

A evolução da pobreza e da desigualdade brasileiras ao longo da década de 90

Marcelo Neri[§]
Cláudio Considera[§]
Alexandre Pinto[†]

RESUMO

O presente artigo realiza um balanço das mudanças da pobreza e da desigualdade de renda brasileiras durante a década de 90. Em particular, qualificamos os efeitos do Plano Real sobre o nível de bem-estar social. As principais contribuições metodológicas do artigo estão relacionadas à aferição de alguns aspectos dinâmicos da distribuição de renda a partir de informações longitudinais. Uma primeira contribuição consiste na aplicação do conceito de dominância estocástica à análise das distribuições das **variações** da renda familiar *per capita*. Este procedimento nos permite relaxar a hipótese de anonimato (ou, alternativamente, de que não há inversões de *ranking*) na comparação entre distribuições de renda pré e pós-estabilização. O artigo avalia também, a partir de informações longitudinais de renda, os efeitos de mudanças da variabilidade temporal da renda sobre o nível de bem-estar social e a mensuração da desigualdade de renda.

Palavras-chave: pobreza, distribuição de renda, estabilização.

ABSTRACT

This paper describes the evolution of poverty and inequality in Brazil during the 1990s. In particular, it qualifies the effects of the Real plan on social welfare. The main methodological contributions of the paper refers to the use of longitudinal information. First, we present a dynamic comparison of changes of income distribution that allow us to relax the hypothesis of anonymity (or alternatively a constant ranking). Second, the fall of inequality of current monthly income during the post stabilization period overestimates the fall of inequality of permanent income. The difference between these two inequality measures can be explained in terms of the fall of the temporal variability of individual income. As its name suggests one key implication of a successful stabilization program is to make actual earnings more stable.

Key words: poverty, income distribution, stabilization.

§ Do IPEA.

† Assistente de Pesquisa no IPEA.

1 Introdução

Em publicação anterior apresentamos alguns efeitos positivos do Plano Real sobre a pobreza e a desigualdade de renda. (Neri e Considera, 1996) Nesse artigo qualificamos a natureza destas transformações mediante avaliação da extensão da regressividade na incidência do imposto inflacionário e do papel de redutor de pobreza do salário mínimo em um ambiente de preços estáveis. Previamente, foi necessário precisar questões relativas ao deflacionamento das rendas no período de transição inflacionária do Real. A realização de um balanço das mudanças recentes do nível de bem-estar social que incorporasse informações atualizadas para toda a década de 90 motiva-nos a volta ao tema.

Inicialmente, é interessante esclarecer algumas vantagens dos resultados atuais em relação aos anteriores: dispõe-se agora de um período maior de tempo de estabilidade da moeda, que permite testar a durabilidade de seus efeitos. Por outro lado, a disponibilidade de informações mensais construídas a partir da Pesquisa Mensal do Emprego (PME) nos permite trabalhar com médias anuais, o que evita problemas de mudanças de sazonalidade e uma análise detalhada da dinâmica do processo.

As principais restrições da PME estão na abrangência geográfica e na abrangência do conceito de renda utilizado: trabalhamos apenas com a renda proveniente do trabalho nas seis principais regiões metropolitanas brasileiras. Em função destas limitações estenderemos a nossa análise tomando como base a Pesquisa Nacional de Amostra a Domicílios (PNAD). A primeira tarefa do presente trabalho consiste em mapear a pobreza a partir de características do chefe do domicílio, isto é, gênero, idade, escolaridade, cor, setor de atividade, região e densidade populacional.

O passo seguinte consiste na descrição das mudanças da pobreza, da desigualdade e do nível de renda ocorridas ao longo da década de 90. Essa análise será calcada em médias anuais de indicadores sociais baseados em renda do trabalho gerados a partir da PME.

As principais contribuições metodológicas do artigo estão relacionadas à aferição de alguns aspectos dinâmicos da distribuição de renda a partir de informações longitudinais. Uma primeira contribuição consiste na aplicação do conceito de dominância estocástica à análise das distribuições das **variações** da renda familiar *per capita*. Este procedimento nos permite relaxar a hipótese de anonimato (ou, alternativamente, de que não há inversões de *ranking*) na comparação entre distribuições de renda.

O artigo avalia também, a partir de informações longitudinais de renda, os efeitos de mudanças da variabilidade temporal da renda sobre o bem-estar social e a mensuração da desigualdade de renda.

O artigo está organizado de forma a conferir autonomia a cada seção, que pode ser lida de forma independente das outras seções: a seção 2 traça um perfil da pobreza a partir de atributos dos chefes do domicílio. A seção seguinte descreve a evolução de índices de pobreza ano a ano ao longo da década de 90. A seção 4 analisa alguns aspectos dinâmicos da distribuição de renda a partir de dados longitudinais. A última seção apresenta as principais conclusões.

2 Um perfil dos pobreza brasileira com base na PNAD

A nossa opção será trabalhar com os índices de pobreza pertencentes à classe proposta por Foster, Greer e Thorbecke (1984), utilizando graus de aversão à pobreza iguais a 0, 1 e 2. A fórmula abaixo apresenta o índice FGT:

$$p^\alpha = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^q \left(\frac{Z - Y_i}{Z} \right)^\alpha$$

onde:

n = número de indivíduos na população,

q = número de indivíduos abaixo da linha de pobreza

Z = linha de pobreza

Y_i renda do indivíduo i

α = grau de aversão à pobreza

Note que se α é igual a 0, a expressão acima torna-se a proporção de pobres (*head-count ratio*), isto é, $P^0 = q/n$. Neste caso não se capta a intensidade da pobreza. Se o grau de aversão ao risco (α) é 1, a formula do índice FGT, dada pela expressão acima, torna-se:

$$p^1 = \frac{q}{n} \frac{(Z - \bar{Y}_p)}{Z}$$

P^1 é um aperfeiçoamento de P^0 desde que este consegue distinguir o indivíduo muito pobre do não tão pobre. O fato é que P^1 é conhecido como o **hiato de pobreza**, que corresponde ao valor médio da distância dos pobres em relação à linha de pobreza. O inconveniente de P^1 é não considerar os efeitos na mudança da distribuição entre os pobres se o valor esperado da renda deste grupo não é afetado. P^2 resolve este problema

atribuindo mais peso para os muito pobres na medida de pobreza agregada calculada. Este último índice corresponde à distância média quadrática dos pobres com respeito à linha de pobreza.

À medida que caminhamos dos índices P^0 ao P^2 , estamos atribuindo um maior peso aos indivíduos mais pobres da população, o que reflete uma mudança de juízo de valor. No índice P^0 referente à proporção dos pobres todos os indivíduos situados abaixo da linha de pobreza entram com pesos idênticos. No caso de P^1 e P^2 , os indivíduos são ponderados de forma proporcional, respectivamente, à distância e ao quadrado da distância, de suas rendas *per capita* em relação à linha de pobreza.

Em termos do critério de separação entre as populações pobres e não pobres, a nossa opção será trabalhar com duas linhas de pobreza, a fim de testar a robustez das conclusões tiradas a partir de cada um dos três índices de pobreza citados anteriormente. A linha de pobreza mais alta corresponde a cerca de 135 reais *per capita* para São Paulo a partir de maio de 1996. As linhas de pobreza das outras regiões metropolitanas foram ajustadas de acordo com o custo de vida local segundo as estimativas de Rocha (1993). A linha de pobreza mais baixa corresponde a um terço do valor da linha de pobreza mais alta para cada região.

A metodologia adotada procura fornecer uma fotografia desagregada do *statu quo* da pobreza brasileira. A Tabela 1 apresenta um perfil de pobreza em 1995 segundo as características principais do chefe de domicílio (isto é, gênero, idade, escolaridade, cor, setor de atividade, posição na ocupação, densidade populacional, e região).

Cada um dos três índices de pobreza discutidos acima, P^0 , P^1 e P^2 , foram calculados de acordo com as três linhas de pobreza correspondentes a 0,5, 1 e 1,5 do valor proposto por Rocha (1993). A análise do comportamento dessas nove medidas de pobreza será centrada na proporção de pobres de acordo com a linha de pobreza proposta por Rocha (isto é, segunda coluna da Tabela 1, a seguir).

A proporção de pobres total (P^0) em 1995 era 28%. Conforme se esperava, observamos que o grupo de pobres são chefiados por mulheres (33%), jovens [15 a 45 anos (43%)], analfabetos (43%), indígenas e negros (53% e 38%, respectivamente), moradores da área rural (34%), das regiões Norte e Nordeste do Brasil (44% e 43%, respectivamente), trabalhadores da agricultura (40%) e construção civil (27%), desempregados (74%) e empregados sem carteira assinada (40%).

A Tabela 2 apresenta a contribuição de cada uma dessas células para os índices de pobreza agregada.

Tabela 1
Perfil da Pobreza Brasileira – 1995
Universo: Todos os Chefes de Domicílio - Linha de Pobreza Rocha (1993)

| Chefe do Domicílio | Indicador de Pobreza Linha de Pobreza | P0 | P0 | P0 | P1 | P1 | P1 | P2 | P2 | P2 | População Total |
|-------------------------------|--|------------|----------|------------|------------|----------|------------|------------|----------|------------|--------------------|
| | | 0.5 (%) | 1 (%) | 1.5 (%) | 0.5 (%) | 1 (%) | 1.5 (%) | 0.5 (%) | 1 (%) | 1.5 (%) | |
| Total | | 11.05 | 27.68 | 42.71 | 5.73 | 12.45 | 20.10 | 4.42 | 8.07 | 12.78 | 100.00 |
| Sexo | Homens | 9.96 | 26.53 | 41.58 | 4.79 | 11.40 | 19.01 | 3.52 | 7.09 | 11.75 | 82.79 |
| | Mulheres | 16.33 | 33.22 | 48.14 | 10.27 | 17.47 | 25.34 | 8.75 | 12.81 | 17.76 | 17.21 |
| Idade | menos de 15 | 31.55 | 36.99 | 41.90 | 28.79 | 31.40 | 34.50 | 28.21 | 29.63 | 31.55 | 0.02 |
| | 15 a 25 | 22.67 | 42.95 | 58.67 | 16.66 | 24.71 | 33.63 | 15.25 | 19.49 | 25.08 | 5.73 |
| | 25 a 45 | 13.04 | 31.71 | 47.25 | 6.62 | 14.49 | 22.89 | 5.00 | 9.38 | 14.74 | 51.24 |
| | 45 a 60 | 8.87 | 23.88 | 38.25 | 4.00 | 10.02 | 17.08 | 2.79 | 6.08 | 10.36 | 27.87 |
| | mais de 60 | 3.93 | 15.25 | 29.49 | 1.73 | 5.32 | 11.05 | 1.29 | 2.95 | 5.93 | 15.13 |
| Escolaridade | 0 anos | 17.35 | 43.06 | 62.13 | 7.88 | 19.18 | 30.55 | 5.41 | 11.84 | 19.36 | 21.04 |
| | 0 a 4 anos | 14.46 | 36.16 | 54.17 | 6.95 | 16.19 | 26.00 | 5.08 | 10.20 | 16.47 | 21.56 |
| | 4 a 8 anos | 9.59 | 25.09 | 41.06 | 5.26 | 10.96 | 18.36 | 4.29 | 7.23 | 11.48 | 31.13 |
| | 8 a 12 anos | 5.70 | 14.10 | 24.74 | 3.91 | 6.71 | 10.85 | 3.48 | 4.86 | 7.08 | 19.51 |
| | mais de 12 anos | 2.79 | 3.85 | 5.11 | 2.60 | 2.94 | 3.48 | 2.55 | 2.72 | 3.00 | 6.76 |
| Cor | Indígena | 23.82 | 53.17 | 66.82 | 12.94 | 27.64 | 39.08 | 9.53 | 18.23 | 27.00 | 0.11 |
| | Branca | 6.74 | 18.07 | 30.36 | 3.88 | 7.89 | 13.31 | 3.23 | 5.26 | 8.30 | 53.03 |
| | Preta | 16.01 | 38.82 | 57.11 | 7.83 | 17.68 | 27.96 | 5.76 | 11.29 | 17.94 | 46.31 |
| | Amarela | 7.36 | 10.86 | 15.70 | 5.31 | 7.24 | 9.12 | 4.85 | 5.99 | 7.23 | 0.54 |
| | Ignorada | 6.99 | 26.63 | 33.53 | 2.27 | 8.74 | 15.04 | 0.74 | 3.93 | 8.60 | 0.02 |
| Setor de Atividade | Agricultura | 16.63 | 39.81 | 57.01 | 7.60 | 17.99 | 28.35 | 5.14 | 11.20 | 18.12 | 24.69 |
| | Indústria | 6.11 | 21.25 | 36.23 | 2.39 | 7.83 | 14.76 | 1.52 | 4.26 | 8.28 | 15.89 |
| | Construção | 7.28 | 27.36 | 46.39 | 2.70 | 9.75 | 18.84 | 1.78 | 5.17 | 10.40 | 9.96 |
| | Setor Público | 4.61 | 15.80 | 27.62 | 1.61 | 5.85 | 11.19 | 0.89 | 3.09 | 6.19 | 10.18 |
| | Comércio | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 |
| Serviço | Serviço | 6.78 | 21.38 | 35.92 | 2.48 | 8.17 | 15.02 | 1.54 | 4.49 | 8.55 | 39.28 |
| | Desempregado | 54.95 | 74.02 | 82.25 | 42.27 | 53.43 | 61.76 | 38.57 | 46.14 | 52.82 | 3.18 |
| | Inativo | 14.25 | 28.42 | 42.52 | 10.00 | 15.45 | 22.22 | 8.97 | 11.90 | 15.88 | 17.17 |
| | Empreg. com carteira | 4.40 | 19.74 | 36.66 | 1.42 | 6.36 | 13.58 | 0.84 | 3.11 | 7.01 | 27.16 |
| | Empreg. sem carteira | 13.20 | 40.09 | 59.81 | 4.30 | 15.57 | 27.33 | 2.22 | 8.30 | 15.90 | 15.43 |
| | Conta-Própria | 12.33 | 30.75 | 46.02 | 5.20 | 13.40 | 21.78 | 3.29 | 8.05 | 13.54 | 31.12 |
| | Empregador | 2.41 | 5.37 | 10.68 | 1.66 | 2.73 | 4.46 | 1.51 | 2.03 | 2.89 | 5.95 |
| Densidade Populacional | Rural | 13.84 | 33.70 | 49.98 | 7.40 | 15.61 | 24.51 | 5.65 | 10.23 | 15.89 | 21.10 |
| | Urbano | 9.94 | 25.36 | 39.95 | 5.06 | 11.36 | 18.60 | 3.87 | 7.26 | 11.69 | 49.25 |
| | Metropolitano | 10.92 | 27.24 | 42.11 | 5.65 | 12.00 | 19.45 | 4.46 | 7.88 | 12.38 | 29.65 |
| Região | Norte | 19.90 | 44.23 | 61.54 | 8.69 | 20.67 | 31.59 | 5.95 | 12.96 | 20.57 | 4.47 |
| | Nordeste | 18.25 | 43.12 | 61.25 | 9.05 | 20.32 | 31.34 | 6.57 | 13.01 | 20.43 | 29.56 |
| | Sudeste | 7.62 | 20.94 | 35.70 | 4.25 | 8.94 | 15.31 | 3.50 | 5.87 | 9.43 | 43.39 |
| | Sul | 4.97 | 13.49 | 23.18 | 2.95 | 5.80 | 9.94 | 2.55 | 3.92 | 6.16 | 15.16 |
| | Centro | 9.56 | 24.61 | 38.39 | 5.04 | 10.19 | 17.15 | 4.11 | 6.82 | 10.76 | 7.41 |

Fonte: PNAD – IBGE.

Tabela 2
Decomposição dos Índices de Pobreza por Característica dos
Chefes de Domicílio - Brasil 1995
Universo: Todos os Chefes de Domicílio - Linha de Pobreza Rocha (1993)

| Chefe do Domicílio | P ⁰ | P ¹ | P ² | População Total | Contribuição para a Pobreza total | | |
|-------------------------------|----------------|----------------|----------------|--------------------|-----------------------------------|----------------|----------------|
| | | | | | P ⁰ | P ¹ | P ² |
| Sexo | | | | | | | |
| Homens | 26.53 | 11.40 | 7.09 | 82.79 | 79.35 | 75.84 | 72.69 |
| Mulheres | 33.22 | 17.47 | 12.81 | 17.21 | 20.65 | 24.16 | 27.32 |
| Idade | | | | | | | |
| menos de 15 | 36.99 | 31.40 | 29.63 | 0.02 | 0.03 | 0.06 | 0.09 |
| 15 a 25 | 42.95 | 24.71 | 19.49 | 5.73 | 8.89 | 11.38 | 13.84 |
| 25 a 45 | 31.71 | 14.49 | 9.38 | 51.24 | 58.70 | 59.66 | 59.55 |
| 45 a 60 | 23.88 | 10.02 | 6.08 | 27.87 | 24.04 | 22.43 | 21.00 |
| mais de 60 | 15.25 | 5.32 | 2.95 | 15.13 | 8.33 | 6.47 | 5.53 |
| Escolaridade | | | | | | | |
| 0 anos | 43.06 | 19.18 | 11.84 | 21.04 | 32.74 | 32.43 | 30.86 |
| 0 a 4 anos | 36.16 | 16.19 | 10.20 | 21.56 | 28.17 | 28.05 | 27.25 |
| 4 a 8 anos | 25.09 | 10.96 | 7.23 | 31.13 | 28.21 | 27.40 | 27.88 |
| 8 a 12 anos | 14.10 | 6.71 | 4.86 | 19.51 | 9.94 | 10.52 | 11.75 |
| mais de 12 anos | 3.85 | 2.94 | 2.72 | 6.76 | 0.94 | 1.60 | 2.27 |
| Cor | | | | | | | |
| Indígena | 53.17 | 27.64 | 18.23 | 0.11 | 0.22 | 0.25 | 0.26 |
| Branca | 18.07 | 7.89 | 5.26 | 53.03 | 34.62 | 33.63 | 34.58 |
| Preta | 38.82 | 17.68 | 11.29 | 46.31 | 64.94 | 65.80 | 64.76 |
| Amarela | 10.86 | 7.24 | 5.99 | 0.54 | 0.21 | 0.31 | 0.40 |
| Ignorada | 26.63 | 8.74 | 3.93 | 0.02 | 0.01 | 0.01 | 0.01 |
| Setor de Atividade | | | | | | | |
| Agricultura | 39.81 | 17.99 | 11.20 | 24.69 | 35.51 | 35.68 | 34.27 |
| Indústria | 21.25 | 7.83 | 4.26 | 15.89 | 12.20 | 10.00 | 8.39 |
| Construção | 27.36 | 9.75 | 5.17 | 9.96 | 9.85 | 7.81 | 6.38 |
| Setor Público | 15.80 | 5.85 | 3.09 | 10.18 | 5.81 | 4.79 | 3.90 |
| Serviço | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 |
| Outros | 21.38 | 8.17 | 4.49 | 39.28 | 30.33 | 25.80 | 21.86 |
| Posição na Ocupação | | | | | | | |
| Desempregado | 74.02 | 53.43 | 46.14 | 3.18 | 8.50 | 13.64 | 18.16 |
| Inativo | 28.42 | 15.45 | 11.90 | 17.17 | 17.64 | 21.32 | 25.32 |
| Empreg. com carteira | 19.74 | 6.36 | 3.11 | 27.16 | 19.37 | 13.87 | 10.46 |
| Empreg. sem carteira | 40.09 | 15.57 | 8.30 | 15.43 | 22.35 | 19.30 | 15.87 |
| Conta-Própria | 30.75 | 13.40 | 8.05 | 31.12 | 34.57 | 33.50 | 31.02 |
| Empregador | 5.37 | 2.73 | 2.03 | 5.95 | 1.15 | 1.30 | 1.49 |
| Pública | 15.44 | 5.81 | 3.10 | 10.04 | 5.60 | 4.68 | 3.86 |
| Não - Remunerados | 38.20 | 25.61 | 21.60 | 2.27 | 3.13 | 4.66 | 6.07 |
| Densidade Populacional | | | | | | | |
| Rural | 33.70 | 15.61 | 10.23 | 21.10 | 25.70 | 26.47 | 26.74 |
| Urbano | 25.36 | 11.36 | 7.26 | 49.25 | 45.12 | 44.94 | 44.32 |
| Metropolitano | 27.24 | 12.00 | 7.88 | 29.65 | 29.18 | 28.59 | 28.94 |
| Região | | | | | | | |
| Norte | 44.23 | 20.67 | 12.96 | 4.47 | 7.14 | 7.42 | 7.18 |
| Nordeste | 43.12 | 20.32 | 13.01 | 29.56 | 46.06 | 48.26 | 47.66 |
| Sudeste | 20.94 | 8.94 | 5.87 | 43.39 | 32.82 | 31.18 | 31.53 |
| Sul | 13.49 | 5.80 | 3.92 | 15.16 | 7.39 | 7.07 | 7.37 |
| Centro | 24.61 | 10.19 | 6.82 | 7.41 | 6.59 | 6.07 | 6.27 |

Fonte: PNAD- IBGE.

3 A evolução da pobreza na década de 90

A PNAD apresenta diversas vantagens em relação à PME para a análise de pobreza, como a sua abrangência geográfica e a abrangência dos conceitos de renda pesquisados. A PNAD pesquisa, em nível da quase totalidade do território nacional, além dos rendimentos do trabalho, elementos como pensões, aluguéis e, em menor medida, a renda financeira. Infelizmente, a PNAD não foi a campo em 1991 e 1994, o que nos impede de captar, respectivamente, os efeitos iniciais do Governo Collor e do Plano Real sobre a pobreza.

Por outro lado, a disponibilidade de informações mensais construídas a partir da Pesquisa Mensal do Emprego (PME) permite-nos trabalhar com médias anuais, o que evita problemas de mudanças de sazonalidade além de permitir uma análise detalhada da dinâmica do processo. A principal restrição da PME está na abrangência do conceito de renda utilizado: trabalhamos apenas com a renda proveniente do trabalho. Por outro lado, como a nossa unidade básica de análise é a renda domiciliar *per capita* (isto é, a soma das rendas de todas as pessoas da família dividida pelo número de membros da família), os nossos resultados refletem as mudanças ocorridas tanto no desemprego como no trabalho precário.

O índice de proporção de pobres será utilizado aqui como uma forma reduzida de representar algumas extensões e qualificações sobre a evolução recente da distribuição de renda. Em primeiro lugar, como a análise se restringe à renda do trabalho, deixamos de considerar o efeito da estabilização sobre as perdas incorridas entre os momentos de recebimento e de gasto dos salários. Estimativas conservadoras deste efeito apontam para um ganho de renda nas camadas mais pobres da população desprovidas de mecanismos defensivos contra a incidência do imposto inflacionário de cerca de 10% no momento da estabilização. Este efeito geraria uma redução adicional da proporção de pobres em cerca de 6% em relação às estimativas de pobreza apresentadas na Tabela 1. Tendo em vista que as camadas mais abastadas da população possuíam um sofisticado sistema de fuga da moeda, as estimativas de melhora da desigualdade de renda no período pós-Real, anteriormente citadas, também estariam subestimadas.

Os indicadores de pobreza da Tabela 3 evidenciam um contínuo aumento da proporção de pobres entre 1990 e 1994, seguido de uma melhora nos dois últimos anos. Entre 1995 e 1996, a proporção de pobres passa de aproximadamente um terço para um quarto da população. Em particular, observamos uma queda de 2,7 pontos percentuais do número de pobres metropolitanos em 1996, que foi parcialmente revertida em 1997 depois da “chegada” da crise asiática ao País.

A Tabela 3 apresenta a evolução de médias anuais de índices de pobreza no Brasil metropolitano. Ela combina as três medidas de pobreza calculadas para as duas linhas de pobreza mencionadas acima, perfazendo um total de seis indicadores. Observamos um aumento substantivo dos seis indicadores de pobreza cariocas entre 1990 e 1992 a despeito da redução da desigualdade observada no período. Durante este período observamos a maior recessão da história brasileira estatisticamente documentada, como a Tabela 2 ilustrou.

No período compreendido entre 1992 e 1994, os diversos índices de pobreza apresentam uma tendência a um aumento moderado como resultado da interação entre um aumento brutal da desigualdade combinado com um processo de crescimento da renda *per capita* moderado. A partir de 1994 observamos uma melhora substantiva na pobreza como resultado do forte crescimento econômico e do movimento de redistribuição de renda observados. À semelhança dos índices de desigualdade, a recuperação observada na proporção de pobres foi suficiente para compensar a deterioração observada a partir do começo desta década. No que tange aos indicadores que captam a intensidade da pobreza, P^1 e P^2 , a melhora observada nos dois últimos anos não foi suficiente para compensar a deterioração observada desde o começo da década.

Entretanto, cabe mais uma vez ressaltar que o movimento de alívio da pobreza observado a partir de 1994 foi insuficiente para recompor os níveis de pobreza observados no começo da década de 90.

Tabela 3
A Evolução de Diversos Indicadores de Pobreza no Brasil Metropolitano

| Índice de Pobreza Linha de Pobreza | P ⁰ | | P ¹ | | P ² | |
|---------------------------------------|----------------|----------|----------------|----------|----------------|----------|
| | Baixa | Alta | Baixa | Alta | Baixa | Alta |
| 1990 | 0.226134 | 0.583775 | 0.136729 | 0.327229 | 0.112117 | 0.234312 |
| 1991 | 0.255293 | 0.647951 | 0.151281 | 0.368967 | 0.122986 | 0.264101 |
| 1992 | 0.322147 | 0.715981 | 0.190838 | 0.432598 | 0.152695 | 0.318847 |
| 1993 | 0.323156 | 0.704514 | 0.197397 | 0.430433 | 0.161765 | 0.320828 |
| 1994 | 0.33432 | 0.695603 | 0.203482 | 0.432666 | 0.164926 | 0.325701 |
| 1995 | 0.278233 | 0.637876 | 0.176421 | 0.378824 | 0.148003 | 0.281450 |
| 1996 | 0.251494 | 0.609555 | 0.163621 | 0.353081 | 0.139919 | 0.260430 |
| 1997 | 0.254337 | 0.608296 | 0.170934 | 0.356551 | 0.148194 | 0.265740 |

Fonte: PME / IBGE.

4 A evolução recente do nível e da desigualdade de renda

A primeira linha da Tabela 4 resume a evolução durante a década de 1990 da desigualdade da renda medida pela proporção da renda apropriada pelos 20% mais ricos e pelos 50% mais pobres: após aumentar consistentemente desde 1960, a desigualdade registra forte declínio em 1990 e 1991, e eleva-se em 1992, 1993 e 1994 como fruto da aceleração inflacionária observada. Com o advento da estabilização, a desigualdade volta a declinar em 1995. Em 1996, observamos a manutenção do *statu quo* da desigualdade de renda. Apesar desta melhora recente, a renda do trabalho brasileira apresenta-se ainda mais concentrada hoje do que em 1993. O ano de 1997 apresentava uma tendência à reconcentração de renda, que foi potencializada pela “chegada” da crise asiática ao País e ao conseqüente aumento da taxa de desemprego observada. Note-se que estamos trabalhando com conceito de renda domiciliar *per capita*, portanto, incorporamos à análise tanto os efeitos do desemprego como trabalho precário.

Tabela 4
Evolução da Desigualdade, do Crescimento e da Pobreza 1990/97 (em %)

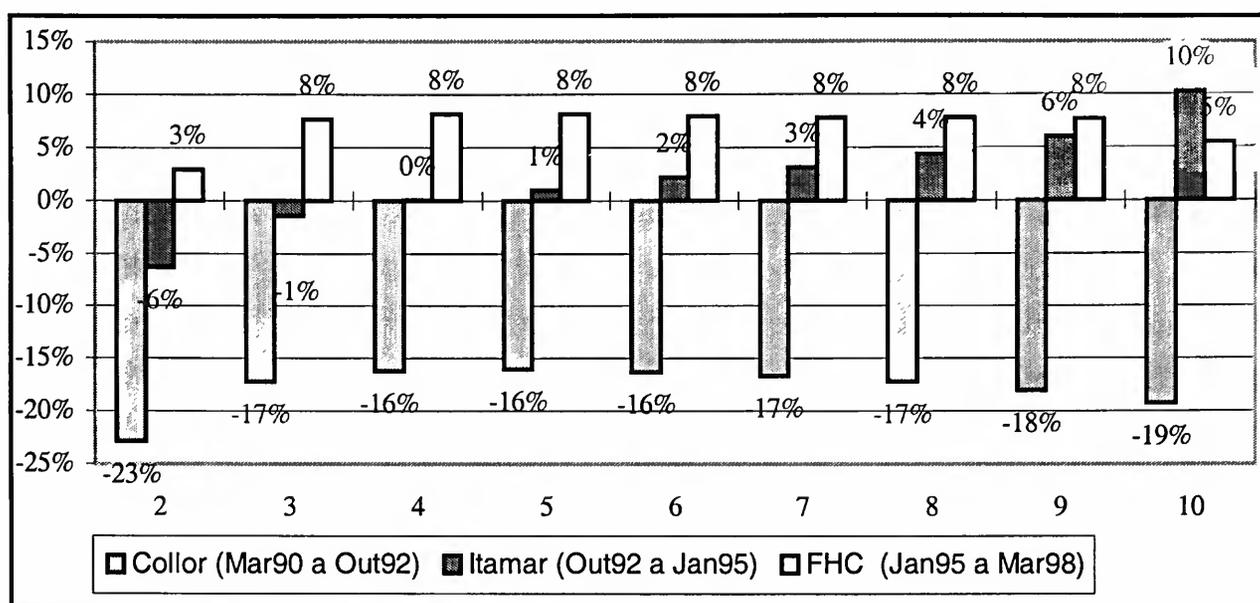
| | 1990 | 1991 | 1992 | 1993 | 1994 | 1995 | 1996 | 1997 | 1998 |
|--|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| Parcela da Renda dos 50% Mais Pobres | 12.75 | 13.63 | 13.13 | 12.50 | 11.28 | 12.22 | 12.26 | 11.95 | 11.26 |
| Parcela da Renda dos 20% Mais Ricos | 62.86 | 60.88 | 61.13 | 62.14 | 64.66 | 62.60 | 62.48 | 62.75 | 63.87 |
| Índice de Gini | 0.443 | 0.431 | 0.423 | 0.443 | 0.459 | 0.450 | 0.444 | 0.441 | 0.458 |
| Crescimento do PIB Per capita ^a | -5.9 | -1.3 | -2.4 | 2.6 | 4.4 | 2.8 | 1.7 | 2.3 | 0.2 |
| Proporção de Pobres | 22.6 | 25.5 | 32.2 | 32.1 | 33.4 | 27.8 | 25.1 | 25.4 | 27.4 |

Fonte: PME - IBGE.

^a Elaboração IPEA-DIPES. Série ajustada pelo novo sistema de Contas nacionais (dezembro, 1997) do IBGE.

A desigualdade de renda é, entretanto, apenas um dos determinantes do nível de bem-estar social. A ela devemos adicionar informações sobre o ritmo de crescimento da economia. O Gráfico 1 complementa a análise por meio da evolução da taxa de crescimento anual da renda *per capita* de diferentes décimos da distribuição de renda nos períodos dos últimos três presidentes da república: Fernando Collor (mar/90 a out/92), Itamar Franco (out/92 a jan/95) e Fernando Henrique Cardoso (jan/95 a mar/98).

Gráfico 1

Taxa de Crescimento Anual da Renda Domiciliar *Per Capita* por Décimo

Fonte: PME – IBGE.

Obs.: o primeiro décimo apresenta renda sempre nula.

No primeiro período, correspondente ao Governo Collor, observamos uma espécie de milagre econômico dos anos 60 às avessas - perda para todos os décimos da distribuição - de forma que, a despeito da mencionada melhora da desigualdade de renda, podemos inequivocamente afirmar que houve uma deterioração do nível de bem-estar social.

No período compreendido entre 1992 a 1994, correspondente ao governo Itamar Franco, observamos o caráter concentrador de renda que a alta inflação é capaz de ter. Apesar do crescimento econômico observado nestes anos, as camadas mais pobres da população experimentaram reduções de renda absolutas. À medida que caminhamos da cauda inferior para a cauda superior da distribuição de renda, observamos incrementos do nível de renda familiar paulatinamente maiores, o que parece indicar a capacidade das camadas mais abastadas da população de se defenderem da alta inflação e se apropriarem dos frutos do processo de crescimento econômico mesmo que a variável renda reflita apenas a renda do trabalho.

O período compreendido de 1994 a 1996, equivalente às mudanças observadas nos três primeiros anos do governo Fernando Henrique Cardoso, reverteu a direção do processo cumulativo de concentração de renda até então observado: os décimos mais baixos da distribuição de renda que experimentaram as maiores quedas de renda no período de inflação ascendente passam a apresentar os maiores ganhos de renda, e à medida que caminhamos em direção à cauda superior da distribuição os incrementos de renda vão paulatinamente se reduzindo. Como todos os décimos da distribuição apresentam ganhos

absolutos de renda, podemos afirmar que houve uma melhora inequívoca do bem-estar social.

Os dois últimos anos registram uma fase mais ou menos inédita da história estatisticamente documentada brasileira, pois observamos um processo de crescimento econômico com redistribuição de renda. Este período se comporta como a imagem do espelho da década “perdida” de 80, quando perdemos nas duas frentes. Estas observações nos remetem ao debate sobre distribuição de renda ocorridas nos anos 70: a conjugação de um processo de crescimento econômico com concentração de renda que caracterizou o chamado milagre econômico brasileiro gerou controvérsias sobre a evolução do nível de bem-estar social.

Essa questão foi recentemente revistada no já clássico texto de Barros e Mendonça (1995). O artigo demonstra, utilizando o conceito de dominância estocástica, que apesar do movimento antagônico do nível e da desigualdade de renda durante a fase do milagre houve uma melhora do bem-estar social. Em outras palavras, como o nível absoluto de renda subiu em todos os décimos da distribuição, pode-se afirmar que houve ganho de bem-estar.

No caso do período pós-Real, como vimos, tanto critérios mais tênues, como o de melhora absoluta de renda de todos os décimos da distribuição de renda (condição de dominância estocástica), quanto condições mais restritivas, como a simultaneidade de aumento da renda *per capita* e de redução da desigualdade de renda,¹ permite-nos afirmar que ocorreu uma melhora inequívoca do nível de bem-estar social no período. Entretanto, a melhora dos indicadores sociais começa a apresentar uma reversão após o episódio da “chegada da crise asiática ao País” em outubro de 1997, retomando a tendência de piora anterior.

5 Comparações dinâmicas de distribuição de renda

A PME nos permite acompanhar a trajetória da renda de uma mesma família por curtos intervalos de tempo.² Este caráter longitudinal permite-nos analisar de forma desagregada

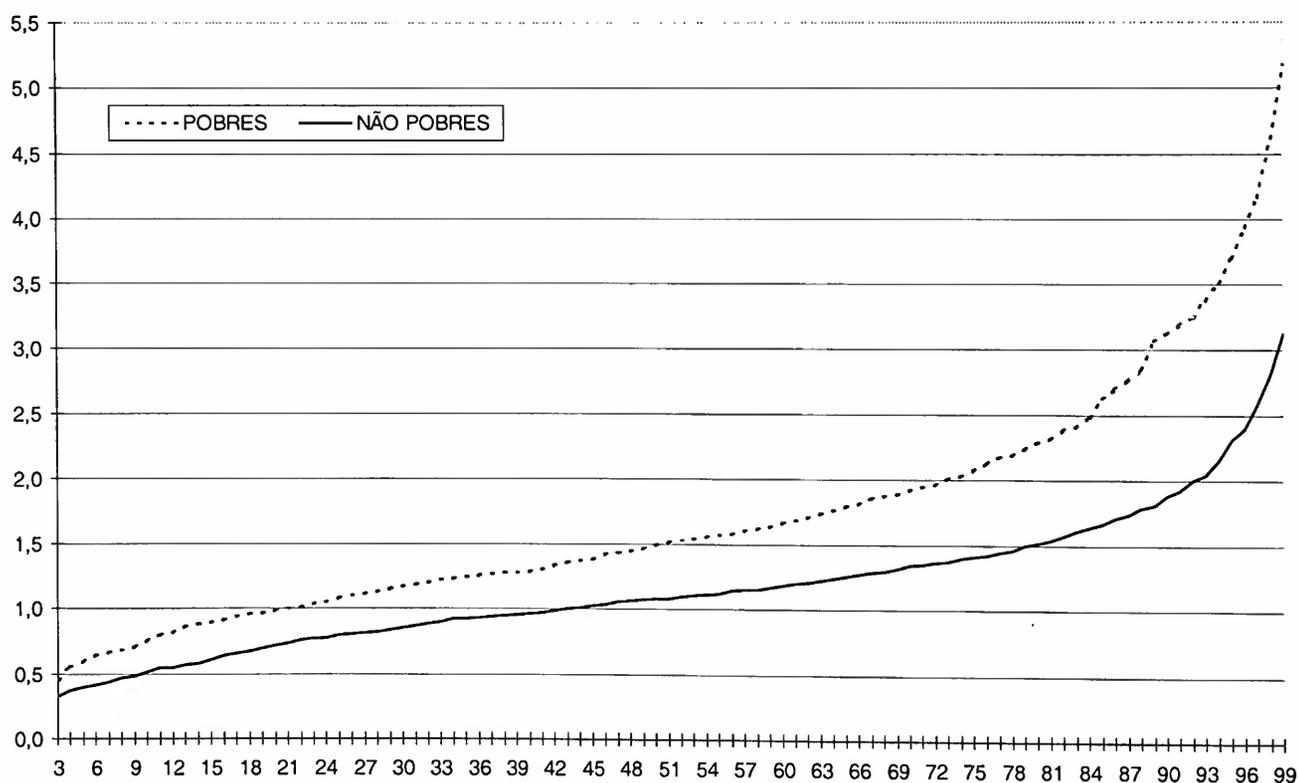
1 Em termos nacionais, o melhor que se pode fazer é comparar os resultados das últimas duas PNADs (1993 e 1995). Em primeiro lugar, a desigualdade se reduziu de 1993 para 1995: os índices de Theil e de Gini caíram de 0,88 e 0,65 para 0,84 e 0,64, respectivamente.

2 O processo de geração da base de dados longitudinais aqui utilizado bem como a avaliação de vieses de seletividade e erros de mensuração de renda são empreendidos em Neri (1996).

as mudanças de renda de um mesmo indivíduo entre dois pontos no tempo. Nesse contexto, a ampliação do critério de melhora de Pareto pode ser aplicada diretamente sem lançarmos mão de hipóteses com anonimato ou de não-ocorrência de inversões de *ranking*.

A opção adotada aqui foi plotar a distribuição cumulativa das mudanças de renda domiciliar *per capita* real da população pobre e da população não pobre. Mais especificamente, plotamos a razão entre rendas domiciliares *per capita* reais (isto é, um mais a taxa de variação das rendas)³ observadas em setembro de 1995 e setembro de 1994, conforme o Gráfico 2. Este gráfico evidencia que a distribuição das variações de renda real dos pobres domina estocasticamente em primeira ordem a distribuição correspondente à dos não pobres, ou seja, qualquer percentil da distribuição de variantes da renda real dos pobres é sempre superior ao correspondente percentil da distribuição de variantes da renda real dos não pobres.⁴

Gráfico 2
Distribuição Cumulativa - Fator de Variação da Renda Domiciliar
***Per Capita* entre Setembro de 94 e Setembro de 95**



Fonte: PME - As Seis Principais Regiões Metropolitanas.

- 3 A aplicação de taxas de variação ou logaritmos obriga-nos a restringir a amostra aos indivíduos com renda positiva. Essa limitação é particularmente problemática na PME, pois o primeiro decil de renda *per capita* apresenta renda nula.
- 4 Vale anotar que a distribuição cumulativa do Gráfico 2 está com o eixo invertido em relação à representação usual de funções distributivas cumulativas.

Um outro resultado básico do Gráfico 2 é que enquanto 80% das famílias pobres obtiveram aumentos de renda real no período posterior ao lançamento do Plano Real (isto é, a razão de rendas superior à unidade), esta cifra cai para 55% no caso das famílias não pobres. Esta estatística pode ser interpretada como a distância em termos de proporção de famílias em relação à ocorrência de uma melhora de Pareto da distribuição de renda em setembro de 1995 em relação a setembro de 1994, ou seja, estamos medindo diretamente quantos indivíduos faltam para atingirmos a situação, até certo ponto utópica, de que todos os membros de um determinado grupo melhoraram. Note-se que a natureza longitudinal dos dados de renda utilizados nos permite relaxar a hipótese de anonimato (ou, alternativamente, de que não há inversões de *ranking*) na comparação entre distribuições de renda.⁵

Um problema intrínseco das medidas de mobilidade de renda é que elas são afetadas por erros de mensuração de renda com média zero. Ao contrário de medidas como a média ou mediana, no caso de medidas de mobilidade realizações de erros de medida com sinais opostos em geral não se cancelam. Somente quando o coeficiente de correlação dos erros de reportagem individuais ao longo do tempo é unitário (ou seja, os erros são permanentes), as medidas de mobilidade não são afetadas. Dado que erros de reportagem de renda são, em geral, dominados por componentes transitórios, a medida de mobilidade de renda tende, em geral, a estar superestimada. Em outras palavras, erros de mensuração de renda são geralmente seguidos por correções do valor da renda do período seguinte.

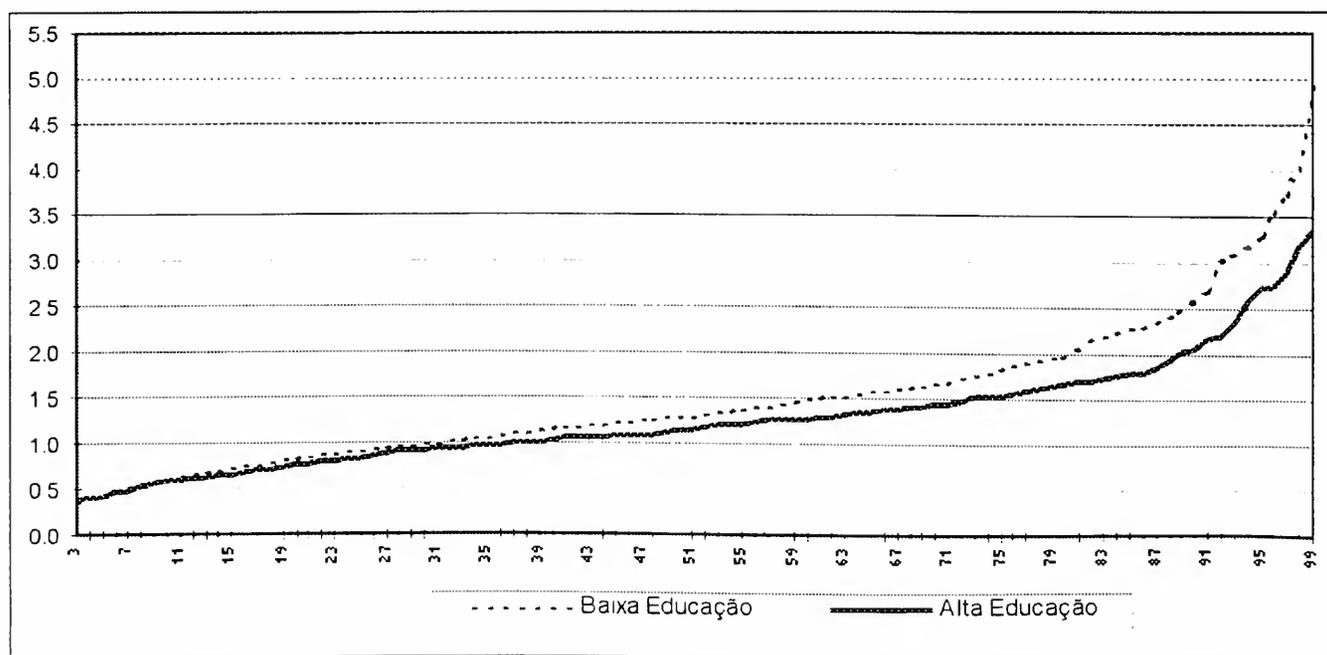
É importante notar que no caso de erros de medida transitórios a taxa de variação da renda se move na direção oposta do erro de medida no período subsequente: indivíduos com subestimativas de renda tenderiam a reportar altas taxas de variação de renda no período seguinte, e vice-versa. No caso da nossa aplicação específica, como o critério de seleção de grupos pobres e não pobres também depende do quesito renda, esse problema pode não só superestimar a medida de mobilidade como pode também introduzir um viés na taxa de variação da renda. As famílias cujos indivíduos reportassem rendas subestimadas num dado momento tenderiam a apresentar altas taxas de variação de renda no período seguinte. Similarmente, indivíduos que reportassem rendas superestimadas tenderiam a apresentar baixas taxas de variação de renda no período subsequente. Dessa forma, o uso de medidas de classificação de grupos correlacionadas com o erro de mensuração de renda tende a criar um viés de seletividade, onde o grupo classificado como pobre contém uma parcela desproporcional de indivíduos com rendas subestimadas (i.e., “falsos pobres”) em relação à população total, enquanto o grupo classificado como não pobre tenderia a apresentar uma parcela desproporcional de indivíduos com rendas superestimadas.

5 Shorrocks (1983) e Barros e Mendonça (1995) oferecem boas discussões sobre o conceito de dominância estocástica.

A fim de eliminar esse possível viés para cima das taxas de variação de renda dos pobres (e vice-versa) é necessário utilizar uma aproximação para famílias pobres que seja independente dos erros de reportagem da renda. Seguindo a vasta evidência empírica brasileira sobre o papel da educação formal na determinação da distribuição de renda, a nossa opção foi utilizar a variável escolaridade do chefe do domicílio como divisor de águas (i.e., variável instrumental para renda) entre os segmentos pobre e não pobre da população.

O Gráfico 3 replica o Gráfico 2, exceto que o critério de separação da população pobre da população não pobre deixa de ser o fato de a renda *per capita* estar acima ou não da linha de pobreza, e passa a ser o fato de o nível de escolaridade do chefe da família estar acima ou não de seis anos de estudo. O resultado deste novo critério de classificação é que a distância média entre as distribuições de taxas de variação de renda dos pobres e dos não pobres diminui no Gráfico 3 em relação ao Gráfico 2, o que pode indicar a relevância do viés citado acima. Entretanto, apesar da maior proximidade entre as distribuições, qualquer percentil da distribuição das taxas de variação de renda das famílias mais pobres (isto é, aproximadas pelo nível de escolaridade do chefe) nunca está abaixo do correspondente percentil da distribuição das famílias não pobres. Em outras palavras, o resultado de dominância estocástica de primeira ordem da distribuição dos aumentos de renda dos indivíduos situados na cauda inferior da distribuição em relação à dos demais se mantém.

Gráfico 3
Distribuição Cumulativa - Fator de Variação da Renda Domiciliar
***Per Capita* entre Setembro de 94 e Setembro de 95**



Fonte: PME - As Seis Principais Regiões Metropolitanas.

6 Variabilidade temporal e desigualdade de renda

Ganhos de bem-estar social podem ser obtidos pelas vias do crescimento econômico e pela transferência de recursos em direção às camadas mais pobres da população. Transferências de renda entre diferentes indivíduos são desejáveis no Brasil, dados o altíssimo grau de desigualdade e o razoável nível de renda *per capita* observados. A existência de imperfeições no mercado de capitais (inclusos os segmentos de crédito, de seguro e os ativos reais e financeiros), abre também a possibilidade de ganhos de bem-estar social por meio da redistribuição do consumo de cada indivíduo entre diferentes instantes do tempo e estados da natureza. O objetivo dessa seção é analisar a importância desses três componentes na evolução recente do bem-estar social no Brasil.

A tradução da distribuição de renda do trabalho em medidas de bem-estar social envolve, necessariamente, a imposição de hipóteses quanto ao funcionamento do mercado de capitais pois, em última instância, os agentes extraem bem-estar do consumo realizado e não das rendas recebidas. A operação do mercado de capitais permite a suavização do efeito de flutuações da renda sobre o consumo. Num contexto de mercados completos, o conceito de renda relevante corresponderia a uma média da renda esperada durante o horizonte de planejamento dos agentes. Por sua vez, a existência de falhas nos mercados de capitais implica a utilização de uma janela de mensuração de renda mais restrita. Tudo se passa como se as falhas do mercado de capitais truncassem o horizonte de atuação dos agentes.

Dados longitudinais de até quatro meses consecutivos podem ser obtidos a partir da PME. A análise da evolução recente da distribuição da renda familiar *per capita* será feita por meio de três componentes, a saber: a) média de quatro meses do log da renda; b) variância transversal da média de quatro meses do log da renda; c) média da variância temporal do log da renda de cada família em torno da respectiva média de quatro meses do log da renda.⁶

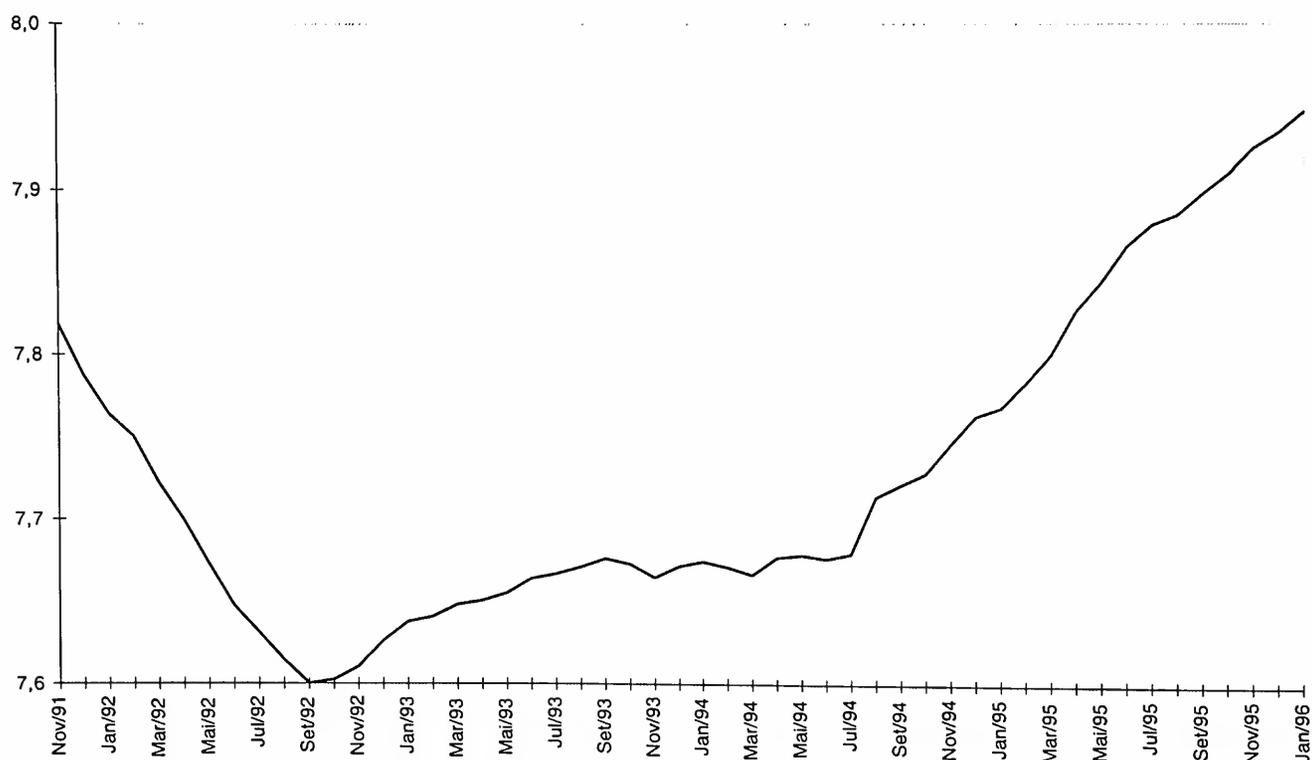
6.1 Análise da média

A análise da média de renda familiar *per capita* auferida ao longo de quatro meses nos permite eliminar a sazonalidade das séries mensais apresentadas nas medidas de pobreza e

6 Barros e Mendonça (1994) encontraram uma diferença de cerca de 10% entre os Índices de Theil da renda de um e de quatro meses dos chefes de domicílio para a região metropolitana de São Paulo em setembro de 1987.

de desigualdade. À medida que trabalhamos com médias móveis de 12 meses dos três indicadores propostos acima, a média do log da renda não é afetada, de maneira significativa, pelas diferentes janelas de mensuração da renda de cada família possíveis de serem utilizadas. Em outras palavras, como a sazonalidade da série é suprimida, a média do log da renda de quatro meses se situa em níveis bem próximos da média do log da renda computada mês a mês. O Gráfico 4 revela que a evolução da média móvel de 12 meses da média do log da renda de quatro meses apresenta três momentos distintos: a) queda de renda até o final do Governo Collor (outubro de 1992); b) crescimento moderado da renda média até o lançamento do Plano Real (julho de 1994); c) forte crescimento da renda até dezembro de 1995.

Gráfico 4
Média do LOG da Renda Domiciliar *Per Capita* de 4 Meses



Fonte PME: São Paulo.

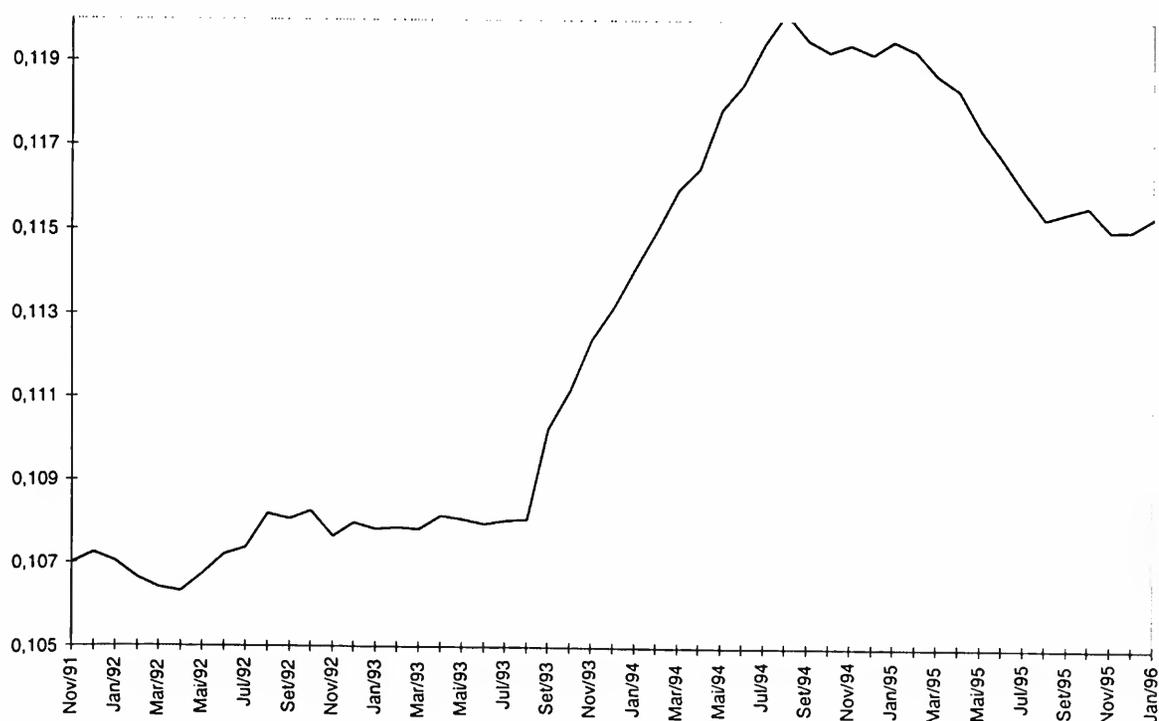
6.2 Análise de variância

Os outros dois indicadores mencionados, referentes à variância transversal da média do log das rendas de quatro meses e a variância temporal do log da renda familiar *per capita* ao longo dos quatro meses, são medidas de desigualdade complementares entre si. Analogamente a uma análise de decomposição ANOVA, a soma desses dois componentes perfazem a variância total do log das rendas observadas durante cada período de quatro

meses. Colocando de outra forma, a variância transversal do log da renda para um conjunto de quatro meses, quando os dados de renda de uma mesma família são tratadas de forma independente, pode ser decomposto num termo de dispersão do log da renda de cada família em relação à média de quatro meses e num termo de dispersão transversal da média do log das rendas de quatro meses.

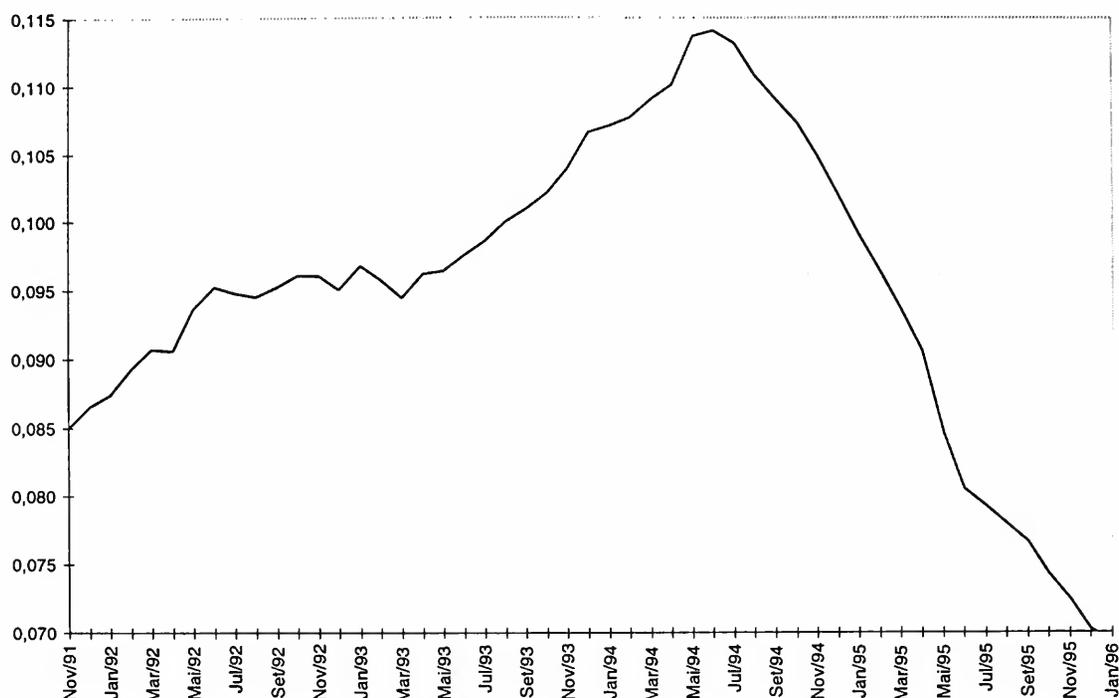
Os Gráficos 5 a 7 ilustram a evolução, ao longo do tempo, de cada um dos componentes da desigualdade e da soma deles. A evolução da média móvel de doze meses da variância transversal do log da renda média de quatro meses (Gráfico 5) revela três fases distintas: a) crescimento bastante moderado até agosto de 1993; b) crescimento explosivo até o lançamento do Plano Real (julho de 1994), quando o efeito da desigualdade de renda observada após o referido plano passa a dominar o aumento da desigualdade observado na época de inflação ascendente; c) queda moderada até o final da série (abril de 1996). No que tange à variabilidade temporal da renda (Gráfico 6), observamos duas fases distintas: a) crescimento contínuo até o lançamento do Plano Real (julho de 1994); b) queda acentuada até o final da série (janeiro de 1996). Entre junho de 1994 a abril de 1996 a variância temporal do log das rendas ao longo de quatro meses consecutivos cai cerca de 40%.

Gráfico 5
Variância Transversal do LOG da Renda (rdpc) de 4 Meses



Fonte PME: São Paulo.

Gráfico 6
Variabilidade Temporal do LOG da Renda Domiciliar *Per Capita*



Fonte PME: São Paulo.

A soma dos dois componentes de desigualdade apresenta uma evolução semelhante à apresentada pela desigualdade da renda média mostrada no Gráfico 5, com uma redução superior no período posterior ao Real. A semelhança dessas duas séries decorre da importância relativa da desigualdade de renda transversal (i.e., entre indivíduos) em relação à desigualdade de renda total (i.e., entre indivíduos e ao longo do tempo). A maior queda dessa última medida no período pós-Real é puxada pela queda de 40% na medida de dispersão temporal das rendas. Em particular, a participação da desigualdade de rendas médias (ou seja, entre indivíduos na desigualdade total) sobe 3,5%. Este resultado evidencia uma superestimativa na queda recente observada na desigualdade *stricto sensu* da renda do trabalho, segundo as principais pesquisas domiciliares brasileiras (e.g., PNAD, PME, etc.).

O grau de interesse sobre cada uma das medidas de dispersão colocadas acima vai depender da extensão das falhas observadas no mercado de capitais. Sob mercados de capitais perfeitos, o único conceito de desigualdade relevante seria a dispersão transversal das rendas médias de quatro meses, pois as famílias seriam capazes de suavizar o consumo ao longo do tempo. Neste cenário a melhora da desigualdade e de bem-estar proporcionada pelo Plano Real estaria superestimada pelas medidas de dispersão transversal das rendas tomadas mês a mês, pois estaríamos erroneamente imputando na medida de desigualdade a brutal queda observada na medida de variabilidade temporal das rendas.

No outro caso polar, se assumirmos a ausência de mercados de capitais as duas medidas vão desempenhar um papel importante, pois o bem-estar das família vai estar inversamente

relacionado com a variabilidade temporal das rendas. Neste cenário, o uso de dados mensais de renda tomados isoladamente seria uma medida mais precisa. Tudo se passa como se a família fosse obrigada a consumir, período a período, toda a renda auferida.⁷

Note-se que a diferença existente entre esses dois componentes de dispersão das rendas não é apenas semântica. É fundamental diferenciar esses dois componentes no desenho de políticas sociais. A redução da desigualdade entre indivíduos requer, necessariamente, transferência de renda entre pessoas ou famílias, como, por exemplo, o programa de renda mínima, o salário mínimo ou um sistema de tributação progressivo. Por outro lado, para minorar os efeitos da variabilidade temporal de renda precisamos dar acesso a melhores mecanismos de transferência de recursos ao longo do tempo (i.e., ativos financeiros, ativos reais, empréstimos, seguros, etc.) ou combater diretamente esse componente de incerteza de renda como, por exemplo, por meio do seguro-desemprego.

Em suma, a análise desenvolvida nessa subseção revela que a melhora verificada nas medidas de bem-estar social observadas a partir do lançamento do Plano Real não se restringiu ao binômio média/desigualdade de renda. Observamos, em particular, uma queda de aproximadamente 40% na variância temporal do log das rendas familiares auferidas ao longo de quatro meses consecutivos. Desenvolvemos ao longo dessa subseção um arcabouço simples para incorporar à análise de bem-estar o efeito dessa mudança na variabilidade temporal das rendas. A principal lição dessa análise é que a extensão da redução da desigualdade transversal da renda observada vai depender do grau de sofisticação e de difusão dos instrumentos financeiros disponíveis na economia brasileira.

7 Variabilidade temporal e desigualdade de renda

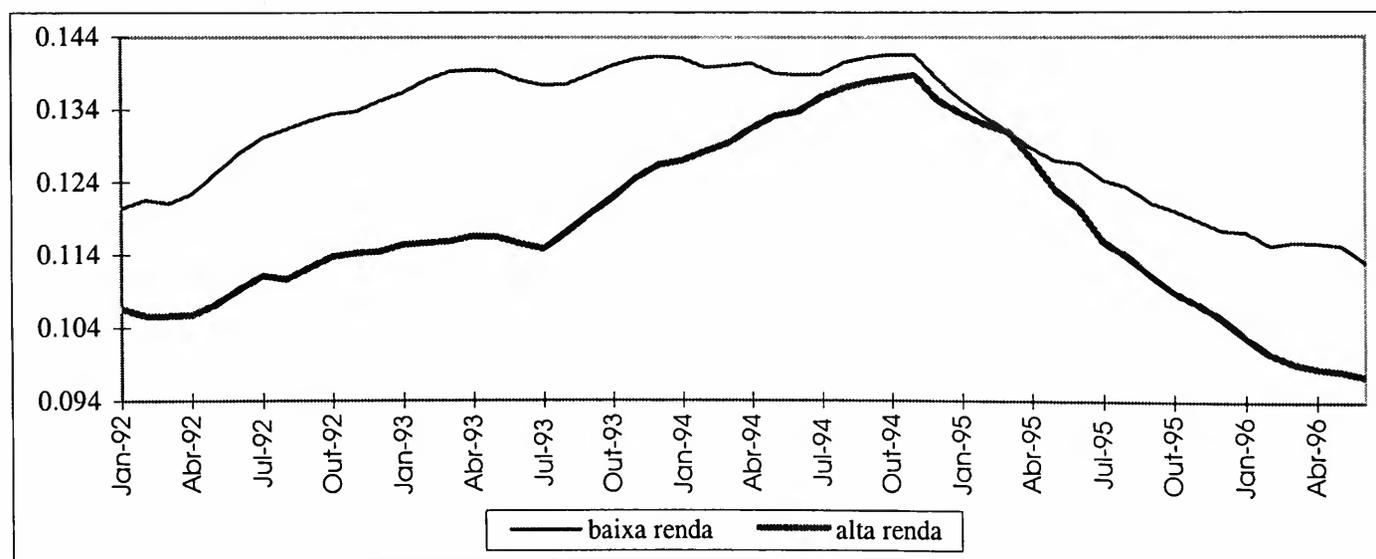
Dados mensais de rendas de até quatro meses consecutivos, obtidos a partir da Pesquisa Mensal do Emprego (PME), podem ser agregados por diferentes intervalos de tempo na obtenção de medidas de bem-estar social.

Barros *et alii* (1993) revelaram uma alta variabilidade das rendas na cauda inferior da distribuição. A cada mês cerca de 15% das famílias estão saindo ou entrando na condição de pobreza. Cerca de 40% dos estados de pobreza duram um mês e 60% duram mais de dois meses. Esses dados não permitem analisar o efeito da transição Plano Real sobre a variabilidade de renda, pois eles se referem a uma média para todo o período 1982/1992.

7 O mercado de capitais também influencia na escolha de fatores de desconto utilizados nos cálculos das rendas. Este elemento ganha importância no Brasil dados a instabilidade inflacionária e o acesso diferenciado ao mercado de capitais (ver Neri, 1995).

O Gráfico 7 apresenta a média móvel de 12 meses da variância do log da renda *per capita* para dois grupos de indivíduos. À semelhança das séries de variabilidade de renda para a população como um todo, apresentada no Gráfico 5, as séries de variabilidade de renda real para esses dois grupos de renda apresentam um formato de U-invertido, que atinge o ápice na época de lançamento do Plano Real. O grupo de baixa renda apresenta, durante todo o período sob análise, um risco de renda não inferior ao observado para o grupo de alta renda. A razão entre a média da nossa medida de variabilidade de renda para os dois grupos de renda cai de 14,3% no período de alta inflação (de janeiro de 1992 a junho de 1994) para 7,9% no período de baixa inflação (de julho de 1994 a maio de 1996). Este resultado indica que a variabilidade de renda caiu mais para os indivíduos mais pobres da população. Entretanto, como argumentamos na seção 8, a existência de um possível viés de seletividade sugere cuidados na análise de estatísticas de mobilidade de renda cujo critério de classificação se baseia diretamente num corte de renda.

Gráfico 7
Variabilidade Temporal - Alta Renda *versus* Baixa Renda



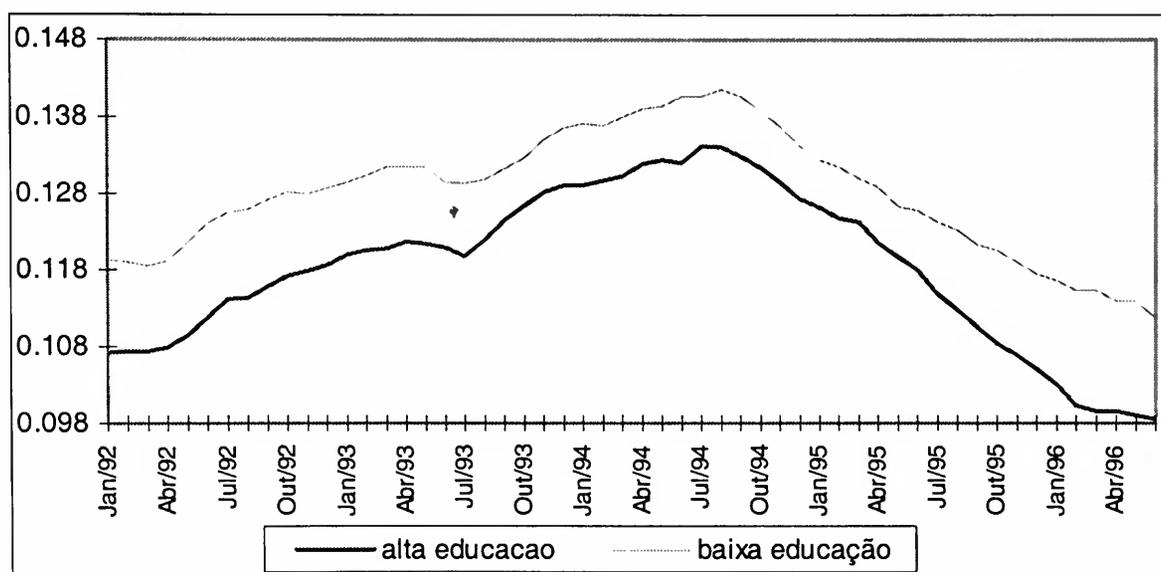
Fonte: PME/IBGE.

O Gráfico 8 replica o Gráfico 7, mas o critério de separação dos grupos de alta renda é instrumentalizado pela mediana dos anos de estudo dos chefes de domicílio. Os movimentos das séries do Gráfico 8 apresentam uma maior conformidade entre si e com a série da população como um todo. A razão entre a média da nossa medida de variabilidade de renda para os dois grupos de renda sobe de 7,6 % no período de alta inflação (de janeiro de 1992 a junho de 1994) para 9,3 % no período de baixa inflação (de julho de 1994 a maio de 1996). Tal resultado indica que as camadas mais ricas foram mais beneficiadas pela maior estabilidade de renda proporcionada pela maior estabilidade dos preços, o que

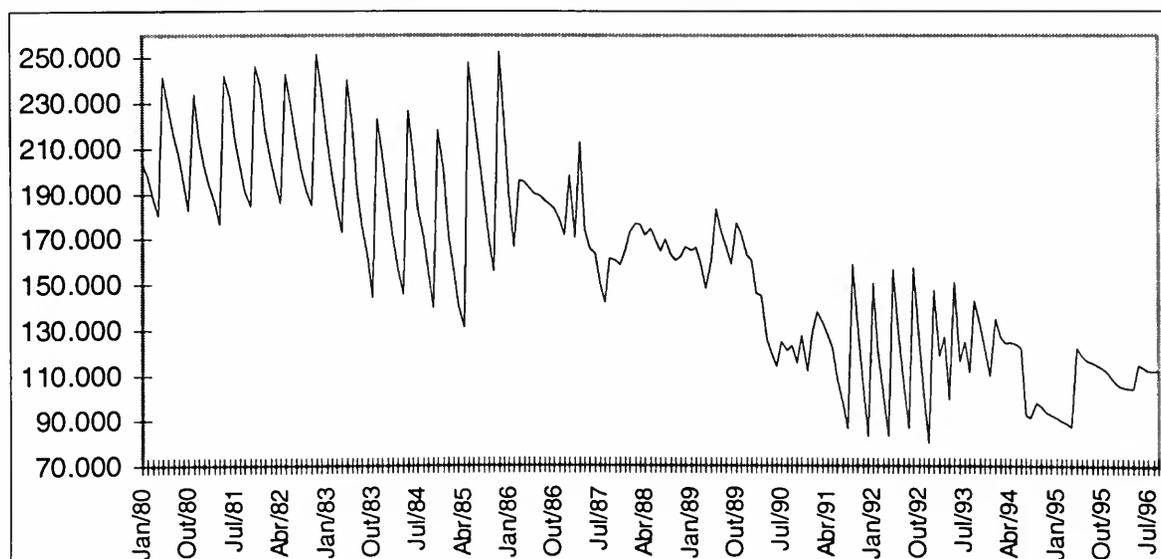
contradiz a análise baseada em cortes diretos por nível de renda. Entretanto, o ponto fundamental que não deve ser perdido de vista é que o Plano Real trouxe consigo uma menor variabilidade de renda para todas as camadas da população.

Como vimos, rendas mais instáveis elevam a importância do mercado de capitais na determinação do bem-estar social. Portanto, para analisar os benesses da estabilização devemos levar em conta como indivíduos de diferentes níveis de renda lidavam com as suas respectivas variabilidades de renda.

Gráfico 8
Variabilidade Temporal - Alta Educação Versus Baixa Educação



Valor Real do Salário Mínimo (a preços de setembro de 96)



Fonte: PME/IBGE.

8 Conclusões

O primeiro passo deste trabalho consistiu em traçar um perfil da pobreza em 1995 utilizando dados da Pesquisa Nacional de Domicílios (PNAD) de 1995. O objetivo final deste exercício foi mapear a incidência da pobreza de acordo com as características do chefe de domicílio (isto é, idade, escolaridade, cor, setor de atividade, região e densidade populacional).

O passo seguinte consistiu na descrição das mudanças da pobreza, da desigualdade e do nível de renda ocorridas ao longo da década de 90. Tal análise apoiou-se em médias anuais de indicadores sociais baseados em renda do trabalho gerados a partir da Pesquisa Mensal do Emprego (PME). Analisou-se a evolução do crescimento, da desigualdade e da pobreza na experiência brasileira recente. A análise empírica centrou-se no conceito de renda familiar *per capita* do trabalho por incorporar e sintetizar uma série de elementos como desemprego e o grau de precariedade das relações de trabalho vigentes na economia. A análise da variação da renda domiciliar *per capita* por décimo de renda revelou que as camadas mais pobres da população experimentaram as maiores reduções de renda nos 12 meses de inflação ascendente que antecederam o lançamento do Plano Real. À medida que caminhamos da cauda inferior para a cauda superior da distribuição de renda, observamos incrementos do nível de renda familiar crescentes. Neste período, o segundo décimo da distribuição apresentou quedas de renda real da ordem de 25%, enquanto o último decil apresentou incrementos de renda da ordem de 10%.

A introdução do Plano Real reverteu a direção do processo cumulativo de concentração de renda até então observado: entre setembro de 1994 e setembro de 1995, os décimos mais baixos da distribuição de renda que experimentavam as maiores quedas de renda no período de inflação ascendente passam a apresentar os maiores ganhos de renda. O segundo décimo da distribuição apresenta ganhos de renda de 30%, e à medida que caminhamos em direção à cauda superior da distribuição os incrementos vão se reduzindo até atingir 8% para o décimo da distribuição. A análise dos períodos anterior e posterior ao lançamento do Real revela o caráter concentrador de renda que o processo inflacionário parece exercer.

Os diversos indicadores de pobreza analisados apresentam uma melhora mais expressiva que os indicadores de desigualdade no período pós-Real, à medida que o plano foi seguido de forte crescimento econômico. No período compreendido entre junho de 1994 e setembro de 1995 o número de pobres caiu entre 12% e 31% dependendo do valor da linha de pobreza assumido e do cômputo ou não das perdas associadas à incidência do

efeito imposto inflacionário. Cabe ainda ressaltar que uma significativa queda da pobreza observada neste período (e.g., 60% de acordo com o *head-count ratio* (P^0) usando a linha de pobreza mais baixa) foi contemporânea aos aumentos reais conferidos ao salário mínimo em setembro de 1994 e maio de 1995.

Analizamos em detalhe alguns aspectos dinâmicos do bem-estar social a partir da dimensão longitudinal fornecida pela PME. Em primeiro lugar, a seção 6 aplicou o conceito de dominância estocástica à análise das distribuições das variações da renda familiar *per capita*. Este procedimento nos permitiu relaxar a hipótese de anonimato (ou, alternativamente, que não há inversão de *ranking*) na aplicação do conceito de melhora de Pareto na comparação entre distribuições de renda. A análise do período posterior ao Real revelou que cada percentil da distribuição das variações de renda dos mais pobres esteve sempre acima do correspondente percentil da distribuição das variações de renda do segmento não pobre da população.

A seção 7 desenvolveu um arcabouço simples para incorporar à análise de bem-estar o efeito da variabilidade temporal das rendas condicionado às imperfeições do mercado de capitais. Dada a ocorrência de uma queda de aproximadamente 40% na nossa medida de variabilidade temporal da renda no período pós-Real, a melhora observada na desigualdade vai depender, de forma substantiva, do grau de sofisticação e de difusão dos mercados de capitais brasileiros. Em particular, a participação da desigualdade de rendas médias (ou seja, entre indivíduos) na desigualdade total sobe 3,5%. Este resultado evidencia uma superestimava na queda recente observada na desigualdade *stricto sensu* da renda do trabalho, segundo as principais pesquisas domiciliares brasileiras (PNAD, PME etc.).

Finalmente, a seção 8 avaliou como a variabilidade da renda por nível de renda foi afetada pela estabilização e como a queda da variabilidade de renda causou impacto sobre o bem-estar desses diferentes grupos. A análise revelou que apesar da variabilidade de renda ter caído mais para indivíduos de alta renda, a escassez de instrumentos financeiros para indivíduos situados na cauda inferior da distribuição parece indicar que os maiores benefícios da estabilidade se reverteram para esse grupo.

Bibliografia

Amadeo, Edward e Neri, Marcelo. Política macroeconómica y pobreza en Brasil. In: Enrique Ganuza, Lance Taylor and Samuel Morley (orgs.), *Política macroeconómica y pobreza en América*

- Latina y el Caribe*. Madrid: Mundi Prensa, 1999.
- Barros, Ricardo P. de, Mendonça R. A evolução do bem-estar, pobreza e desigualdade no Brasil ao longo das últimas três décadas 1960/90. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 25, n. 1, abril 1995.
- Barros, R., Mendonça, R. and Neri, M. The duration of poverty spells in Brazil. *Série Seminários de Estudos Sociais e do Trabalho* n. 25, IPEA, 1993.
- Cardoso, E. Inflation and poverty. National Bureau of Economic Research, *Working paper 4006*, 1992.
- Foster, J., Greer, J., e Thorbecke, E. Class of decomposable poverty measures. *Econométrica*, v. 52, 1984.
- Neri, M. Sobre a mensuração dos salários reais em alta inflação. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 25, n. 3, abril 1995.
- _____. O imposto inflacionário e o poder de compra das unidades familiares: um modelo aplicado aos Planos Cruzado e Verão. *Revista Brasileira de Economia*, v. 44, n. 4, abril 1990.
- _____. *Inflação e consumo: modelos teóricos aplicados ao imediato pós-Cruzado*. Rio de Janeiro: BNDES, 1990.
- _____. e Considera, C. Crescimento, desigualdade e pobreza: o impacto da estabilização. Rio de Janeiro: IPEA, *Economia Brasileira em Perspectiva*, v. 1, p. 49-82, 1996.
- Reis E., Issler J. *et alii*. Os determinantes macroeconômicos da poupança no Brasil. DIPES/IPEA, junho de 1996, *mimeo*.
- Rocha, S. Poverty lines for Brazil: new estimates from recent empirical evidence. DIPES/IPEA, janeiro 1993, *mimeo*.
- Shorrocks, A. Ranking income distributions. *Econômica*, v. 50, 1983.