda maiores da incidência da pobreza em função da dinâmica demográfica. Para começar, os coeficientes c_{ijt} não são estacionários no tempo, de modo que existe a possibilidade de extrapolá-las para 2015, com base nos valores de 1999 e 2005, e recalculá-los os resultados do cenário-base com esses valores. Para não obter valores radicalmente diferentes dos coeficientes, optou-se por uma extrapolação logística dentro de limites relativamente estreitos (entre 1/3 e 5/3 do valor observado em 2005), com os seguintes resultados:

- A pobreza individual cai de 17,89 para 16,77%.
- O hiato de pobreza (P_1) *umenta* de 6,76 para 6,83%.
- O índice de Gini no nível individual *umenta de 0,5157 para 0,5190*.

Esses resultados, portanto, são mistos: o indicador principal diminui, mas os outros dois aumentam. Usando o método direto, a pobreza cai de 18,20 para

¹³ Optou-se por aplicar os parâmetros α e β à renda de cada indivíduo, o que é diferente da lógica seguida nas outras projeções, em que α_m e β_m incidem no $Y(p$ -fator).

17,18%, mas nesse caso as tendências do hiato de pobreza e do índice de Gini também são descendentes.

3.3 Uma projeção com médias convergentes de crianças de 0-9 anos

Um segundo cenário de projeção que pode ser preparado é aquele no qual as taxas e médias iniciais não são iguais aos seus valores observados em 2005 dentro de cada classe de renda, senão às médias gerais para domicílios com chefes da mesma idade e sexo, de forma que até 2015 a composição dos domicílios, no que toca à faixa de 0-9 anos (a única que pode ser substancialmente afetada pela fecundidade entre 2005 e 2015), seria uniforme por estrato de renda, variando somente por idade e sexo do chefe. Em realidade, o que é homogeneizado neste caso não é o número médio de crianças, mas a relação criança-mulher específica pela idade da mulher. Como sempre acontece nessas circunstâncias, é preciso recalibrar para garantir a consistência com as projeções demográficas. Feita a recalibração, com os pesos de capacidade de geração de renda determinados pelo método modificado, surgem as seguintes mudanças com respeito ao cenário anterior:

- A pobreza individual cai de 17,89 para 10,46%.
- O hiato de pobreza (P_1) cai de 6,76 para 3,50%.
- O índice de Gini no nível individual cai de 0,5157 para 0,4739.

Esses resultados mostram que o efeito de redução adicional da pobreza causado pela homogeneização das composições dos domicílios e dos comportamentos reprodutivos pode ser dramático. Essa descoberta é importante para quantificar o impacto da igualdade demográfica na igualdade econômica, que deve ser somada ao impacto da redução da fecundidade já contido na projeção-base. Se, além da convergência dos números de crianças de 0-9 anos, ainda fosse possível que convergissem as respectivas taxas específicas de chefia entre estratos de renda, mantendo só as diferenças entre grupos de idade e sexo, a incidência da pobreza diminuiria ainda mais, para 9,29%, ou seja, 13,82% menos do que o resultado encontrado sem a consideração de efeitos de composição dos domicílios.

3.4 Uma projeção com declínio de fecundidade mais rápido

Um outro cenário alternativo seria um em que a fecundidade caísse mais do que nas projeções-padrão, por exemplo, mais 20% até 2015. Isso exige a revisão de β (e conseqüentemente, α_m e β_m), visto que o crescimento populacional mais baixo implica maior aumento de renda *per capita*. O valor revisado de β se torna 0,1496, ao invés de 0,1303. Porque a modificação do cenário de fecundidade também afeta a população do grupo etário de 0-9 anos, é necessário recalibrar a primeira faixa de idade. Com esses novos parâmetros, a redução da pobreza em relação ao cenário-base é caracterizada pelo seguinte:

- A pobreza individual cai de 17,89 para 15,71%.
- O hiato de pobreza (P_1) cai de 6,76 para 5,92%.
- O índice de Gini no nível individual cai de 0,5157 para 0,5099.

Como se pode notar, a redução do nível da pobreza resultante dessa alternativa é significativa, embora menos dramática do que no cenário anterior, de homogeneização das estruturas.

4. Considerações Finais

A dinâmica demográfica cumpre um papel preponderante na tendência atual de redução da pobreza no Brasil. A parte retrospectiva deste trabalho estimou essa contribuição de diferentes maneiras, chegando à conclusão de que, dependendo das particularidades do método de estimação, 1,9 e 4,3 da queda de 6,7 pontos percentuais observada na pobreza entre 1999 e 2005 pode ser atribuída a fatores demográficos, ainda que o valor de 4,3% seja um pouco excessivo, devido à interferência de outros fatores. No que diz respeito à análise prospectiva para 2015, a Tabela 3 fornece uma recapitulação das diferentes projeções baseadas em parâmetros de crescimento econômico pré-fixados.

Tabela 3

Resumo das diferentes projeções e os seus resultados

	Pobreza (P_0)	Hiato de Pobreza (P_1)	Índice de Gini
Situação em 2005	30,92%	13,65%	0,5649
Projeções para 2015 baseadas em $\alpha = 0,075$ e $\beta = 0,1303$ Sem considerar a composição da população			
Com coeficientes diretos, $\alpha_m = 0,1004$ e $\beta_m = 0,1421$	22,06%	7,25%	0,5225
Com coeficientes modificados, $\alpha_m = 0,1176$ e $\beta_m = 0,1354$	23,11%	8,66%	0,5225
Pontos percentuais de diferença em relação às projeções correspondentes anteriores			
Projeções com ajustes proporcionais dos domicílios Segundo a metodologia de Paes de Barros et al.			
Com coeficientes diretos (de 2005)	-3,95%		
Com coeficientes modificados (de 2005)	-3,86%	-1,42%	-0,0028
Com coeficientes diretos (extrapolados para 2015)	-5,22%	-1,90%	-0,0068
Com coeficientes modificados (extrapolados para 2015)	-4,88%	-1,83%	-0,0045
Com coeficientes modificados (extrapolados para 2015)	-6,34%	-1,83%	-0,0035
Projeções com convergência nas taxas e médias do grupo de 0-9 anos			
Com coeficientes diretos (de 2005)	-9,59%	-3,84%	-0,0329
Com coeficientes modificados (de 2005)	-12,65%	-5,16%	-0,0486
Também das taxas de chefia, coeficientes diretos (2005)	-10,75%	-4,24%	-0,0383
Idem com coeficientes modificados (2005)	-13,82%	-5,58%	-0,0541
Projeções com declínio adicional de 20% na fecundidade			
Com coeficientes diretos (de 2005)	-5,76%	-2,10%	-0,0060
Com coeficientes modificados (de 2005)	-7,40%	-2,74%	-0,0126

Fonte: Simulações baseadas nos microdados das PNADs de 1999 e 2005.
Elaboração própria.

As conclusões principais dessa recapitulação podem ser resumidas da seguinte maneira:

1. A contribuição potencial das tendências demográficas no Brasil à redução da pobreza até 2015 é muito substancial e corresponde a um crescimento econômico equivalente da ordem de 1-2%, com uma incidência da pobreza em 2015 que poderia ser até 14 pontos percentuais mais baixa que o nível projetado na ausência de efeitos de composição da população.
2. Esses efeitos são maiores do que os encontrados por Paes de Barros et al., em seu estudo das coortes brasileiras nascidas entre 1910 e 1960, em que estimaram que o efeito demográfico teria sido equivalente a 0,4%

de crescimento econômico adicional. Além das diferenças na especificação do modelo, as divergências se devem ao fato de que o período analisado por Paes de Barros et al. se caracterizou por ritmos distintos de mudança demográfica, sendo que a dinâmica demográfica foi de pouca importância durante a primeira metade do período.

3. De forma geral, existem divergências entre os resultados dos diferentes métodos de cálculo para a redução potencial da pobreza em virtude de efeitos demográficos, mas a conclusão de que tais efeitos são substanciais é apoiada por todos.
4. A maior parte da contribuição demográfica está implícita nas mudanças que aconteceram antes de 2005, devido ao efeito inercial da queda da fecundidade no passado. Entretanto, nem tudo está determinado pelo passado. Dependendo das características da mudança da fecundidade entre 2005 e 2015, a incidência da pobreza em 2015 pode variar entre níveis de 11 a quase 19%.
5. A importância do fator demográfico no período de 2005-2015 refere-se mais à distribuição das tendências entre os diferentes estratos sociais do que ao ritmo agregado de mudança. Uma queda mais acentuada da fecundidade aumentaria o ritmo de redução da pobreza, mas uma homogeneização dos níveis de fecundidade projetados teria um efeito consideravelmente maior.
6. Além desta última constatação, a importância da análise reside na sua aplicação à definição de metas políticas para a redução da pobreza. O fato de que uma redução de aproximadamente 4-6 pontos percentuais até 2015 já está implícita na dinâmica demográfica atual do País deveria estimular a fixação de metas mais ambiciosas, cuja realização exija intervenções reais das políticas públicas.

5. Referências Bibliográficas

BARROS, R. et al. Demographic changes and poverty in Brazil. In: BIRDSALL, N.; KELLEY, A. C.; SINDING, S. W. (Orgs.). *Population matters: demographic change, economic growth and poverty in the developing world*. Oxford: Oxford University Press, 2001. cap. 11.

COMISSÃO ECONÔMICA PARA A AMÉRICA LATINA E O CARIBE (CEPAL); INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA (IPEA); PROGRAMA DAS NAÇÕES UNIDAS PARA O DESENVOLVIMENTO (PNUD). *Rumo ao objetivo do milênio de reduzir a pobreza na América Latina e o Caribe*. Santiago do Chile: CEPAL, 2003.

HAKKERT, R. *Guide to the Demographic Module for Poverty Analysis and Projection (DMPAP) an EXCEL work book with an application to Venezuela*. Brasília-DF: UNFPA/IPEA, 2006. Projeto RLA5P201.

SOARES, S. *Distribuição de renda no Brasil de 1976 a 2004, com ênfase no período entre 2001 e 2004*. Brasília-DF: IPEA, 2005 (Texto para Discussão, n. 1166).

FUNDO DE POPULAÇÃO DAS NAÇÕES UNIDAS (UNFPA). *Potential contributions to the MDG Agenda from the perspective of ICPD: a reference guide to evidence for advocacy in the LAC region*. Brasília-DF: IPEA/UNFPA. 2007. Projeto RLA5P201. Em fase de elaboração final.

VERAS, F. et al. *Programas de transferência de renda no Brasil: impactos sobre a desigualdade*. Rio de Janeiro: IPEA, 2006 (Texto para Discussão, n. 1228).

Desigualdade de Renda no Brasil em 2005 e sua Decomposição

Rodolfo Hoffmann*

Resumo

Utilizando os dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) de 2005, é analisada a distribuição da renda domiciliar *per capita* e a distribuição do rendimento por pessoa economicamente ativa no Brasil, nas suas regiões e nas Unidades da Federação. Mostra-se como a divisão em apenas três estratos capta quase 80% da desigualdade total e considera-se a divisão em dois estratos para discutir a separação entre “relativamente pobres” e “relativamente ricos”. Nas duas últimas seções, é analisada a decomposição do índice de Gini conforme parcelas do rendimento domiciliar *per capita*, mostrando como aposentadorias e pensões “oficiais”, rendimentos do Bolsa-Família e diversos tipos de rendimentos iguais a 1 salário mínimo afetam a desigualdade da distribuição de renda no País.

Palavras-chave: Distribuição de Renda; Decomposição da Desigualdade; Brasil.

Abstract

Using data from the Statistical Office's annual national survey (PNAD) carried out in 2005, this paper analyses the distribution of *per capita* household income and the distribution of income of economically active persons in Brazil and in its regions and states. It is shown that the division in only three strata captures almost 80% of total inequality. The division in two strata is used to discuss the limit between the “relatively poor” and the “relatively rich”. In the last two sections the decomposition of the Gini index by factor components is used in order to analyse the influence of “official” pensions, of cash transfer programmes and of various types of income equal to one minimum wage on the inequality of the distribution of *per capita* household income in Brazil.

Keywords: Income Distribution; Inequality Decomposition; Brazil.

JEL classification: D31, H22, H53.

* Professor do Instituto de Economia da UNICAMP, com apoio do CNPq. O autor agradece as sugestões de Ricardo Paes de Barros e a colaboração de Rodrigo Orair.

1. Introdução

Neste artigo os dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) de 2005 são utilizados para análise essencialmente descritiva da distribuição da renda no Brasil e nas suas regiões, considerando o rendimento por pessoa economicamente ativa e o rendimento domiciliar *per capita*. Na Seção 2, são apresentadas as características básicas da distribuição desses rendimentos. Na Seção 3, discute-se como a divisão em dois ou três estratos pode captar a maior parte da desigualdade da distribuição. Na Seção 4, analisa-se como diversas parcelas do rendimento domiciliar contribuem para a desigualdade total, deixando para a Seção 5 a análise dos efeitos de rendimentos iguais a um salário mínimo.

2. A Distribuição da Renda no Brasil em 2005

Nesta Seção são apresentadas as informações básicas sobre a distribuição da renda no Brasil, utilizando os dados da PNAD de 2005. A área pesquisada abrange todo o território nacional, pois a partir de 2004 o IBGE passou a coletar dados inclusive na área rural da antiga Região Norte. É importante ter em mente que, como ocorre em qualquer pesquisa desse tipo, os rendimentos tendem a estar subestimados. Não se considera, por exemplo, o valor da produção para autoconsumo, que pode ser componente importante da renda real de pequenos agricultores. Mas a principal causa da subestimação das rendas é a sua subdeclaração, especialmente para rendimentos elevados. Ao examinar as várias medidas de posição da distribuição da renda no Brasil, apresentadas adiante, é necessário admitir que o valor verdadeiro possa ser 50 ou 100% maior. Como regra prática, rendimentos médios e percentis obtidos diretamente da PNAD devem ser divididos por 0,6 para obter estimativa do valor verdadeiro. Tendo em vista que provavelmente o grau de subdeclaração é maior no caso dos rendimentos mais elevados, os dados da PNAD devem subestimar as medidas de desigualdade da distribuição da renda.

O grau de subdeclaração certamente varia com a natureza do rendimento. Ele deve ser relativamente baixo no caso de rendimentos regulares pagos pelo Governo, como o salário de funcionários públicos estatutários e militares e as aposentadorias e pensões pagas pelo Governo ou instituto de previdência.¹

¹ Trata-se de rendimentos que, quando superam o limite de isenção do Imposto sobre a Renda (IR), dificilmente podem ser omitidos na declaração para esse imposto.

O rendimento de empregados com Carteira tende a ser menos subdeclarado do que o rendimento de empregados sem Carteira ou dos que trabalham por conta própria e dos empregadores. Provavelmente a omissão é maior no caso do rendimento de alugueiros e maior, ainda, no caso de juros e dividendos.

A Tabela 1 apresenta resultados para dois tipos de distribuição: a do Rendimento por Pessoa Economicamente Ativa (considerando apenas as pessoas cujo rendimento de todas as fontes é positivo) (RPEA) e a do Rendimento Domiciliar *per Capita* (RDPC). Nesse último caso, são considerados os domicílios particulares permanentes com declaração de rendimento domiciliar (mesmo que o rendimento declarado seja nulo) e o rendimento *per capita* é obtido dividindo o rendimento domiciliar pelo número de moradores, excluindo pensionistas, empregados domésticos e parentes de empregados domésticos. Trata-se de 52.119 mil domicílios com média de 3,46 pessoas por domicílio.

Tabela 1

Estatísticas Relativas à Distribuição do Rendimento entre Pessoas Economicamente Ativas (PEA) com Rendimento Positivo e a Distribuição do Rendimento Domiciliar *per Capita*, Conforme Dados da PNAD de 2005

Estatística	PEA com Rendimento de Todas as Fontes Positivo	Rendimento Domiciliar <i>per Capita</i>
Nº de Pessoas (1000)	80.644	180.354
Renda Média ¹	835,3	435,9
10º Percentil	150	66,7
1º Quartil (25º Percentil) ¹	300	120,8
40º Percentil ¹	380	185,0
Mediana (50º Percentil) ¹	450	237,5
60º Percentil	574	300,0
3º Quartil (75º Percentil) ¹	800	460,0
80º Percentil ¹	1.000	550,0
90º Percentil ¹	1.700	906,0
95º Percentil ¹	2.800	1.450,0
99º Percentil ¹	6.500	3.456,7
% da Renda Apropriada Pelos		
40% Mais Pobres	11,1	9,4
50% mais Pobres	16,0	14,2
20% Mais Ricos	60,5	61,0
10% Mais Ricos	45,3	45,1
5% Mais Ricos	32,5	32,1
1% Mais Ricos	13,3	12,9
Índice de Gini	0,550	0,567
T de Theil	0,640	0,653
L de Theil	0,561	–

Nota: ¹ Em reais de setembro de 2005, quando o salário mínimo era R\$ 300,00.

O valor médio declarado para o rendimento de todas as fontes por pessoa economicamente ativa é R\$ 835,3. Esse valor é um pouco superior ao 3º quartil (R\$ 80,00), mostrando que menos de 1/4 das pessoas economicamente ativas tem rendimento superior à média. Os 50% mais pobres, cujo rendimento declarado não ultrapassa R\$ 450,00, ficam com 16% do rendimento total, ao mesmo tempo que o centésimo mais rico, cujo rendimento ultrapassa R\$ 6.500, se apropria de 13,3% do rendimento total. Pessoas cujo rendimento declarado supera R\$ 1.700,00 estão entre os 10% mais ricos, que ficam com 45,3% da renda total. O índice de Gini dessa distribuição é igual a 0,550.

Para o rendimento domiciliar *per capita*, verifica-se que a média é R\$ 435,9 e a mediana é R\$ 237,5. A porcentagem da renda total apropriada pelo centésimo mais rico (12,9%) é apenas um pouco inferior à porcentagem que fica para a metade mais pobre (14,2%). Pessoas de domicílio cujo rendimento *per capita* declarado supera R\$ 906,00 estão entre os 10% mais ricos, que se apropriam de 45,1% da renda total. O índice de Gini da distribuição do rendimento *per capita* é igual a 0,567.

É interessante lembrar do conceito de *dual* das medidas de desigualdade, que é a porcentagem da população que ficaria sem renda para que se mantivesse o valor da medida de desigualdade, se a renda fosse igualitariamente distribuída entre as outras pessoas. No caso do índice de Gini, o *dual* é igual ao índice, significando que, para a distribuição do RDPC no Brasil, 56,7% da população ficaria sem renda naquela situação hipotética. Para a medida T de Theil o *dual* é igual a $1 - \exp(-T)$, significando que o seu *dual* para essa distribuição é 47,9%.

A Tabela 2 permite comparar a distribuição do RPEA em seis regiões do País. Note-se que o estado de São Paulo foi destacado da Região Sudeste. Verifica-se que as regiões com maior desigualdade são o Nordeste (com os maiores valores para as duas medidas de Theil) e o Centro-Oeste (com o maior valor para o índice de Gini). No Nordeste a porcentagem da renda total apropriada pelo centésimo mais rico (15,1%) é substancialmente maior do que a porcentagem apropriada pelos 40% mais pobres (10,8%).

Quando os quantis de uma distribuição y são maiores ou iguais aos quantis correspondentes de uma distribuição x , com a desigualdade valendo em algum intervalo, diz-se que a distribuição y domina, em 1ª ordem, a distribuição

x. Isso significa que, para qualquer linha de pobreza, a proporção de pobres na distribuição y é menor ou igual à proporção de pobres na distribuição x. Com base nos percentis apresentados na Tabela 2, verifica-se que a distribuição do RPEA no estado de São Paulo domina, em 1ª ordem, as distribuições nas outras cinco regiões. Verifica-se, também, que a distribuição no Nordeste é dominada, em 1ª ordem, pelas distribuições nas outras cinco regiões.

Tabela 2

Estatísticas Relativas à Distribuição do Rendimento de Todas as Fontes por Pessoa Economicamente Ativa, Excluindo Pessoas sem Rendimento, em Seis Regiões do Brasil, Conforme Dados da PNAD de 2005.

Estatística	Região					
	Norte	Nordeste	MG + ES + RJ	SP	Sul	Centro-Oeste
Nº de Pessoas (1000)	5.789	20.414	16.914	18.562	13.046	5.919
Renda Média	659,6	505,6	849,4	1.118,6	946,2	971,3
10º Percentil	150	80	200	300	230	200
1º Quartil (25º Percentil)	300	160	300	400	350	300
40º Percentil	320	300	400	508	450	400
Mediana (50º Percentil)	400	300	450	600	550	500
60º Percentil	480	327	600	800	650	600
3º Quartil (75º Percentil)	660	477	810	1.120	1.000	900
80º Percentil	800	580	1.000	1.360	1.200	1.100
90º Percentil	1.200	902	1.750	2.200	2.000	2.000
95º Percentil	2.000	1.560	2.900	3.500	3.000	3.010
99º Percentil	5.000	4.500	6.800	8.500	6.500	8.000
% da Renda Apropriada Pelos						
40% Mais Pobres	13,6	10,8	12,1	12,3	12,4	11,3
50% Mais Pobres	19,2	16,8	17,0	17,5	17,7	15,9
20% Mais Ricos	56,1	60,5	59,6	58,7	57,6	62,2
10% Mais Ricos	41,4	46,7	44,5	43,3	41,8	46,8
5% Mais Ricos	29,7	34,9	31,6	30,9	29,3	33,8
1% Mais Rico	12,1	15,1	12,2	12,7	11,7	13,9
Índice de Gini	0,498	0,555	0,533	0,524	0,515	0,557
T de Theil	0,531	0,693	0,593	0,579	0,553	0,683
L de Theil	0,448	0,592	0,512	0,485	0,480	0,551

Elaboração própria.

A Tabela 3 mostra as medidas de desigualdade e os percentis da distribuição do RDPC em seis regiões do País. Verifica-se, novamente, que o Nordeste (com o T de Theil mais alto) e o Centro-Oeste (com o índice de Gini mais alto) se destacam pela elevada desigualdade. O Nordeste é a única região, dentre as seis analisadas, onde a porcentagem da renda total apropriada pelo centésimo mais rico supera a porcentagem que fica com os 50% mais pobres.

A menor desigualdade é observada na Região Sul, que é a única onde a porcentagem da renda total apropriada pelos 40% mais pobres supera a porcentagem que fica com o centésimo mais rico.

Com base nos percentis apresentados na Tabela 3, verifica-se que a distribuição do RDPC no estado de São Paulo domina, em 1ª ordem, as distribuições nas outras cinco regiões em que a distribuição do RDPC no Nordeste é dominada, em 1ª ordem, pelas distribuições das outras cinco regiões, excetuando-se o caso do 99º percentil da Região Norte. Nota-se que há cruzamentos das curvas de quantis das Regiões Sul, Centro-Oeste e MG + ES + RJ, mostrando que não é possível ordenar essas três regiões no que se refere à dominância de 1ª ordem.

No Apêndice 1 são apresentadas algumas características básicas da distribuição do rendimento domiciliar *per capita* em cada Unidade da Federação.

Tabela 3

Estatísticas Relativas à Distribuição do Rendimento Domiciliar *per Capita* em Seis Regiões do Brasil, Conforme Dados da PNAD de 2005

Estatística	Região					
	Norte	Nordeste	MG + ES + RJ	SP	Sul	Centro-Oeste
Nº de Pessoas (1.000)	14.536	50.219	36.865	39.317	26.545	12.873
Nº de Domicílios (1.000)	3.683	13.183	11.255	11.901	8.277	3.821
Pessoas/Domicílio	3,95	3,81	3,28	3,30	3,21	3,37
Renda Média	291,6	248,1	479,0	605,0	529,5	497,9
10º Percentil	60,0	40,0	87,5	118,0	100,0	86,0
1º Quartil (25º Percentil)	99,6	75,0	150,0	200,0	180,0	150,0
40º Percentil	137,1	105,0	220,0	300,0	266,7	201,8
Mediana (50º Percentil)	166,7	133,3	275,0	358,3	325,0	260,0
60º Percentil	210,9	166,7	328,3	450,0	402,0	316,7
3º Quartil (75º Percentil)	301,7	250,0	500,0	650,0	600,0	500,0
80º Percentil	360,0	300,0	585,1	760,0	683,3	600,0
90º Percentil	593,5	475,0	988,7	1.240,0	1.083,3	1.050,0
95º Percentil	916,7	800,0	1.600,0	1.890,3	1.610,0	1.710,0
99º Percentil	2.100,0	2.150,0	3.800,0	4.325,0	3.565,0	4.000,0
% da Renda Apropriada pelos						
40% Mais Pobres	11,3	9,9	10,7	11,2	11,6	9,8
50% Mais Pobres	16,5	14,7	15,8	16,5	17,2	14,4
20% Mais Ricos	58,1	61,4	59,8	57,8	56,2	62,4
10% Mais Ricos	42,5	46,8	44,4	42,0	40,1	46,9
5% Mais Ricos	30,2	34,7	31,5	29,5	27,6	33,6
1% Mais Rico	12,3	14,9	12,1	11,7	10,7	13,7
Índice de Gini	0,530	0,570	0,547	0,528	0,513	0,573
T de Theil	0,576	0,703	0,607	0,561	0,516	0,700

Elaboração própria.

3. Divisão em Estratos de Renda

Vamos admitir que uma população seja dividida em k estratos de renda. Sejam π_h e Y_h as frações da população e da renda total, respectivamente, que ficam no h -ésimo estrato, com $h = 1, \dots, k$. Sejam G , T e L os valores do índice de Gini, do T de Theil e do L de Theil, respectivamente, para toda a distribuição. Vamos indicar por G_h , T_h e L_h os valores dessas medidas de desigualdade dentro do h -ésimo estrato, e por G_e , T_e e L_e as medidas da desigualdade entre estratos. Sabe-se que são válidas as seguintes expressões (ver, por exemplo, HOFFMANN, 1998):

$$G = G_e + \sum_{h=1}^k \pi_h Y_h G_h \quad (1)$$

$$T = T_e + \sum_{h=1}^k Y_h T_h \quad (2)$$

$$L = L_e + \sum_{h=1}^k \pi_h L_h \quad (3)$$

Cabe ressaltar que L e T são consideradas medidas de desigualdade *decomponíveis*, pois as expressões (2) e (3) são válidas sempre que a população é dividida em k grupos. De outra parte, a expressão (1), referente ao índice de Gini, deixa de ser válida se os grupos não forem definidos como estratos de renda. Note-se que, tanto na expressão (2) como na expressão (3), o segundo termo do segundo membro é uma média ponderada das medidas de desigualdade dentro dos estratos, o que não acontece na expressão (1). Nas três expressões, a medida da desigualdade entre estratos (G_e , T_e ou L_e) pode ser interpretada como a desigualdade que seria observada após eliminar a desigualdade dentro dos estratos (redistribuir a renda dentro dos estratos, deixando todos com renda igual à média do estrato).

Consideremos a divisão da população do Brasil em três estratos de RDPC, como mostra a Tabela 4.

Tabela 4

Divisão da População do Brasil em Três Estratos de RDPC, Conforme Dados da PNAD de 2005

Estrato (R\$ per Capita)	Porcentagem		Renda Média (R\$)	Medida de Desigualdade	
	de Pessoas (100 π_h)	da Renda (100 Y_h)		G	T
De 0 a 250	52,51	15,61	129,5	0,2877	0,1407
Mais de 250 a 1.000	39,02	42,71	477,0	0,2198	0,0757
Mais de 1.000	8,46	41,69	2.147,0	0,3155	0,2033
Total	100,00	100,00	435,9	0,5670	0,6529

Elaboração própria.

As medidas da desigualdade entre estratos são $G_e = 0,4956$ e $T_e = 0,5138$, correspondendo a 87,4 e 78,7% da respectiva medida da desigualdade total. As parcelas referentes à desigualdade dentro dos estratos são $\sum \pi_h Y_h G_h = 0,0713$ e $\sum Y_h T_h = 0,1390$, correspondendo a apenas 12,6 e 21,3% da desigualdade total.

Para que seja possível fazer a decomposição do L de Theil, vamos considerar apenas os domicílios com rendimento declarado positivo, como mostra a Tabela 5.

Tabela 5

Divisão da População do Brasil em três Estratos de RDPC, Conforme Dados da PNAD de 2005, Excluindo Domicílios que Declararam Não Ter Nenhum Rendimento¹

Estrato (R\$ per Capita)	Porcentagem		Renda Média (R\$)	Medida de Desigualdade		
	de Pessoas (100 π_h)	da Renda (100 Y_h)		G	T	L
De 0 a 250	52,13	15,61	131,6	0,2766	0,1253	0,1588
Mais de 250 a 1.000	39,34	42,71	477,0	0,2198	0,0757	0,0736
Mais de 1.000	8,53	41,68	2.147,0	0,3155	0,2033	0,1609
Total	100,0	100,0	439,4	0,5634	0,6448	0,5865

Nota: ¹ Correspondendo a apenas 0,8% do total de pessoas com declaração de RDPC.
Elaboração própria.

Agora, as medidas de desigualdade entre os três estratos são $G_e = 0,4928$, $T_e = 0,5082$ e $L_e = 0,4610$, correspondendo, respectivamente, a 87,5, 78,8 e 78,6% da desigualdade total. As parcelas referentes à desigualdade dentro dos estratos são $\sum \delta_h Y_h G_h = 0,0707$, $\sum Y_h T_h = 0,1366$ e $\sum \delta_h L_h = 0,1255$, correspondendo, respectivamente, a 12,5, 21,2 e 21,4% da desigualdade total.

Limitando-nos às medidas de desigualdade decomponíveis, é importante notar que quase 4/5 da desigualdade total são captados pela divisão em três estratos adotada, na qual o estrato mais rico, formado por aqueles cuja RDPC declarada supera R\$ 1.000,00, inclui cerca de 8,5% da população. Uma idéia falsa bastante difundida consiste em admitir que grande parte da desigualdade total se deve às diferenças de renda dentro desse estrato.

A seguir será mais formalmente analisado como a divisão em apenas dois estratos de renda pode captar grande parte da desigualdade total. Variando o limite entre os dois estratos (até o limite e acima do limite) e calculando, em cada caso, os valores das medidas de desigualdade entre os estratos (G_e , T_e e L_e), foi possível determinar o limite que maximiza essa desigualdade. No Apêndice 2 são apresentadas informações adicionais sobre a metodologia de divisão de estratos.

Na análise estatística de agrupamentos (*cluster analysis*), é comum usar a maximização da variância entre grupos como critério de divisão. Como a medida de desigualdade corresponde à variância é o quadrado do coeficiente de variação (C^2), ele foi incluído nos resultados apresentados a seguir. Cabe ressaltar que o coeficiente de variação é pouco usado como medida de desigualdade da distribuição de renda, por ser muito sensível a modificações na cauda direita da distribuição (entre os muito ricos).

A Tabela 6 mostra os resultados obtidos para a distribuição do RDPC e a Tabela 7, os resultados para o RPEA.

Tabela 6

Limite (ω) para a Divisão em Dois Estratos de RDPC que Maximiza a Desigualdade entre Estratos, no Brasil, em 2005, para Quatro Medidas de Desigualdade: o Índice de Gini (G), as Medidas T e L de Theil e o Quadrado do Coeficiente de Variação (C^2)

Medida de Desigualdade	Limite ω (R\$)	Desigualdade entre Estratos		Média do RDPC		% das Pessoas	
		Medida	% do Total	Estrato 1	Estrato 2	Estrato 1	Estrato 2
G	435,9	0,4186	73,8	186,8	1.117,8	73,2	26,8
T	743,5	0,4117	63,1	244,4	1.675,9	86,6	13,4
L	346,21	0,3744	— ¹	162,4	951,5	65,3	34,7
C^2	1.922,2	1,5827	50,9	337,9	3.506,4	96,9	3,1

Nota: ¹Não se aplica, pois a existência de valores de RDPC iguais a zero impede o cálculo de L para toda a distribuição.

Cabe assinalar que há certa imprecisão na determinação do limite ω , pois a função que mostra como a desigualdade entre os dois estratos varia em função da separatriz pode apresentar um patamar. No caso da distribuição do RPEA, por exemplo, o valor de L_e é praticamente igual a 0,3499 para ω variando de R\$ 750,00 a R\$ 775,00, e o valor de T_e é praticamente igual a 0,4119 para ω variando de R\$ 1.560,00 a R\$ 1.580,00.

Tabela 7

Limite (ω) para a Divisão em Dois Estratos de RPEA que Maximiza a Desigualdade entre Estratos, no Brasil, em 2005, para Quatro Medidas de Desigualdade: o Índice de Gini (G), as Medidas T e L de Theil e o Quadrado do Coeficiente de Variação (C^2)

Medida de Desigualdade	Limite ω (R\$)	Desigualdade entre Estratos		Média do RDPC		% das Pessoas	
		Medida	% do Total	Estrato 1	Estrato 2	Estrato 1	Estrato 2
G	835,3	0,4094	74,5	384,2	2.248,9	75,8	24,2
T	1.572,2	0,4119	64,4	497,6	3.617,4	89,2	10,8
L	764,6	0,3499	62,4	362,9	2.057,4	72,1	27,9
C^2	3.757,8	1,6521	48,4	644,3	6.871,3	96,9	3,1

Elaboração própria.

Os limites ω podem ser considerados maneiras de dividir a população em dois estratos, como ocorre quando se estabelece o limite de isenção para o IR.

Outra maneira de dividir a distribuição de renda em dois estratos é adotar como limite a renda (λ) para a qual muda de sinal o efeito, sobre uma medida de desigualdade, de um pequeno acréscimo na renda de uma pessoa (ver HOFFMANN, 2001; LAMBERT e LANZA, 2006). É claro que um acréscimo na renda de uma pessoa pobre faz diminuir a desigualdade, e um acréscimo na renda de uma pessoa rica faz aumentar a desigualdade. O limite λ é o valor da renda em que esse efeito muda de sinal. A Tabela 8 facilita a comparação dos limites λ com os limites ω já apresentados nas Tabelas 6 e 7.

Tabela 8

Os Limites λ e ω para Quatro Medidas de Desigualdade, Considerando a Distribuição do RDPC ou a Distribuição do RPEA, no Brasil, em 2005

Medida de Desigualdade	Distribuição do RDPC		Distribuição do RPEA	
	λ (R\$)	ω (R\$)	λ (R\$)	ω (R\$)
G	512	436	900	835
T	837	743	1.584	1.573
L	436	346	835	765
C^2	1.791	1.922	3.684	3.758

Elaboração própria.

É notória a semelhança entre os limites λ e ω , no que se refere a sua ordem de grandeza e padrão de variação conforme a medida de desigualdade adotada, apesar da diferença na sua conceituação. De certa maneira, o valor de \hat{U} reforça a importância do limite λ , que pode ser considerado como a renda que separa os relativamente pobres dos relativamente ricos (“benchmark income level”, conforme LAMBERT; LANZA, 2006).

A Tabela 8 mostra que o limite λ varia muito com a medida de desigualdade adotada. Mas se a análise da desigualdade é feita tendo em vista reduzir a pobreza, não cabe adotar o C^2 como medida de desigualdade, por ser especialmente sensível a modificações na cauda direita da distribuição. Descartando os valores correspondentes a C^2 , o intervalo de variação de λ na Tabela 8 se torna bem menor. Para o índice de Gini, que é a medida de desigualdade mais usual, obtemos $\lambda = R\$ 512,00$ na distribuição do RDPC e $\lambda = R\$ 900,00$ na distribuição do RPEA. É importante lembrar, nesse contexto, a correção para subdeclaração discutida no início da Seção 2.

4. Decomposição Conforme Parcelas da Renda

Seja x_i o rendimento domiciliar *per capita* da i -ésima pessoa, com $i = 1, \dots, n$. Então n indica o tamanho da população. Admite-se que os rendimentos estão ordenados de maneira que:

$$x_1 \leq x_2 \leq \dots \leq x_n \quad (4)$$

Sendo μ a média dos x_i , as coordenadas da curva de Lorenz são:

$$p_i = \frac{i}{n} \quad (5)$$

e

$$\Phi_i = \frac{1}{n\mu} \sum_{j=1}^i x_j \quad (6)$$

Vamos admitir que a renda x_i é composta por k parcelas:

$$x_i = \sum_{h=1}^k x_h \quad (7)$$

Sendo β a área entre a curva de Lorenz e o eixo das abscissas, o índice de Gini pode ser obtido de:

$$G = 1 - 2\beta \quad (8)$$

Mantida a ordenação das rendas x_i , conforme (4), a curva de concentração da parcela x_{hi} mostra como a proporção acumulada dos x_{hi} varia em função da proporção acumulada da população. Sendo β_h a área entre essa curva e o eixo das abscissas, a razão de concentração da parcela x_{hi} é:

$$C_h = 1 - 2\beta_h \quad (9)$$

Verifica-se que $-1 < C_h < 1$.

Se φ_h é a participação da h -ésima parcela na renda total, pode-se demonstrar que:

$$G = \sum_{h=1}^k \varphi_h C_h \quad (10)$$

Dessa maneira o índice de Gini da distribuição da renda pode ser dividido em k componentes, correspondentes às k parcelas do rendimento domiciliar *per capita*.

Somando e subtraindo G no segundo membro de (10) e lembrando que $\sum \varphi_h = 1$, obtemos

$$G = G + \sum_{h=1}^k \varphi_h (C_h - G) \quad (11)$$

O último termo dessa expressão mostra a contribuição de cada parcela do rendimento para aumentar ou diminuir o índice de Gini da distribuição de x_i .

Vamos admitir que todos os valores da h -ésima parcela do rendimento sofram pequeno acréscimo relativo θ , isto é, essa parcela é multiplicada por $1 + \theta$, com θ bastante pequeno. Admitindo que esse pequeno acréscimo

relativo em uma de suas parcelas não cause reordenação dos valores de x_r , pode-se demonstrar que a alteração ΔG no índice de Gini é tal que:

$$\lim_{\theta \rightarrow 0} \frac{\Delta G}{\theta} = \varphi_h (C_h - G) \quad (12)$$

Isso mostra que o último termo na expressão (11) é formado por esses efeitos marginais, sobre o índice de Gini, de pequenos acréscimos relativos em cada parcela do rendimento.

Se $\varphi_h > 0$ e $C_h < G$, a h -ésima parcela contribui para reduzir o índice de Gini. A diferença $G - C_h$ é a medida do grau de progressividade da parcela de acordo com Lerman e Yitzhaki (1985, 1994 e 1995). Uma parcela positiva ($x_{hi} > 0$) da renda final é denominada progressiva se $G - C_h > 0$. Um imposto (t) corresponde a uma parcela negativa da renda final, isto é, $x_{hi} = -t$; neste caso a participação na renda total (φ_h) é negativa, e a medida de progressividade passa a ser $C_h - G$, onde C_h é a razão de concentração do imposto.

Vamos admitir que determinado montante de recursos possa ser usado para aumentar o valor de uma das parcelas do RDPC (que pode ser algum tipo de transferência do Governo). Vamos admitir, também, que esse aumento seja dado na forma de um acréscimo proporcionalmente igual para todos os valores daquela parcela e que esse acréscimo proporcional seja bastante pequeno. Então, de acordo com a expressão (12), o índice de progressividade $G - C_h$ indica a intensidade do efeito desse aumento sobre a desigualdade. Se o objetivo for reduzir a desigualdade, deve-se optar por gastar o montante disponível, aumentando a parcela (ou tipo de transferência) com o maior grau de progressividade.

Utilizando os dados da PNAD de 2005, vamos considerar a divisão do rendimento domiciliar nas seguintes parcelas:

1. Rendimento de todos os trabalhos, incluindo salários e remuneração de trabalhadores por conta própria e empregadores (representado por TTR).
2. Aposentadorias e pensões "oficiais", isto é, pagas pelo Governo Federal ou por instituto de previdência (AP1).
3. Outras aposentadorias e pensões (AP2).

4. Rendimentos de doações feitas por pessoas de outros domicílios (DOA).
5. Rendimentos de aluguel (ALU).
6. O valor registrado na última pergunta sobre rendimentos no questionário da PNAD, que inclui juros, dividendos, transferências de programas oficiais como Bolsa-Família ou Renda Mínima e outros rendimentos (JUR).

A Tabela 9 mostra a distribuição dos domicílios, das pessoas e da renda em oito estratos de RDPC. Observa-se que pouco mais de 1% dos domicílios, incluindo 0,81% das pessoas, tem renda declarada nula.

Agregando os três primeiros estratos, verifica-se que os 44,3% mais pobres ficam com 11,3% da renda total. No outro extremo, verifica-se que os 6,6% mais ricos ficam com 37% da renda total.

Se considerarmos a participação dos três estratos mais ricos, a renda de aposentadorias e pensões oficiais (AP1) é quase tão concentrada quanto o rendimento de todos os trabalhos (TTR). De outra parte, a concentração de AP1 é maior do que a de TTR, se considerarmos a participação dos três estratos mais pobres (44,3% das pessoas, que ficam com 11,4% do total de TTR e apenas 8,8% do total de AP1). A participação do 4º estrato (mais de 200 a 300) no total de AP1 é especialmente elevada porque ele inclui os valores de RDPC iguais a um salário mínimo (cujo valor corrente em setembro de 2005 era R\$ 300).

Tabela 9

Distribuição Percentual dos Domicílios, das Pessoas, da Renda e das suas Seis Parcelas em Oito Estratos de RDPC, Brasil – 2005

Estrato de RDPC (em R\$ de set./2005)	Domicílios (%)	Pessoas (%)	Renda total (%)	Parcelas da renda					
				TTR (%)	AP1 (%)	AP2 (%)	DOA (%)	ALU (%)	JUR (%)
0 (zero)	1,02	0,81	0	0	0	0	0	0	0
Mais de 0 a 100	14,07	19,34	2,90	2,87	1,64	3,09	9,20	0,52	16,47
Mais de 100 a 200	20,69	24,13	8,39	8,57	7,18	7,96	12,26	2,16	18,48
Mais de 200 a 300	18,05	16,78	9,87	9,52	11,78	8,06	10,32	3,77	13,05
Mais de 300 a 600	24,11	21,63	21,36	21,73	22,22	16,39	18,40	12,89	11,55
Mais de 600 a 1.200	13,02	10,70	20,48	20,53	21,78	15,89	21,51	21,02	8,29
Mais de 1.200 a 2.500	6,20	4,76	18,34	18,42	18,28	20,80	16,97	23,96	8,13
Mais de 2.500	2,85	1,85	18,65	18,36	17,12	27,83	11,33	35,69	24,04
Total	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00

Elaboração própria.

² Cabe esclarecer que, de acordo com o Manual de Entrevista da PNAD, as pensões alimentícias (espontâneas ou judiciais) são registradas na pergunta sobre “outras pensões” e, conseqüentemente, neste trabalho estão incluídas em AP2.

É interessante notar que o recebimento de doações de outras pessoas está longe de ser exclusividade dos relativamente pobres. Quase 50% do total dessa parcela vai para os 17,3% mais ricos.²

A parcela mais concentrada é claramente o rendimento de aluguéis: quase 60% do total ficam com os 6,6% mais ricos.

Comparando a distribuição de JUR com a distribuição da renda total, verifica-se que essa parcela é relativamente mais importante nos estratos de mais de 0 a 300 reais e volta a se destacar no último estrato. Isso se deve ao fato de JUR incluir tanto rendimentos típicos de domicílios pobres (como Bolsa-Família) como rendimentos típicos de domicílios relativamente ricos (como juros e dividendos).

A Tabela 10 mostra a composição percentual da renda no Brasil e em cada estrato de RDPC. O rendimento de todos os trabalhos (TTR) é a parcela mais importante, representando cerca de 3/4 da renda total. Note-se que essa parcela representa mais de 77% do total nos estratos de “mais de 100 a 200” e “mais de 300 a 600”. No estrato intermediário (“mais de 200 a 300”), a participação de TTR é relativamente baixa devido à participação especialmente elevada de AP1 (aposentadorias e pensões oficiais, pois um RDPC igual a um salário

mínimo (R\$ 300) está dentro desse estrato e o grande número de aposentadorias e pensões iguais a 1 salário mínimo corresponde, muitas vezes, a um rendimento domiciliar *per capita* igual a 1 salário mínimo.

As aposentadorias e pensões oficiais representam 18,1% da renda total. Essa participação certamente está superestimada, pois tais rendimentos são menos subdeclarados do que os demais componentes da renda domiciliar. Note-se que a participação de AP1 é menor nos dois estratos mais pobres, especialmente no primeiro.

Como é esperado, a participação das doações de outros domicílios (DOA) na renda total tende a cair, e a participação da renda de aluguéis (ALU) tende a subir com o nível de renda.

A participação de JUR é relativamente elevada no estrato mais pobre, decresce substancialmente até o 5º estrato, e volta a subir no estrato mais rico. Admite-se que nos estratos pobres essa parcela seja constituída essencialmente por transferências como o Bolsa-Família, e que nos estratos relativamente ricos corresponda basicamente a juros e dividendos (com valores drasticamente subdeclarados).

Tabela 10

Composição Percentual da Renda em Sete Estratos de RDPC, Brasil – 2005

Estrato de RDPC (Em R\$ de Set./2005)	Parcelas da Renda					
	TTR	AP1	AP2	DOA	ALU	JUR
Mais de 0 a 100	75,32	10,26	1,72	2,27	0,33	10,10
Mais de 100 a 200	77,55	15,50	1,53	1,04	0,47	3,91
Mais de 200 a 300	73,28	21,62	1,32	0,75	0,69	2,35
Mais de 300 a 600	77,25	18,84	1,24	0,62	1,09	0,96
Mais de 600 a 1.200	76,15	19,27	1,25	0,75	1,86	0,72
Mais de 1.200 a 2.500	76,30	18,06	1,83	0,66	2,37	0,79
Mais de 2.500	74,78	16,62	2,40	0,43	3,47	2,29
Total	75,97	18,12	1,61	0,71	1,81	1,78

Elaboração própria.

A Tabela 11 mostra a decomposição do índice de Gini, com base na razão de concentração de cada parcela do rendimento domiciliar. A parcela mais regressiva, entre as seis consideradas, é o rendimento de aluguéis, e a mais progressiva é JUR, devido ao fato de incluir as transferências do Governo, como o Bolsa-Família.

A razão de concentração de aposentadorias e pensões “oficiais” (AP1) é um pouco maior do que o índice de Gini, fazendo com que essa parcela do rendimento seja ligeiramente regressiva e sua participação no índice de Gini (18,78%) seja maior do que sua participação na renda total (18,12%).

Tabela 11

As Razões de Concentração (C_h) para Seis Parcelas do Rendimento e a Decomposição do Índice de Gini da Distribuição do RDPC, Brasil – 2005

Parcela	Participação ($100\varphi_h$)	Razão de Conc. (C_h)	Parcelas de G		Progressividade
			$\varphi_h C_h$	%	$G - C_h$
TTR	75,97	0,5648	0,4290	75,67	0,0022
AP1	18,12	0,5877	0,1065	18,78	-0,0207
AP2	1,61	0,6172	0,0099	1,75	-0,0502
DOA	0,71	0,4139	0,0030	0,52	0,1531
ALU	1,81	0,7905	0,0143	2,53	-0,2235
JUR	1,78	0,2363	0,0042	0,74	0,3307
Total	100,00	0,5670	0,5670	100,00	-

Elaboração própria.

É possível examinar o que aconteceria com a distribuição do RDPC se as aposentadorias e pensões “oficiais” fossem eliminadas. A renda *per capita* média cairia 18,1%, de R\$ 435,9 para R\$ 356,9. Quase 6% das pessoas ficariam sem nenhum rendimento. O índice de Gini aumenta de 0,5670 para 0,6065. Mas não tem sentido concluir, desses resultados, que AP1 é uma parcela progressiva da renda, contribuindo para reduzir a desigualdade. É obviamente irreal imaginar que todas as aposentadorias e pensões “oficiais” pudessem ser eliminadas, e o crescimento do índice de Gini nessa situação se deve à reordenação das pessoas. Aposentados com 1 salário mínimo *per capita*, que estavam ao redor do 60º percentil da distribuição observada, passam a integrar os 6% sem nenhuma renda. É muito mais razoável avaliar o grau de progressividade de AP1 considerando acréscimo ou redução marginal no seu valor. Nesse caso, se a variação for proporcionalmente igual para todos, a variação no índice de Gini tem, de acordo com os dados da PNAD, o mesmo sentido que a variação em AP1, indicando que essa parcela é regressiva (ver Tabela 11).

É interessante examinar o caso da Região Metropolitana do Rio de Janeiro, onde é extraordinariamente elevada a participação das aposentadorias e pensões na composição do índice de Gini. Observa-se, na Tabela 12, que as

aposentadorias e pensões “oficiais” representam quase 26% da renda total declarada, e que essa participação é mais elevada nos estratos mais ricos, alcançando quase 30% no estrato de RDPC acima de R\$ 2.500. A Tabela 13 mostra que a razão de concentração de AP1 supera substancialmente o índice de Gini da Região, fazendo com que a participação dessa parcela na formação do índice de Gini alcance 29,34%. Para o conjunto de todas as aposentadorias e pensões (AP1 + AP2) essa participação atinge 1/3.

Tabela 12

Composição Percentual da Renda em Sete Estratos de RDPC, Região Metropolitana do Rio de Janeiro – 2005

Estrato de RDPC (Em R\$ de Set./2005)	Parcelas da Renda					
	TTR	AP1	AP2	DOA	ALU	JUR
Mais de 0 a 100	79,72	12,09	2,16	3,09	0,65	2,29
Mais de 100 a 200	82,12	13,21	2,03	1,36	0,48	0,81
Mais de 200 a 300	76,24	20,15	1,56	0,90	0,56	0,58
Mais de 300 a 600	71,82	25,40	1,39	0,53	0,45	0,41
Mais de 600 a 1.200	68,64	27,52	1,33	0,73	1,29	0,49
Mais de 1.200 a 2.500	69,63	26,07	1,68	0,45	1,51	0,66
Mais de 2.500	60,00	29,55	6,62	0,20	2,43	1,20
Total	68,35	25,97	2,98	0,56	1,39	0,75

Elaboração própria.

Tabela 13

As Razões de Concentração (C_h) para Seis Parcelas do Rendimento e a Decomposição do Índice de Gini da Distribuição do RDPC, Região Metropolitana do Rio de Janeiro – 2005

Parcela	Participação ($100\varphi_h$)	Razão de Conc. (C_h)	Parcelas de G		Progressividade $G - C_h$
			$\varphi_h C_h$	%	
TTR	68,35	0,5197	0,3552	63,60	0,0388
AP1	25,97	0,6308	0,1638	29,34	-0,0723
AP2	2,98	0,7524	0,0224	4,01	-0,1939
DOA	0,56	0,2849	0,0016	0,28	0,2736
ALU	1,39	0,7708	0,0107	1,92	-0,2123
JUR	0,75	0,6261	0,0047	0,85	-0,0676
Total	100,00	0,5585	0,5585	100,00	-

Elaboração própria.

Note-se que na Região Metropolitana do Rio de Janeiro a parcela JUR é regressiva, provavelmente devido à menor importância relativa das transferências do Governo Federal.

É claro que uma das razões para que a participação de aposentadorias e pensões seja excepcionalmente elevada no Rio de Janeiro é o fato de ter sido sede do Governo Federal e aí estarem localizados vários órgãos do Governo.

Talvez por ser uma capital “jovem”, a participação das aposentadorias e pensões no RDPC do Distrito Federal é apenas 16,7% (com 14,4% para as “oficiais”), como mostra a Tabela 14. Mas a regressividade das aposentadorias e pensões “oficiais” em Brasília é até maior do que no Rio de Janeiro. Dessa maneira, essa parcela contribui para aumentar o índice de Gini da distribuição do RDPC no Distrito Federal, que se destaca como relativamente elevado (0,6032).

Tabela 14

As Razões de Concentração (C_h) para Seis Parcelas do Rendimento e a Decomposição do Índice de Gini da Distribuição do RDPC, Distrito Federal (Brasília) – 2005

Parcela	Participação ($100\varphi_h$)	Razão de Conc. (C_h)	Parcelas de G		Progressividade $G - C_h$
			$\varphi_h C_h$	%	
TTR	80,09	0,5926	0,4746	78,69	0,0106
AP1	14,39	0,6971	0,1003	16,62	-0,0939
AP2	2,31	0,5457	0,0126	2,09	0,0575
DOA	0,29	0,2177	0,0006	0,10	0,3855
ALU	1,95	0,7426	0,0145	2,40	-0,1394
JUR	0,98	0,0603	0,0006	0,10	0,5429
Total	100,00	0,6032	0,6032	100,00	-

Elaboração própria.

A Tabela 15 mostra que, na Região Metropolitana de São Paulo, a participação de AP1 na renda total é apenas 13,4% e que essa parcela é progressiva, fazendo com que sua contribuição para o valor do índice de Gini nessa Região seja apenas 12,2%. A parcela JUR é regressiva, da mesma maneira que na Região Metropolitana do Rio de Janeiro. Curiosamente, as doações recebidas de outros domicílios se mostram regressivas.

Tabela 15

As Razões de Concentração (C_h) para Seis Parcelas do Rendimento e a Decomposição do Índice de Gini da Distribuição do RDPC, Região Metropolitana de São Paulo – 2005

Parcela	Participação ($100\varphi_h$)	Razão de Conc. (C_h)	Parcelas de G		Progressividade
			$\varphi_h C_h$	%	$G - C_h$
TTR	80,77	0,5540	0,4475	80,71	0,0004
AP1	13,40	0,5053	0,0677	12,22	0,0491
AP2	1,47	0,5846	0,0086	1,55	-0,0302
DOA	0,78	0,6262	0,0049	0,89	-0,0718
ALU	2,25	0,7511	0,0169	3,05	-0,1967
JUR	1,32	0,6626	0,0087	1,58	-0,1082
Total	100,00	0,5544	0,5544	100,00	-

Elaboração própria.

5. Efeitos sobre a Desigualdade de Rendimentos Iguais a um Salário Mínimo

Em setembro de 2005, que é o mês de referência da PNAD daquele ano, o salário mínimo era igual a R\$ 300,00. Para avaliar os efeitos do salário mínimo sobre a desigualdade,³ vamos destacar os rendimentos em dinheiro iguais a R\$ 300,00. Não estaremos captando, portanto, os efeitos do valor do salário mínimo em rendimento definidos como frações ou múltiplos do salário mínimo. Haveria que considerar, ainda, o efeito do salário mínimo como valor de referência na determinação de outros salários (o seu papel como “farol” no mercado de trabalho). De outra parte, pode haver remunerações declaradas iguais a R\$ 300,00 que não estão formalmente associadas ao salário mínimo, particularmente porque se trata de um número redondo (e as pessoas tendem a declarar números redondos).

Outra limitação da análise apresentada a seguir é considerar apenas os efeitos *diretos* de um pequeno acréscimo no salário mínimo. A medida de progressividade utilizada ($G - C_h$) indica a intensidade do efeito desse acréscimo sobre o índice de Gini da distribuição do rendimento domiciliar *per capita*, mantidas constantes as demais condições. Assim, não estamos considerando um eventual aumento do desemprego causado pelo aumento do salário mínimo ou o seu efeito sobre o déficit das contas do Governo (com todas as suas conseqüências sobre o crescimento econômico do País).

³ Sobre esse tema, ver Saboia (2007).

Vamos considerar a divisão do rendimento domiciliar *per capita* em oito parcelas:

1. Rendimento mensal em dinheiro igual a R\$ 300,00 recebido em qualquer trabalho realizado na semana de referência da PNAD.
2. Outros rendimentos de trabalho.
3. Aposentadorias “oficiais” iguais a R\$ 300,00.
4. Pensões “oficiais” iguais a R\$ 300,00.
5. Valor de JUR (rendimento declarado na última pergunta do questionário) igual a R\$ 300,00.
6. Valor de JUR diferente de R\$ 300,00 para pessoa cujo rendimento domiciliar *per capita* é igual ou menor do que R\$ 400,00 ($RDPC \leq 400$).
7. Valor de JUR diferente de R\$ 300,00 para pessoa com $RDPC > 400$.
8. Demais rendimentos, incluindo doações de outros domicílios, rendimentos de aluguel, aposentadorias e pensões “oficiais” diferentes de R\$ 300,00 e outras aposentadorias e pensões.

A parcela 5 ($JUR = 300$) deve captar, essencialmente, os rendimentos do Benefício de Prestação Continuada (BPC), embora parte substancial dessas transferências do Governo possivelmente seja captada na PNAD como rendimento de aposentadoria, como mostram Soares *et al.* (2006).

A parcela 6 ($JUR \neq 300$ para $RDPC \leq 400$) é uma estimativa reconhecidamente grosseira dos rendimentos do Bolsa-Família e outros programas similares. Soares *et al.* (2006) fazem estimativa muito mais cuidadosa, utilizando os dados da PNAD de 2004.

A parcela 7 ($JUR \neq 300$ para $RDPC > 400$) deve corresponder, grosso modo, aos juros e dividendos.

A Tabela 16 mostra a decomposição do índice de Gini do RDPC com base nas razões de concentração das oito parcelas.

Observa-se que o índice de progressividade de todas as parcelas com valores iguais a R\$ 300,00 é positivo, indicando que um aumento do salário mínimo contribui, diretamente, para reduzir a desigualdade da distribuição do RDPC no Brasil.

Agregando aposentadorias e pensões “oficiais” iguais a R\$ 300,00, verifica-se que representam 4,86% da renda total declarada, com razão de concentração igual a 0,1474 e índice de progressividade igual a 0,420.

Note-se que aposentadorias e pensões “oficiais” iguais a um salário mínimo constituem parcela total (4,86%) maior do que rendimentos do trabalho iguais a um salário mínimo (4,30%). Se agregarmos às aposentadorias e pensões “oficiais” iguais a um salário mínimo a estimativa de rendimentos do BPC, verifica-se que 5,31% da renda total corresponde a transferências do Governo iguais a um salário mínimo.

Tabela 16

As Razões de Concentração (C_h) para Oito Parcelas do Rendimento Domiciliar e a Decomposição do Índice de Gini da Distribuição do RDPC, Brasil – 2005

Parcela do Rendimento	Participação % ($100\varphi_h$)	Razão de Concentração (C_h)	Parcelas de G		Progressividade
			$\varphi_h C_h$	%	$G - C_h$
1. Rdmt. de Trabalho = 300	4,30	-0,0485	-0,0021	-0,37	0,615
2. Outros Rdmtos de Trabalho	71,67	0,6015	0,4311	76,04	-0,035
3. Aposent. “Oficial” = 300	3,45	0,1319	0,0045	0,80	0,435
4. Pensão “Oficial” = 300	1,42	0,1852	0,0026	0,46	0,382
5. JUR = 300	0,45	-0,0095	-0,0000	-0,01	0,576
6. JUR ≠ 300 para RDPC ≤ 400	0,56	-0,4590	-0,0026	-0,46	1,026
7. JUR ≠ 300 para RDPC > 400	0,76	0,8970	0,0068	1,20	-0,330
8. Demais Rendimentos	17,39	0,7276	0,1266	22,32	-0,161
Total	100,00	0,5670	0,5670	100,00	-

Elabora própria.

Embora a parcela 6 seja estimativa grosseira dos rendimentos do Bolsa-Família, a respectiva medida de progressividade é coerente com o valor (1,1) que pode ser calculado a partir de resultados obtidos por Soares *et al.* (2006), utilizando cuidadosamente as informações sobre programas de transferência de renda disponíveis na PNAD de 2004.

Verifica-se que a progressividade da parcela 6 (1,026) é 2,4 vezes maior do que a progressividade de aposentadorias e pensões “oficiais” iguais a um salário mínimo (0,420). Se o objetivo for reduzir a desigualdade, é muito mais eficiente aumentar os rendimentos do Bolsa-Família do que gastar o mesmo montante com aposentadorias e pensões iguais a um salário mínimo. Isso

reforça a conclusão de Barros, Carvalho e Franco (2006), que afirmam que o Bolsa-Família é 2,5 vezes mais efetivo que o salário mínimo para reduzir a pobreza.

Note-se que mesmo no caso do BPC (parcela 5), o índice de progressividade é substancialmente mais baixo do que para o Bolsa-Família.

Apêndice 1

Características da distribuição do rendimento domiciliar *per capita* nas Unidades da Federação em 2005

Com base nos dados da PNAD de 2005, foram obtidas as características básicas da distribuição do RDPC em cada Unidade da Federação apresentadas na Tabela A1.

A RDPC média por Unidade da Federação varia de R\$ 184,2 no Maranhão a R\$ 849,3 no Distrito Federal. Depois do Maranhão, a média mais baixa é a de Alagoas (R\$ 204,5), sendo que a renda mediana é praticamente a mesma nesses dois estados (R\$ 112,00). As medianas mais altas são as do DF e de Santa Catarina (R\$ 393,3 e R\$ 390,00, respectivamente).

Excluindo o Maranhão, todos os estados do Nordeste mostram desigualdade especialmente elevada, com índice de Gini acima de 0,55, T de Theil acima de 0,6 e porcentagem da renda apropriada pelo décimo mais rico (10⁺) acima de 44%. De outra parte, de São Paulo para o Sul a desigualdade é comparativamente menor, com índice de Gini abaixo de 0,54, T de Theil abaixo de 0,59 e porcentagem da renda apropriada pelo décimo mais rico abaixo de 43%.

O estado de Santa Catarina se destaca pela desigualdade comparativamente baixa. O fenômeno merece análise específica, mas parte da explicação certamente está na história do estado, no qual teve grande importância a colonização sistemática com propriedades familiares.

Tabela A1

Principais Características da Distribuição do Rendimento Domiciliar *per Capita* nas Unidades da Federação, de acordo com os Dados da PNAD de 2005

Unidade da Federação	Pessoas (1000)	Pessoas por Domic.	Média (R\$)	Mediana (R\$)	90º Percentil (R\$)	G	T	50-	10+
RO	1.533	3,56	367,1	200,0	714	0,567	0,693	14,5	45,8
AC	639	3,96	294,4	150,0	650	0,585	0,682	13,5	47,4
AM	3.251	3,94	294,2	176,0	588	0,513	0,544	17,4	40,9
RR	360	3,93	272,1	156,0	600	0,547	0,624	15,0	42,9
PA	6.870	4,07	268,3	158,3	515	0,515	0,539	17,4	41,5
AP	594	4,40	249,6	200,0	767	0,525	0,514	16,0	41,0
TO	1.287	3,65	296,1	166,7	637	0,536	0,566	16,1	42,7
MA	6.056	4,22	184,2	112,5	352	0,519	0,563	17,0	40,7
PI	2.978	3,86	232,9	122,0	457	0,589	0,761	13,6	48,3
CE	7.895	3,78	245,8	131,1	450	0,577	0,720	14,3	47,6
RN	2.990	3,73	311,3	150,0	627	0,595	0,785	13,7	50,1
PB	3.535	3,80	278,7	145,0	507	0,578	0,743	14,5	48,4
PE	8.256	3,74	267,1	136,0	524	0,586	0,763	13,9	48,6
AL	2.991	3,96	204,5	112,0	400	0,565	0,667	14,8	46,1
SE	1.945	3,56	286,5	153,3	593	0,553	0,612	15,1	44,2
BA	13.573	3,73	252,0	141,7	497	0,553	0,643	15,5	45,1
MG	18.865	3,40	407,6	250,0	800	0,525	0,564	16,9	42,4
ES	3.372	3,38	441,1	248,8	967	0,554	0,614	15,2	44,4
RJ	14.628	3,10	579,9	302,5	1.233	0,555	0,614	15,3	45,1
SP	39.317	3,30	605,0	358,3	1.240	0,528	0,561	16,5	42,0
PR	10.171	3,29	508,0	300,0	1.033	0,535	0,583	16,1	42,3
SC	5.696	3,23	567,1	390,0	1.100	0,459	0,399	20,1	35,6
RS	10.678	3,12	530,0	321,4	1.100	0,518	0,521	16,9	40,5
MS	2.249	3,32	425,0	250,0	925	0,528	0,546	16,5	41,6
MT	2.778	3,52	404,4	243,6	850	0,520	0,525	17,0	41,3
GO	5.588	3,30	431,7	243,2	800	0,552	0,737	16,0	45,9
DF	2.258	3,41	849,3	393,3	2.100	0,603	0,678	11,1	45,5
Brasil	180.354	3,46	435,9	237,5	906	0,567	0,653	14,2	45,1

Elaboração própria.

Apêndice 2

Divisão em estratos de renda de maneira a maximizar a desigualdade entre estratos

A metodologia para fazer uma divisão em estratos de maneira a maximizar a desigualdade entre estratos (ou minimizar a desigualdade dentro dos estratos) foi analisada por Aghevli e Mehran (1981) e por Davies e Shorrocks (1989).

Vamos considerar, em geral, uma divisão dos dados em k estratos. Sejam n_h e μ_h o número de pessoas e a renda média do h -ésimo estrato e seja ε_h o limite entre esse estrato e o seguinte (com $h = 1, \dots, k$).

Aghevli e Mehran (1981) deduzem que, para maximizar o índice de Gini entre estratos, devemos ter

$$\varepsilon_h = \frac{n_h \mu_h + n_{h+1} \mu_{h+1}}{n_h + n_{h+1}}$$

isto é, o limite entre dois estratos deve ser igual à renda média no conjunto dos dois estratos. Isso significa que para $k = 2$ o limite entre os dois estratos deve ser a renda média da população.

Os mesmos autores mostram que, para maximizar o valor do T de Theil entre estratos, os limites devem ser tais que

$$\varepsilon_h = \frac{\mu_{h+1} - \mu_h}{\ln \mu_{h+1} - \ln \mu_h}$$

Se o quadrado do coeficiente de variação for adotado como medida de desigualdade, os limites devem ser

$$\varepsilon_h = \frac{1}{2}(\mu_h + \mu_{h+1})$$

Usando o mesmo procedimento que Aghevli e Mehran (1981), deduzimos que para maximizar o L de Theil entre estratos devemos ter

$$\varepsilon_h = \frac{\ln \mu_{h+1} - \ln \mu_h}{\frac{1}{\mu_h} - \frac{1}{\mu_{h+1}}}$$

Com base nas expressões apresentadas neste apêndice, é possível determinar os limites desejados, por meio de processo iterativo. Como vimos, o processo iterativo não é necessário no caso da divisão em dois estratos para maximizar o índice de Gini entre estratos, pois nesse caso o limite é, simplesmente, a renda média da população.

6. Referências Bibliográficas

AGHEVLI, B. B.; MEHRAN, F. Optimal grouping of income distribution data. *Journal of the American Statistical Association*, v. 76, n. 373, p. 22-26, março 1981.

BARROS, R. P.; CARVALHO, M.; FRANCO, S. A efetividade do salário mínimo como um instrumento para reduzir a pobreza no Brasil. *Boletim de Conjuntura*, IPEA, v. 74, set. de 2006. Nota Técnica.

DAVIES, J. B.; SHORROCKS, A. F. Optimal grouping of income and wealth data. *Journal of Econometrics*, v. 42, p. 97-108, 1989.

HOFFMANN, R. *Distribuição de renda: medidas de desigualdade e pobreza*. São Paulo: Universidade de São Paulo, 1998.

HOFFMANN, R. Effect of the rise of a person's income on inequality. *Brazilian Review of Econometrics*, v. 21, n. 2, p. 237-262, nov. 2001.

LAMBERT, P. J.; LANZA, G. The effect on inequality of changing one or two incomes. *The Journal of Economic Inequality*, v. 4, p. 253-277, 2006.

LERMAN, R. I.; YITZHAKI, S. Income inequality effects by income source: a new approach and applications to the United States. *The Review of Economics and Statistics*, v. 67, n. 1, p. 151-155, fev. 1985.

_____. Effect of marginal changes in income sources on U.S. income inequality. *Public Finance Quarterly*, v. 22, n. 4, p. 403-417, out. 1994.

_____. Changing ranks and the inequality impacts of taxes and transfers. *National Tax Journal*, v. 48, n. 1, p. 45-59, mar. 1995.

SABOIA, J. Efeitos do salário mínimo sobre a melhoria da distribuição de renda no Brasil no período 1995/2005: fatos e simulações. 2º Seminário de Análise dos Resultados das Pesquisas Nacionais por Amostra de Domicílios. CGEE, Brasília, 6 e 7 de mar. de 2007.

SOARES, F. V.; SOARES, S.; MEDEIROS, M.; OSÓRIO, R. G. *Cash transfer programmes in Brazil: impacts on inequality and poverty*. International Poverty Centre: UNDP, junho de 2006. Working Paper, n. 21,