



Distribuição de renda no Brasil e na Argentina: uma análise comparativa

ALBERT FISHLOW*
ARIEL FISZBEIN**
LAURO RAMOS***

Durante a década de 80 os países latino-americanos experimentaram um declínio sem precedentes na atividade econômica, mesmo quando comparado ao ocorrido na década de 30. Isto acarretou, naturalmente, uma concentração de interesse em tópicos macroeconômicos, à custa dos demais. Não obstante, a preocupação com a desigualdade de renda, bastante acentuada na América Latina, rapidamente voltou a ocupar um lugar de destaque no debate econômico, principalmente em razão do suposto conflito entre desempenho econômico e equidade distributiva que ensejava boa parte da oposição ao receituário ortodoxo das políticas de estabilização em voga no período. Neste trabalho efetua-se uma comparação da resposta da distribuição pessoal da renda no Brasil e na Argentina à deterioração econômica do início dos anos 80. A metodologia empregada tira partido da vasta disponibilidade de informação anual sobre a distribuição, o que permite o cotejo dos efeitos do colapso econômico sobre uma economia que já apresentava um desempenho claudicante — a Argentina — com aqueles sobre uma economia que ostentava o mais alto e sólido crescimento da região — o Brasil. Este contraste se revela, na verdade, uma das partes centrais da explicação para os resultados bastante distintos que emergiram nos dois países. De modo geral, obtém-se respaldo para a visão de que, no caso brasileiro, o choque do início dos anos 80 e as políticas por ele induzidas foram um fator relevante para a explicação da reversão da tendência de diminuição da desigualdade observada na segunda metade da década de 70. A tendência de deterioração da distribuição pessoal da renda na Argentina, por seu turno, precede a crise, embora provavelmente esta tenha contribuído para acentuar o processo de elevação da desigualdade.

1 - Introdução

A década de 80 na América Latina foi marcada por um declínio econômico sem precedentes, mesmo quando comparada com os anos 30. Como seria de esperar nestas circunstâncias, houve uma concentração de atenções nos aspectos macroeconômicos, tendo os demais assuntos sido relegados a um plano secundário. Pode-se, todavia, antecipar que o elevado grau de concentração de renda na maior

* Da Universidade da Califórnia, Berkeley.

** Do Banco Mundial.

***Da Diretoria de Pesquisa do IPEA e da Universidade Santa Úrsula (USU).

parte das economias latino-americanas deve tornar-se objeto de grande interesse no futuro imediato, especialmente em função do suposto conflito entre desempenho macroeconômico e distribuição de renda que substancia boa parte da oposição aos planos ortodoxos de estabilização.

Este trabalho tem por objetivo examinar e comparar as respostas em termos da distribuição pessoal da renda no Brasil e na Argentina à deterioração do desempenho econômico do início dos anos 80. A metodologia adotada explora as excelentes informações disponíveis sobre as rendas individuais nos dois países, permitindo a comparação das respostas em uma economia que já apresentava sinais de estagnação — caso da Argentina — e naquela que exibía taxas de crescimento das mais elevadas e estáveis na região — caso do Brasil. Este contraste constitui parte central da explicação oferecida no trabalho para os resultados bastante distintos que emergem da análise para cada um dos países.

A Seção 2 contém um resumo das mudanças nas distribuições pessoais da renda nos dois países no passado recente. Na Seção 3 as alterações ocorridas na desigualdade de renda são decompostas em duas componentes, relacionadas diretamente à estrutura sociodemográfica da força de trabalho e às rendas relativas da economia. Tendo em vista que as variações nas rendas relativas relacionadas com o nível educacional se revelam a fonte mais importante para a explicação das variações na desigualdade no período analisado, a Seção 4 é dedicada ao exame da evolução ao longo do tempo dos retornos à educação nos dois países. À luz das evidências disponíveis, o trabalho sugere que a existência de um padrão cíclico para variações dos retornos à educação no Brasil, em contraste com a ausência de tal comportamento no caso da Argentina, se deve a diferenças no processo de ajustamento do mercado de trabalho nos dois países à crise de estabilização.

2 - Variações na distribuição pessoal da renda

As Tabelas 1 e 2 apresentam informações sobre a distribuição pessoal da renda no Brasil e na Argentina desde meados da década de 70 até os anos 80. Embora os dados da Argentina contemplem apenas a Área Metropolitana de Buenos Aires (BAMA) e os do Brasil a força de trabalho masculina em áreas urbanas,¹ outros trabalhos e exercícios confirmam sua representatividade.²

1 Os dados da Argentina foram obtidos da Pesquisa Domiciliar de Buenos Aires ("Encuesta Permanente de Hogares^R"), coletada pelo Instituto Nacional de Censo e Estadística (Indec), e os do Brasil são provenientes das Pesquisas Nacionais por Amostra de Domicílios (PNAD). Uma descrição mais detalhada destes dados pode ser encontrada no Apêndice 1.

2 Ver, a respeito, Bonelli e Sedlacek (1991) e Barros e Reis (1990). No caso da Argentina, foram computados os coeficientes de Gini para um conjunto de 10 áreas urbanas em 1974, 1980, 1982 e 1985, tendo sido obtidos, respectivamente, os seguintes resultados: 0,36, 0,42, 0,41 e 0,42.

TABELA 1

BAMA: distribuição entre a população economicamente ativa (PEA) — 1974/88

(Em % da renda total e índices de concentração selecionados)

| Ano | 20 % | Próximos 40% | Próximos 30% | 10+ % | Gini | Theil | Theil Decis |
|------|------|--------------|--------------|-------|-------|-------|-------------|
| 1974 | 6,8 | 29,0 | 37,4 | 26,8 | 0,344 | 0,221 | 0,190 |
| 1975 | 6,3 | 29,4 | 37,9 | 26,4 | 0,347 | 0,212 | 0,193 |
| 1976 | 7,0 | 27,9 | 37,9 | 27,2 | 0,352 | 0,211 | 0,199 |
| 1977 | 6,4 | 24,9 | 36,9 | 31,8 | 0,403 | 0,298 | 0,267 |
| 1978 | 5,6 | 23,9 | 36,7 | 34,0 | 0,434 | 0,352 | 0,312 |
| 1979 | 5,9 | 25,0 | 36,5 | 32,6 | 0,413 | 0,312 | 0,282 |
| 1980 | 6,2 | 24,9 | 37,1 | 31,8 | 0,405 | 0,295 | 0,269 |
| 1981 | 5,8 | 24,1 | 35,9 | 34,2 | 0,428 | 0,360 | 0,305 |
| 1982 | 6,0 | 26,0 | 36,2 | 31,8 | 0,402 | 0,311 | 0,265 |
| 1983 | 5,5 | 26,5 | 36,1 | 31,9 | 0,404 | 0,319 | 0,269 |
| 1985 | 6,3 | 25,7 | 36,6 | 31,4 | 0,398 | 0,307 | 0,259 |
| 1987 | 5,7 | 23,9 | 36,4 | 34,0 | 0,433 | 0,357 | 0,309 |
| 1988 | 4,9 | 23,3 | 37,2 | 34,6 | 0,452 | 0,382 | 0,335 |

FONTE: Fiszbein (1991).

Theil Decis: *T* de Theil entre os decis.

TABELA 2

Brasil: distribuição pessoal da renda entre a PEA masculina — 1976/85

(Em % da renda total e índices de concentração selecionados)

| Ano | 20 % | Próximos 40% | Próximos 30% | 10+ % | Gini | Theil | Theil Decis |
|------|------|--------------|--------------|-------|-------|-------|-------------|
| 1976 | 3,8 | 17,0 | 32,5 | 46,7 | 0,564 | 0,709 | 0,559 |
| 1977 | 4,1 | 18,0 | 33,4 | 44,5 | 0,543 | 0,607 | 0,514 |
| 1978 | 4,2 | 18,5 | 34,0 | 43,3 | 0,531 | 0,571 | 0,490 |
| 1979 | 4,2 | 18,4 | 34,8 | 42,6 | 0,530 | 0,560 | 0,482 |
| 1981 | 4,3 | 19,4 | 34,9 | 41,4 | 0,514 | 0,513 | 0,453 |
| 1982 | 4,3 | 19,0 | 35,0 | 41,7 | 0,520 | 0,527 | 0,463 |
| 1983 | 4,0 | 18,1 | 35,5 | 42,4 | 0,534 | 0,565 | 0,486 |
| 1984 | 4,0 | 18,2 | 35,0 | 42,8 | 0,536 | 0,558 | 0,492 |
| 1985 | 3,8 | 17,6 | 35,1 | 43,5 | 0,545 | 0,584 | 0,509 |

FONTE: Ramos (1990).

Theil Decis: *T* de Theil entre os decis.

Duas conclusões importantes emergem da leitura destas tabelas. Primeiro, a desigualdade de renda é muito maior no Brasil do que na Argentina, independentemente do índice utilizado. Mesmo em 1981, quando a diferença entre os dois países atinge seu mínimo, os 60% mais pobres na Argentina se apropriavam de cerca de 30% da renda total, enquanto no Brasil esta proporção não chegava a 24% (a diferença, vale notar, é maior que o total da renda em mãos do quinto inferior da distribuição). Esta diferenciação se manifesta de modo ainda mais pronunciado no que diz respeito à percentagem de pobres: enquanto no Brasil ela era igual a 17,7% em 1980 e 23,3% em 1987 [Fox e Morley (1990)], a incidência de pobreza na Argentina era de apenas 8% em 1980 e 13% em 1987 [Cepal (1985 e 1989)].³

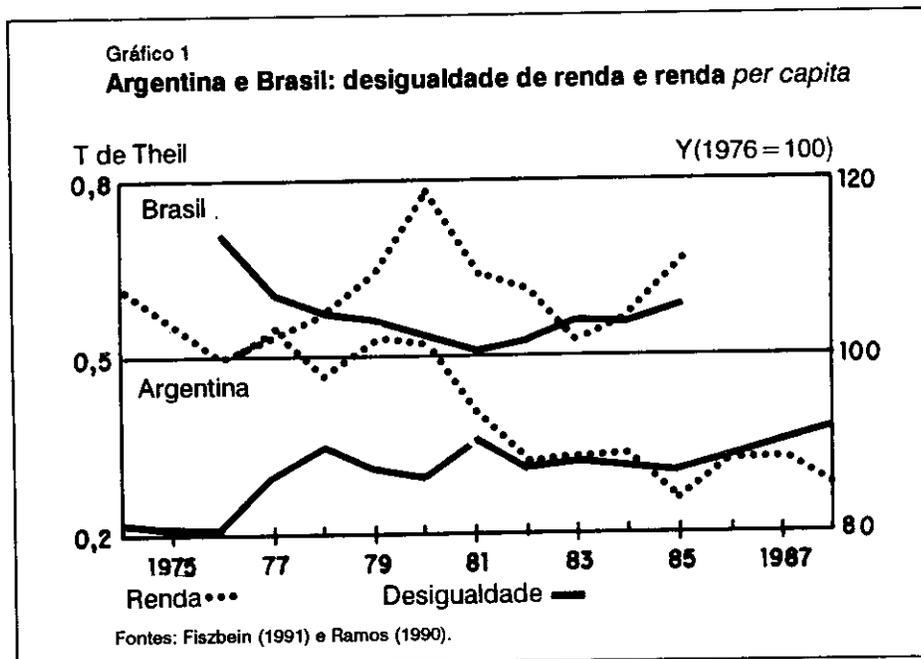
Segundo, e de maior interesse para este trabalho, é a divergência nas tendências de evolução da desigualdade nos dois países. Na Argentina observa-se um nítido crescimento ao longo do tempo, com o coeficiente de Gini aumentando de 0,34 em 1974 para 0,45 em 1988, o que representa uma elevação substancial mesmo em vista da deterioração ocorrida em outros países. Um exercício simples ajuda a revelar a magnitude deste aumento:⁴ seria necessário, em 1988, taxar todos os indivíduos da metade superior da distribuição de renda em uma quantia equivalente a 21,6% da renda *per capita* argentina e redistribuir este montante entre aqueles abaixo da mediana — isto é, quase triplicar as rendas dos 50% mais pobres — para que se obtivesse um coeficiente de Gini equivalente ao de 1974. Aumentos significativos da desigualdade também são observados entre 1976 e 1978 e entre 1985 e 1988.

Para o Brasil os resultados não sugerem qualquer tendência definida, mas sim um claro padrão de U-invertido no período. A desigualdade declinou continuamente de 1976 a 1981 e cresceu daí em diante, de modo a atingir em 1985 os níveis observados em 1976. Conforme pode ser visto no Gráfico 1, parece haver uma relação inversa entre este comportamento e aquele observado para a renda *per capita* contemporânea. No final dos anos 70, na presença de crescimento econômico, a desigualdade de renda estava em franco processo de diminuição e, a partir do início da década de 80, houve, no entanto, uma reversão no desempenho econômico do país, que foi acompanhada por um recrudescimento da concentração. A retomada do crescimento após 1983, por sua vez, está associada a uma pequena melhora no índice *T* de Theil em 1984, o mesmo não ocorrendo com o coeficiente de Gini.

Este comportamento da desigualdade no Brasil parece permitir, à primeira vista, rejeitar a hipótese de que a política salarial tenha desempenhado um papel importante na sua determinação entre 1979 e 1983. Durante este intervalo de tempo havia uma indexação integral para os grupos de menores salários (até três salários mínimos) e apenas parcial, além de decrescente, para os de maiores salários. A princípio, este tratamento diferenciado deveria redundar em um menor nível de

3 A conjugação de uma renda *per capita* mais elevada, menor concentração de renda e menor razão de dependência na Argentina é a principal razão para uma menor incidência de pobreza.

4 Ver Blackburn (1989) para a descrição metodológica deste exercício.



desigualdade, mas os dados tornam evidente que outros mecanismos de mudanças de rendas relativas acabaram por dominar este efeito potencial da política salarial.

A série da renda *per capita* na Argentina caracteriza-se pela sua tendência declinante no período sob análise. Não há indícios, todavia, de uma comparável relação negativa⁵ com a desigualdade (apesar de isto ocorrer em termos de pontos terminais): de 1978 a 1983 a desigualdade permaneceu estável, em que pese a queda na renda *per capita* ter atingido seu máximo, e o crescimento associado ao sucesso inicial do Plano Austral foi acompanhado de uma pronunciada deterioração na distribuição.

A questão básica a ser examinada neste artigo concerne ao(s) motivo(s) para esta diferença no padrão de comportamento da desigualdade nos dois países. Quais foram os mecanismos responsáveis pela substantiva, e persistente, elevação da desigualdade na Argentina, enquanto no Brasil observou-se uma melhora no final da década de 70, tendência esta revertida na virada da década?⁶

5 Vale frisar que tal relação é "positiva" em termos de desejabilidade.

6 É importante salientar que dados mais recentes para o Brasil mostram que a deterioração da distribuição teve prosseguimento durante toda a década de 80, inclusive na sua segunda metade, quando houve surtos efêmeros de crescimento. Ver, a respeito, Bonelli e Ramos (1993), Ramos e Trindade (1991) e Bonelli e Sedlacek (1991).

3 - Análise de decomposição

Um recurso importante para melhor entender as transformações socioeconômicas responsáveis pelas mudanças na distribuição pessoal da renda é a análise de decomposição, técnica que permite identificar duas fontes primárias de transformação: variações na composição da força de trabalho e nas rendas relativas. Para a classe dos índices aditivamente decomponíveis [Shorrocks (1980)], é possível desmembrar e atribuir a mudança na desigualdade entre dois pontos no tempo a modificações nas rendas dos diversos grupos socioeconômicos, nos seus tamanhos relativos e nas suas desigualdades internas.

Os índices de desigualdade desta classe podem ser escritos da seguinte forma:

$$I = I(\alpha_g, \beta_g, I_g)$$

onde α_g é a razão entre a renda média do grupo g e a renda média global, β_g é a proporção da força de trabalho no grupo g e I_g é a dispersão interna dos rendimentos dos indivíduos do g -ésimo grupo.

Nestes termos, o *efeito composição*, ou *efeito alocação*,⁷ corresponde à variação induzida no índice de concentração I por modificações na alocação da força de trabalho entre os grupos da partição considerada (mudanças nos β), sem que haja mudanças diretas nas rendas relativas.⁸ O *efeito renda* corresponde às mudanças em I geradas por alterações nas rendas dos grupos α , na ausência de alterações nos seus tamanhos relativos β , e o efeito interno é a mudança na desigualdade global causada apenas por alterações nas dispersões no interior dos grupos (I_g).

Desta forma, a caracterização das mudanças na distribuição como sendo de natureza primordialmente kuznetsiana⁹ demandaria que o efeito composição fosse de considerável magnitude e por certo mais importante que o efeito renda. Quando se observa o oposto, isto é, quando o efeito renda se revela mais importante que o efeito composição, então as razões para as mudanças na distribuição dizem respeito

7 A diferença entre esta definição e aquilo que Knight e Sabot (1983) denominam "compression effect" é que ela inclui os impactos indiretos em I acarretados pela mudança dos pesos dos I_g .

8 É claro que, na medida em que ocorre uma realocação da força de trabalho entre os grupos, os α também são alterados, haja vista que a renda média global muda. Como, todavia, as rendas médias relativas dos grupos não mudam, este impacto indireto também é considerado e computado como parte do efeito composição (ver o Apêndice 2).

9 A curva de Kuznets com formato de um U-invertido descrevendo o comportamento da desigualdade à medida que ocorre crescimento econômico tem por origem a idéia de realocação da força de trabalho das atividades rurais de baixa renda para os segmentos industriais e de serviços nas áreas urbanas. Em uma fase inicial, tal transição resultaria em maior heterogeneidade da força de trabalho que seria traduzida em maior nível de desigualdade. Em um estágio posterior, quando parte substancial dos trabalhadores já tivesse feito a transição para os setores secundário e terciário, a heterogeneidade passaria a diminuir e, por conseguinte, a desigualdade passaria a decrescer como resultado da continuidade do crescimento econômico.

aos movimentos na oferta e demanda associadas aos grupos em questão. Por fim, quando nenhum destes dois casos ocorre, então pode-se afirmar que as forças ou mecanismos responsáveis pela mudança na desigualdade não estão relacionados com a partição considerada.

Dentre os mais comumente utilizados, existem três índices que pertencem à classe das medidas de desigualdade aditivamente decomponíveis: o coeficiente de variação e os índices sugeridos por Theil (1967), isto é, o T de Theil e o L de Theil.¹⁰ Neste trabalho, escolhemos o índice T de Theil para o exercício de decomposição,¹¹ efetuado com base na expressão abaixo, cuja derivação é apresentada no Apêndice 2:

$$dT = \sum_{g=1}^G \alpha_g (\ln \alpha_g + T_g - T - 1) d\beta_g + \sum_{g=1}^G \beta_g (\ln \alpha_g + T_g - T) d\alpha_g + \sum_{g=1}^G \alpha_g \beta_g dT_g$$

A contribuição bruta de uma variável para a explicação da variação da desigualdade pode ser então definida como a soma dos efeitos renda e alocação quando aquela variável é considerada isoladamente no exercício de decomposição. Por outro lado, a contribuição marginal de uma variável corresponde à explicação adicional obtida quando da sua inclusão no modelo que já contém todas as demais variáveis.

Neste trabalho, as mudanças na desigualdade são averiguadas sob o prisma das características pessoais ou econômicas potencialmente mais importantes para explicá-las: educação, posição na ocupação e setor de atividade, no caso da Argentina, e estas mesmas três variáveis com a inclusão de idade, como *proxy* para experiência, no caso do Brasil.¹² Estas são precisamente as variáveis que, na grande maioria dos trabalhos empíricos disponíveis, se revelam as que mais contribuem para o entendimento das diferenças nos rendimentos individuais.

Os resultados do exercício de decomposição nos dois países são bastante parecidos. Para todos os períodos e variáveis analisados (Tabelas 3 e 4), o efeito renda se mostra dominante: na Argentina, cerca de dois terços da elevação da desigualdade se devem a mudanças nas rendas relativas;¹³ no Brasil, a compressão dos

10 Ver Barros e Ramos (1989) para uma discussão detalhada a respeito das propriedades dos diversos índices de concentração.

11 O coeficiente de variação foi descartado por não satisfazer o princípio de transferências compostas estabelecidos por Shorrocks e Foster (1985), e a preferência em relação ao L de Theil deveu-se primariamente à maior utilização do T de Theil na literatura a respeito.

12 O número bastante menor de observações disponíveis para a Argentina foi a principal razão para a consideração de um menor número de variáveis no exercício, sendo que a escolha das variáveis a serem incluídas foi baseada nas suas contribuições brutas. As categorias utilizadas para cada variável na decomposição encontram-se listadas no Apêndice 1.

13 Este resultado é consistente com os obtidos no estudo da Cepal (1986) para as mudanças na distribuição entre 1974 e 1978.

TABELA 3

Argentina: decomposição das mudanças na desigualdade

(Em % da variação total)

| | Efeito renda | Efeito composição | GC | MC ₂ * | MC ₃ ** |
|--------------------|--------------|-------------------|------|-------------------|--------------------|
| 1974/80: EDUC | 38,4 | 15,3 | 53,7 | 50,4 | 36,2 |
| POS | 21,4 | 1,0 | 22,4 | 19,1 | 12,5 |
| SETOR | 4,5 | 3,0 | 7,5 | — | -6,5 |
| EDUC + POS | 59,5 | 13,3 | 72,8 | | |
| EDUC + POS + SETOR | 57,5 | 8,8 | 66,3 | | |
| 1985/88: EDUC | 46,4 | 9,4 | 55,8 | 40,7 | 36,0 |
| POS | -1,7 | 2,6 | 0,9 | — | -1,3 |
| SETOR | 25,2 | 1,2 | 26,4 | 11,3 | 12,2 |
| EDUC + SETOR | 59,6 | 7,5 | 67,1 | | |
| EDUC + POS + SETOR | 60,6 | 5,2 | 65,8 | | |

OBS.: EDUC = Educação; POS = Posição na Ocupação.

*MC₂ 1974/80: Contribuição marginal no modelo EDUC + POS (o melhor modelo de duas variáveis no período); MC₂ 1985/88: Contribuição marginal no modelo EDUC + SETOR (o melhor modelo de duas variáveis no período).**MC₃: Contribuição no modelo de três variáveis.

diferenciais de rendimentos explica quase metade da melhora da desigualdade entre 1977 e 1981 e pouco mais da metade da sua deterioração no período 1981/85.¹⁴

Além disso, são as variações nos retornos à educação que, em ambos os casos, estão mais relacionadas com as alterações na desigualdade. Para a Argentina, em particular, apenas o comportamento destes retornos é suficiente para explicar mais da metade das variações observadas no *T* de Theil. A participação de acordo com setor de atividade, por seu turno, se mostra muito menos importante, refletindo a relativa estabilidade dos diferenciais de rendimento intersetoriais no período.

A variável posição na ocupação é relevante no caso do Brasil, disputando com educação o papel principal em ambos os quadriênios, mas não se destaca no caso argentino.¹⁵ Esta variável, que basicamente desagrega a força de trabalho em empregadores, empregados e trabalhadores por conta própria, pode ser encarada

14 No caso do Brasil o efeito composição não só é pequeno, mas também chega a ser negativo. Isto, no contexto kuznetsiano, significa que o país já teria atingido um nível de desenvolvimento onde o crescimento seria acompanhado de melhora na distribuição.

15 As suas contribuições bruta e marginal são pequenas e mesmo negativas no segundo subperíodo, em que pese atingirem valores não desprezíveis no primeiro.

TABELA 4

Brasil: decomposição das mudanças na desigualdade

(Em % da variação total)

| | Efeito renda | Efeito composição | GC | MC ₃ [*] | MC ₄ ^{**} |
|--------------------------|--------------|-------------------|------|------------------------------|-------------------------------|
| 1977/81: AGE | 6,0 | 1,2 | 7,2 | 7,4 | 7,4 |
| EDUC | 13,2 | -7,0 | 6,2 | 26,5 | 18,6 |
| POS | 28,6 | -4,4 | 24,2 | 25,5 | 17,8 |
| SETOR | -7,1 | 8,2 | 1,1 | — | 1,7 |
| AGE + EDUC + POS | 56,6 | -10,2 | 46,4 | | |
| AGE + EDUC + POS + SETOR | 48,5 | -0,3 | 48,2 | | |
| 1981/85: AGE | 20,0 | -2,9 | 17,1 | 4,0 | 0,3 |
| EDUC | 16,6 | 3,9 | 20,5 | 21,0 | 13,4 |
| POS | 21,8 | -0,3 | 21,5 | 21,8 | 16,2 |
| SETOR | 2,0 | 3,4 | 5,4 | — | -1,7 |
| AGE + EDUC + POS | 57,7 | -3,7 | 54,0 | | |
| AGE + EDUC + POS + SETOR | 53,8 | -1,5 | 52,3 | | |

OBS.: EDUC = Educação; AGE = Idade; POS = Posição na Ocupação; GC = Contribuição Bruta.

^{*}MC₃: Contribuição marginal no modelo AGE+EDUC+POS.

^{**}MC₄: Contribuição marginal no modelo de quatro variáveis.

como uma *proxy* parcial para riqueza e *status* familiar, servindo para captar tanto as conseqüências de mudanças na distribuição funcional da renda como os elementos adicionais não refletidos diretamente pela variável educação. Pode-se conjecturar que, no Brasil, o seu comportamento esteja relacionado com um processo de expansão da relação capital/trabalho na economia (*capital deepening*) durante o final da década de 70, que teria chegado a um término no início dos anos 80 por ocasião do ajustamento estrutural que resultou em acentuada queda dos salários reais [Fox e Morley (1990)]. Para a Argentina a sua relativa importância no intervalo de tempo 1974/78 pode ser atribuída à deterioração observada na distribuição funcional da renda como decorrência das transformações institucionais promovidas pelo regime militar implantado a partir de 1976 [Orsatti (1983)].

4 - Retornos à educação

Os resultados da decomposição também tornam evidente o papel fundamental desempenhado pelas alterações nas rendas relativas das várias categorias educacio-

nais para a contabilidade das mudanças na desigualdade nos dois países. Em função disso, os diferenciais de renda relativos à educação e a sua evolução no tempo requerem um exame mais detalhado, o que constitui o foco de atenção desta seção.

Os principais parâmetros associados à distribuição da escolaridade no Brasil e na Argentina são apresentados nas Tabelas 5 e 6. Para possibilitar uma melhor comparação destas distribuições, os indivíduos foram agregados em categorias semelhantes nos dois países, na medida em que os dados primários assim o permitiram. A maior diferença entre as classificações é que, no Brasil, o grupo com instrução primária inclui os indivíduos que possuem entre um e quatro anos completos de estudo e, *grosso modo*, corresponde ao grupo com primário incompleto na Argentina (o nível primário completo, neste caso, implica pelo menos sete anos completos de estudo).¹⁶

Muito embora haja nítidas indicações de expansão educacional em ambos os países (a percentagem de indivíduos com instrução universitária, por exemplo, dobrou na

TABELA 5

BAMA: distribuição por nível educacional

| | | (Último nível completado) | | | |
|------|----------|---------------------------|----------|------------|---------------|
| | | Menos que o primário | Primário | Secundário | Universitário |
| 1974 | β | 0,253 | 0,514 | 0,184 | 0,049 |
| | α | 0,729 | 0,947 | 1,226 | 2,094 |
| | T_g | 0,157 | 0,177 | 0,147 | 0,342 |
| 1980 | β | 0,193 | 0,528 | 0,210 | 0,070 |
| | α | 0,666 | 0,839 | 1,280 | 2,301 |
| | T_g | 0,186 | 0,214 | 0,243 | 0,257 |
| 1985 | β | 0,157 | 0,521 | 0,231 | 0,091 |
| | α | 0,631 | 0,830 | 1,240 | 1,977 |
| | T_g | 0,182 | 0,198 | 0,256 | 0,397 |
| 1988 | β | 0,127 | 0,518 | 0,249 | 0,106 |
| | α | 0,545 | 0,759 | 1,254 | 2,122 |
| | T_g | 0,190 | 0,260 | 0,299 | 0,348 |

OBS.: α = renda média do grupo g sobre a renda média global; β = fração da força de trabalho no grupo g ; T_g = T de Theil para o grupo g .

16 Vale frisar que a percentagem de trabalhadores analfabetos na área metropolitana de Buenos Aires é desprezível.

TABELA 6

Brasil: distribuição por nível educacional

| | | Analfabetos | Primário | Ginásio | Secundário | Universitário |
|------|----------|-------------|----------|---------|------------|---------------|
| 1977 | β | 0,132 | 0,455 | 0,229 | 0,108 | 0,076 |
| | α | 0,414 | 0,711 | 0,908 | 1,478 | 3,356 |
| | T_g | 0,350 | 0,430 | 0,440 | 0,480 | 0,350 |
| 1981 | β | 0,120 | 0,423 | 0,232 | 0,138 | 0,087 |
| | α | 0,431 | 0,685 | 0,860 | 1,334 | 3,153 |
| | T_g | 0,300 | 0,310 | 0,360 | 0,390 | 0,290 |
| 1985 | β | 0,109 | 0,372 | 0,258 | 0,163 | 0,098 |
| | α | 0,386 | 0,655 | 0,795 | 1,273 | 3,084 |
| | T_g | 0,300 | 0,400 | 0,430 | 0,420 | 0,330 |

OBS.: α = renda média do grupo g sobre a renda média global; β = fração da força de trabalho no grupo g ; T_g = T de Theil para o grupo g .

Argentina e aumentou em cerca de 50% no Brasil), o efeito alocação não se revelou importante para a explicação das mudanças na distribuição em nenhum deles.

No que tange aos diferenciais de rendimento entre os grupos educacionais, pode ser observado, no caso da Argentina, uma tendência de crescimento. Enquanto em 1974 os indivíduos com educação universitária, por exemplo, ganhavam em média 2,9 vezes mais que aqueles com primário incompleto, em 1980 esta cifra subiu para 3,4, atingindo 3,9 em 1988.

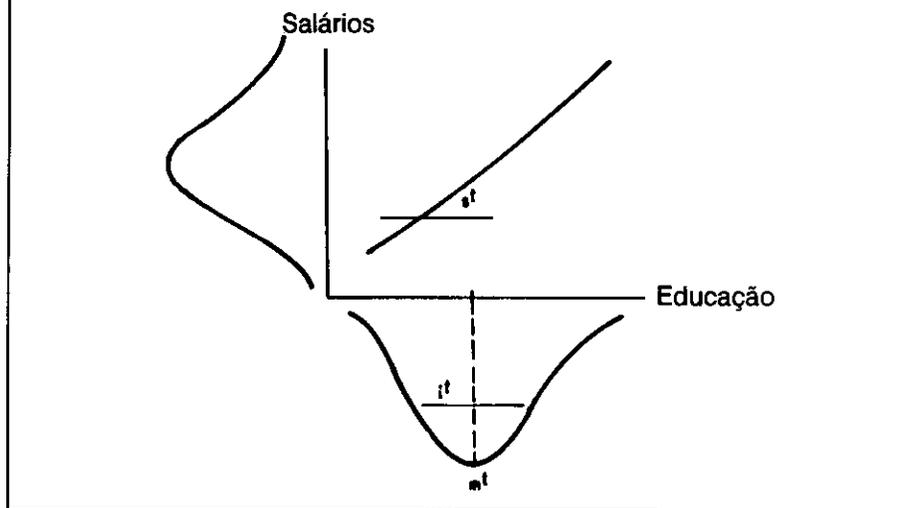
Para o Brasil, a Tabela 6 indica a existência de oscilações nestes diferenciais no período: a razão entre os rendimentos médios daqueles com instrução universitária em relação aos analfabetos, por exemplo, era igual a 8,2 em 1977, diminuiu para 7,3 em 1981 e voltou a crescer em 1985, atingindo 7,9.

Em Ramos (1990) foram utilizados três indicadores sintéticos para sumariar as mudanças relacionadas com educação: m^t , que representa o nível médio de escolaridade da força de trabalho,¹⁷ i^t , que corresponde ao grau de desigualdade da distribuição de educação,¹⁸ e s^t , que está associado à magnitude dos diferenciais de renda entre os

17 Assim definido: $m_t = \sum_i \alpha_i^* \beta_i^t$, onde α_i^* representa a renda padronizada da i -ésima categoria educacional no ano-base. Para o Brasil, o ano tomado como base foi o de 1981 e, por conseguinte, as rendas padronizadas (de tal forma que a renda média dos universitários seja igual a 1) são: $\alpha_1^* = 0,137$, $\alpha_2^* = 0,217$, $\alpha_3^* = 0,273$, $\alpha_4^* = 0,423$, $\alpha_5^* = 1,0$. Para a Argentina, o ano-base é 1980, de tal forma que: $\alpha_1^* = 0,316$, $\alpha_2^* = 0,415$, $\alpha_3^* = 0,612$, $\alpha_4^* = 1,0$.

18 Assim definido: $i_t = (1/m_t) \cdot \sum_i \alpha_i^* \beta_i^t \log(\alpha_i^*) - \log(m^t)$, que é equivalente ao índice T de Theil que seria obtido caso os grupos fossem homogêneos (isto é, não houvesse desigualdade no interior de cada grupo) e tivessem rendas médias proporcionais àquelas observadas para o ano-base.

Gráfico 2
**Relação entre distribuição de educação e
distribuição de salários**



grupos educacionais.¹⁹ O Gráfico 2 ilustra a relação entre estes parâmetros associados à distribuição de educação e a distribuição de renda propriamente dita.

Os resultados para o Brasil e a Argentina mostrados na Tabela 7 confirmam plenamente os contínuos progressos nos níveis médios de escolaridade alcançados nos dois países: um crescimento de 14% na Argentina ao longo de 14 anos e também de 14% no Brasil em um espaço de 8 anos.²⁰ Uma constatação algo surpreendente é a de que, em que pese estes progressos, a desigualdade educacional aumenta em todos os períodos na Argentina e no Brasil (embora aqui a deterioração no último período seja bastante modesta). Isto, além de chamar a atenção para o fato de que aumentos no nível educacional não se traduzem necessariamente em melhor distribuição da escolaridade, também ajuda a explicar a natureza do efeito composição associado à educação: na Argentina ele foi sempre positivo (pior distribuição de educação e pior distribuição de renda, sempre), enquanto no Brasil foi negativo no primeiro período (pior distribuição de educação e melhor distribuição de renda) e

19 Assim definido: $s^t = (1/\sum_i \alpha_i \beta_i^*) \sum_i \alpha_i \beta_i^* \log(\alpha_i) - \log(\sum_i \alpha_i \beta_i^*)$, que pode ser entendido como um indicador da inclinação do perfil de renda associado à educação. Desta forma, se a composição educacional da força de trabalho é mantida fixa (igual à do ano-base), é imediato vislumbrar que este perfil de renda será tão mais inclinado (e, conseqüentemente, maior o indicador s^t) quanto maior for a desigualdade entre as categorias de educação.

20 É necessário ter claro em mente, todavia, que os níveis absolutos para o índice m^t não são comparáveis, haja vista que tomam por base "escalas" diferentes nos dois países.

TABELA 7

Educação: índices sintéticos para o Brasil e a Argentina

| Pais | Ano | m^i | i^i | s^i |
|-----------|------|-------|-------|-------|
| Argentina | 1974 | 0,412 | 0,062 | 0,041 |
| | 1980 | 0,435 | 0,069 | 0,069 |
| | 1985 | 0,455 | 0,077 | 0,055 |
| | 1988 | 0,470 | 0,080 | 0,082 |
| Brasil | 1977 | 0,301 | 0,180 | 0,197 |
| | 1981 | 0,317 | 0,186 | 0,186 |
| | 1985 | 0,333 | 0,187 | 0,198 |

FONTES: Fiszbein (1991) e Ramos (1990).

desprezível no segundo (praticamente nenhuma alteração na distribuição de educação).

O comportamento dos perfis de renda associados à educação, conforme indicado pelo índice s^i , também aponta para uma deterioração contínua da distribuição de renda na Argentina e para um padrão *à la* U-invertido no caso brasileiro. Dado que esta foi a evolução de fato observada para a desigualdade nos dois países, o efeito renda associado à escolaridade foi sempre positivo. Além disso, a constatação de que em ambos os casos as mudanças em s^i foram mais pronunciadas do que as ocorridas em i^i reforça a necessidade de um exame mais detalhado da evolução dos diferenciais de rendimento relativos à educação.

Antes de passar a esta tarefa, porém, cumpre notar, para finalizar a análise da Tabela 7, que a conjugação de perfis de renda mais inclinados e maiores níveis de desigualdade educacional aqui encontrados para o Brasil, em conjunto com a indisputável relevância da educação na determinação dos rendimentos individuais, são os fatores fundamentais para entender o porquê da distribuição da renda ser muito mais desigual do que na Argentina.

4.1 - Estimação dos diferenciais de rendimentos

Esta evidência acerca do comportamento das rendas relativas entre os grupos educacionais confirma, portanto, o padrão de evolução originalmente encontrado para a distribuição de renda: uma desigualdade crescente na Argentina e um comportamento cíclico para o caso brasileiro. De modo a melhor explorar as

diferenças nestas tendências, estimaram-se os diferenciais de rendimento associados à educação, no contexto de um conjunto de outros determinantes dos rendimentos individuais.

Uma maneira concisa de estimar os retornos à educação é através do uso de equações de rendimento tradicionais, baseadas no paradigma do capital humano, com a inclusão de controles para outras características que possam influenciar estes diferenciais,²¹ de modo a permitir a distinção entre a correlação entre níveis educacionais e rendimentos da influência conjunta das demais variáveis sobre estes.

Estas equações podem ser sintetizadas através da seguinte relação: $Y = f(S, Z)$, $dY/dS > 0$, onde Y representa os rendimentos do trabalho, S é número de anos de estudo (ou o nível educacional) e Z indica o conjunto de variáveis de controle. Há três aspectos importantes a serem considerados neste tipo de estimação.

Em primeiro lugar, é preciso atentar para a questão da causalidade. O objetivo é, fundamentalmente, medir qual seria a mudança no salário de um indivíduo se ele, e somente ele, obtivesse um incremento de escolaridade de s para $s+1$ anos de estudo. Este diferencial não pode ser medido diretamente, haja vista que ele envolve a diferença entre uma variável observada (o salário que ele efetivamente obtém) e uma variável não-observada (o salário que ele receberia se tivesse marginalmente melhor nível educacional). O procedimento usual nestas circunstâncias é admitir que o salário médio dos indivíduos que possuem de fato $s+1$ anos de estudo e que, de resto, são idênticos a ele (isto é, possuem as mesmas características para as variáveis contidas em Z) constitui uma aproximação adequada para esta variável não-observada. Sob esta hipótese, os diferenciais de rendimentos observados são equivalentes, então, às mudanças de fato induzidas por melhoras marginais na escolaridade dos indivíduos.²²

É imediato perceber que a hipótese acima será tão mais adequada e pertinente quanto mais homogêneos forem os grupos formados pelas categorias das variáveis contidas em Z . Em função disso, o segundo aspecto importante em relação à estimação de equações de rendimento diz respeito à escolha de Z , ou seja, ao conjunto de variáveis de controle utilizado. De acordo com a teoria do capital humano, algumas variáveis, tais como experiência, habilidade e ambiente familiar, entre outras, teriam de ser incluídas em Z . Infelizmente, estas variáveis não são facilmente observáveis, além do que não existe concordância de que elas esgotariam o conjunto de determinantes dos rendimentos individuais. O fato é que a seleção das variáveis de controle é algo arbitrária na literatura sobre o assunto. As variáveis incluídas em Z neste trabalho são: idade, setor de atividade e posição na ocupação,

21 Por fugir ao escopo deste trabalho, todo debate sobre a pertinência deste paradigma está sendo deliberadamente ignorado. Um aspecto que deve ser enfatizado, todavia, é que, mesmo apesar de toda a discórdia a respeito do papel exato da educação na formação dos rendimentos individuais, não existe qualquer corrente de pensamento que negue a sua grande relevância para tanto.

22 Ver Barros e Ramos (1992) para uma discussão formal a respeito deste assunto.

para ambos os países. Adicionalmente, foram incluídos região geográfica, no caso do Brasil, e gênero, no caso da Argentina.²³

Por fim, existe também a questão da especificação funcional mais adequada para $f(S,Z)$. Há uma vasta gama de possibilidades, a maior parte delas de natureza *ad hoc*. No âmbito deste estudo, a especificação escolhida foi:

$$\log Y_t = a_t + b_{ijt} X_t + u_t$$

onde:

Y_t : vetor de rendimentos individuais no ano t ;

a_t : logaritmo da renda média do grupo de referência no ano t ;

b_{ijt} : diferencial de rendimento associado à i -ésima categoria da variável j no ano t ;

X_t : matriz das variáveis explicativas (S,Z) no ano t ; e

u_t : vetor de resíduos para o ano t , $E[u_t] = 0$ e $E[u_t u_t'] = \sigma^2 I$.

As estimativas dos diferenciais de rendimentos para a Argentina e o Brasil são apresentadas nas Tabelas 8 e 9, respectivamente. Os coeficientes obtidos na regressão foram convertidos em ganhos percentuais sobre o grupo de referência para tornar imediata a visualização de sua magnitude.²⁴

Os números da Tabela 8 mostram que, na Argentina, os diferenciais de rendimento para os trabalhadores com instrução secundária e universitária seguiram uma tendência de crescimento durante quase todo o período: eles aumentaram entre os anos de 1974 e 1980, permaneceram relativamente estáveis entre 1980 e 1985 e voltaram a crescer entre 1985 e 1988. Contrastando com este comportamento, não foram detectadas tendências claras para os ganhos dos indivíduos com educação primária durante o intervalo de tempo analisado.²⁵

No caso do Brasil, os membros da força de trabalho com instrução ginásial, secundária e universitária experimentaram pronunciadas reduções nos seus diferenciais *vis-à-vis* aqueles com instrução primária até 1981, e reduções de magnitude semelhante deste ano em diante. Os diferenciais de rendimentos do grupo dos

23 Os dados da Argentina referem-se apenas à área metropolitana de Buenos Aires, o que torna sem sentido a inclusão de região geográfica. Para o Brasil, o tamanho da amostra é grande o suficiente de modo a permitir a consideração apenas da força de trabalho masculina, evitando assim os problemas de seletividade relativos à participação das mulheres no mercado de trabalho.

24 Os grupos de controle foram, respectivamente, o dos indivíduos com primário incompleto e aqueles com ao menos alguma instrução primária. As características das duas bases de dados e as diferenças na composição da força de trabalho segundo escolaridade não permitiram a utilização de idênticos grupos de referência. Todavia, conforme discutido anteriormente, estes dois grupos são razoavelmente comparáveis.

25 Quando a hipótese nula entra fórmula onde os entra símbolo são os coeficientes para educação na equação de rendimentos (ou seja, os retornos à educação para cada grupo), foi testada para o caso de indivíduos com instrução secundária e universitária, os *p-value* foram inferiores a 0,1%, enquanto o *p-value* para os trabalhadores com instrução primária foi de 79,9%.

TABELA 8

Argentina: estimativas dos diferenciais de rendimentos associados com educação — 1974/88

(Em % em relação ao grupo com menos que o primário)

| Ano | Primário | Secundário | Superior |
|------|----------|------------|----------|
| 1974 | 27,6 | 78,7 | 144,7 |
| 1975 | 27,5 | 75,4 | 121,6 |
| 1976 | 20,8 | 72,0 | 147,9 |
| 1977 | 23,0 | 83,3 | 187,6 |
| 1978 | 29,8 | 103,6 | 233,2 |
| 1979 | 29,5 | 105,9 | 226,8 |
| 1980 | 25,5 | 97,0 | 199,6 |
| 1981 | 33,4 | 117,0 | 256,9 |
| 1982 | 26,8 | 87,7 | 155,5 |
| 1983 | 28,0 | 80,4 | 176,7 |
| 1985 | 26,2 | 91,2 | 183,7 |
| 1987 | 31,1 | 93,5 | 196,8 |
| 1988 | 29,7 | 113,3 | 220,8 |

FONTE: Fiszbein (1991).

TABELA 9

Brasil: estimativas dos diferenciais de rendimentos associados com educação — 1976/85

(Em % em relação ao grupo com instrução primária)

| Ano | Sem instrução | Ginásial | Secundária | Superior |
|------|---------------|----------|------------|----------|
| 1976 | -28,8 | 32,7 | 103,0 | 340,2 |
| 1977 | -28,2 | 32,8 | 97,0 | 308,8 |
| 1978 | -28,9 | 32,0 | 97,6 | 301,9 |
| 1979 | -30,0 | 31,5 | 96,4 | 298,7 |
| 1981 | -28,8 | 28,3 | 97,4 | 281,5 |
| 1983 | -31,4 | 26,6 | 90,6 | 281,4 |
| 1984 | -30,0 | 30,0 | 91,8 | 283,4 |
| 1985 | -30,6 | 29,8 | 93,5 | 295,1 |

FONTE: Ramos (1990).

analfabetos não seguiram um comportamento definido ao longo do período, mas sim apresentaram um padrão algo errático.²⁶

Conforme já se havia antecipado a partir da análise dos resultados do exercício de decomposição, tanto no Brasil quanto na Argentina o padrão de evolução temporal dos retornos associados aos diversos grupos educacionais parece replicar aquele que se observa para a desigualdade de renda como um todo (que é retratado nas Tabelas 1 e 2): no caso argentino, os dois subperíodos em que a desigualdade de renda cresceu de forma significativa foram exatamente as épocas em que os retornos à educação se expandiram substancialmente; no caso brasileiro, as variações cíclicas observadas para a desigualdade são igualmente identificadas nos retornos à educação.

4.2 - Explicação para os distintos padrões dos retornos à educação

Os dados sobre o Brasil vistos até aqui tornam clara a existência de uma relação entre o comportamento dos retornos à educação e da desigualdade de rendimentos. A meta nesta seção é averiguar a extensão em que a mudança nestes diferenciais e, portanto, na desigualdade pode ser relacionada ao ciclo econômico.

Uma hipótese plausível a este respeito relaciona-se aos efeitos das flutuações de curto prazo no nível da atividade econômica na operação do mercado de trabalho. A literatura a respeito do *labor hoarding*²⁷ sugere que os diferenciais de salário entre a mão-de-obra qualificada e a não-qualificada tendem a crescer durante os períodos de desaquecimento da atividade econômica e a estreitar-se nos períodos de retomada. Desta forma, a distribuição de rendimentos para a força de trabalho exibiria um comportamento cíclico, melhorando nos períodos de excesso de demanda e piorando em épocas de excesso de oferta.

Quando o trabalho é tratado como um fator que possui custos que não são perfeitamente variáveis (ou seja, parte de seus custos são fixos em função de despesas com treinamento e seleção), a quantidade de trabalho utilizada não mais é determinada exclusivamente com base na relação corrente entre salário e produto marginal, mas depende também das expectativas sobre a sua evolução. No curto prazo, os gastos com seleção e treinamento são encarados como custos afundados (*sunk costs*) e, conseqüentemente, tanto o salário quanto a quantidade demandada de trabalho tendem a apresentar menores variações cíclicas para as categorias de mão-de-obra com menor grau de rigidez nos custos (isto é, aquelas onde a parcela

26 Quando a hipótese nula estabelecendo a igualdade dos retornos à educação em cada ano-base (entra equação) foi testada para o grupo com nível universitário e secundário, os *p-values* foram inferiores a 0,1%, enquanto para o grupo com nível ginásial foi obtido o valor de 0,5%. No caso dos analfabetos o *p-value* atingiu 24% (o que implica a sua rejeição aos níveis de significância normalmente considerados).

27 Ver, a respeito, Oi (1962), Okun (1981), Coleman (1984) e Fay e Medoff (1985), entre outros.

de custos fixos é maior). Os trabalhadores mais qualificados são aqueles para os quais estas despesas tendem a ser maiores. Portanto, uma das predições mais importantes deste corpo teórico é que a distribuição de salários tende a ostentar um comportamento cíclico, com os diferenciais encolhendo durante os períodos de expansão do ciclo e aumentando durante a fase contracionista.

No caso do Brasil, um longo período de crescimento sustentado foi seguido pela contração da atividade econômica do começo dos anos 80. Inicialmente, as expectativas eram no sentido de que a economia estava passando por uma breve fase de ajustamento, após a qual o ritmo de crescimento econômico seria retomado. Nestes termos, de forma consistente com as predições da teoria do *labor hoarding*, a mão-de-obra menos qualificada (trabalhadores com menor nível educacional) foi quem experimentou os maiores efeitos do ajustamento no que diz respeito a nível de emprego e salários, resultando em maiores diferenciais de salários e maior desigualdade.

Em contraste com o Brasil, a Argentina experimentou seguidos declínios na atividade econômica durante o período analisado. O desaquecimento econômico acarretado pela crise do endividamento externo e a recessão internacional do início da década anterior ocorreram em meio a um processo de estagnação da economia (ao contrário do caso brasileiro, onde havia franco crescimento). Nestas circunstâncias, não se torna plausível imaginar a idéia do *labor hoarding* como uma estratégia interessante para as firmas responderem à redução do produto.²⁸

Em um quadro de estagnação e declínio, fatores de natureza institucional tendem a desempenhar um papel mais importante e a influenciar mais os diferenciais de renda do que em um contexto de crescimento econômico. Na presença de mudanças na demanda agregada que não são interpretadas como transitórias, em conjunção com incerteza acerca do comportamento futuro da inflação, as firmas terminam por tomar a política oficial de salários como o principal, e provavelmente o melhor, indicador da evolução dos custos do trabalho. Deste modo, políticas de contenção salarial, exemplificadas pela redução do valor real dos "salários básicos", eram geralmente seguidas pelos empregadores privados, notadamente no caso dos trabalhadores operários.

A ausência de um dinamismo da economia, como aquele observado no Brasil nos anos 70, contribuiu para aumentar a falta de competição no mercado de trabalho argentino. O Estado argentino converteu-se no principal ator do conflito distributivo na medida em que a política salarial adotada tornou-se um referencial e fator importante nas mudanças na distribuição pessoal da renda.

²⁸ O mesmo tipo de consideração aplica-se ao Brasil do meio da década de 80 em diante, na medida em que o arrefecimento da atividade econômica deixa de ser percebido como algo passageiro. Ver Ramos e Trindade (1991) para algumas evidências empíricas sobre este ponto.

4.3 - Teste de hipóteses alternativas

De forma a avaliar a procedência das hipóteses discutidas acima, lançaremos mão do teste não-paramétrico conhecido como "teste do sinal".²⁹ A existência de uma relação (anti)cíclica entre os diferenciais de renda e o desempenho de curto prazo da economia é averiguada através de um teste que tem por hipótese nula a independência entre as variações destes diferenciais e o estágio do ciclo econômico, contra a hipótese alternativa de que há uma relação definida entre eles (e, analogamente, para o caso da política de salários).

Nas Tabelas 10 e 11 procede-se à avaliação de um eventual comportamento anticíclico dos diferenciais: no caso do Brasil, foi utilizada uma estimativa da renda potencial e, no da Argentina, como não havia informação similar, foi utilizada a taxa de desemprego, que, embora não seja um indicador perfeito do ciclo, certamente está bastante correlacionada com ele.

A tese de que os diferenciais se comportam de forma anticíclica parece adequada para o Brasil, de acordo com os resultados do teste do sinal. Para os indivíduos com

TABELA 10

Argentina: comportamento cíclico - 1975/88

| Ano | Primário | Secundário | Superior | Desemprego |
|------|----------|------------|----------|------------|
| 1975 | - | - | - | + |
| 1976 | - | - | + | - |
| 1977 | + | + | + | + |
| 1978 | + | + | + | + |
| 1979 | - | + | - | + |
| 1980 | - | - | - | + |
| 1981 | + | + | + | - |
| 1982 | - | - | - | + |
| 1983 | + | - | + | + |
| 1985 | - | + | + | - |
| 1987 | + | + | + | - |
| 1988 | - | + | + | - |

FONTE: Indec, diversos anos.

²⁹ Estes testes examinam a relação entre a direção das mudanças (isto é, o "sinal") dos diferenciais de renda, ao invés de suas magnitudes, e o sinal da medida do estágio do ciclo econômico e a direção das mudanças no salário mínimo.

TABELA 11

Brasil: comportamento cíclico – 1977/85

| Ano | Sem instrução | Primário | Secundário | Superior | Ciclo |
|------|---------------|----------|------------|----------|-------|
| 1977 | + | + | - | - | + |
| 1978 | - | - | + | - | + |
| 1979 | - | - | - | - | + |
| 1981 | + | - | - | - | + |
| 1982 | - | + | + | + | - |
| 1983 | - | + | + | - | - |
| 1984 | - | + | + | + | - |
| 1985 | - | - | + | + | - |

OBS.: Ciclo (+) significa que o PIB está abaixo do seu nível potencial [ver Ramos (1990)].

instrução secundária e universitária o sinal da componente cíclica do produto foi diferente do sinal da variação no diferencial em sete dos oito anos examinados, o que implica um *p-value* igual a 0,035 para o teste (isto fornece respaldo à hipótese que estabelece um padrão anticíclico para os diferenciais, em detrimento da hipótese de independência). A hipótese nula não pode ser rejeitada para os indivíduos com educação ginásial (*p-value* igual a 0,145), nem para aqueles sem instrução (0,965).³⁰

A hipótese de oscilações anticíclicas para os diferenciais de rendimento não se revela sustentável para a experiência argentina. Os *p-values* correspondentes à hipótese nula de independência entre ciclo e retornos à educação foram de 0,073 para os trabalhadores com educação universitária, 0,194 para aqueles com secundário completo e 0,613 para os que têm educação primária, o que não possibilita a sua rejeição.

As Tabelas 12 e 13 avaliam a presença de respaldo estatístico em favor de uma relação negativa entre as mudanças nos diferenciais de renda e a política oficial de salários. No caso da Argentina, a evidência empírica permite rejeitar categoricamente a hipótese nula de independência em favor da existência desta relação. Para os trabalhadores com educação secundária ou universitária, o sinal da alteração do salário básico foi diferente daquele associado aos diferenciais 10 e 11 em um total de 12 possíveis vezes, respectivamente: os *p-values* são, nestes casos, iguais a 0,003 e 0,019. O mesmo não ocorre, todavia, para o grupo dos trabalhadores com educação primária: o *p-value* associado ao teste de hipóteses neste caso sobe para 0,194. Tal conclusão não deve causar surpresa, haja vista que as mudanças nos

³⁰ Vale frisar que isto não é de estranhar, haja vista que a *proxy* educação-qualificação é tanto melhor quanto maiores forem as diferenças na escolaridade, deixando a desejar quando se comparam categorias adjacentes.

TABELA 12

Argentina: salário mínimo e retornos à educação – 1975/88

| Ano | Primário | Secundário | Superior | Salário |
|------|----------|------------|----------|---------|
| 1975 | - | - | - | + |
| 1976 | - | - | + | - |
| 1977 | + | + | + | - |
| 1978 | + | + | + | - |
| 1979 | - | + | - | + |
| 1980 | - | - | - | + |
| 1981 | + | + | + | - |
| 1982 | - | - | - | + |
| 1983 | + | - | + | + |
| 1985 | - | + | + | - |
| 1987 | + | + | + | - |
| 1988 | - | + | + | - |

FONTE: Indec, diversos anos.

OBS.: Salário: (+) significa um aumento no valor real dos "Salários básicos de convênio" (média).

TABELA 13

Brasil: salário mínimo e retornos à educação – 1977/85

| Ano | Sem instrução | Primário | Secundário | Superior | Salário |
|------|---------------|----------|------------|----------|---------|
| 1977 | + | + | - | - | + |
| 1978 | - | - | + | - | + |
| 1979 | - | - | - | - | - |
| 1981 | + | - | - | - | + |
| 1982 | - | + | + | + | + |
| 1983 | - | + | + | - | - |
| 1984 | - | + | + | + | - |
| 1985 | - | - | + | + | + |

FONTE: Elaborada a partir de Ramos (1990).

OBS.: Salário: (+) significa um aumento no salário mínimo.

diferenciais de rendimento associados a este grupo não se revelaram significativas.³¹

A mesma hipótese foi testada para o Brasil, e a hipótese nula de que não há relação entre o salário mínimo e os retornos à educação não pode ser rejeitada aos níveis de significância usuais: os *p-values* obtidos foram 0,637 para os indivíduos com instrução secundária e universitária, 0,363 para aqueles com educação ginásial e 0,856 para os sem instrução.

A evidência levantada nesta seção confirma o resultado anterior de que os retornos à educação comportaram-se de modo diferente nos dois países. Os diferenciais de renda associados à educação moveram-se de forma anticíclica no Brasil, sem que o mesmo tenha ocorrido na Argentina. Por outro lado, os dados sugerem que a política oficial de salários teve grande influência sobre os diferenciais na Argentina, enquanto no Brasil não se observa padrão similar.

5 - Conclusões

Este trabalho analisou as mudanças ocorridas na distribuição pessoal da renda no Brasil e na Argentina desde meados da década de 70. O desempenho econômico dos dois países durante o período de tempo examinado foi de natureza bastante diversa. No início dos anos 80, quando a crise de endividamento externo foi definitivamente deflagrada, a Argentina já vinha experimentando por algum tempo um processo de estagnação da sua economia, ao passo que o Brasil era o país que sustentava as maiores taxas de crescimento da América Latina, no bojo de um processo de desenvolvimento econômico que vinha se sustentando por mais de uma década.

Os resultados mostram que as alterações na distribuição, no caso brasileiro, particularmente no que tange à redução nos retornos à educação até 1981 e sua posterior elevação, estiveram fortemente associadas com as flutuações no nível da atividade econômica. Deste modo, a desigualdade de renda caiu durante o final do período de crescimento, voltando a crescer em função da desaceleração da economia de 1981 em diante.

No caso argentino, as estatísticas mostram que a década de 80 foi marcada pela continuidade da deterioração distributiva que havia se iniciado nos anos 70, anteriormente à crise de endividamento externo. A interpretação aqui oferecida para o aumento da desigualdade na Argentina está centrada no papel desempenhado pela política oficial de salários, que foi responsável pela contração dos salários básicos no contexto de um processo de declínio econômico.

³¹ Ver a nota 12.

A evidência descortinada respalda a afirmação de que, no caso brasileiro, os choques macroeconômicos do início da década anterior, em conjunto com as políticas por eles induzidas, foram um fator fundamental para explicar a reversão no panorama distributivo do país, que vinha apresentando progressos desde a segunda metade dos anos 70. A deterioração da desigualdade na Argentina, por seu turno, antecede a crise de 1980, embora esta provavelmente tenha contribuído para agravar os problemas do país nesta área.

Por fim, este tipo de análise comparativa destaca a importância de estudos que examinem em detalhes o vínculo entre o declínio econômico e a elevação da desigualdade de renda na década de 80 em outros países da América Latina, de modo a permitir a obtenção de mais informação sobre o papel desempenhado pelas forças de mercado e pelas variáveis de política na explicação do agravamento da questão distributiva nestes países naquele período.

Apêndices

A.1 - Base de dados e estatísticas gerais

A “Encuesta Permanente de Hogares” é coletada duas vezes por ano³² na região metropolitana de Buenos Aires — que possui aproximadamente metade da população urbana do país — pelo Instituto Nacional de Estadística y Censos (Indec).

As pesquisas domiciliares brasileiras aqui utilizadas, denominadas Pesquisas Nacionais por Amostra de Domicílios (PNAD), têm sido coletadas anualmente desde o final dos anos 60, com exceção dos anos censitários. Ao longo deste período, a pesquisa experimentou várias transformações, tanto no que diz respeito à cobertura quanto ao conteúdo, mas vem mantendo seu formato atual desde 1976. Algum trabalho de compatibilização é, por vezes, necessário, mas por certo a qualidade e riqueza da informação por ela fornecida possibilita uma análise consistente da evolução da distribuição de renda desde então.

Para fins da análise de decomposição, os indivíduos da amostra foram, no caso argentino, agrupados de acordo com três características: grau de escolaridade, setor de atividade e posição na ocupação. Quatro foram os níveis de escolaridade considerados para os trabalhadores: 1) os sem instrução primária completa (o que equivale a sete anos completos de estudo); 2) os que completaram o primário mas não o secundário; 3) os que completavam o secundário mas não a universidade; e

³² Todas as informações apresentadas e analisadas neste trabalho dizem respeito às pesquisas conduzidas no mês de outubro. Vale citar também que as informações relativas à renda não estão disponíveis para os anos de 1984 e 1986.

TABELA A.1

Brasil: estatísticas básicas por variável

| VAR | CAT | 1977 | | | 1981 | | | 1985 | | |
|------|-----|----------|---------|------|----------|---------|------|----------|---------|------|
| | | α | β | T | α | β | T | α | β | T |
| EDUC | 1 | 0,414 | 0,132 | 0,35 | 0,431 | 0,120 | 0,30 | 0,386 | 0,109 | 0,30 |
| | 2 | 0,711 | 0,455 | 0,35 | 0,685 | 0,423 | 0,31 | 0,655 | 0,372 | 0,40 |
| | 3 | 0,908 | 0,229 | 0,44 | 0,860 | 0,232 | 0,36 | 0,795 | 0,258 | 0,43 |
| | 4 | 1,478 | 0,108 | 0,48 | 1,334 | 0,138 | 0,39 | 1,273 | 0,163 | 0,42 |
| | 5 | 3,356 | 0,076 | 0,35 | 3,153 | 0,087 | 0,29 | 3,084 | 0,098 | 0,33 |
| AGE | 1 | 0,505 | 0,248 | 0,31 | 0,517 | 0,236 | 0,28 | 0,478 | 0,229 | 0,32 |
| | 2 | 1,062 | 0,307 | 0,52 | 1,054 | 0,318 | 0,40 | 1,013 | 0,327 | 0,45 |
| | 3 | 1,213 | 0,223 | 0,55 | 1,254 | 0,225 | 0,50 | 1,334 | 0,230 | 0,57 |
| | 4 | 1,304 | 0,153 | 0,69 | 1,248 | 0,149 | 0,58 | 1,245 | 0,143 | 0,64 |
| | 5 | 1,145 | 0,068 | 0,79 | 1,035 | 0,072 | 0,68 | 1,051 | 0,071 | 0,77 |
| POS | 1 | 0,864 | 0,754 | 0,53 | 0,938 | 0,737 | 0,49 | 0,896 | 0,743 | 0,54 |
| | 2 | 1,039 | 0,197 | 0,54 | 0,845 | 0,210 | 0,42 | 0,913 | 0,204 | 0,52 |
| | 3 | 2,958 | 0,048 | 0,56 | 2,454 | 0,054 | 0,41 | 2,778 | 0,053 | 0,45 |
| SET | 1 | 1,114 | 0,142 | 0,49 | 1,281 | 0,136 | 0,40 | 1,190 | 0,132 | 0,50 |
| | 2 | 0,809 | 0,093 | 0,56 | 0,828 | 0,093 | 0,46 | 0,786 | 0,092 | 0,51 |
| | 3 | 0,665 | 0,146 | 0,46 | 0,613 | 0,147 | 0,40 | 0,552 | 0,122 | 0,49 |
| | 4 | 1,045 | 0,137 | 0,56 | 0,905 | 0,141 | 0,45 | 0,971 | 0,168 | 0,60 |
| | 5 | 1,894 | 0,028 | 0,45 | 2,017 | 0,030 | 0,40 | 1,885 | 0,037 | 0,42 |
| | 6 | 0,957 | 0,079 | 0,47 | 0,984 | 0,080 | 0,38 | 1,021 | 0,075 | 0,39 |
| | 7 | 1,125 | 0,158 | 0,56 | 1,119 | 0,179 | 0,56 | 1,060 | 0,193 | 0,63 |
| | 8 | 1,275 | 0,110 | 0,59 | 1,176 | 0,110 | 0,48 | 1,247 | 0,116 | 0,55 |
| | 9 | 0,738 | 0,108 | 1,14 | 0,732 | 0,082 | 0,78 | 0,761 | 0,086 | 0,83 |

FONTE: Ramos (1990).

4) aqueles com o nível universitário completo. As três posições na ocupação são: 1) empregados, 2) empregadores e 3) conta própria. Os setores de atividade considerados foram sete: 1) indústria leve, 2) pesada, 3) construção civil, 4) comércio, 5) transportes, 6) crédito e 7) serviços sociais e pessoais. Além disso, para a estimação dos diferenciais de rendimento foram utilizadas três variáveis adicionais: idade (menos de 24, entre 25 e 34, de 35 a 44, de 45 a 54 e entre 55 e 65 anos de idade), gênero e horas trabalhadas por semana.

TABELA A.2

Argentina: estatísticas básicas por variável

| | | 1974 | | | 1980 | | | 1985 | | | 1988 | | |
|------|---|----------|---------|-------|----------|---------|-------|----------|---------|-------|----------|---------|-------|
| | | α | β | T |
| EDUC | 1 | 0,729 | 0,253 | 0,157 | 0,676 | 0,194 | 0,187 | 0,630 | 0,157 | 0,182 | 0,545 | 0,127 | 0,190 |
| | 2 | 0,947 | 0,514 | 0,177 | 0,851 | 0,524 | 0,215 | 0,830 | 0,521 | 0,198 | 0,759 | 0,518 | 0,260 |
| | 3 | 1,226 | 0,184 | 0,147 | 1,288 | 0,209 | 0,239 | 1,240 | 0,231 | 0,256 | 1,254 | 0,249 | 0,299 |
| | 4 | 2,108 | 0,049 | 0,340 | 2,193 | 0,069 | 0,231 | 1,997 | 0,091 | 0,397 | 2,122 | 0,106 | 0,348 |
| POS | 1 | 1,831 | 0,048 | 0,224 | 2,061 | 0,049 | 0,215 | 2,249 | 0,037 | 0,210 | 2,249 | 0,043 | 0,320 |
| | 2 | 0,980 | 0,182 | 0,219 | 1,072 | 0,217 | 0,267 | 1,037 | 0,234 | 0,315 | 0,962 | 0,215 | 0,377 |
| | 3 | 0,952 | 0,770 | 0,202 | 0,909 | 0,730 | 0,261 | 0,924 | 0,729 | 0,287 | 0,939 | 0,743 | 0,348 |
| SET | 1 | 0,873 | 0,151 | 0,230 | 0,851 | 0,112 | 0,309 | 0,825 | 0,116 | 0,251 | 0,771 | 0,107 | 0,377 |
| | 2 | 1,101 | 0,247 | 0,156 | 1,045 | 0,210 | 0,262 | 1,062 | 0,153 | 0,279 | 1,131 | 0,167 | 0,374 |
| | 3 | 0,983 | 0,068 | 0,128 | 0,968 | 0,095 | 0,210 | 0,794 | 0,069 | 0,201 | 0,744 | 0,068 | 0,230 |
| | 4 | 1,370 | 0,062 | 0,242 | 1,592 | 0,070 | 0,273 | 1,600 | 0,086 | 0,288 | 1,592 | 0,081 | 0,359 |
| | 5 | 1,180 | 0,121 | 0,331 | 1,087 | 0,148 | 0,281 | 1,069 | 0,170 | 0,394 | 1,198 | 0,182 | 0,367 |
| | 6 | 0,615 | 0,116 | 0,266 | 0,645 | 0,121 | 0,258 | 0,690 | 0,151 | 0,313 | 0,569 | 0,146 | 0,308 |
| | 7 | 0,981 | 0,236 | 0,153 | 1,002 | 0,241 | 0,245 | 1,032 | 0,255 | 0,272 | 0,995 | 0,248 | 0,223 |

No caso do Brasil, os indivíduos foram classificados, tanto para o exercício de decomposição quanto para fins de análise de regressão, de acordo com educação, idade, posição na ocupação, setor de atividade e região de residência. A classificação segundo escolaridade envolveu cinco categorias: 1) sem instrução (menos de um ano completo de estudo), 2) instrução primária (um a quatro anos de estudo), 3) instrução ginásial (cinco a oito), 4) instrução secundária (nove a 11) e 5) instrução superior (12 ou mais anos completos de estudo). Quanto à variável idade, foram considerados cinco grupos etários: 1) 18 a 24 anos, 2) 25 a 34, 3) 35 a 44, 4) 45 a 54 e 5) 55 a 65 anos de idade. Os indivíduos da amostra foram agrupados em nove setores de atividade: 1) indústria leve, 2) indústria pesada, 3) construção civil, 4) comércio, 5) crédito, 6) transportes, 7) serviços, 8) administração pública e 9) agricultura. Por fim, a força de trabalho foi desagregada em cinco regiões geográficas: 1) Sul, 2) Sudeste, 3) Norte, 4) Nordeste e 5) Norte e Centro-Oeste.

A.2 - Decomposição das variações no índice T de Theil

O índice T de Theil pode ser escrito da seguinte maneira:

$$T = (1/N) \sum_{i=1}^N (Y_i/Y) \log (Y_i/Y) \quad (1)$$

onde Y_i é a renda do i -ésimo indivíduo, \bar{Y} é a renda média e N é o tamanho da população.

Considerando G grupos com n_g elementos cada, que constituem uma partição da população, podemos então escrever T como:

$$T = \sum_{g=1}^G (n_g/N) \sum_{i=1}^{n_g} (Y_{ig}/Y) \log (Y_{ig}/Y) \quad (2)$$

onde Y_{ig} é a renda do i -ésimo indivíduo do g -ésimo grupo.

Através da definição $\beta_g = n_g/N$ e $Z_g = \bar{Y}_g/K$, onde \bar{Y}_g é a renda média do g -ésimo grupo e K é uma renda de referência qualquer (a renda média de um grupo específico, por exemplo), torna-se possível mostrar que, após alguma manipulação, podemos expressar T como:

$$T = (1/k) \sum_{g=1}^G \beta_g Z_g \log Z_g - \log k + (1/k) \sum_{g=1}^G \beta_g Z_g T_g \quad (3)$$

onde $k = \sum_{g=1}^G \beta_g Z_g$ e T_g é o índice T de Theil para o g -ésimo grupo isoladamente, ou seja, é o T de Theil calculado apenas para o conjunto de membros daquele grupo. Os dois primeiros termos do lado direito correspondem à desigualdade entre grupos, enquanto o último refere-se à desigualdade intragrupos.

Se escolhermos a renda média da população como a renda de referência, isto é, se construirmos $Z_g = \alpha_g = \bar{Y}_g/\bar{Y}$, então a expressão (3) reduz-se a:

$$T = \sum_{g=1}^G \alpha_g \beta_g \log \alpha_g + \sum_{g=1}^G \alpha_g \beta_g T_g \quad (4)$$

O primeiro termo — a média ponderada dos logaritmos da razão entre as rendas médias de cada grupo e da população — é a desigualdade entre grupos nesta formulação, e o segundo — a média ponderada das desigualdades internas — é a desigualdade intragrupos. Em ambos os casos os pesos são as porções da renda total em poder de cada grupo, uma vez que $\alpha_g \beta_g = n_g \bar{Y}_g / Y$, onde Y é a renda total.³³

De volta à expressão (3), podemos diferenciá-la de forma a obter:

$$dT = (\partial T / \partial \beta_g) d\beta_g + (\partial T / \partial Z_g) dZ_g + (\partial T / \partial T_g) dT_g \quad (5)$$

onde o primeiro termo à direita é o efeito composição ou alocação (ou seja, o termo que corresponde às mudanças em T causadas apenas pela realocação da população entre os grupos), o segundo termo é o efeito renda (mudanças em T induzidas apenas pelas alterações nas rendas médias de cada grupo) e o último é o efeito interno (causado apenas por variações nas dispersões no interior dos grupos). Mais especificamente:

$$\begin{aligned} \frac{\partial T}{\partial \beta_g} &= \frac{1}{k} (Z_g \log Z_g + Z_g T_g) - \frac{Z_g}{k^2} \left(\sum \beta_g Z_g \log Z_g + \sum \beta_g Z_g T_g \right) - \frac{Z_g}{k} = \\ &= \frac{1}{k} (Z_g \log Z_g + Z_g T_g) - \frac{Z_g}{k} \left(\frac{1}{k} \sum \beta_g Z_g \log Z_g + \frac{1}{k} \sum \beta_g Z_g T_g + 1 \right) = \\ &= \frac{1}{k} (Z_g \log Z_g + Z_g T_g) - \frac{Z_g}{k^2} (T + \log k + 1) \\ \therefore \frac{\partial T}{\partial \beta_g} &= \frac{Z_g}{k} (\log (Z_g / k) + T_g - T - 1) \end{aligned} \quad (6)$$

De maneira análoga:

$$\begin{aligned} \frac{\partial T}{\partial Z_g} &= \frac{1}{k} [\beta_g (1 + \log Z_g) + \beta_g T_g] - \frac{\beta_g}{k^2} \left(\sum \beta_g Z_g \log Z_g + \sum \beta_g Z_g T_g \right) - \\ &- \frac{\beta_g}{k} = \frac{1}{k} [\beta_g (1 + \log Z_g) + \beta_g T_g - \beta_g (T + \log k + 1)] \end{aligned}$$

33 No caso do L de Theil os pesos são as frações populacionais de cada grupo.

$$\therefore \frac{\partial T}{\partial Z_g} = \frac{\beta_g}{k} [\log(Z_g/k) + T_g - T] \quad (7)$$

e

$$\frac{\partial T}{\partial T_g} = \frac{1}{k} \beta_g Z_g \quad (8)$$

Substituindo (6), (7) e (8) em (5), obtém-se uma expressão para o incremento no índice T de Theil gerado por mudanças marginais na alocação da população ao longo dos grupos, nas rendas médias relativas destes e nas respectivas dispersões internas:

$$\begin{aligned} dT &= \sum \frac{Z_g}{k} [\log(Z_g/k) + T_g - T - 1] d\beta_g + && \text{(efeito alocação)} \\ &+ \sum \frac{\beta_g}{k} [\log(Z_g/k) + T_g - T] dZ_g + && \text{(efeito renda)} \\ &+ \sum \frac{1}{k} \beta_g Z_g dT_g && \text{(efeito interno)} \end{aligned}$$

Se as rendas relativas de cada grupo são expressas em termos da razão entre as respectivas rendas médias absolutas e a renda média da população, então o T de Theil pode ser escrito como:³⁴

$$\begin{aligned} dT &= \sum \alpha_g (\log \alpha_g + T_g - T - 1) d\beta_g + && \text{(efeito alocação)} \\ &+ \sum \beta_g (\log \alpha_g + T_g - T) d\alpha_g + && \text{(efeito renda)} \\ &+ \sum \beta_g \alpha_g dT_g && \text{(efeito interno)} \end{aligned}$$

É claro, isto é apenas uma aproximação e, portanto, sua precisão depende bastante da magnitude das variações nas frações populacionais, nas rendas médias

³⁴ A decomposição análoga para o caso do L de Theil é dada por: $dL = \sum \{(\alpha_g - \log \alpha_g) d\beta_g + (\beta_g/\alpha_g)(\alpha_g - 1) d\alpha_g + \beta_g dL_g\}$, onde L_g é o L de Theil no interior do g -ésimo grupo.

relativas e nas desigualdades internas. O teorema do valor médio assegura que a relação acima é exata para algum ponto entre os extremos, mas não há regras acerca de como determiná-los. No contexto deste trabalho optamos pela solução *ad hoc* de avaliá-la sempre nos respectivos pontos médios.³⁵

Abstract

The decade of the 1980's for the Latin American countries has been one of unprecedented decline even in comparison with the 1930's. Not surprisingly, the consequence has been a concentration upon macroeconomic issues at the expense of others. But the high degree of inequality found in Latin America should remain a matter of serious concern, the more so since the supposed negative relationship between macroeconomic performance and the income distribution undergirds much of the opposition to orthodox stabilization policy. In this essay we examine the comparative response of the size distributions in Argentina and Brazil to economic deterioration in the beginning of the 1980's. Such a methodology takes advantage of the available annual income distribution data, and also allows comparison of the responses in an economy whose performance was already stagnating, Argentina, with one whose growth rate had been the highest and steadiest in the region, Brazil. This distinction turns out to be a central part of the explanation we offer to the rather different results that emerge in each of the countries. We have found evidence to support the assertion that, in the Brazilian case, the macroeconomic shocks of the early 1980's and the policies they induced, were an important factor explaining the reversal of the improvements in the size distribution of income that took place in the second half of the 1970's. The deterioration in the Argentine size distribution precedes the macroeconomic crisis of the 1980's, although the latter probably deepened the original trend in income inequality.

Bibliografia

BARROS, R., RAMOS, L. *Medidas de desigualdade*. Rio de Janeiro: 3ª Escola de Séries Temporais e Econometria, 1989.

———. *A note on the temporal evolution of the relationship between wages and education among Brazilian prime-age males: 1976-1989*. Rio de Janeiro: IPEA, 1992 (Texto para Discussão, 279).

BARROS, R., REIS, J. G. A. *Desigualdade salarial e distribuição de educação: a evolução das diferenças regionais no Brasil. Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, v. 20, n. 3, dez. 1990.

³⁵ A precisão da aproximação foi sempre melhor que 1% em todos os casos em que ela foi utilizada ao longo do trabalho.

- . 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, 1991.
- BLACKBURN, M. L. Interpreting the magnitude of changes in measures of income inequality. *Journal of Econometrics*, v. 42, p. 21-25, 1989.
- BONELLI, R., RAMOS, L. Distribuição de renda no Brasil: avaliação das tendências de longo prazo e mudanças na desigualdade desde meados dos anos 70. *Revista de Economia Política*, v. 13, n. 2, 1993.
- BONELLI, R., SEDLACEK, G. L. A evolução da distribuição de renda entre 1983 e 1988. In: CAMARGO, J. M., GIAMBIAGI, F. (eds.). *Distribuição de renda no Brasil*. São Paulo: Paz e Terra, 1991.
- CEPAL. *La pobreza en América Latina: dimensiones y políticas*. 1985 (Estudios e Informes de la Cepal, 54).
- . *La distribución personal del ingreso en el Gran Buenos Aires en el periodo 1974-1983*. Buenos Aires: Cepal, 1986.
- . *Statistical yearbook for Latin America and the Caribbean*. Santiago de Chile: United Nations, 1989.
- COLEMAN, T. *Cyclical variations in individual wages and employment*. University of Chicago, 1984, mimeo.
- FAY, J. A., MEDOFF, J. L. Labor and output over the business cycle. *American Economic Review*, v. 75, p. 638-655, 1985.
- FISZBEIN, A. *Essays on labor markets and income inequality in less developed countries*. University of California, Berkeley, 1991 (Ph.D. Dissertation).
- FOX, L., MORLEY, S. *Who paid the bill? Adjustment and poverty in Brazil, 1980-1995*. 1990, mimeo.
- KNIGHT, J. B.; SABOT, R. H. Educational expansion and the Kuznetz effect. *American Economic Review*, v. 73, n. 5, p. 1.132-1.136, Dec. 1983.
- OI, W. Labor as a quasi-fixed factor. *Journal of Political Economy*, v. 70, p. 538-555, 1962.
- OKUN, A. M. *Prices and quantities: a macroeconomic analysis*. Washington, D. C.: The Brookings Institution, 1981.
- ORSATTI, A. La nueva distribución funcional del ingreso en la Argentina. *Desarrollo Económico*, v. 23, n. 91, p. 315-337, 1983.

1

RAMOS, L. *The distribution of earnings in Brazil: 1976-1985*. University of California, Berkeley, 1990 (Ph.D. Dissertation).

RAMOS, L., TRINDADE, C. Educação e desigualdade de salários no Brasil: 1977-1989. *Perspectivas da Economia Brasileira - 1992*. Rio de Janeiro: IPEA, 1991.

SHORROCKS, A. F. The class of additively decomposable inequality measures. *Econometrica*, v. 48, 1980.

SHORROCKS, A. F., FOSTER, J. E. Transfer sensitive inequality measures. *Review of Economic Studies*, v. 5, p. 105-138, 1985.

THEIL, H. *Economics and information theory*. Amsterdam: North-Holland, 1967.

(Originais recebidos em abril de 1993. Revistos em maio de 1993).