Distribuição de renda no Brasil: avaliação das tendências de longo prazo e mudanças na desigualdade desde meados dos anos 70*

Regis Bonelli**
Lauro Ramos***

Sumário: 1. Introdução; 2. Tendências de longo prazo; 3. Desigualdade e desempenho macroeconômico: o registro desde meados dos anos 70; 4. Teorias explicativas das mudanças na distribuição pessoal da renda; 5. Explicando as variações na desigualdade: um exercício de decomposição para o período 1977-89 e subperíodos selecionados; 6. Conclusão: política econômica, desempenho macroeconômico e evolução da desigualdade na distribuição de renda.

1. Introdução

A relação entre concentração de renda, crescimento econômico e política econômica é, reconhecidamente, de grande complexidade. Isso pode ser testemunhado pelo crescente volume de trabalhos de economistas e outros cientistas sociais que têm procurado clarificar os temas e as principais variáveis envolvidas.

O Brasil representa, a este respeito, um interessante estudo de caso devido às enormes mudanças na concentração de renda que ocorreram paralelamente a alterações nada desprezíveis na política econômica e flutuações no desempenho macroeconômico. Até o final dos anos 60, no entanto, a inexistência de dados adequados atrasou o início dos estudos de um dos mais perversos perfis distributivos do mundo contemporâneo. A partir daí observam-se surtos de interesse pelo tema, coincidindo com momentos em que novos dados censitários tornam-se disponíveis. Mais recentemente, as pesquisas sobre distribuição de renda no Brasil têm sido estimuladas pela disponibilidade de resultados das pesquisas domiciliares anuais conduzidas pelo IBGE (Pnad — Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios). Embora com escopo diferente daquele dos censos demográficos, as Pnad deram origem a diversos estudos que analisam a desigualdade de rendimentos e sua relação com a política e o desempenho econômico. ¹

^{*} Uma versão preliminar do texto foi apresentada no Seminário Labor Market Roots of Poverty and Inequality in Brazil, patrocinado pelo Ipea, Rio de Janeiro, 12-14 ago. 1992. Os autores agradecem os comentários de José Guilherme Reis, José Márcio Camargo, Rodolfo Hoffmann e Edmar Bacha à versão anterior e a assistência computacional de Renata Jeronymo.

^{**} Do Ipea, Rio de Janeiro, e do Departamento de Economia da Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro.

^{***} Do Ipea, Rio de Janeiro, e da Universidade Santa Úrsula.

¹ Uma relação parcial incluiria os de Bonelli & Sedlacek (1989, 1991), Ramos (1990) e Barros et alii (1992). Quanto a análises longitudinais, veja-se Barros, Sedlacek & Varandas (1990). Sobre a relação entre distribuição de renda e mobilidade social, ver Pastore (1986), e Barros, Reis & Ramos (1992).

Este trabalho é uma modesta contribuição nessa direção. Seu objetivo precípuo é avaliar tendências de longo prazo (de 1960 aos dias de hoje) e analisar as mudanças no perfil distributivo desde meados dos anos 70 para identificar as principais variáveis explicativas e inferir como a política e o desempenho econômico contribuíram para o registro observado. O restante do texto está organizado da seguinte forma. A seção 2 apresenta uma resenha das tendências de longo prazo. A seção 3 analisa os índices de concentração desde meados dos anos 70 e explora possíveis ligações com o desempenho macroeconômico do período. A seção 4 contém um sumário das principais teorias para explicar a evolução da desigualdade, com ênfase na discussão sobre distribuição de renda que teve lugar no Brasil, o que serve de prelúdio à seção seguinte. A seção 5 mostra alguns exercícios de decomposição projetados para identificar as características da força de trabalho que influenciaram o padrão observado da desigualdade entre 1977 e 1989. A seção final apresenta um resumo das principais conclusões.

2. Tendências de longo prazo

Os primeiros trabalhos adequadamente fundamentados sobre a distribuição de renda no Brasil datam do final dos anos 60, estimulados pela disponibilidade de dados do censo demográfico de 1960.² A comparação dos resultados dos censos de 1960 e 1970, já no início da década seguinte, ampliou consideravelmente o debate. Eventuais diferenças de mensuração que possam ter ocorrido à época logo cederam lugar a um amplo consenso em torno de um fato básico: o Brasil tinha experimentado entre 1960 e 1970 um aumento na concentração de renda sem precedentes em relação aos países para os quais existe documentação estatística.

Como todos os estudos que trataram do tema chegaram à mesma conclusão central, ³ foi possível concentrar a análise na interpretação do fenômeno — momento em que o consenso alcançado no que se refere à quantificação deixou de existir. ⁴ O debate posterior permitiu que emergissem diversas interpretações para a variação do grau de concentração da renda, que, após alcançar um valor de 0,50 em 1960, quando medido pelo tradicional índice de Gini, chegou a aumentar 7 pontos até alcançar 0,57 em 1970, no que se refere à população economicamente ativa (PEA) com rendimento não-nulo. ⁵

Quando os resultados do censo de 1980 foram divulgados, constatou-se que, considerando os anos extremos, a distribuição de renda se tornara ainda mais concentrada⁶ nos anos 70 — embora o aumento da desigualdade tenha sido muito menor do que nos anos 60.

354

² O estudo de Fishlow (1972) é a referência pioneira neste contexto. Embora publicado em 1972, sua elaboração data de fins dos anos 60. Estudos anteriores baseados na distribuição dos salários na indústria, a partir de informações de amostras de firmas, foram motivados pelos efeitos da chamada "inflação corretiva" de 1964/65, em face da restrita legislação salarial adotada pelo governo militar instaurado em 1964, quando a fórmula de reajustes sistema-ticamente subestimava a inflação para efeito dos reajustes salariais. A mudança da fórmula em 1968 não foi suficiente para contrabalançar o fato de que os salários próximos ao mínimo legal foram os que relativamente mais perderam poder de compra durante toda a década de 60.

³ Ver, por exemplo, Hoffmann & Duarte (1972), Hoffmann (1973), Langoni (1973) e Fishlow (1973).

⁴ Uma resenha analítica da controvérsia encontra-se em Bacha & Taylor (1978). Diversas contribuições foram publicadas na coletânea editada por Tolipan & Tinelli (1975).

⁵ Incluindo-se as pessoas sem rendimento, o índice aumenta de 0,557 para 0,612.

⁶ Observe-se, no entanto, que o aumento no índice de desigualdade não apenas é pequeno como também desaparece quando se incluem na análise as pessoas sem rendimento. Há ainda evidência de que a concentração de renda no meio urbano aumentou entre 1970 e 1974. Ver adiante a evolução na segunda metade da década.

Como os resultados do censo demográfico de 1991 ainda não estão disponíveis, a avaliação do que ocorreu na década de 80 tem que recorrer a outras fontes de dados, como por exemplo as Pnad anuais. Segue-se um resumo da evidência de longo prazo combinando resultados censitários e das pesquisas domiciliares para períodos com aproximadamente a mesma extensão.

Tabela 1

Brasil — indicadores selecionados da distribuição de renda da população economicamente ativa com rendimento não-nulo (1960-90)

| Estratos | Renda 1960* | Renda 1970* % | Renda 1980* % | Renda 1979** % | Renda 1990** % | |
|-------------------|-------------|------------------|------------------|-------------------|-------------------|--|
| 20% inferiores | 3,5 | 3,2 | 3,0 | 2,9 | 2,3 | |
| 20% seguintes | 8,1 | 6,8 | 5,8 | 6,6 | 4,9 | |
| 20% seguintes | 13,8 | 10,8 | 9,0 | 10,1 | 9,1 | |
| 20% seguintes | 20,2 | 17,0 | 16,1 | 17,6 | 17,6 | |
| 20% superiores | 54,4 | 62,2 | 66,1 | 62,8 | 66,1 | |
| 10% superiores | 39,7 | 47,8 | 51,0 | 46,8 | 49,7 | |
| 5% superiores | 27,7 | 34,9 | 34,9 | 33,8 | 35,8 | |
| 1% superior | 12,1 | 14,6 | 18,2 | 13,8 | 14,6 | |
| Índice de Gini | 0,500 | 0,568 | 0,590 | 0,580 | 0,615 | |
| Índice de Theil-T | 0,470 | 0,644 | | | | |
| R 1/40*** | 1,048 | 1,460 | 2,068 | 1,453 | 2,012 | |

^{*} Censos demográficos (1960 e 1970 de Langoni, 1973, tabelas 3.5 e 3.6; 1980 de Bonelli & Malan, 1984).

Apesar das diferenças metodológicas na definição de renda entre censos e Pnad, os dados da tabela apontam para um inequívoco aumento no grau de concentração de renda no Brasil desde o início dos anos 60. É nítido, nos percentis superiores, o ganho relativamente maior de peso do percentil mais rico nas décadas de 60 e 70. Como assinalado pelo indicador R 1/40, essa é uma característica da distribuição de renda no Brasil: forte assimetria entre os estratos mais pobres e a fina camada do percentil superior da distribuição.

A combinação das duas fontes permite ainda sugerir que, quando se usa o índice de Gini, a deterioração no perfil distributivo da PEA nos anos 80 (comparem-se as duas últimas colunas) foi semelhante à dos anos 70.7 Assim, o Brasil chegou à última década do século XX ostentando um dos piores índices de desigualdade na distribuição de rendimentos do mundo. O que também chama a atenção na análise desses resultados é que a desigualdade parece ter aumentado independentemente do contexto macroeconômico. Como é bem sabido, tanto os anos 60 quanto os 70 foram, em média, períodos de crescimento acelerado da renda e do emprego. O contraste com o desempenho agregado nos anos 80 é, nesse sentido, gritante. 8 No entanto, o aumento da desigualdade, conforme medido pelo índice de Gini, teve aproxi-

^{**} Pnad anuais, não diretamente comparáveis com censos.

^{***} Razão entre a renda dos 1% mais ricos e a dos 40% mais pobres.

Observe-se que a distribuição da renda familiar também registrou aumento da desigualdade nos anos 80, tendo o Gini passado de 0,588 em 1979 para 0,603 em 1990. Ver Hoffmann (1992), onde também se mostra que os movimentos dentro da década são os mesmos, quer se use a distribuição pessoal ou familiar.

⁸ O PIB *per capita* aumentou em média 3,2% ao ano entre 1960 e 1970, e 6,0% entre 1970 e 1980. Na década seguinte, o indicador praticamente estagnou entre os anos extremos.

madamente a mesma magnitude nas décadas de 70 e 80, quando se comparam os anos extremos.

Outro importante aspecto de longo prazo tem a ver com mudanças absolutas nos níveis de renda e inferências que possam ser feitas, a partir dessas variações, sobre o bem-estar da população com rendimento não-nulo. A construção das curvas de Lorenz generalizadas ilustra esse ponto. A figura 1 mostra em seu painel superior essas curvas para os anos de 1960, 1970 e 1980. O fato de as curvas se deslocarem para cima ao longo do tempo indica que todos os estratos tiveram ganhos de renda entre esses anos — embora os ganhos tenham sido tanto maiores quanto mais rico o estrato populacional. Para os 10% mais ricos, por exemplo, o aumento de renda entre 1960 e 1980 chegou a cerca de 150% em termos reais. Para os 40% mais pobres, o aumento foi da ordem de 120% nas duas décadas.

O painel inferior, por sua vez, mostra essas curvas para os anos de 1981, 1986 (escolhido por ser o ano em que a renda média foi mais alta na década) e 1990. Observa-se claramente que entre 1981 e 1986 aumentam *em valor absoluto* as rendas de todos os grupos, mas ocorre o oposto entre 1986 e 1990. Comparando-se o início e o fim da década, fica evidente a piora. Em outras palavras, outro traço que distingue a década perdida de 1980 das duas anteriores é que nela não só a renda pessoal tornou-se mais concentrada — como ocorrera tanto nos anos 60 quanto, em menor medida, nos anos 70 — mas também as rendas absolutas medidas pela Pnad decresceram entre o ano inicial e o ano final. A única exceção é o percentil superior. Mesmo nesse caso, porém, o ganho de renda real acumulado entre 1981 e 1990 não chega a 1%.

Isso sugere que os ganhos de bem-estar (na medida em que a renda seja entendida como tal) foram generalizados entre 1960 e 1980. Na década de 80, por outro lado, as perdas de bem-estar foram características da quase-totalidade da população brasileira. Ao levar-se em conta que os índices de desemprego em 1990 eram muito superiores aos do início da década de 80, o quadro de iniquidade e deterioração do bem-estar agrava-se mais ainda. 11

Um aspecto intrigante da década de 80, quando comparada às anteriores — e, em particular, à de 60 — é que o perfil de rendas associado à educação se tornou ainda mais inclinado em um contexto de grande expansão educacional (como nos anos 60), mas em meio a um quadro de estagnação econômica (ao contrário dos anos 60). A questão que naturalmente ocorre é como conciliar a evidência de aumento da concentração com a melhoria educacional à luz da explicação pioneira oferecida por Langoni (1973) para os anos 60: a de que o desenvolvimento econômico e tecnológico, ao aumentar a demanda de trabalho qualificado ("educado") em condições de oferta inelástica a curto prazo e acoplado às mudanças clássicas na composição da força de trabalho que acompanham qualquer processo de desenvolvimento, é que teria provocado o aumento de concentração. 12 Como veremos adiante (seção 5), essa explicação não se aplica aos anos 80, quando o país não cresceu.

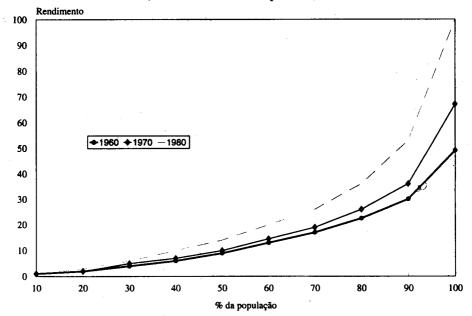
⁹ Essas curvas são construídas multiplicando-se as curvas de Lorenz pelas respectivas rendas médias. Utilizamos, para tanto, o PIB per capita para 1960, 1970 e 1980, e os rendimentos médios do trabalho das Pnad para 1981, 1986 e 1990.

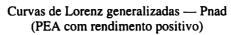
¹⁰ Razão pela qual um movimento no sentido inverso é observado para as curvas de Lorenz comuns.

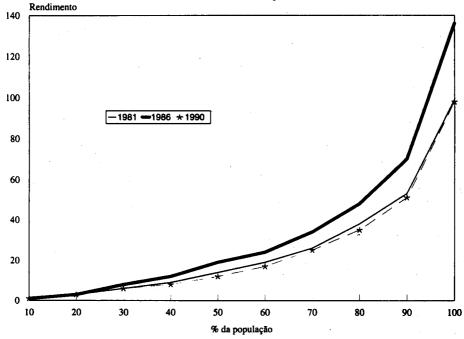
¹¹ Para maiores detalhes, ver Barros & Mendonça (1992).

¹² Em uma decomposição do aumento de desigualdade entre 1960 e 1970, baseada na variância dos logaritmos, Langoni constatou que 35% do aumento deveram-se a mudanças na composição educacional da força de trabalho, 23% a mudanças nas rendas médias dos grupos educacionais e o restante ao aumento da desigualdade dentro de cada grupo.

Figura 1
Curvas de Lorenz generalizadas — censo
(PEA com rendimento positivo)







3. Desigualdade e desempenho macroeconômico: o registro desde meados dos anos 70

O acompanhamento anual dos índices de concentração de renda pode ser feito com as informações das Pnad do IBGE desde o começo dos anos 70. Dispõem-se de dados comparáveis ao longo do tempo desde 1976, como os apresentados na tabela 2.

Tabela 2

Brasil — indicadores selecionados da distribuição de renda da população economicamente ativa (PEA) com rendimento não-nulo (1976-90)

| Anos | Coef. Gini (amostra)* | Coef. Gini (PEA) | Índ. Theil-T (amostra) | Índ. Theil-L (amostra) | R 1/40 (amostra) | R 1/40 (PEA) |
|------|--------------------------|---------------------|------------------------|---------------------------|---------------------|-----------------|
| 1976 | 0,564 | 0,607 | 0,709 | 0,556 | 1,394 | |
| 1977 | 0,543 | 0,594** | 0,607 | 0,511 | 1,054 | |
| 1978 | 0,531 | 0,581** | 0,571 | 0,488 | 0,966 | |
| 1979 | 0,530 | 0,580 | 0,560 | 0,486 | 0,957 | 1,453 |
| 1981 | 0,514 | 0,568 | 0,513 | 0,457 | 0,817 | 1,309 |
| 1982 | 0,520 | 0,577** | 0,527 | 0,465 | 0,832 | |
| 1983 | 0,534 | 0,592 | 0,565 | 0,496 | 1,000 | 1,549 |
| 1984 | 0,536 | 0,587 | 0,558 | 0,498 | 0,967 | 1,454 |
| 1985 | 0,545 | 0,599 | 0,584 | 0,521 | 1,047 | 1,628 |
| 1986 | | 0,588 | | | | 1,606 |
| 1987 | | 0,595 | | | | 1,662 |
| 1988 | | 0,612 | | | | 1,768 |
| 1989 | | 0,635 | | | | 2,318 |
| 1990 | | 0,615 | | | | 2,012 |

Fontes: Pnad. Gini (amostra), Theil-T e Theil-L, de Ramos (1990); Gini (PEA), de Bonelli & Sedlacek (1989, 1991) até 1989; e estimativa dos autores para 1990.

A análise da tabela permite concluir que: a) há uma clara tendência de redução da desigualdade entre o começo da série, em 1976, e o ano de 1981; ¹³ b) o movimento seguinte é de aumento do grau de concentração, até 1985, embora 1984 registre uma pequena redução; c) a tendência é certamente crescente após 1986, ¹⁴ sendo 1989 o ano em que foi mais alto o índice de desigualdade; d) considerada a década de 80 como um todo, observa-se sem ambigüidade um aumento da desigualdade com o tempo, na medida em que a curva de Lorenz de 1981 envolve totalmente a de 1990; ¹⁵ e) a concentração no topo da distribuição é muito

^{*} Amostra: ver anexo 2.

^{**} Interpolado a partir dos dados para a amostra (col. 1); R 1/40 é a razão entre a renda do 1% mais rico e a dos 40% mais pobres.

¹³ Observe-se que a segunda metade dos anos 70 foi um período marcado pelo começo da abertura política e o ressurgimento do movimento sindical. Uma das conquistas trabalhistas foi o estabelecimento de jure de reajustes semestrais de salários a partir do final de 1979 — embora de facto diversas empresas dos setores mais organizados da economia já praticassem reajustes semestrais bem antes dessa data.

¹⁴ Note-se, en passant, que o impacto distributivo do Plano de Estabilização de 1986 (Cruzado) foi menor do que pareceria à primeira vista.

¹⁵ Ver as tabelas pertinentes em IBGE (1992).

acentuada, como se observa no aumento do índice R 1/40 de 1,3 em 1981 para 2,0 em 1990. 16

Uma questão central na análise da evolução da desigualdade é a sua inter-relação com o contexto macroeconômico. Mais particularmente, é importante avaliar se a expansão do nível de atividade no curto prazo tem algum efeito sobre o grau de desigualdade. ¹⁷ A literatura de *labor hoarding* sugere que, como os trabalhadores mais qualificados são mais difíceis de repor — dadas as necessidades específicas das empresas e os custos de treinamento a elas associados —, eles continuariam mantendo seus postos de trabalho quando enfraquece a demanda, ao contrário dos trabalhadores menos qualificados. Estes, por sua vez, experimentariam ou taxas mais altas de desemprego, ou mudança temporária para ocupações nas quais é menor a remuneração (ou ocupações de tempo parcial), ou redução de carga horária/ horas extras ou mesmo queda no salário. O efeito final seria um aumento na dispersão de salários e, portanto, da desigualdade. À medida que a atividade econômica se expandisse, o mecanismo operaria na direção oposta, com ganhos de renda relativamente mais altos para a mão-de-obra menos qualificada e redução da desigualdade. ¹⁸

Uma pergunta que naturalmente se coloca é: em que medida as acentuadas variações no desempenho econômico brasileiro desde meados dos anos 70 se relacionam às mudanças na desigualdade? Ou, em outras palavras, existe um conflito entre crescimento e redistribuição de renda na direção das classes mais pobres no período de tempo considerado? Será que se pode atribuir às políticas macroeconômicas adotadas no Brasil durante a maior parte dos anos 80 alguma responsabilidade pela deterioração da distribuição de renda?

Obviamente, não temos a pretensão de dar respostas definitivas a essas perguntas no âmbito do presente trabalho. A evidência disponível, no entanto, sugere respostas positivas à primeira e à terceira das questões formuladas, bem como uma negativa à segunda.

A tabela 3 e a figura 2 ajudam a explorar esses temas. ¹⁹ Constam da tabela uma série do PIB per capita, a taxa de inflação no mês de referência da Pnad e os sinais das variações nos índices de desigualdade (os Gini da tabela anterior) e da renda per capita. A inspeção da tabela e da figura sugere que as variações das duas últimas colunas são inversamente relacionadas, especialmente até 1986. Após esse ano, com a grande aceleração inflacionária e a sucessão de choques e planos de estabilização, quebra-se o padrão até então observado. Assim, por exemplo, um dos resultados do Plano Bresser foi a imposição de perdas salariais generalizadas, o que deve ter contribuído para aumentar a desigualdade.

O fato de a desigualdade ter aumentado tanto após 1988 sugere que os indivíduos do topo da pirâmide de rendimentos foram mais capazes de defender sua renda real (através da indexação diária de seus rendimentos, por exemplo) do que aqueles da

¹⁶ A interpretação do índice é simples: um índice de 1 significa que uma pessoa situada nos 40% mais pobres precisa trabalhar 40 meses para ganhar a mesma renda que uma pessoa no percentil superior. Um índice de 2, como em 1990, significa 80 meses de trabalho.

¹⁷ A explicação tradicional, baseada no fato de que concentração de renda e crescimento estão relacionados, dado o vínculo da taxa de poupança — isto é, como as pessoas mais ricas têm maior propensão a poupar, uma redistribuição de renda em seu favor eleva a taxa de poupança agregada da economia e, portanto, a taxa de crescimento —, tem sido disputada em diversos trabalhos teóricos e empíricos. No presente contexto estamos mais interessados nos efeitos de curto prazo sobre o nível de emprego e remuneração da mão-de-obra e menos nas implicações do argumento anterior, que, tipicamente, operaria a mais longo prazo.

¹⁸ Ver Ramos (1990) para discussão e referências. Observe-se ainda que a hipótese aplica-se às recessões temporárias da atividade econômica. À medida que as empresas percebam que a recessão é longa, a tendência seria no sentido de economizar mão-de-obra indiscriminadamente.

¹⁹ Por falta de um indicador adequado deixamos de incluir na análise uma variável representativa da intensidade da atividade sindical, fator que claramente teve grande influência para as rendas do trabalho no período.

base. 20 A relação entre desigualdade e inflação, no entanto, é tema por demais polêmico e que escapa ao contexto deste trabalho. Nosso propósito aqui é tão-somente investigar se existe associação entre algumas variáveis de interesse. Os dados mostram que há uma mudança de padrão na associação entre desigualdade e crescimento após 1986 — não por coincidência, quando as taxas de inflação escaparam de controle. 21

Tabela 3
PIB per capita, inflação mensal no mês de referência da pesquisa (setembro) e direção das mudanças nos índices de desigualdade e do PIB per capita (1976-90)

| Anos | PIB per capita (Y) | Inflação (%) | dG | dY |
|------|--------------------|--------------|------|----|
| 1976 | 85,4 | 2,9 | n.d. | + |
| 1977 | 87,5 | 2,8 | - | + |
| 1978 | 89,7 | 2,8 | - | + |
| 1979 | 93,6 | 5,1 | - | + |
| 1981 | 93,5 | 4,6 | n.d. | - |
| 1982 | 91,9 | 4,6 | + | - |
| 1983 | 86,8 | 11,3 | + | - |
| 1984 | 89,4 | 11,1 | - | + |
| 1985 | 94,4 | 10,1 | + | + |
| 1986 | 99,4 | 1,2 | - | + |
| 1987 | 100,9 | 7,2 | + | + |
| 1988 | 98,7 | 20,9 | + | - |
| 1989 | 99,9 | 36,3 | + | + |
| 1990 | 93,9 | 14,3 | - | - |

Fontes: (Y) IBGE, Contas Nacionais (1980 = 100); inflação: variação índice de preços ao consumidor (Hoffmann, 1992).

Valemo-nos em seguida de um teste não-paramétrico para verificar se existe associação entre a direção das variações na desigualdade e na renda per capita. O teste do sinal foi aplicado às séries dY e dG da tabela 3 no período 1977-90. O resultado é um p-value de 0,19 que leva à rejeição da hipótese de uma associação negativa entre a direção das variações nas duas séries. O mesmo teste fornece um p-value de 0,07 (de um total de oito observações, há sete certas) quando aplicado ao período 1977-86, o que empresta apoio estatístico à hipótese de uma associação negativa. Como já assinalado, essa associação é obscurecida pela aceleração inflacionária após 1986.

²⁰ Os resultados de 1989 — aumento da desigualdade e crescimento, embora de pequena expressão — são até certo ponto surpreendentes. Uma das características dos dados da Pnad para esse ano é um aumento substancial das rendas de todos os estratos, aumento difícil de explicar, dadas as condições econômicas da época.

²¹ Essa indicação é reforçada por um exercício simples: o coeficiente de correlação entre as séries de inflação e de desigualdade (Gini) muda substancialmente quando os últimos anos da década de 80 são incluídos no seu cômputo. Assim, o coeficiente de correlação para o período 1976-86 é -0,29 (não-significativo a 20%), enquanto para o período 1976-89 encontra-se um coeficiente positivo de 0,71 (significativo a 1%). Considerando-se apenas 1980-90, o coeficiente aumenta ainda mais, indicando que desigualdade de renda e inflação estão positivamente correlacionadas.

Quaisquer que sejam as razões para esses resultados, a evidência é que, sob condições normais de funcionamento da economia, o crescimento e a política econômica parecem ter operado no curto prazo no sentido de reduzir a desigualdade. Isso implica que o crescimento pode ser uma arma contra a desigualdade e a pobreza: não apenas ele resulta em ganhos generalizados, devido às rendas mais altas, mas pode também ser associado a aumentos na participação relativa da renda das classes mais pobres da população. Um trabalho mais dificil é identificar as variáveis econômicas e sócio-demográficas subjacentes a tais processos — tarefa à qual nos dedicaremos na seção 5.

Desigualdade Renda per capita 102 0,64 100 0,62 98 0,6 96 0,58 94 92 0,56 90 0.54 88 (Gini (amostra) 0.52 Gini (PEA) 86 Rpc 0.5 1976 1978 1980 1982 1984 1986 1988 1990 Ano

Figura 2
Desigualdade e renda per capita

4. Teorias explicativas das mudanças na distribuição pessoal da renda

Existem dois conjuntos principais de teorias para explicar a distribuição da renda e suas variações ao longo do tempo. ²² Um primeiro grupo é o das teorias que relacionam as rendas individuais a características que refletem habilidades individuais de agentes econômicos que seguem escolhas racionais e se guiam pelos postulados maximizadores da teoria neoclássica em um contexto de informação perfeita. A teoria do capital humano, com sua ênfa-

²² Ver Ramos & Reis (1991) para uma resenha completa. Não comentamos no texto sobre as teorias estocásticas da distribuição de renda.

se no papel das variáveis educacionais para a explicação da desigualdade, é a mais amplamente aceita nesse grupo. Segundo ela, os agentes econômicos alocam seu tempo à educação baseando-se em preferências individuais e nos retornos de mercado dos diferentes níveis educacionais, de modo a maximizar o valor presente do seu bem-estar (ou renda) ao longo do ciclo de vida. Portanto, em uma sociedade caracterizada pela igualdade de oportunidades de acesso à educação e à informação perfeita, a desigualdade na distribuição de renda reflete, essencialmente, escolhas individuais e preferências dos agentes econômicos, bem como seu estágio no ciclo de vida. ²³

Ao reconhecer a existência de imperfeições que podem impedir os indivíduos de seguir as opções dadas pelas suas escolhas racionais, a política econômica governamental pode (e deve) promover o acesso à educação como forma de diminuir o hiato entre a distribuição real e a distribuição desejada de educação e, ao menos em parte, de renda. Adicionalmente, a expansão da educação pode contribuir para reduzir a desigualdade, na medida em que elimine eventuais desequilíbrios entre oferta e demanda e as quase-rendas associadas à escassez prévia de trabalho qualificado.

No entanto, a aplicabilidade estrita da teoria do capital humano à experiência dos países não-desenvolvidos é prejudicada pelo fato de que, nesses países, não existem várias das precondições necessárias referidas. Em particular, a norma é a existência de mercados imperfeitos ou incompletos, dificuldades e barreiras de acesso à informação, existência de poderes de monopólio e/ou oligopólio em diversos mercados e dificuldades de comunicação entre agentes econômicos e regiões — apenas para citar alguns traços típicos do ambiente sócio-econômico desses países. A aplicabilidade da teoria nessas condições pode resultar em análises incorretas.

Existe um segundo grupo de idéias e modelos que procura explorar precisamente essas características do mundo não-desenvolvido, utilizando, por exemplo, as noções de:

- a) Segmentação e outras imperfeições de mercado. Encontram-se aqui as teorias de "mercados internos de trabalho" e dualismo e competição por emprego. No primeiro caso, além da educação, destaca-se o papel de outras variáveis na explicação da desigualdade, tais como as específicas do setor e da região onde opera a firma, reconhecendo-se os custos de rotatividade e o poder de barganha da mão-de-obra organizada/sindicalizada como variáveis que influenciam a progressão funcional dos trabalhadores. No segundo caso, os salários são determinados pelas características dos postos de trabalho: o produto marginal do trabalho não é determinado apenas pelo montante de capital humano acumulado, mas também por fatores específicos das próprias ocupações.
- b) Fatores institucionais. Encontram-se aqui, por exemplo, as abordagens que enfatizam o papel do salário mínimo e das políticas econômicas na conformação da estrutura de salários e outras rendas. Em particular, a influência do salário mínimo sobre a concentração de renda projeta-se em duas vertentes: por um lado, ele pode ser visto como um determinante da

²³ A teoria também enfatiza — mas os estudos empíricos geralmente não consideram — o papel de variáveis relacionadas à origem familiar e a habilidades inatas dos indivíduos. A maioria dos estudos também negligencia o papel da riqueza familiar e não considera a direção da causalidade entre renda e educação.

estrutura salarial²⁴ (o chamado "efeito-farol"); por outro, pode ser encarado como um instrumento de proteção de renda dos assalariados na base da pirâmide social.²⁵

Em mais de um sentido, o debate que teve lugar no Brasil em meados dos anos 70 acerca das razões subjacentes ao aumento da concentração de renda observado entre 1960 e 1970 reproduziu as divergências entre esses dois conjuntos de idéias. De um lado alinharam-se os defensores das interpretações do tipo da teoria do capital humano, ²⁶ os quais atribuíam o aumento de desigualdade a dois conjuntos principais de causas:

- a) mudanças clássicas na distribuição de renda associadas ao desenvolvimento econômico, segundo uma explicação à la Kuznets baseada em variações na estrutura da força de trabalho:
- b) desequilíbrios temporários no mercado de trabalho ocasionados pela expansão diferenciada da demanda de trabalho qualificado, sendo a oferta fixa no curto prazo.

A análise baseada nessa classe de interpretações concluía que o aumento da concentração era não só temporário mas também autocorrigível em uma economia em crescimento, à medida que se expandisse a oferta de mão-de-obra qualificada e fossem consequentemente eliminadas as quase-rendas auferidas por esses trabalhadores — que constituíam a fonte do aumento da desigualdade.

A hipótese dos desequilíbrios temporários não parece ter resistido ao tempo, quando se tem a vantagem de analisar essa questão de um ponto de vista situado no início dos anos 90. De fato, o período a partir de fins dos anos 60 testemunhou no Brasil um aumento sem precedentes no conteúdo educacional da mão-de-obra (conforme medido pelo aumento absoluto e relativo do número de trabalhadores com nível superior), sem que tenha havido concomitante redução da desigualdade — pelo contrário, como vimos, houve aumento! Além disso, dada a redução do ritmo de crescimento econômico — de fato, estagnação nos anos 80 —, torna-se difícil explicar com essa interpretação o aumento nas taxas de retorno da educação observado em anos recentes.²⁷

Explicações alternativas para interpretações como a do capital humano enfatizavam os efeitos da política econômica no aumento observado na desigualdade. Em particular destacavam-se: o papel da política salarial sob condições inflacionárias como as dos anos 60 e a não-neutralidade da política econômica geral no período; a importância do lucro das empresas para os salários gerenciais; fatores relacionados à evolução cíclica da atividade econômica; variáveis relacionadas ao funcionamento de mercados imperfeitos. ²⁸

²⁴ Acerca do debate brasileiro recente sobre esse aspecto, ver Souza & Baltar (1979, 1980), Macedo (1980, 1981), Wells & Drobny (1982), Velloso (1988) e Reis (1989).

²⁵ Muitas das idéias nesse segundo grupo não foram ainda adequadamente formalizadas e integradas em quadros analíticos que pudessem ser utilizados para modelar mudanças no perfil de rendas, a exemplo dos modelos de otimização de competição imperfeita. No entanto, o fato de as análises aqui terem um caráter *ad hoc* não quer dizer que sejam menos relevantes.

²⁶ Ver, por exemplo, Langoni (1973), Senna (1976) e Castello Branco (1979).

²⁷ Ver, a propósito, Barros & Reis (1991), Ramos & Trindade (1991), Leal & Werlang (1991) e Barros & Ramos (1992). Por outro lado, ver também Lam & Levinson (1990a, 1990b), os quais identificaram em análises de cross-section uma redução dos retornos à educação para as gerações mais jovens.

²⁸ Ver, entre outros, Hoffmann & Duarte (1972), Fishlow (1972, 1973), Malan & Wells (1973) e Bacha & Taylor (1978).

Obviamente, como a renda de um indivíduo resulta de um processo complexo e multifacetado — grandemente determinado pela sua dotação inicial de riqueza (e por sua origem familiar), pelas preferências e decisões de investimento tomadas ao longo de sua vida, bem como por características societais —, toda teoria que deixe de considerar qualquer dessas variáveis levará, na melhor das hipóteses, a uma explicação parcial da concentração de renda e sua evolução. Assim, por exemplo, ao não considerar explicitamente a importância das transmissões de riqueza entre gerações sucessivas, as diversas teorias existentes deixam inexplicado um fator que é provavelmente uma das maiores fontes da desigualdade e de sua perpetuação.

Apesar disso, o papel de características específicas da força de trabalho é tido como reconhecidamente importante. Dada a robusta evidência empírica que destaca o papel da educação e outras variáveis econômicas e demográficas associadas à força de trabalho, a teoria do capital humano revela-se útil e continua a ser adotada ao menos como uma estrutura analítica básica para a construção de modelos. A seção seguinte procura precisamente avaliar a importância desses aspectos na experiência brasileira recente.

5. Explicando as variações na desigualdade: um exercício de decomposição para o período 1977-89 e subperíodos selecionados

Nesta seção avaliam-se as relações entre a composição da força de trabalho, segundo variáveis econômicas e sócio-demográficas, e a desigualdade, assim como entre mudanças nesta composição e na desigualdade, procurando responder à pergunta: em que medida é possível associar mudanças sócio-econômicas da força de trabalho e variáveis relacionadas ao desempenho macroeconômico com variações na desigualdade da distribuição de rendimentos? Para tanto considera-se o papel de quatro variáveis (educação, idade, setor de atividade e posição na ocupação) na explicação da desigualdade em um ponto no tempo (decomposição estática) e na explicação da variação na desigualdade ao longo do tempo (decomposição dinâmica).²⁹

Decomposição estática

Este exercício utiliza o índice T de Theil para decompor a desigualdade em duas partes: a desigualdade entre os grupos sócio-econômicos de interesse e a desigualdade no interior desses grupos. O índice T de Theil pode ser expresso como

$$T = \sum_{i=1}^{n} a_{1} \times b_{1} \times \log(a_{i}) = \sum_{g=1}^{G} a_{g} \times b_{g} \times \log(a_{g}) + \sum_{g=1}^{G} a_{g} \times b_{g} \times T_{g}$$

onde os a são a relação entre a renda média do grupo e a renda média total, os b são a participação relativa de cada grupo na população total e T_g é o T de Theil entre os membros do g-ésimo grupo. O primeiro termo no lado direito da equação representa a desigualdade entre

²⁹ O anexo contém a definição e a descrição do nível de agregação de cada variável. Os dados provêm das Pnad de 1977, 1981, 1985 e 1989 e referem-se a uma amostra de pessoas do sexo masculino, com idade entre 18 e 65 anos, renda do trabalho positiva, que trabalham pelo menos 20 horas semanais em áreas urbanas.

os grupos considerados,³⁰ ao passo que o segundo representa a desigualdade *intragrupos*. A tabela 4 apresenta o resultado de decomposições estáticas baseadas em partições univariadas e multivariadas da população (isto é, baseadas em partições da população de acordo com grupos de uma só variável ou combinações de mais de uma variável) para os anos de 1977, 1981, 1985 e 1989 isoladamente.

Tabela 4
Poder explicativo do modelo na decomposição estática (% do T de Theil)

| Variável | S 77 | M 77 | S 81 | M 81 | S 85 | M 85 | S 89 | M 89 |
|-----------------------|------|------|------|------|------|------|------|------|
| Educação | 31,6 | 27,0 | 36,2 | 19,5 | 34,2 | 27,2 | 29,4 | 23,7 |
| Idade | 8,2 | 8,6 | 8,8 | 8,8 | 9,3 | 9,0 | 8,3 | 7,5 |
| Posição | 11,2 | 8,6 | 8,7 | 6,2 | 10,5 | 7,2 | 13,2 | 9,5 |
| Setor | 5,0 | 4,3 | 7,4 | 5,1 | 6,3 | 3,9 | 4,9 | 4,5 |
| Educ. + idade | 42,4 | | 47,0 | | 45,3 | | 38,2 | |
| Educ. + pos. | 42,2 | | 42,6 | | 42,7 | | 40,3 | |
| Idade + pos. | 17,0 | | 16,3 | | 18,2 | | 19,4 | |
| Educ. + idade + pos. | 49,8 | | 51,5 | | 51,3 | | 46,6 | |
| Educ. + idade + setor | 45,4 | | 50,4 | | 48,0 | | 41,6 | |
| Educ. + pos. + setor | 45,5 | | 46,6 | | 46,2 | | 43,6 | |
| Idade + pos. + setor | 27,1 | | 26,9 | | 28,0 | | 27,4 | |
| Todas | 54,1 | | 56,4 | | 55,2 | | 51,1 | |

Educ.: educação; pos.: posição na ocupação; setor: setor de atividade; St: explicação bruta no ano t; Mt: explicação marginal no ano t.

A variável representativa do *status* educacional destaca-se como a que explica individualmente a maior parcela da desigualdade em cada ano estudado. Seu poder explicativo varia entre 29 e 36% da desigualdade total, dependendo do ano considerado. A posição na ocupação (isto é, a divisão da força de trabalho entre empregados, empregadores e trabalhadores por conta própria) é a segunda variável mais importante, respondendo por algo entre 9 e 13% da desigualdade. A menor contribuição é a do setor de atividade, em torno de 5-7%. Esse quadro praticamente não muda quando se consideram as contribuições marginais — isto é, quanto cada variável acrescenta de explicação ao modelo quando se passa do modelo com três variáveis para o modelo completo —, exceto pelo fato de que idade e posição na ocupação têm aproximadamente o mesmo poder de explicação.

O modelo completo, com as quatro variáveis, explica pouco mais da metade da desigualdade total — a restante se deve à desigualdade *dentro* dos grupos considerados na partição. O fato de a proporção decrescer levemente entre 1981 e 1989 (de 56,4% para 51,1%) pode indicar que outras variáveis ganharam peso na década, com a recessão e a aceleração inflacionária.³¹

³⁰ Esta componente pode ser entendida como a contribuição da partição da população para a desigualdade, na medida em que representa o nível de desigualdade que prevaleceria se houvesse uma redistribuição de renda que preservasse a renda média de cada grupo e eliminasse a desigualdade no seu interior.

³¹ Assinale-se que a própria aceleração inflacionária pode estar provocando maior variância do erro de medida.

A importância da variável educação na decomposição efetuada confirma resultados de estudos anteriores. A desigualdade na distribuição de renda — ou, para ser mais preciso, da renda do trabalho — poderia ser substancialmente reduzida de 1/4 a 1/3, se os diferenciais entre níveis educacionais fossem reduzidos ou, no limite, eliminados. Esses resultados sublinham a importância e o papel potencial de políticas voltadas para a melhoria do perfil educacional da mão-de-obra para reduzir a desigualdade no Brasil.

Decomposição dinâmica

O modelo cujos resultados são apresentados a seguir permite decompor a *variação* na desigualdade (decomposição "dinâmica"), segundo expressa por um índice T de Theil, em três partes que podem ser atribuídas a: a) mudanças nos tamanhos relativos dos grupos sócio-econômicos em que se reparte a amostra; b) mudanças nas rendas relativas dos grupos sócio-econômicos; c) dispersão interna em cada grupo considerado.³³

O exercício de decomposição cobre três períodos caracterizados por diferentes combinações de desempenho macroeconômico e evolução da desigualdade, bem como o conjunto deles: o primeiro, 1977-81, caracterizou-se por elevado crescimento da renda *per capita*, redução da desigualdade e aceleração inflacionária em sua segunda metade;³⁴ o segundo cobre 1981-85, anos marcados pela recessão (exceto o último) e elevação da desigualdade em um contexto de inflação alta e crescente; o terceiro período, 1985-89, registra aumento adicional da concentração em um meio macroeconômico marcado por surtos alternados de crescimento e recessão, real ameaça de hiperinflação e o recurso a congelamentos de preços e salários que alteraram profundamente o funcionamento normal da economia.

Os resultados dos exercícios de decomposição dinâmica encontram-se na tabela 5. Duas observações destacam-se claramente dos resultados do modelo completo (isto é, que inclui as quatro variáveis): primeiro, aproximadamente a metade da variação na desigualdade da distribuição da renda do trabalho — a rigor, uma proporção que varia de 42 a 52%, dependendo do período considerado — pode ser atribuída a mudanças na composição da força de trabalho segundo as variáveis consideradas (educação, idade, posição na ocupação e setor de atividade) e a mudanças nos diferenciais de renda entre os grupos; segundo, o efeitorenda domina consistentemente o efeito-alocação, que é praticamente irrelevante em termos quantitativos para os dois primeiros períodos e de pouca importância tanto entre 1985 e 1989 quanto em relação ao período como um todo.

Quando o período 1977-89 é avaliado como um todo, observa-se que as quatro variáveis explicam 44% do aumento na distribuição de rendas do trabalho da amostra. Os 56% restantes devem-se a mudanças dentro dos grupos formados pelas variáveis consideradas. Destes 44%, cerca de 38% podem ser atribuídos às rendas médias dos grupos. Apenas 6% se devem ao efeito alocação — isto é, a mudanças na composição da força de trabalho.

³² Ver, por exemplo, Langoni (1973), Wajnman (1989), Ramos (1990) e Barros & Reis (1991). Qualquer que tenha sido a metodologia adotada ou o período estudado, uma característica comum destes estudos é o destaque da variável representativa do nível educacional da mão-de-obra na explicação do padrão observado de desigualdade.

³³ Ver anexo 1. O primeiro efeito é denominado alocação, o segundo, efeito-renda e o terceiro, efeito interno ou desigualdade interna.

³⁴ Uma escolha melhor teria sido 1977-80. Os dados para este período, no entanto, não estão disponíveis.

A importância deste último ponto relaciona-se a uma possível interpretação kuznetsiana da evolução da distribuição de renda no Brasil. Como se sabe, esse foi um aspecto relevante no debate sobre a evolução da distribuição de renda no Brasil na década de 60: de acordo com modelos do tipo do de Kuznets, o efeito alocativo deveria ser de magnitude apreciável, podendo até superar o efeito-renda. Fica patente que este não foi o caso no Brasil dos anos 80.

A evidência contra uma tal interpretação é reforçada pela análise dos dados setoriais. O anexo 2 mostra que a composição setorial da força de trabalho permaneceu aproximadamente estável no lapso de 12 anos aqui considerado. Além disso, tanto o efeito alocativo quanto o poder explicativo global da variável setor de atividade são de escassa importância, em termos brutos ou marginais.

As estatísticas referentes à composição etária da força de trabalho (anexo 2) revelam que a proporção dos trabalhadores no auge do ciclo de trabalho aumentou levemente entre 1977 e 1989. A participação dos mais jovens diminuiu um pouco e a dos mais velhos permaneceu estável. Ao mesmo tempo houve substancial aumento nos salários de todos os grupos, relativamente aos dos mais jovens. Em consequência, o efeito alocativo geral foi negativo, embora pequeno, e o efeito-renda foi positivo.³⁵

Mudanças associadas à variável posição na ocupação são responsáveis por cerca de 1/4 da variação no T de Theil no período total, proporção que supera a das mudanças devidas à educação, tanto em termos alocativos quanto de renda relativa. Além disso, a contribuição da variável é a mais alta em todos os períodos analisados. Essa variável é estreitamente relacionada à estrutura de emprego na economia e pode ser encarada como proxy para o grau de controle sobre o capital físico. Embora essa interpretação não seja despida de ambigüidade, a magnitude do poder explicativo da variável na decomposição dinâmica atesta pelo menos a relevância dos movimentos na estrutura do emprego para a explicação de mudanças na distribuição de renda. Aponta também para diferenças no processo de formação de rendas dentro de cada categoria, como relevantes para o entendimento dos mecanismos geradores da desigualdade.

Os resultados registrados na tabela 5 são de certa forma surpreendentes, porquanto revelam que a escolaridade perdeu muito do seu poder explicativo quanto ao aumento da desigualdade, seja em comparação com os resultados de Langoni, seja em comparação com os resultados do exercício estático antes apresentado. Quando a variável educação foi considerada isoladamente, observou-se que mudanças relacionadas à sua alocação e diferenciais de renda relativa responderam por 6,2% da variação na desigualdade entre 1977 e 1981, por 20,5% entre 1981 e 1985, e por 9,3% entre 1985 e 1989. Quando se considera o período 1977-89, observa-se que a educação responde por 15%. Alternativamente, no modelo completo, de quatro variáveis, a educação apresentou um poder explicativo marginal que varia de 12,9% no último período a 18,6% no primeiro — sendo de 10,8% a média para 1977-89.

Quando se analisam os resultados para 1977-81, vê-se que as conclusões estão de acordo com as predições de Langoni discutidas na seção anterior: a conjunção de crescimento econômico e melhoria educacional resultou em redução da desigualdade. As coisas começam a ficar menos claras nos anos 80. Na primeira metade da década, tem-se melhoria dos níveis educacionais em um contexto de recessão e virtual estagnação da renda per capita.

³⁵ É interessante notar que o poder explicativo da variável idade desaparece quando se considera o efeito conjunto de educação, setor e posição na ocupação. Sua contribuição marginal é negligenciável, ou mesmo negativa, significando que mudanças no perfil etário da força de trabalho não relacionadas a essas variáveis não foram relevantes em termos distributivos.

Nesse período (1981-85) observa-se uma ampliação dos diferenciais de renda relacionados à educação, o que contribuiu fortemente para a piora em termos de desigualdade. ³⁶ Na segunda metade dos anos 80 observa-se uma ampliação adicional desses diferenciais de renda, concomitante com expansão educacional, crescentes pressões inflacionárias e crescimento econômico intermitente. É possível especular que, nessas condições, a contribuição da educação para a distribuição de renda tenha se dado principalmente através do acesso a mecanismos de proteção contra a inflação — isto é, as pessoas mais "educadas" têm mais acesso à informação de como proteger melhor seus rendimentos em face da inflação.

Tabela 5
Resultados da decomposição dinâmica (% da variação no T de Theil)

| Período | Variáveis | Efeito- alocação | Efeito- renda | Contrib. bruta | M4 |
|---------|-----------|---------------------|------------------|-------------------|------|
| 1977-81 | Educação | -7,0 | 13,2 | 6,2 | 18,6 |
| | Idade | 1,2 | 6,0 | 7,2 | 7,4 |
| | Posição | -4,4 | 28,6 | 24,2 | 17,8 |
| | Setor | 8,2 | -7,1 | 1,1 | 1,7 |
| | Todas | -0,3 | 48,5 | 48,2 | - |
| 1981-85 | Educação | 3,9 | 16,6 | 20,5 | 13,4 |
| | Idade | -2,9 | 20,0 | 17,1 | 0,3 |
| | Posição | -0,3 | 21,8 | 21,5 | 16,2 |
| | Setor | 3,4 | 2,0 | 5,4 | -1,7 |
| | Todas | -1,5 | 53,8 | 52,3 | - |
| 1985-89 | Educação | -0.7 | 10,0 | 9,3 | 12,9 |
| | Idade | 1,2 | 8,3 | 9,5 | 1,3 |
| | Posição | 9,6 | 13,4 | 23,0 | 18,8 |
| | Setor | -1,4 | 4,2 | 2,8 | 6,3 |
| | Todas | 8,0 | 34,2 | 42,2 | - |
| 1977-89 | Educação | 3,6 | 11,4 | 15,0 | 10,8 |
| | Idade | -2,2 | 16,4 | 14,2 | -1,2 |
| | Posição | 5,8 | 19,7 |) / 25,5 | 20,2 |
| | Setor | -6,8 | 9,5 | 2,7 | 6,8 |
| | Todas | 5,9 | 38,1 | 44,0 | - |

Notas: M 4 é a contribuição marginal de cada variável no modelo completo; o T de Theil diminuiu no primeiro período e aumentou em todos os outros.

Na avaliação do período 1977-89 como um todo observa-se uma substancial melhoria no conteúdo educacional da mão-de-obra. A participação relativa dos trabalhadores com escolaridade abaixo da intermediária decresceu de 59 para 44%, e a parcela daqueles que pelo menos começaram o segundo grau aumentou de 19 para 29% (anexo 2). A combinação de melhoria educacional, baixo crescimento da renda *per capita* e desigualdade crescente reproduz, em escala muito menor, a experiência dos anos 60. Só que agora não encontramos apoio para a interpretação de que os desequilíbrios foram autocorrigíveis. Da mesma forma, a educação não é mais a força motriz da desigualdade, e o efeito-alocação, ao contrário da experiência dos anos 60, tem escassa relevância para a evolução da desigualdade. A conclu-

³⁶ Há evidência de que a hipótese de *labor hoarding* fornece uma explicação para esse fenômeno. Ver Ramos (1990).

são é que o nível, a distribuição e os retornos da educação mudaram continuamente no Brasil desde meados da década de 70, e que os movimentos respectivos estão relacionados à evolução da desigualdade. No entanto, não encontramos evidência de que a educação tenha afetado a dinâmica da distribuição de renda de forma consistente ou sistemática.

6. Conclusão: política econômica, desempenho macroeconômico e evolução da desigualdade na distribuição de renda

Os resultados colhidos por este trabalho deixam claro que houve no longo prazo (isto é, no período 1960-90) um aumento quase que contínuo no grau de concentração da renda no Brasil. As variações no índice de concentração parecem ter sido da mesma ordem de grandeza nas décadas de 70 e de 80. De qualquer forma, em ambas foram muito inferiores ao aumento de concentração observado na década de 60. Essa tendência de longo prazo não parece ter sido afetada pelas mudanças no desempenho econômico nas três décadas: a concentração continuou aumentando na década de 80, quando a renda per capita manteve-se estagnada, ao passo que nas demais a concentração se deu em contextos macroeconômicos bem mais favoráveis.

Em termos de ganhos absolutos de renda (ou bem-estar), por outro lado, o quadro difere do anterior, conforme revelado pelas curvas de Lorenz generalizadas. A conclusão a este respeito é que todos os estratos de renda experimentaram crescimento absoluto de remuneração, tanto na década de 60 quanto na de 70 — embora, como se depreende do arrazoado anterior, os ganhos dos mais ricos tenham sido superiores aos dos mais pobres em ambas as décadas. Em contraste, ao longo dos anos 80, quando considerados de seus extremos, há uma deterioração em termos tanto absolutos quanto relativos: apenas o percentil superior apresentou ganho de renda em termos absolutos, além de ter havido aumento significativo da desigualdade.

As tendências de curto prazo, por sua vez, parecem estar mais diretamente associadas ao desempenho macroeconômico do que as de longo prazo. A evidência apresentada no texto aponta para uma associação negativa entre variações na desigualdade e no crescimento econômico, quando este é medido pelas variações do PIB per capita. Isso indica que no curto prazo não há conflito entre os objetivos de crescimento e equidade. A persistência de um contexto de alta inflação, alternado com intervenções drásticas no funcionamento dos mercados na segunda metade dos anos 80, obscurece a relação entre desigualdade e crescimento. Em particular, obteve-se também evidência de uma associação positiva entre desigualdade e inflação na década de 80.

A influência da variável referente ao nível educacional da mão-de-obra na desigualdade de renda constitui outro importante resultado da pesquisa, especialmente quando se decompõe o índice de desigualdade em um instante no tempo. Quando se avaliam variações na desigualdade ao longo do tempo, por outro lado, o papel da educação perde muito do seu poder explicativo. Em particular, os resultados obtidos quando se decompôs o aumento de desigualdade entre 1977 e 1989 mostraram que a variável posição na ocupação foi mais importante do que a variável educacional. Isso indica que as mudanças na estrutura do emprego desde a segunda metade dos anos 70 tiveram papel decisivo na conformação da desigualdade, merecendo portanto atenção adicional em estudos futuros sobre a distribuição de renda no Brasil.

O exercício de decomposição da variação da desigualdade no tempo revelou ainda que o efeito-renda superou o efeito-alocação em relação a todas as variáveis consideradas na análise. Isso significa que as mudanças nos perfis de renda é que foram o principal mecanismo subjacente às variações na desigualdade em todos os períodos analisados. A realocação da força de trabalho entre grupos sócio-econômicos — fator de importância fundamental para a explicação do aumento na concentração de renda na década de 60 — tem escassa importância quando se examina a experiência dos anos recentes. Conclui-se que uma caracterização kuznetsiana para a dinâmica da distribuição de renda no Brasil desde meados da década de 70 não encontra apoio nos dados disponíveis.

A evidência contra uma explicação à la Kuznets é reforçada pela análise da decomposição setorial da força de trabalho, a qual permaneceu relativamente estável ao longo dos 12 anos cobertos pelos exercícios de decomposição. Isso explica por que é tão pequeno o efeito alocativo associado à atividade específica dos setores. Além disso, seu poder explicativo é de pequena expressão, seja em termos brutos, seja em termos marginais.

Referências bibliográficas

Bacha, E. L. & Taylor, L. Brazilian income distribution in the 60s: facts, model results and the controversy. *Journal of Development Studies*, 14(3), 1978.

Barros, R. P. de; Mello, R.; Pero, V. & Ramos, L. Informal labor contracts: a solution or a problem? Ipea, abr. 1992. mimeog.

- & Mendonça, R. Mercado de trabalho, desigualdade e pobreza: uma visão geral do problema no Brasil. Seminário Desenvolvimento Econômico, Investimento, Mercado de Trabalho e Distribuição de Renda. Rio de Janeiro, BNDES, out. 1992. mimeog.
- ——— & Ramos, L. A note on the temporal evolution of the relationship between wages and education among Brazilian prime-age males: 1976-89. Seminário Labor Market Roots of Poverty and Inequality in Brazil, patrocinado pelo Ipea. Rio de Janeiro, ago. 1992.
- -----; ------ & Reis, J. G. A. Mobilidade de renda e desigualdade. In: Velloso, J. P. dos Reis (org.). Estratégia social e desenvolvimento. Rio de Janeiro, José Olympio, 1992.
- ——— & Reis, J. G. A. Wage inequality and the distribution of education: a study of the evolution of regional differences in inequality in metropolitan Brazil. *Journal of Development Economics*, 36, Apr. 1991.
- Barros, R. P. de; Sedlacek, G. & Varandas, S. Segmentação e mobilidade no mercado de trabalho: a carteira de trabalho em São Paulo. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Ipea/Inpes, 20(1), 1990.
- Bonelli, R. & Malan, P. S. Economic growth, industrialization and the balance of payments: Brazil, 1970-84. Joint Center for Latin American Studies Stanford-Berkeley, Feb. 1984. mimeog.
- ——— & Sedlacek, G. L. Distribuição de renda: evolução no último quarto de século. In: Sedlacek, G. & Barros, R. P. de (orgs.). Op. cit., 1989.
- ——— & ———. A evolução da distribuição de renda entre 1983 e 1988. In: Camargo & Giambiagi (orgs.). Op. cit., 1991.
- Camargo, J. M. & Giambiagi, F. (orgs.). Distribuição de renda no Brasil. Rio de Janeiro, Paz e Terra, 1991.

Castello Branco, R. Crescimento acelerado e mercado de trabalho: a experiência brasileira. Rio de Janeiro, Fundação Getulio Vargas, 1979.

Denslow Jr., D. & Tyler, W. G. Perspectives on poverty and income inequality in Brazil: an analysis of changes during the 1970s. Washington, D.C., 1983. (World Bank Staff Working Papers, 61.)

Fishlow, A. Brazilian size distribution income. American Economic Review, May 1972.

— Distribuição da renda no Brasil: um novo exame. Dados (11), 1973.

Hoffmann, R. Considerações sobre a evolução recente da distribuição de renda no Brasil. Revista de Administração de Empresas, 13(4), 1973.

- Distribuição de renda no Brasil em 1980 por unidades da Federação. Revista de Economia Política, 3(1), 1983.
- ———. Crise econômica e pobreza no Brasil no período 1979-90. Departamento de Economia e Sociologia Rural, jul. 1992. mimeog. (Relatório de Pesquisa USP/Esalq.)
- ----- & Duarte, J. C. A distribuição da renda no Brasil. Revista de Administração de Empresas, 12(2), 1972.
- —— & Kageyama, A. A distribuição da renda no Brasil, entre famílias e entre pessoas, em 1970 e 1980. Estudos Econômicos, 16(1), 1986.

IBGE. Censos demográficos, vários anos e volumes.

- -----. Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios, vários anos.
- -----. Síntese de indicadores da pesquisa básica da Pnad de 1990. 1992.
- Lam, D. & Levinson, D. Idade, experiência, escolaridade e diferenciais de renda: EUA e Brasil. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Ipea, 20(2), 1990a.
- ——. Declínio na desigualdade da escolaridade no Brasil e seus efeitos na desigualdade de rendimentos. *Revista de Econometria*, 10(2), 1990b.
- Langoni, C. G. Distribuição de renda e crescimento econômico do Brasil. Expressão e Cultura, 1973.
- Distribuição de renda: uma versão para a minoria. Pesquisa e Planejamento Econômico, 4(1), 1974.
- Leal, C. I. S. & Werlang, S. Educação e distribuição de renda no Brasil. In: Camargo & Giambiagi, op. cit., 1991.

Macedo, R. B. Salário mínimo e taxa de salários no Brasil: comentário. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Ipea/ Inpes, 10(3), 1980.

- Salário mínimo e distribuição da renda no Brasil. Estudos Econômicos, 11(1), 1981.
- Malan, P. S. & Wells, J. Distribuição de renda e desenvolvimento econômico do Brasil. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, 3(4), 1973.
- Pastore, J. Desigualdade e mobilidade social: dez anos depois. In: Bacha, E. & Klein, H. A transição incompleta. Rio de Janeiro, Paz e Terra, 1986.
- Ramos, L. The distribution of earnings in Brazil: 1976-85. Dep. of Economics, University of California-Berkeley, 1990. (PhD. Dissertation.)
- ——— & Reis, J. G. A. Distribuição da renda: aspectos teóricos e o debate no Brasil. In: Camargo & Giambiagi (orgs.). Op. cit., 1991.
- ——— & Trindade, C. Educação e desigualdade de salários no Brasil. In: *Perspectivas da economia brasileira*—— 1992. Rio de Janeiro, Ipea, 1991.
- Reis, J. G. A. Salário mínimo e distribuição de renda. In: *Perspectivas da economia brasileira* 1989. Rio de Janeiro, Ipea/Inpes, 1989.
- Sedlacek, G. L. & Barros, R. P. de (orgs.). Mercado de trabalho e distribuição de renda: uma coletânea. Rio de Janeiro, Ipea/Inpes, 1989. (Série Monográfica, 35.)

Senna, J. J. Escolaridade, experiência no trabalho e salários no Brasil. Revista Brasileira de Economia, 30(2), 1976

Souza, P. R. de & Baltar, P. Salário mínimo e taxa de salários no Brasil. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Ipea/ Inpes, 9(3), 1979.

———. Salário mínimo e taxa de salários no Brasil: réplica. Pesquisa e Planejamento Econômico, Ipea/Inpes, 10(3), 1980.

Tolipan, R. M. L. & Tinelli, A. C. A controvérsia sobre distribuição de renda e desenvolvimento. Rio de Janeiro, Zahar, 1975.

Velloso, R. C. Salário mínimo e taxa de salários: o caso brasileiro. IEI/UFRJ, 1988. (Dissertação de Mestrado.)

Wajnman, S. Estrutura demográfica da população economicamente ativa e distribuição de renda: Brasil — 1970-80. Cedeplar, UFMG, 1989. (Tese de Mestrado.)

Anexo 1 Nota sobre a metodologia de decomposição

Supondo que uma população possa ser dividida em G grupos, uma medida de desigualdade I é dita decomponível quando pode ser escrita da seguinte forma:

$$I = I\left[a_g, b_g, I_g\right] = IB\left[a_g, b_g\right] + \sum w\left[a_g, b_g\right] \times I_g$$

onde a_g é a relação entre a renda média do g-ésimo grupo e a renda média total, b_g é a proporção do grupo g na população total e I_g é sua dispersão interna conforme medida por I. Nos termos do lado direito, IB é a medida da desigualdade entre os grupos (isto é, a desigualdade que prevaleceria após uma redistribuição no interior de cada grupo de tal forma que todos os indivíduos terminassem com a mesma renda, mantida constante a renda média do grupo), e o somatório corresponde a IW, ou desigualdade dentro dos grupos (isto é, o nível remanescente de desigualdade após uma redistribuição que equalizasse as rendas médias de todos os G grupos sem alterar sua dispersão interna). Portanto, se a população for classificada, por exemplo, segundo grupos educacionais, a contribuição dessa estratificação para a explicação da desigualdade pode ser medida por I: esta seria a redução na desigualdade caso fossem eliminados todos os diferenciais de renda associados à educação (I, neste caso, refletiria a desigualdade que não está relacionada à educação).

Anexo 2 Base de dados, seleção da amostra e agregação

As Pesquisas Nacionais por Amostra de Domicílios (Pnad) têm sido realizadas pelo IBGE desde o final da década de 60, à exceção dos anos censitários. Desde então a pesquisa passou por diversas etapas que trouxeram modificações em termos de escopo geográfico e informações. O formato atual, porém, é essencialmente o mesmo desde 1976. Isso torna as análises feitas com essa base consistentes a partir daí. De modo a minimizar os problemas de auto-seleção, heterogeneidade temporal e peculiaridades do processo de formação de rendas, restringiu-se o universo de análise aos indivíduos: a) do sexo masculino; b) que par-

ticipam da força de trabalho; c) não-desempregados; d) com idade entre 18 e 65 anos; e) que trabalham pelo menos 20 horas semanais; f) que vivem em áreas urbanas; g) com atributos de interesse claramente identificados. Desses critérios resultou uma amostra com cerca de 56 mil indivíduos em 1976, algo entre 64 mil e 84 mil entre 1977 e 1985, e cifras da ordem de 43-47 mil de 1986 a 1990. Os integrantes da amostra foram agregados segundo nível educacional nas seguintes categorias: a) menos de um ano de escolaridade; b) escola elementar — 1 a 4 anos; c) escola intermediária — 5 a 8 anos; d) escola secundária — 9 a 11 anos; e) educação superior — 12 ou mais anos de escolaridade. A divisão da amostra segundo faixas etárias obedeceu ao seguinte critério: a) 18 a 24 anos de idade; b) 25 a 34 anos; c) 35 a 44 anos; d) 45 a 54 anos; e) 55 a 65 anos. A classificação segundo setor de atividade contemplou a divisão seguinte: a) indústria pesada; b) indústria leve; c) construção civil; d) comércio; e) setor financeiro; f) transportes; g) serviços; h) administração pública; i) agricultura.

Em relação à posição na ocupação adotou-se a seguinte divisão: a) empregado; b) contaprópria; c) empregador. A tabela a seguir resume as principais estatísticas de amostras segundo variáveis selecionadas.

Estatísticas básicas por variáveis

| Var. | Cat* | 1977 | | | 1981 | | | 1985 | | | 1989 | | |
|----------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|
| var. | Cat | а | b | T | а | b | T | а | b | T | а | b | T |
| | 1 | 0,41 | 0,13 | 0,35 | 0,43 | 0,12 | 0,30 | 0,39 | 0,11 | 0,30 | 0,36 | 0,10 | 0,51 |
| | 2 | 0,71 | 0,46 | 0,43 | 0,69 | 0,42 | 0,31 | 0,66 | 0,37 | 0,40 | 0,63 | 0,34 | 0,55 |
| Educação | 3 | 0,91 | 0,23 | 0,44 | 0,86 | 0,23 | 0,36 | 0,80 | 0,26 | 0,43 | 0,74 | 0,27 | 0,53 |
| | 4 | 1,48 | 0,11 | 0,48 | 1,33 | 0,14 | 0,39 | 1,27 | 0,16 | 0,42 | 1,23 | 0,18 | 0,54 |
| | 5 | 3,36 | 0,08 | 0,35 | 3,15 | 0,09 | 0,29 | 3,08 | 0,10 | 0,33 | 3,08 | 0,11 | 0,46 |
| | 1 | 0,51 | 0,25 | 0,31 | 0,52 | 0,24 | 0,28 | 0,48 | 0,23 | 0,32 | 0,46 | 0,23 | 0,43 |
| | 2 | 1,06 | 0,31 | 0,52 | 1,05 | 0,32 | 0,40 | 1,01 | 0,33 | 0,45 | 0,97 | 0,32 | 0,58 |
| Idade | 3 | 1,21 | 0,22 | 0,55 | 1,25 | 0,23 | 0,50 | 1,33 | 0,23 | 0,57 | 1,31 | 0,24 | 0,65 |
| | 4 | 1,30 | 0,15 | 0,69 | 1,25 | 0,15 | 0,58 | 1,25 | 0,14 | 0,64 | 1,36 | 0,15 | 0,86 |
| | 5 | 1,15 | 0,07 | 0,79 | 1,04 | 0,07 | 0,68 | 1,05 | 0,07 | 0,77 | 1,08 | 0,07 | 0,95 |
| | 1 | 0,86 | 0,75 | 0,53 | 0,94 | 0,74 | 0,49 | 0,90 | 0,74 | 0,54 | 0,83 | 0,74 | 0,63 |
| Posição | 2 | 1,04 | 0,20 | 0,54 | 0,85 | 0,21 | 0,42 | 0,91 | 0,20 | 0,52 | 0,95 | 0,20 | 0,59 |
| | 3 | 2,96 | 0,05 | 0,56 | 2,45 | 0,05 | 0,41 | 2,78 | 0,05 | 0,45 | 2,95 | 0,07 | 0,67 |
| | 1 | 1,11 | 0,14 | 0,49 | 1,28 | 0,14 | 0,40 | 1,19 | 0,13 | 0,50 | 1,09 | 0,14 | 0,54 |
| | 2 | 0,81 | 0,09 | 0,56 | 0,83 | 0,09 | 0,46 | 0.79 | 0,09 | 0,51 | 0,76 | 0,09 | 0,74 |
| | 3 | 0,67 | 0,15 | 0,46 | 0,61 | 0,15 | 0,40 | 0,55 | 0,12 | 0,49 | 0,57 | 0,12 | 0,58 |
| | 4 | 1,05 | 0,14 | 0,56 | 0,91 | 0,14 | 0,45 | 0,97 | 0,17 | 0,60 | 1,08 | 0,16 | 0,88 |
| Setor | 5 | 1,89 | 0,03 | 0,45 | 2,02 | 0,03 | 0,40 | 1,89 | 0,04 | 0,42 | 2,14 | 0,03 | 0,43 |
| | 6 | 0,96 | 0,80 | 0,47 | 0,98 | 80,0 | 0,38 | 1,02 | 0,08 | 0,39 | 0,99 | 0,07 | 0,55 |
| | 7 | 1,13 | 0,16 | 0,56 | 1,12 | 0,18 | 0,56 | 1,06 | 0,19 | 0,63 | 1,12 | 0,21 | 0,77 |
| | 8 | 1,28 | 0,11 | 0,59 | 1,18 | 0,11 | 0,48 | 1,25 | 0,12 | 0,55 | 1,06 | 0,11 | 0,61 |
| | 9 | 0,74 | 0,10 | 1,14 | 0,73 | 0,08 | 0,78 | 0,76 | 0,09 | 0,83 | 0,79 | 0,07 | 1,02 |

a: renda média relativa; b: proporção na população; T: desigualdade interna.

^{*} Categorias já definidas.