

Distribuição de renda e mobilidade social: a experiência brasileira*

Virgílio H. S. Gibbon**

O presente trabalho tem por objetivo preencher a lacuna existente nos estudos já realizados sobre distribuição de renda no Brasil, por meio do desenvolvimento de metodologia e estimação empírica de matrizes de probabilidade de transição e de procedência. Os dados utilizados para este fim são os do imposto de renda da pessoa física para os anos de 1970 e 1975.

Estas matrizes, bem como suas estatísticas sintéticas, constituem um instrumental mais adequado à análise de fenômenos dinâmicos, pois permitem medir com precisão o grau de mobilidade dos indivíduos entre as diversas classes, fator certamente determinante da distribuição futura da renda.

1. Introdução; 2. Distribuição de renda em 1970-1975; 3. A mobilidade social; 4. Mobilidade entre classes de renda: a matriz de probabilidade de transição expandida; 5. Mobilidade entre classes de renda: a matriz de procedência expandida; 6. Comentários finais.

1. Introdução

A economia brasileira, na segunda metade da década de 60, passou a apresentar elevadas taxas de crescimento do produto e, a partir desse período, aumentou

* O presente trabalho é um resumo da tese de doutorado do autor, com o mesmo título.

** Mestre e doutor em economia pela Escola de Pós-Graduação em Economia (EPGE) da Fundação Getúlio Vargas.

também o interesse sobre estudos de distribuição de renda com a finalidade de averiguar-se em que medida o desenvolvimento econômico estaria promovendo, simultaneamente, o desenvolvimento social.

Os trabalhos desenvolvidos, contudo, sempre se ressentiram da indisponibilidade de informações que permitissem analisar o fenômeno da distribuição da renda, do ponto de vista dinâmico.

De fato, a metodologia tradicional, com suas medidas estáticas de desigualdade, ao se basear em dados do tipo *cross section*, possibilita apenas a análise comparativa de dois pontos distanciados no tempo, sem que se observem, por exemplo, os processos de ajustamento envolvidos.

Trabalhos como os de Langoni (1973), Morley (1975), Castello Branco (1977) e Gary Filds (1977) chamaram a atenção para a necessidade de se analisar os aspectos dinâmicos escondidos por trás das medidas estáticas de desigualdade, uma vez que uma das mais importantes consequências do desenvolvimento econômico — a mobilidade social — não pode ser mensurada utilizando-se apenas a metodologia convencional.

O objetivo do presente trabalho é, exatamente, o de preencher esta lacuna dos estudos de distribuição de renda no Brasil.

Para tanto foram utilizados dados do imposto de renda de pessoas físicas, que permitiram, pelo número do CPF, a seleção de amostras ao longo do tempo contendo os mesmos indivíduos.¹ Assim, além do estudo da distribuição de renda, tornou-se possível também construir matrizes de mobilidade que dão uma idéia mais precisa dos deslocamentos individuais através das classes de renda, bem como distinguir o fenômeno de mobilidade do de absorção dos novos contingentes de mão-de-obra no mercado de trabalho.

Neste estudo, analisamos, no item 2, a distribuição de renda em 1970 e 1975 para duas amostras distintas. Uma, contendo todos os indivíduos com rendimentos acima do nível de isenção em 1970 e 1975, e outra em que são considerados apenas os mesmos indivíduos. No item 3, desenvolvemos um estudo de mobilidade entre classes de renda mediante a construção de matrizes de probabilidade de transição e matrizes de procedência, para o Brasil como um todo, bem como uma análise desagregada a nível regional.

Como veremos mais adiante, a construção da matriz de probabilidade de transição a partir de dados do imposto de renda traz embutido um viés no sentido de superestimar a mobilidade positiva nas classes mais baixas. No item 4, desenvolvemos uma metodologia que nos permitiu estimar uma matriz de probabilidade de transição expandida que revela a mobilidade negativa dos indivíduos das classes de renda mais baixas.

¹ Evidentemente não foi necessário à metodologia, e nem seria permitido, identificar as pessoas físicas. O número do CPF foi utilizado apenas como elemento-chave na seleção da amostra e na montagem das matrizes, como veremos adiante.

As matrizes de procedência, também em virtude dos dados utilizados, apresentam um viés no sentido de subestimar as probabilidades de procedência inferior. No item 5, desenvolvemos uma metodologia para superar este problema, que, como subproduto, nos possibilitou também separar os fenômenos de mobilidade e de absorção de novos contingentes de mão-de-obra.

No final do trabalho, apresentamos o resumo dos resultados, bem como alguns comentários finais acerca de suas implicações no debate sobre distribuição de renda no Brasil.

2. Distribuição de renda em 1970-1975

2.1 *Descrição dos dados e definição das classes de renda*

Os dados utilizados referem-se ao rendimento bruto anual individual, constante das declarações do imposto de renda de pessoas físicas para os anos de 1970 e 1975.

A primeira preocupação foi, em virtude da mudança nos níveis de isenção, em 1975, definir a amostra para 1970 de forma que o limite inferior da primeira classe naquele ano, inflacionado, correspondesse ao limite inferior da primeira classe de 1975, estipulado pelo nível legal de isenção.² Isso foi feito para evitar comparações de amostras geradas a partir de critérios distintos.

O deflator usado foi o índice de custo de vida do então Estado da Guanabara que, no período 1970-1975, acusou variação de 159,66%. Assim, o limite inferior da primeira classe, para 1970, foi fixado em Cr\$ 10.012,00³ por ano, que, inflacionado, corresponde a Cr\$ 26 mil anuais, valor correspondente ao limite de isenção para 1975.

Como tínhamos por objetivo analisar não apenas a distribuição das rendas em 1970 e 1975, mas também o grau de mobilidade dos indivíduos entre as diversas classes ao longo desse período, as classes de renda, naqueles anos, foram geradas segundo dois conceitos distintos de equivalência: níveis de renda real absoluta e relativa. O primeiro foi obtido a partir da geração de classes de renda para 1975, simplesmente inflacionando os limites das classes de 1970. O segundo, além da taxa de inflação, considerou também o crescimento de renda *per capita* no

² Os limites de isenção do imposto de renda têm evoluído a taxas superiores às do custo de vida. Por esse motivo, em estudos de distribuição de renda que utilizem dados provenientes da declaração de rendimento, é necessário uniformizar os limites inferiores de renda, em termos reais. Sem essa providência, ao definirmos as classes de renda equivalentes nos dois períodos, teríamos distorções significativas nas frequências das classes inferiores, pois estaríamos comparando amostras de abrangência distintas. O limite de isenção em 1970 era de Cr\$ 5.040,00 e, em 1975, de Cr\$ 26 mil. Ou seja, apresentou um crescimento de 415%, contra 159,7% do índice de custo de vida.

³ O limite inferior de nossas classes de renda em 1970 corresponde a 2,07 salários mínimos daquele ano. Em 1975, o limite inferior corresponde a 3,75 salários mínimos.

período (48,178%). Portanto, a diferença entre os limites das classes entre 1970 e 1975, neste conceito de equivalência, é de 284,8%.

A fim de simplificar os procedimentos de computação, usamos um artifício que nos permitiu obter ao mesmo tempo, para 1975, os dois conceitos equivalentes de classe de renda. Consistiu em usar, como fator determinante da amplitude das classes de renda, a taxa de crescimento da renda real *per capita* observada no período 1970-1975.

Os valores assim obtidos geraram as classes de renda apresentadas a seguir e que foram numeradas de 1 a 8 e de 1 a 9, para futura simplificação na apresentação das tabelas.

Quadro 1
Classes de renda
(Cr\$)

Classes de renda	1970		1975	
1	10.012	14.836	26.000	38.523
2	14.836	21.984	38.523	57.083
3	21.984	32.575	57.083	84.584
4	32.575	48.269	84.584	125.335
5	48.269	71.524	125.335	185.719
6	71.524	105.983	185.719	275.195
7	105.983	157.043	275.195	407.777
8	157.043		407.777	604.236*
9			604.236	

Obs.: a) a taxa de crescimento da renda real *per capita* no período foi de 48,17% entre 1970 e 1975; b) a taxa de variação do índice de custo de vida do então Estado da Guanabara foi de 159,66% no mesmo período.

* Esta classe é aberta, dentro do primeiro conceito de equivalência anteriormente descrito.

No presente estudo, utilizamos o universo dos declarantes de imposto de renda acima dos níveis de isenção. Esta amostra, para o ano de 1970, compreendeu 2.139.801 observações e, para o ano de 1975, sua abrangência foi de 2.627.183 indivíduos.

Trabalhamos também com uma amostra que considerava o conjunto interseção dos declarantes em 1970, que declararam rendimentos também em 1975. A abrangência desta amostra foi de 1.467.969 observações em ambos os períodos. A seleção desta segunda amostra se prendeu ao interesse de analisar a distribuição de renda e a mobilidade social de um mesmo grupo de pessoas, ao longo do tempo.

Como já dissemos em trabalhos anteriores, houve evidência de que o maior aumento de desigualdade ocorreu no setor urbano, em decorrência do desenvolvimento desequilibrado do mercado de trabalho.

A escolha de nossa amostra teve por objetivo analisar a distribuição de renda e o grau de mobilidade exatamente neste setor onde se observou o maior aumento de concentração da renda.

2.2 Resultados empíricos

Os resultados das distribuições de renda em 1970 e 1975 estão nas tabelas 1 e 2. Foram obtidos considerando-se todos os indivíduos da amostra em 1970 e em 1975 situados dentro dos limites abrangidos pela definição de classes de renda equivalentes que incorpora a inflação e o crescimento da renda *per capita* no período.

Um primeiro resultado que merece comentário é a notável estabilidade da distribuição, observando-se apenas uma pequena queda nas frequências relativas nas duas primeiras e nas duas últimas classes de renda.

Com efeito, observamos que 40,61% dos indivíduos se encontravam na primeira classe em 1970 e 27,24% na segunda. Esses percentuais, para 1975, reduziram-se para 39,72% e 26,62% respectivamente. Na última classe, a redução foi de 0,38% para 0,35%, e na penúltima de 0,70% para 0,69%. A estabilidade da distribuição pode ainda ser observada por meio das estatísticas agregadas de desigualdade. Com efeito, a variância dos logs foi de 0,576 em 1970 e 0,585 em 1975, ficando portanto praticamente inalterada nos dois períodos.

Estes resultados contrastam com os obtidos em trabalhos anteriores.⁴ Entretanto, como nossa amostra é representativa da cauda de uma distribuição de Pareto, eles requerem interpretação adequada. Assim, a afirmação de que a distribuição da renda permaneceu inalterada deve ser entendida como uma estabilidade da cauda de distribuição.

Tais resultados, entretanto, nos dão pouca informação a respeito da apropriação das rendas pelas diversas camadas da população, uma vez que a uma frequência mais baixa nas classes elevadas pode estar associada uma participação mais elevada dessas classes na renda total.

Para medirmos esse efeito, transformamos as distribuições de frequência em curvas de Lorenz, a partir das observações das colunas *a* e *b* das tabelas 1 e 2. O processo utilizado foi o do ajustamento de uma parábola a cada três pontos de forma análoga à empregada no cômputo das médias móveis. Assim, em cada parábola eram consideradas duas informações já utilizadas na parábola anterior mais uma informação adicional. Em virtude das elevadas frequências nas primeiras

⁴ Ver Langoni (1973), Castello Branco (1977) e Morley (1975).

Tabela 1
Distribuição e composição da renda por classes de renda
(todos os indivíduos)
1970

Classe de renda	Frequência		Rendimento bruto		Composição do rendimento bruto		Rendimento bruto médio (Cr\$)
	Relativa (%)	Relativa acumulada (%) (A)	Participação relativa (%)	Participação relativa acumulada (%) (B)	Renda do trabalho (%)	Renda do capital (%)	
1	40,61	40,61	20,94	20,94	86,37	9,32	12.100
2	27,24	67,85	20,72	41,66	86,47	10,28	17.866
3	15,84	83,69	17,83	59,49	86,37	11,77	26.435
4	8,96	92,65	14,93	74,42	85,88	13,02	39.118
5	4,40	97,05	10,78	85,20	83,28	15,96	57.531
6	1,87	98,92	6,76	91,96	78,98	20,31	84.968
7	0,70	99,62	3,77	95,73	72,64	26,68	125.521
8	0,38	100,00	4,25	99,98	61,41	37,64	262.673

Fonte: Serpro/IRPF.

Rendimento bruto médio total: Cr\$ 23.480 (Cr\$ de 1970).

Número de pessoas total: 2.139.801.

Variância do log do rend. bruto: 0,576.

Tabela 2
Distribuição e composição da renda por classes de renda
(todos os indivíduos)
1975

Classe de renda	Frequência		Rendimento bruto		Composição do rendimento bruto		Rendimento bruto médio (Cr\$)
	Relativa (%)	Relativa acumulada (%) (A)	Participação relativa (%)	Participação relativa acumulada (%) (B)	Renda do trabalho (%)	Renda do capital (%)	
2	39,72	39,72	20,12	20,12	90,46	6,65	46.735
3	26,62	66,34	19,84	39,96	89,67	8,04	68.757
4	16,43	82,77	18,16	58,12	89,40	9,33	101.988
5	9,46	92,23	15,42	73,54	88,38	10,92	150.424
6	4,75	96,98	11,42	84,96	86,51	13,04	221.888
7	1,98	98,96	7,01	91,97	83,20	16,45	326.600
8	0,69	99,65	3,61	95,58	78,21	21,36	481.611
9	0,35	100,00	4,41	99,99	72,68	26,80	1.152.379

Fonte: Serpro/IRPF.

Rendimento bruto médio total: Cr\$ 92.251 (Cr\$ de 1975).

Número de pessoas total: 2.627.183.

Variância do log. do rend. bruto: 0,585.

classes elas foram quebradas ao meio, o que nos levou a obter 11 observações, exclusive o ponto (0,0).

A tabela 3 explicita os resultados obtidos nesses ajustamentos. Como se pode observar, a conclusão a ser extraída é de uma perfeita estabilidade da distribuição, uma vez que as variações percebidas, tanto nas estatísticas agregadas de desigualdade, como nas apropriações de renda pelos diversos decis são insignificantes. O decil inferior da distribuição, que em 1970 apropriava 4,76% da renda global, participava com 4,53% em 1975; já o decil superior passou de 30,05% em 1970 para 30,67% em 1975.

Tabela 3
Distribuição decílica de renda
(todos os indivíduos)
1970-1975

Percentual da população	Percentual da renda				Percentual acumulado da população
	1970	1975	Acumulada 1970	Acumulada 1975	
10 ⁻	4,76	4,53	4,76	4,53	10
10	4,77	4,53	9,53	9,06	20
10	5,00	4,96	14,53	14,02	30
10	5,27	5,95	19,80	19,97	40
10	6,93	6,19	26,73	26,16	50
10	8,39	8,81	35,12	34,97	60
10	8,86	8,87	43,98	43,84	70
10	11,10	10,82	55,08	54,66	80
10	14,87	14,67	69,95	69,33	90
10 ⁺	30,05	30,67	100,00	100,00	100

Fonte: Tabelas 1 e 2, colunas a e b.

1970	
% população	% renda
1 ⁺	7,17
5 ⁺	19,97
40 ⁻	19,80
Gini ...	0,33

1975	
% população	% renda
1 ⁺	7,78
5 ⁺	20,26
40 ⁻	19,97
Gini ...	0,34

Dentro de nossa amostra, os 30% mais pobres que em 1970 recebiam 14,53% da renda, participaram em 1975 com 14,02, ao passo que os 30% mais ricos passaram de 44,92% para 45,34%.

As medidas de desigualdades computadas mostraram também pequenas variações (Gini: 0,33 em 1970 e 0,34 em 1975). Além disso, as curvas de Lorenz apresentam cruzamento no quarto decil, o que confirma a ambigüidade de interpretação quanto às tendências da distribuição de renda.⁵

Um resultado extremamente interessante é o aumento da participação da renda do trabalho⁶ em todas as classes de renda. Com efeito, para os indivíduos da sétima e oitava classes, os rendimentos do trabalho que representavam respectivamente 72,6% e 61,4% de suas rendas, em 1970, passaram a representar 78,2% e 72,7% em 1975. Em trabalho⁷ anterior, apesar de se ter constatado que a distribuição da renda oriunda de capital físico é muito mais concentrada do que a gerada a partir do estoque de capital humano, há também evidência de que uma parcela substancial da desigualdade total provém das diferenças qualitativas da força do trabalho.

Castello Branco (1977) forneceu ampla evidência empírica a respeito dos efeitos do crescimento econômico sobre a estrutura do mercado de trabalho desagregado por setores.

O aumento da participação da renda do trabalho na renda total, no mesmo período em que se observa uma relativa estabilidade da distribuição de renda, merece uma análise mais detalhada.

Com o crescimento econômico, paralelamente ao deslocamento da demanda de mão-de-obra qualificada, ocorre também um significativo aumento nas oportunidades de emprego para indivíduos de menor qualificação. Assim, ao mesmo tempo que alguns indivíduos conseguem deslocar-se em direção às classes de renda superiores, em decorrência das forças dinâmicas do desenvolvimento (melhores oportunidades de emprego, experiência no trabalho, retorno dos investimentos em educação), um novo e substancial contingente de mão-de-obra é incorporado ao mercado de trabalho nas faixas de baixa renda.

Estes aspectos dinâmicos sugerem que as análises de distribuição de renda que comparam duas amostras em pontos distantes do tempo exigem uma interpretação

⁵ Além do pequeno aumento, a própria magnitude do índice de Gini é inferior à encontrada em trabalhos anteriores. Langoni (1973), trabalhando com dados censitários, encontrou um índice de Gini, para 1970, de 0,56. Trabalhando com dados do imposto de renda, o Gini encontrado por Langoni foi 0,48. Porém sua amostra tinha limite inferior mais baixo.

⁶ Renda do trabalho é a soma dos rendimentos brutos constantes das cédulas C e D nas declarações de rendimentos. Todas as demais cédulas foram consideradas renda do capital. Consideramos os rendimentos da cédula G (rendimentos de exploração agrícola e pastoril) como renda do capital. Certamente existe ambigüidade na classificação deste tipo de rendimento, porém julgamos mais acertada esta classificação porque a renda do capital é geralmente subestimada na declaração de rendimentos.

⁷ Langoni (1973).

cuidadosa das mudanças no perfil de rendimentos, pois, por trás de um conjunto de medidas agregadas de concentração, estão camuflados fenômenos sociais de natureza distinta. Portanto, uma interpretação mais precisa dos efeitos redistributivos do processo de desenvolvimento exigiria que se diferenciasse, de alguma forma, o comportamento dos rendimentos da população já empregada nos dois pontos de tempo cobertos pela análise, daquele oriundo dos novos contingentes de mão-de-obra absorvidos pelo mercado de trabalho durante o período abrangido pelo estudo.

A falta de distinção entre esses dois contingentes leva a distorções não apenas quantitativas, mas também qualitativas, pois a população recém-absorvida pelo mercado de trabalho costuma apresentar características diversas no que diz respeito aos níveis de qualificação, composição etária, sexo etc.

No presente estudo, em virtude da limitação da amostra utilizada, não é possível analisar todo o perfil de renda e em especial as faixas de renda inferiores por onde são absorvidos os novos contingentes de mão-de-obra de baixa qualificação. Entretanto, os dados oferecem a oportunidade de se estudar, com bastante precisão, o comportamento da distribuição de renda de uma amostra formada pelos mesmos indivíduos em dois pontos do tempo. Uma vez que cada contribuinte possui um número de CPF, torna-se possível selecionar as mesmas pessoas nos dois períodos. Os resultados da distribuição de renda, considerando apenas os mesmos indivíduos, encontram-se nas tabelas 4, 5 e 6. O primeiro resultado facilmente observável é a redução das freqüências relativas das duas primeiras classes inferiores de renda e o aumento dessas freqüências para as demais.

Tal redução de freqüência é bem mais intensa do que na amostra que considera todos os indivíduos, o que evidencia um certo grau de mobilidade em direção às classes mais elevadas de renda e que era camuflado, na amostra global, pelo fenômeno de absorção dos novos contingentes de mão-de-obra na faixa de contribuintes do imposto de renda.

No que diz respeito à concentração, utilizando como indicadores o índice de Gini e a variância dos logaritmos da renda, observamos uma ligeira concentração, embora ainda insignificante, quando apenas os mesmos indivíduos são considerados. O índice de Gini passa de 0,33 para 0,34 entre 1970 e 1975, considerando-se todos os indivíduos, e de 0,34 para 0,36, considerando-se os mesmos. A variância dos logaritmos passa de 0,57 a 0,58, para a distribuição com todos os indivíduos, e de 0,61 a 0,68, para a distribuição com os mesmos. A distribuição por decis tampouco apresenta modificações substanciais. Observa-se uma perda de participação dos dois decis inferiores e um aumento de participação dos três decis superiores, embora percentualmente irrisória.

Como era de se esperar, a elevação do rendimento bruto médio da distribuição como um todo, entre 1970 e 1975, é significativamente maior na amostra com os mesmos indivíduos do que na amostra com todos (322,7% contra 292,9%).

É interessante observar que, apesar de estarmos trabalhando com uma amostra de declarantes do imposto de renda, a taxa de crescimento nominal da renda

Tabela 4
Distribuição e composição da renda por classes de renda
(mesmos indivíduos)
1970

Classe de renda	Frequência		Rendimento bruto		Composição do rendimento bruto		Rendimento bruto médio (Cr\$)
	Relativa (%)	Relativa acumulada (%) (A)	Participação relativa (%)	Participação relativa acumulada (%) (B)	Renda do trabalho (%)	Renda do capital (%)	
1	30,52	30,52	14,27	14,27	89,39	7,75	12.325
2	29,20	59,72	19,92	34,19	88,67	9,19	17.988
3	19,29	79,01	19,40	53,59	87,55	11,02	26.496
4	11,41	90,42	16,95	70,54	86,58	12,51	39.158
5	5,72	96,14	12,48	83,02	83,79	15,56	57.563
6	2,44	98,58	7,86	90,88	79,37	20,01	84.944
7	0,91	99,49	4,35	95,23	72,99	26,47	125.504
8	0,49	99,98	4,76	99,99	61,20	37,95	256.846

Fonte: Serpro/IRPF.

Rendimento bruto médio total: Cr\$ 26.338 (Cr\$ de 1970).

Número de pessoas total: 1.467.969.

Variância do log do rend. bruto: 0,611.

Tabela 5
Distribuição e composição da renda por classes de renda
(mesmos indivíduos)
1975

Classe de renda	Frequência		Rendimento bruto		Composição do rendimento bruto		Rendimento bruto médio (Cr\$)
	Relativa (%)	Relativa acumulada (%) (A)	Participação relativa (%)	Participação relativa acumulada (%) (B)	Renda do trabalho (%)	Renda do capital (%)	
1	27,15	27,15	11,60	11,60	89,86	8,46	47.573
2	26,60	53,75	16,60	28,20	88,94	9,50	69.486
3	20,57	74,32	18,64	47,14	88,65	10,40	102.484
4	13,41	87,73	18,17	65,31	87,70	11,76	150.890
5	7,33	95,06	14,64	79,95	85,98	13,66	222.412
6	3,21	98,27	9,43	89,38	82,73	16,97	326.833
7	1,13	99,40	4,91	94,29	77,51	22,13	481.513
8	0,59	99,99	5,70	99,99	70,26	29,32	1.077.619

Fonte: Serpro/IRPF.

Rendimento bruto médio total: Cr\$ 111.336 (Cr\$ de 1975).

Número de pessoas total: 1.467.969.

Variância do log do rend. bruto: 0,675.

Tabela 6
Distribuição decílica de renda
(mesmos indivíduos)
1970-1975

Percentual da população	Percentual da renda				Percentual Acumulado da população
	1970	1975	Acumulada 1970	Acumulada 1975	
10 ⁻	4,29	3,82	4,29	3,82	10
10	4,39	4,11	8,68	7,93	20
10	4,72	5,02	13,40	12,95	30
10	6,16	5,16	19,56	18,11	40
10	7,01	6,76	26,57	24,87	50
10	8,18	8,79	34,75	33,66	60
10	9,60	9,22	44,35	42,88	70
10	10,66	10,98	55,01	53,86	80
10	15,17	15,56	70,18	69,42	90
10 ⁺	29,82	30,58	100,00	100,00	100

Fonte: Tabelas 4 e 5, colunas a e b.

1970	
% população	% renda
1 ⁺	7,21
5 ⁺	19,63
40 ⁻	19,56
Gini ...	0,34

1975	
% população	% renda
1 ⁺	7,66
5 ⁺	19,97
40 ⁻	18,11
Gini ...	0,36

média, dentro da nossa amostra que engloba todos os indivíduos, foi apenas 2,8% superior ao crescimento da renda *per capita* no período (292,9% contra 284,8%).

A literatura tradicional sobre distribuição de renda sempre encontrou certa dificuldade em interpretar variações nos índices de concentração em termos de bem-estar social, pois tal interpretação requeriria a definição arbitrária de uma função de bem-estar para a sociedade.⁸ Essa dificuldade fica ainda mais flagrante

⁸ Ver Aigner & Heins (1967).

quando, por trás das modificações nas estatísticas de concentração, escondem-se aspectos dinâmicos como os fenômenos de mobilidade e absorção de mão-de-obra.

Com efeito, dificilmente poderíamos realizar, a partir dos dados apresentados no item anterior, algum julgamento sobre a forma como as diversas camadas da população se beneficiaram do processo de crescimento econômico.

Tanto na amostra global, como na que considera apenas os mesmos indivíduos, a relativa estabilidade da distribuição não revela com a suficiente clareza o impacto da criação de novos empregos, as possibilidades de ascensão social dos já engajados na força de trabalho que, em última instância, são os fenômenos que realmente importam para o comportamento futuro da apropriação da renda. Portanto, tão ou mais relevante para o julgamento dos aspectos sociais de um processo de desenvolvimento parece ser o estudo da mobilidade entre as diversas classes de renda, por meio de estatísticas especialmente desenvolvidas para essa finalidade, pois somente esse tipo de informação é capaz de revelar as tendências de longo prazo deflagradas pelos contínuos ajustamentos das forças de mercado em um contexto dinâmico.

Por esse motivo, desenvolveremos no item 3 uma análise de mobilidade com base nas mesmas amostras que geraram os resultados já apresentados, com a finalidade de mensurar as probabilidades de mudanças de classes de renda dos indivíduos já engajados na força de trabalho.

3. A mobilidade social

3.1 Descrição metodológica

Os dados utilizados, como dissemos no item 2, referem-se ao *rendimento bruto anual* constante das declarações de imposto de renda de pessoas físicas para os anos de 1970 e 1975.

Como temos por objetivo analisar a mobilidade dos indivíduos entre as diversas classes, ao longo do período em estudo, as classes de renda para 1970 e 1975 foram geradas segundo dois conceitos distintos de *equivalência*.

O primeiro consistiu simplesmente em inflacionar os limites das classes de 1970, a fim de obter as classes para 1975. Dentro desse conceito, o deslocamento de um indivíduo da classe i em 1970 para uma classe j em 1975 espelharia uma mobilidade que denominamos *absoluta* por refletir apenas uma variação de poder aquisitivo em termos reais. Porém, tornou-se interessante ainda criar classes de renda equivalentes que, além da inflação, considerassem também o crescimento real *per capita* no período. Assim, se a diferença entre os limites das classes de 1970 e 1975 incorporasse, além da taxa de inflação, o crescimento real da renda *per capita*, a mobilidade de um indivíduo da classe i , em 1970, para a classe j , em 1975, mostraria que, além de uma melhora absoluta em termos de poder aquisitivo real, ele obteve ganhos superiores à média dos indivíduos, o que refletiria,

portanto, uma melhora relativa. A essa mobilidade denominamos mobilidade *relativa*.

A terminologia mobilidade absoluta e mobilidade relativa pode gerar confusões semânticas sendo, portanto, necessário esclarecer bem o que se entenderá por esses conceitos ao longo deste trabalho. No que diz respeito à mobilidade absoluta, para que um indivíduo ascenda a uma classe social se requer que ele aufera um ganho de renda, nos cinco anos cobertos pela análise, superior à variação do índice de custo de vida do Rio de Janeiro no período.

Na medida, portanto, em que os índices utilizados subestimam a inflação, a mobilidade poderá estar superestimada. A interpretação correta porém é que o indivíduo para subir uma classe de renda auferiu ganhos de rendimentos superiores à variação do índice de custo de vida. No que diz respeito à mobilidade relativa, ela deve ser interpretada como oriunda de um ganho superior à variação do índice de custo de vida mais a variação da renda *per capita* no período. Esta renda *per capita*, entretanto, se refere à renda *per capita* nacional e não àquela estimada a partir dos indivíduos da amostra.

Uma vez definidas as classes de renda, a metodologia utilizada foi a de construir uma matriz de probabilidade de transição em que cada elemento a_{ij} representasse o percentual dos indivíduos da classe i em 1970 que se deslocou para a classe j em 1975, da seguinte forma:

$$M = \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} & \dots & a_{18} \\ a_{21} & a_{22} & \dots & a_{28} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ a_{81} & a_{82} & \dots & a_{88} \end{bmatrix}$$

A soma das linhas dessa matriz é, por definição, igual a 1. A matriz espelharia perfeita *imobilidade* se os valores da diagonal principal fossem iguais a 1 e os demais a zero, ou seja, se $M = I$ (matriz-identidade).

Portanto, quanto mais expressivos os valores de a_{ij} para $i \neq j$ e $j > i$, maior a mobilidade no sentido de ganhos de renda (mobilidade positiva), e quanto mais expressivos os valores a_{ij} para $i \neq j$ para $j < i$ maior a mobilidade no sentido de perda de renda (mobilidade negativa).

Os elementos a_{ij} , por serem frequências relativas, podem ser interpretados, em grandes amostras, como a probabilidade de migração da classe i para a classe j , pois, como se sabe, a frequência relativa converge para a probabilidade do evento na medida em que n cresce.

É interessante notar que, para a construção de tal matriz, é imprescindível que se obtenham dados de rendimento nos dois anos considerados, *relativos aos mesmos indivíduos*, a fim de poder localizá-los nas diferentes classes de renda. Com os dados do imposto de renda isso foi possível, pois o CPF permite selecionar os mesmos indivíduos nos dois pontos do tempo.

Por considerar apenas os mesmos indivíduos nos dois pontos do tempo, a matriz M , tal como foi definida, reflete a mobilidade do contingente de mão-de-obra já engajado no mercado de trabalho, isto é, não leva em consideração o impacto da entrada de novos indivíduos.

Construímos duas matrizes de probabilidade de transição. A primeira, que denominamos matriz absoluta, considera as classes de renda equivalentes de forma a mensurar o que foi definido como mobilidade *absoluta*. A segunda, denominada matriz de transição relativa, considera as classes de renda equivalentes de forma a medir a mobilidade *relativa*. O quadro 1 especifica as classes de renda relevantes para cada matriz.

Como se pode observar, pela forma como foram definidas as classes de renda, no conceito de mobilidade relativa o salto de uma classe corresponde ao salto de duas classes verificado no conceito de mobilidade absoluta.

3.2 Matriz de transição: resultados empíricos

As tabelas 7 e 8 ilustram os resultados empíricos das matrizes de mobilidade obtidas.

Conforme explicamos anteriormente, cada elemento a_{ij} da matriz de transição se refere ao percentual dos indivíduos que estavam na classe i , em 1970, e migraram para classe j em 1975. Assim, tomando a matriz de transição absoluta, vemos que, dos indivíduos que estavam na primeira classe de renda em 1970, 27% nela permaneceram em 1975 (elemento a_{11}), 38% passaram para classe 2 (elemento a_{12}), 22% passaram para a classe 3 (elemento a_{13}) e assim sucessivamente. Logo, podemos observar que 73% dos indivíduos que pertenciam à primeira classe inferior de renda, em 1970, deixaram aquela classe em direção a classes mais altas. Dos indivíduos que compunham a segunda classe, 64% também auferiram ganhos de renda em termos reais. Tais percentuais se mantêm elevados, embora declinantes, em todas as classes de renda, sendo respectivamente 62, 62, 58, 52 e 44% as parcelas da terceira, quarta, quinta, sexta e sétima classes que migraram para classes superiores.

Na matriz de transição relativa, 48% dos indivíduos que estavam na primeira classe, em 1970, se deslocaram em direção a classes superiores de renda. Tal

Tabela 7
Matriz de transição absoluta

Classes 1970	Classes – 1975								Σa_{ij} $j > i$
	1	2	3	4	5	6	7	8	
1	0,27	0,38	0,22	0,09	0,03	0,01	–	–	0,73
2	0,09	0,27	0,34	0,21	0,07	0,02	–	–	0,64
3	0,04	0,10	0,24	0,34	0,21	0,06	0,01	–	0,62
4	0,02	0,04	0,09	0,23	0,36	0,20	0,05	0,01	0,62
5	0,01	0,03	0,05	0,11	0,23	0,35	0,18	0,05	0,58
6	0,01	0,02	0,03	0,05	0,11	0,26	0,34	0,18	0,52
7	0,01	0,01	0,02	0,04	0,07	0,14	0,26	0,44	0,44
8	0,01	0,01	0,02	0,02	0,05	0,08	0,13	0,68	0,00

Fonte: Serpro/IRPF.

Tabela 8
Matriz de transição relativa

Classes 1970	Classes – 1975								Σa_{ij} $j > i$
	1	2	3	4	5	6	7	8	
1	0,52	0,31	0,12	0,04	0,01	–	–	–	0,48
2	0,29	0,28	0,23	0,08	0,02	–	–	–	0,33
3	0,10	0,25	0,35	0,21	0,06	0,06	–	–	0,33
4	0,04	0,09	0,24	0,36	0,20	0,05	0,01	–	0,26
5	0,03	0,05	0,11	0,23	0,36	0,18	0,04	0,01	0,21
6	0,02	0,03	0,05	0,11	0,26	0,34	0,14	0,04	0,18
7	0,01	0,02	0,04	0,07	0,14	0,27	0,29	0,15	0,15
8	0,01	0,02	0,02	0,05	0,08	0,13	0,21	0,48	0,00

Fonte: Serpro/IRPF.

percentual é de 33% para a segunda classe, 33% para a terceira, 26% para a quarta, 21% para a quinta, 18% para a sexta e 15% para a sétima.

Essa mobilidade significa que, além de acréscimos de renda em termos reais, os indivíduos que se deslocaram para as classes de renda imediatamente superiores obtiveram ganhos superiores ao aumento de renda real *per capita* no período.

Os resultados apresentados contêm viés proveniente da metodologia como a matriz foi construída. Com efeito, por considerar os mesmos indivíduos e classes de renda equivalentes em dois pontos do tempo, a amostra exclui automaticamente os indivíduos que se situavam nas primeiras classes em 1970 e perderam renda durante o período, a ponto de não se encontrarem sequer na primeira classe em 1975. Assim, a mobilidade positiva das primeiras classes de renda foi superestimada.

A matriz de probabilidade de transição, tal como definida no presente item⁹, estimada com dados de imposto de renda (que possui limites de isenção), traz embutido um viés no sentido de superestimar a mobilidade das classes inferiores de renda. Uma metodologia para superar essa dificuldade será desenvolvida no item 4.

3.3 *Matriz de procedência: resultados empíricos*

Outra forma de visualizarmos o grau de mobilidade existente é analisarmos uma transformação da matriz de transição que podemos denominar matriz de procedência. Nessa matriz, os elementos a_{ij} representam os percentuais dos indivíduos das classes j , em 1975, originários das classes i em 1970. Assim, $\sum_i a_{ij} = 1$.

Essa forma de mensuração do grau de mobilidade apresenta viés nas primeiras classes de renda, pois não leva em consideração os indivíduos que se originaram de classes inferiores. Desta forma, a matriz de procedência subestima a mobilidade positiva nas primeiras classes. Esta dificuldade será superada, por meio de metodologia especial, no item 5.

Foram estimadas duas matrizes de procedência. Uma, que denominamos matriz de procedência *absoluta*, e outra, que chamamos de matriz de procedência *relativa*. A distinção entre as duas prende-se aos conceitos de equivalência utilizados na determinação das classes de renda, como foi visto anteriormente. Os resultados encontram-se nas tabelas 9 e 10.

Como podemos observar, é particularmente elevado o percentual dos indivíduos da terceira classe em diante que provieram de classes inferiores de renda. Tais percentuais contrastam drasticamente com os relativos à procedência de classes superiores que, exceto para a primeira e segunda classes, em 1975 se situam abaixo dos 5% para a matriz de procedência absoluta.

⁹ Sobre o uso de matrizes de probabilidade de transição em estudos de mobilidade, ver Szal, Richard T. & Robinson, Sherman (1974); Kemeny & Snell (1960).

Tabela 9
Matriz de procedência absoluta

Classes 1970	Classes – 1975							
	1	2	3	4	5	6	7	8
1	0,74	0,59	0,35	0,18	0,09	0,04	0,02	0,01
2	0,19	0,31	0,41	0,32	0,17	0,08	0,04	0,02
3	0,05	0,07	0,18	0,33	0,31	0,17	0,08	0,04
4	0,01	0,02	0,04	0,13	0,31	0,31	0,18	0,08
5	–	0,01	0,01	0,03	0,10	0,28	0,32	0,16
6	–	–	–	0,01	0,02	0,09	0,26	0,26
7	–	–	–	–	–	0,02	0,08	0,24
8	–	–	–	–	–	0,01	0,02	0,20
Procedência inferior	0,00	0,59	0,76	0,81	0,88	0,88	0,90	0,80
Procedência superior	0,25	0,10	0,05	0,04	0,02	0,03	0,02	0,00

Fonte: Serpro/IRPF.

Tabela 10
Matriz de procedência relativa

Classes 1970	Classes – 1975							
	1	2	3	4	5	6	7	8
1	0,59	0,35	0,18	0,09	0,04	0,02	0,01	0,01
2	0,31	0,41	0,32	0,17	0,08	0,04	0,03	0,02
3	0,07	0,18	0,33	0,31	0,17	0,08	0,05	0,03
4	0,02	0,04	0,13	0,31	0,31	0,18	0,09	0,05
5	0,01	0,01	0,03	0,10	0,28	0,32	0,19	0,09
6	–	–	0,01	0,02	0,08	0,26	0,31	0,16
7	–	–	–	–	0,02	0,08	0,23	0,24
8	–	–	–	–	0,01	0,02	0,09	0,40
Procedência inferior	0,00	0,35	0,50	0,57	0,60	0,60	0,62	0,60
Procedência superior	0,41	0,23	0,17	0,12	0,11	0,10	0,09	0,00

Fonte: Serpro/IRPF.

Na tabela 9, dos elementos que compunham a oitava classe em 1975, 1% proveio da classe 1, 2% provieram da classe 2, 4% da classe 3, 8% da classe 4, 16% da classe 5, 26% da classe 6, 24% da classe 7 e 20% da própria classe 8.¹⁰ Para as classes 3, 4, 5, 6 e 7, os percentuais de procedência inferior são de respectivamente 76, 81, 88, 88 e 90%.

Na tabela 10 esses percentuais são menores, em virtude do conceito de equivalência utilizado na definição das classes de renda. Contudo, apresentam-se bem elevados para as classes 5, 6 e 7 quando atingem 60, 60 e 62%, respectivamente.

Os baixos percentuais de procedência inferior — isto é, o percentual de indivíduos que se originaram de classes inferiores de renda — nas primeiras classes, estão distorcidos pelo fato de as frequências absolutas dessas classes, em 1975, terem ficado muito reduzidas na amostra relevante para a construção das matrizes. Com efeito, apenas consideramos os indivíduos que haviam declarado rendimentos em 1970 e apareceram também em 1975. Grande parte da frequência absoluta efetiva das primeiras classes de renda em 1975 tem origem na absorção de novos indivíduos pelo mercado de trabalho, durante o período coberto pela análise, mas que infelizmente não constavam da amostra em 1970, dentro dos limites de renda considerados pelas definições das classes.

Esse fenômeno de absorção é outro aspecto extremamente relevante na análise dos efeitos do crescimento econômico sobre a distribuição de renda e que foi negligenciado em estudos anteriores. No item 5 deste trabalho, graças à metodologia desenvolvida foi possível mensurar esse fenômeno, o que indiretamente veio solucionar a distorção nas estimativas dos percentuais de procedência das primeiras classes de renda.

4. Mobilidade entre classes de renda: a matriz de probabilidade de transição expandida

Uma das deficiências da análise de mobilidade desenvolvida no item 3 consiste no fato de não possuímos informação a respeito dos indivíduos das classes mais baixas na amostra que tiveram queda de renda real durante o período coberto pela análise. Com efeito, ao selecionarmos, em dois pontos do tempo, duas amostras contendo os mesmos indivíduos, distribuídos segundo classes de renda equivalentes, excluímos automaticamente aqueles que, situando-se nas primeiras faixas em 1970, se deslocaram para classes inferiores ao limite mínimo considerado no estudo.

¹⁰ Esses resultados, à primeira vista, podem parecer inconsistentes com os obtidos a partir da matriz de transição. Se nesta matriz tínhamos 0% de migração da classe 1 em 1970 para a classe 8 em 1975, como pode ser que 1% da classe 8 em 1975 tenha-se originado da classe 1 em 1970? Trata-se simplesmente de problemas de arredondamento. Com efeito, 1% da frequência absoluta da classe 8 em 1975 é um percentual desprezível da classe 1 em 1970. Tal percentual seria de 0,04%, ou seja, zero dentro da aproximação que estamos utilizando.

Considerando que, na realidade, deve ser significativa a probabilidade de ocorrência desse evento, principalmente em se tratando de dados individuais, tentaremos, no presente capítulo, desenvolver uma metodologia que, a partir das informações contidas nas distribuições de frequência e nas matrizes de probabilidade de transição, nos permita estimar a magnitude do fenômeno.

O trabalho consiste em estimar um triângulo de probabilidades que, acoplado à matriz de probabilidade de transição, supra sua deficiência quanto aos indivíduos que sofreram perdas de renda real no período. Considerando que migrações até quatro classes inferiores seriam suficientes para abranger um percentual significativo dos indivíduos com perda de renda, nosso objetivo foi transformar uma matriz quadrada $M_{8 \times 8}$ em um trapézio da forma descrita no quadro 3.

Nesse trapézio, o elemento $b_{1\bar{3}}$ representa o percentual dos indivíduos da classe 1 em 1970 que migrou para a classe $\bar{3}$ em 1975, ou seja, que migrou quatro classes para trás no período de análise.

Da mesma forma, os elementos $b_{2\bar{2}}$, $b_{3\bar{1}}$ e b_{40} também refletem o recuo de quatro classes. Os elementos $b_{1\bar{2}}$, $b_{2\bar{1}}$ e b_{30} refletem recuo de três classes. Os elementos $b_{1\bar{1}}$ e b_{20} , o recuo de duas classes e b_{10} , recuo de uma classe.

Como todas as linhas do trapézio devem somar 1, as quatro primeiras linhas da matriz quadrada sofreram alterações (por isso usamos a letra b). As demais permaneceram idênticas às das matrizes de transição correspondentes (por isso mantivemos a letra a).

Graças à metodologia utilizada para determinação da amplitude das classes, para calcularmos as classes 0, -1, -2 e -3 basta dividir os limites por 1,48178 (taxa de crescimento da renda real *per capita* mais 1) para se obter as classes imediatamente inferiores. Assim procedendo, geramos as classes de renda apresentadas a seguir no Quadro 2.

Vale observar que o limite inferior da classe -3, em 1970, corresponde a uma renda mensal de Cr\$ 156,69 e a Cr\$ 317,23 em 1975. Naqueles anos, os salários mínimos eram de respectivamente Cr\$ 187,20 e Cr\$ 532,80. Portanto, nossa análise de mobilidade, neste capítulo, passa a incluir também uma camada da população de poder aquisitivo bem baixo.

Nas tabelas originais dispomos das frequências absolutas por classe de renda em 1970 e 1975 para distribuições que incluem todos os indivíduos nos dois pontos do tempo e, alternativamente, para os mesmos indivíduos.¹¹ Portanto, podemos supor que a diferença entre as frequências absolutas, por classe, refere-se a indivíduos que, ou *morreram*¹² no período, ou migraram para classes inferiores.¹³ Nossa primeira preocupação foi estimar uma *proxy* para a taxa de morta-

¹¹ Ver anexo estatístico.

¹² A palavra *morreram* deve ser interpretada *lato sensu*. Na verdade, além da morte, outros fatores como idade avançada, casamento, viagens podem levar um indivíduo a deixar de declarar rendimentos. Nossa estimativa de *taxa de mortalidade* engloba todos esses fatores.

¹³ No nosso caso, significa cair abaixo dos níveis de isenção de 1975, devido à construção dos intervalos das classes de renda. Ver item 2.2.

Quadro 2

Classes de renda	1970		1975	
- 3	2.076	3.077	5.393	7.991
- 2	3.077	4.560	7.991	11.841
- 1	4.560	6.757	11.841	17.546
0	6.757	10.012	17.546	26.000
1	10.012	14.836	26.000	38.523
2	14.836	21.984	38.523	57.083
3	21.984	32.575	57.083	84.584
4	32.575	48.269	84.584	125.335
5	48.269	71.524	125.335	185.719
6	71.524	105.983	185.719	275.195
7	105.983	157.043	275.195	407.777
8	157.043		407.777	604.236
9			604.236	

Quadro 3
Trapézio de mobilidade

Classes de renda 1970	Classes de renda - 1975											
	3	2	1	0	1	2	3	4	5	6	7	8
1	b_{13}	b_{12}	b_{11}	b_{10}	b_{11}	b_{12}	b_{13}	b_{14}	b_{15}	b_{16}	b_{17}	b_{18}
2		b_{22}	b_{21}	b_{20}	b_{21}	b_{22}	b_{23}	b_{24}	b_{25}	b_{26}	b_{27}	b_{28}
3			b_{31}	b_{30}	b_{31}	b_{32}	b_{33}	b_{34}	b_{35}	b_{36}	b_{37}	b_{38}
4				b_{40}	b_{41}	b_{42}	b_{43}	b_{44}	b_{45}	b_{46}	b_{47}	b_{48}
5					a_{51}	a_{52}	a_{53}	a_{54}	a_{55}	a_{56}	a_{57}	a_{58}
6					a_{61}	a_{62}	a_{63}	a_{64}	a_{65}	a_{66}	a_{67}	a_{68}
7					a_{71}	a_{72}	a_{73}	a_{74}	a_{75}	a_{76}	a_{77}	a_{78}
8					a_{81}	a_{82}	a_{83}	a_{84}	a_{85}	a_{86}	a_{87}	a_{88}

lidade a fim de subtraí-la do total dos indivíduos excluídos na amostra relevante para a matriz, de forma a termos uma estimativa do número de indivíduos que perderam renda.

Tal *proxy* foi estimada da seguinte forma:

1. Consideramos nula a probabilidade de um indivíduo da oitava e sétima classes de renda em 1970 perder renda a ponto de não ser incluído sequer na primeira classe de 1975.¹⁴
2. Adicionamos as frequências absolutas da sétima e oitava classes de renda em 1970 na amostra que contém todos os indivíduos.
3. Adicionamos as frequências absolutas da sétima e oitava classes de renda em 1970 na amostra que contém os mesmos indivíduos.
4. Subtraímos do total obtido em 2, o total obtido em 3.
5. Dividimos o resultado obtido em 4 pelo total obtido em 2 e denominamos o resultado m , que representa a taxa de mortalidade.

Ou seja, denominando:

$\overset{70}{F}$ e $\overset{70}{F}$ as frequências absolutas das classes 7 e 8, em 1970, para a amostra T_7 T_8

com todos os indivíduos, e

$\overset{70}{F}$ e $\overset{70}{F}$ as frequências absolutas das classes 7 e 8, em 1970, para a amostra M_7 M_8

com os mesmos indivíduos, efetuamos os seguintes cálculos:

$$m = \frac{(\overset{70}{F} + \overset{70}{F}) - (\overset{70}{F} + \overset{70}{F})}{\overset{70}{F} + \overset{70}{F}} \quad \overset{70}{T_7} \quad \overset{70}{T_8} \quad \overset{70}{M_7} \quad \overset{70}{M_8}$$

A utilização das diferenças de frequência das classes 7 e 8 entre as duas amostras como *proxy* de mortalidade merece alguns comentários. Em primeiro lugar, por estarmos trabalhando com uma amostra representativa da cauda de uma distribuição de Pareto, ou seja, com dados que excluem a camada mais pobre da população, não é de se esperar que a variável renda seja crucial na determinação da taxa de mortalidade propriamente dita. Assim, parece plausível a utilização da mesma taxa, tanto para as classes de renda superiores como para as inferiores dentro de nossa amostra.

¹⁴ Esta hipótese é consistente com os resultados empíricos observados na tabela 9.

Em segundo lugar, a análise dos perfis renda/idade mostra que as rendas mais elevadas ocorrem em uma faixa etária intermediária, observando-se um declínio dos rendimentos em idades mais avançadas. Desta forma, ao tomarmos os dados das classes de renda mais elevadas como elemento de estimação da taxa de mortalidade, tampouco deveremos estar superestimando seu valor. Uma vez obtida a taxa de mortalidade, aplicamos o percentual encontrado sobre as frequências absolutas das quatro primeiras classes de renda para 1970 na amostra que contém todos os indivíduos. A esses produtos denominamos M_i , ou seja, o número de indivíduos que morreram na classe i .

A seguir, calculamos as diferenças das frequências absolutas das quatro primeiras classes de renda em 1970 entre as duas amostras, ou seja, efetuamos as diferenças $\frac{F}{T_i} - \frac{F}{M_i}$ para i variando de 1 a 4. A essas diferenças denominamos d_i . Tais diferenças nos dão o número de indivíduos, por classe, que desapareceram ao passarmos da amostra que contém todos os indivíduos em 1970, para a amostra que contém os mesmos indivíduos, também em 1970.¹⁵

Se subtrairmos de d_i os valores M_i , ou seja, se subtrairmos de todos os indivíduos que desapareceram da amostra o número dos que *morreram*, obteremos o número dos indivíduos que perderam renda e, por esse motivo, desapareceram da amostra. Esse número, que denominamos TD_i (total a ser distribuído na classe i), foi calculado para cada classe de renda e adicionado a suas frequências absolutas na amostra que contém os mesmos indivíduos.

A partir desta informação, alteramos as quatro primeiras linhas das matrizes de transição. Com efeito, cada elemento a_{ij} da matriz representava o percentual dos indivíduos da classe i , em 1970, que migrou para a classe j em 1975.

Esse percentual, entretanto, se referia à frequência absoluta da classe i , na amostra que continha os mesmos indivíduos, em 1970. Ou seja, se havia 100 indivíduos na primeira classe de 1970, um elemento a_{13} igual 0,30 significava que 30% dos indivíduos que estavam na classe 1 em 1970 passaram para a classe 3 em 1975. Ocorre porém que a frequência da primeira classe foi acrescida de TD_1 indivíduos. Assim, no nosso exemplo, 30% de 100 corresponde a um percentual menor de $100 + TD_1$. Portanto, mediante uma simples regra de três, alteramos os valores a_{ij} das quatro primeiras linhas das matrizes de transição, de forma a torná-los consistentes com as novas frequências absolutas vigentes para as respectivas classes.

A soma dos novos elementos b_{ij} para cada linha da matriz ficou assim menor do que 1, pois os percentuais diminuíram. A diferença entre a unidade e o somatório de b_{ij} , para cada linha i , e para j variando de 1 a 8, nos forneceu o percentual de indivíduos da classe i que perderam renda, deslocando-se para classes inferiores.

¹⁵ Quando nos referimos à amostra para 1970 que contém os "mesmos indivíduos", estamos nos referindo à amostra relevante para as matrizes de transição apresentadas no item 3. Na realidade, trata-se de um conjunto interseção entre as amostras de 1970 e 1975, que considera apenas os indivíduos que aparecem em ambas.

Em termos algébricos as operações efetuadas foram:

$$a) \quad M_i = m \cdot \frac{F_{70}}{T_i}$$

onde

M_i = número de indivíduos que *morreram* na classe i

m = taxa de mortalidade, já definida

F_{70} = freqüência absoluta da classe i em 1970 para a amostra que contém todos os T_i indivíduos;

$$b) \quad d_i = \frac{F_{70}}{T_i} - \frac{F_{70}}{M_i} \text{ para } i \text{ variando de 1 a 4}$$

onde

d_i = número de indivíduos que desapareceram por classe de renda i , ao passar da amostra que contém todos os indivíduos para a que contém os mesmos

F_{70} = freqüência absoluta da classe i em 1970 para a amostra que contém todos os indivíduos

F_{70} = freqüência absoluta da classe i em 1970 da amostra que contém os mesmos M_i indivíduos;

$$c) \quad TD_i = d_i - M_i$$

onde

TD_i = número de indivíduos a ser acrescido às freqüências absolutas das classes i em 1970, na amostra que contém os mesmos indivíduos;

$$d) \quad b_{ij} = \frac{a_{ij} \frac{F_{70}}{M_i}}{\frac{F_{70}}{M_i} + TD_i}, \text{ para } i \text{ variando de 1 a 4 e } j \text{ variando de 1 a 8}$$

onde

a_{ij} = elemento da matriz de transição tal como apresentada no item 3

b_{ij} = novo elemento da matriz de transição;

$$e) \quad PD_i = 1 - \sum_{j=1}^8 b_{ij}, \text{ para cada } i$$

PD_i = percentual total da mobilidade negativa a ser distribuído entre as classes inferiores de renda.

Uma vez obtidos os percentuais (PD_i) a serem distribuídos entre as classes inferiores, resta-nos estimar que percentual recuou uma, duas, três ou quatro classes, ou seja, falta-nos estimar os valores b_{ij} para cada i e para j variando de 0 a - 3, de forma que $\sum_{j=-3}^0 b_{ij} = PD_i$.

Para tanto, precisamos estimar a probabilidade de recuo de uma, duas, três e quatro classes de renda. Felizmente, as matrizes de probabilidade de transição do item 3 nos fornecem estimativa.

Os elementos a_{ij} para $j = i - 1$ nos dão a probabilidade do recuo de uma classe.

Os elementos a_{ij} para $j = i - 2$ nos dão a probabilidade de um recuo de duas classes, e assim por diante, até o recuo de quatro classes. Portanto, os elementos da diagonal imediatamente inferior à diagonal principal são probabilidades de recuo de uma classe para as classes de 2 a 8.

Se tomarmos quatro diagonais sucessivamente inferiores à diagonal principal teremos, em cada uma, probabilidades de recuo de um, dois, três e quatro classes.

Calculando a média dos elementos que compõem essas diagonais, teremos estimativas das probabilidades para um, dois, três e quatro recuos que denominamos P_K , $K = 1, 4$.

A primeira linha do triângulo que acoplamos à matriz foi calculada pela expressão:

$$b_{1,1-K} = \frac{P_K \cdot PD_1}{\sum_{K=1}^4 P_K},$$

para K variando de 1 a 4.

Assim, quando K assume o valor 1 obtemos b_{10} ; quando K assume o valor 2 obtemos $b_{1,1}$; quando K assume o valor 3 obtemos $b_{1,2}$; quando K assume o valor 4 obtemos $b_{1,3}$.

A segunda linha do triângulo foi calculada pela expressão:

$$b_{2,2-K} = \frac{P_K \cdot PD_2}{\sum_{K=2}^4 P_K},$$

para K variando de 2 a 4.

Assim, quando K assume o valor 2 obtemos b_{20} ; quando K assume o valor 3 obtemos $b_{2,1}$ e quando K assume o valor 4 obtemos $b_{2,2}$.

A terceira linha do triângulo foi calculada pela expressão:

$$b_{3,3-K} = \frac{P_K \cdot PD_3}{\sum_{K=3}^4 P_K},$$

para K variando de 3 a 4.

Assim, quando K assume o valor 3 obtemos b_{30} e quando K assume o valor 4 obtemos $b_{3,1}$.

O elemento b_{40} da quarta linha do triângulo é obviamente:

$$b_{40} = 1 - \sum_{j=1}^8 b_{4j}.$$

A matriz de transição absoluta expandida com o respectivo triângulo estimado consta da tabela 11.

A partir da matriz de mobilidade absoluta expandida desenvolvemos seis estatísticas que definimos a seguir:

1. Mobilidade positiva = $\sum_j b_{ij}$ para $j > i$
2. Mobilidade negativa = $\sum_j b_{ij}$ para $j < i$
3. Salto positivo médio
 $SPM = (\sum_{j>i} b_{ij} [j - i]) \div \sum_{j>i} b_{ij}$
4. Salto negativo médio
 $SNM = (\sum_{j<i} b_{ij} [j - i]) \div \sum_{j<i} b_{ij}$
5. Salto esperado
 $SE = \sum_j b_{ij} (j - i)$
6. Mobilidade nula
 $MNL = b_{ij}$ para $i = j$

A tabela 12 ilustra esses resultados por classes de renda.

Baseados na mesma metodologia descrita anteriormente, mas trabalhando com a matriz de transição relativa, obtivemos a matriz de transição relativa expandida que consta da tabela 13.

Essa matriz forneceu a matéria-prima para o cômputo das estatísticas já definidas e resumidas na tabela 14.

Observa-se que, mesmo após o ajustamento estatístico para incorporar a mobilidade negativa dos indivíduos das classes de renda mais baixas, é ainda significativamente elevado o percentual que conseguiu se deslocar em direção às classes superiores de renda na matriz de mobilidade absoluta expandida. Exceto

Tabela 11

Matriz de mobilidade absoluta expandida

Classes de renda 1970	Mobilidade negativa	Classes de renda – 1975												Mobilidade positiva
		3	2	1	0	1	2	3	4	5	6	7	8	
1	0,21	0,017	0,033	0,054	0,107	0,213	0,300	0,174	0,071	0,024	0,008			0,58
2	0,18		0,016	0,031	0,050	0,081	0,244	0,308	0,190	0,063	0,018			0,59
3	0,17			0,012	0,021	0,039	0,097	0,232	0,329	0,203	0,058	0,010		0,60
4	0,15				0,005	0,020	0,040	0,089	0,229	0,358	0,199	0,050	0,010	0,62
5	0,20					0,01	0,03	0,05	0,11	0,23	0,35	0,18	0,05	0,58
6	0,22					0,01	0,02	0,03	0,05	0,11	0,26	0,34	0,18	0,52
7	0,29					0,01	0,01	0,02	0,04	0,07	0,14	0,26	0,44	0,44
8	0,32					0,01	0,01	0,02	0,02	0,05	0,08	0,13	0,68	

Tabela 12
Estatísticas de mobilidade absoluta
Resumo de estatísticas computadas a partir da tabela 11

Classe de renda	MNL	MP	MN	SPM	SNM	St
1	0,21	0,58	0,21	0,73	- 1,81	0,62
2	0,24	0,59	0,18	0,64	- 1,90	0,61
3	0,23	0,60	0,17	0,58	1,69	0,66
4	0,23	0,62	0,15	1,53	1,62	0,69
5	0,23	0,58	0,20	1,48	- 1,70	0,52
6	0,26	0,52	0,22	1,35	- 1,96	0,27
7	0,26	0,44	0,29	1,00	- 2,03	- 0,15
8	0,68		0,32		- 2,34	- 0,75

para a sétima classe, todos esses percentuais foram superiores a 50%, gerando uma esperança positiva de mobilidade para as seis primeiras classes. Obviamente esta estatística não tem sentido para a última classe.

A queda na mobilidade observada ao passarmos da matriz de mobilidade absoluta para a de mobilidade relativa merece alguns comentários.

A mobilidade relativa, por definição, não pode ser muito elevada. Com efeito, para ascender a uma classe de renda neste conceito de mobilidade, o indivíduo tem que auferir um ganho, em termos reais, superior ao ganho médio. Isso implica necessariamente que outra parcela da população perdeu renda em termos relativos, pela própria definição de ganho médio. Assim, nessa matriz de mobilidade, o interessante é observar que os maiores percentuais de mobilidade positiva se encontram nas duas primeiras classes de renda inferiores, e que eles são significativamente maiores do que os percentuais observados para a quinta, sexta e sétima classes, o que sugere que se está processando um ajustamento nos perfis de renda no sentido de, pelo menos, conter aumentos de desigualdade.

No caso da matriz de transição relativa, os percentuais de mobilidade negativa, como se pode observar, são sistematicamente superiores aos de mobilidade positiva, inclusive para as primeiras classes, o que se reflete na estatística por nós definida como *salto esperado*. Esta medida revela uma esperança negativa para todas as classes, o que, a princípio, poderia sugerir uma tendência à deterioração da distribuição de renda. Entretanto, uma análise mais cuidadosa mostra que este

Tabela 13

Matriz de transição relativa expandida

Classes de renda 1970	Mobilidade negativa	Classes de renda – 1975												Mobilidade positiva
		3	2	1	0	1	2	3	4	5	6	7	8	
1	0,42	0,034	0,053	0,104	0,228	0,302	0,180	0,070	0,023	0,006				0,28
2	0,41		0,031	0,047	0,092	0,241	0,315	0,191	0,066	0,017				0,27
3	0,41			0,030	0,046	0,094	0,236	0,330	0,198	0,057	0,009			0,26
4	0,39				0,025	0,039	0,089	0,236	0,355	0,197	0,049	0,010		0,26
5	0,42					0,03	0,05	0,11	0,23	0,36	0,18	0,04	0,01	0,23
6	0,47					0,02	0,03	0,05	0,11	0,26	0,34	0,14	0,04	0,18
7	0,55					0,01	0,02	0,04	0,07	0,14	0,27	0,29	0,15	0,15
8	0,52					0,01	0,02	0,02	0,05	0,08	0,13	0,21	0,48	

Tabela 14
Estatísticas de mobilidade relativa I
Resumo de estatísticas computadas a partir da tabela 13

Classe de renda	MNL	MP	MN	SPM	SNM	SE
1	0,30	0,28	0,42	1,48	- 1,75	- 0,32
2	0,32	0,27	0,41	1,36	- 1,68	- 0,32
3	0,33	0,26	0,41	1,28	- 1,68	- 0,34
4	0,35	0,26	0,39	1,27	- 1,62	- 0,31
5	0,36	0,23	0,42	1,26	- 1,71	- 0,43
6	0,34	0,18	0,47	1,22	- 1,81	- 0,63
7	0,29	0,15	0,55	1,00	- 1,96	- 0,93
8	0,48		0,52		- 2,31	- 1,20

resultado decorre da forma como é definida a matriz, bem como da metodologia utilizada na determinação das classes de renda.

Pelos resultados obtidos no item 2, vemos que o rendimento bruto médio da amostra cresceu a taxa superior à renda *per capita* no período.

Na tabela 13 observamos que os percentuais de mobilidade positiva são inferiores aos percentuais de mobilidade negativa (em termos relativos). Dessas duas observações, o que se conclui é que os ganhos de renda, em média, são superiores às perdas de renda, em média, o que é compatível com uma distribuição de renda assimétrica para a direita. Entretanto, isto não é evidência de uma deterioração da distribuição em termos relativos. Com efeito, a mesma estatística computada a partir da matriz de procedência relativa se apresenta, como veremos no próximo item, positiva para todas as classes de renda.

A análise conjunta dos conceitos de mobilidade absoluta e relativa é extremamente importante porque revela, de forma clara, os erros interpretativos a que a simples constatação estática de desigualdades relativas pode levar.

Com efeito, ao mesmo tempo que observamos, na matriz de mobilidade relativa, que a mobilidade positiva é relativamente pequena, constatamos também, na matriz de mobilidade absoluta, que uma parcela substancial da população auferiu ganhos de renda em termos reais gerando uma esperança de mobilidade positiva, como se observa pela estatística *SE* relativa àquela matriz. Este resultado é particularmente importante em virtude da qualidade de nossos dados que permitem o

acompanhamento ao longo do tempo de um mesmo conjunto de indivíduos, e não de uma parcela da população, cuja composição se altera. Em trabalhos anteriores, afirmações semelhantes eram feitas a respeito de decis, faixas de renda, mas não a respeito dos mesmos indivíduos, como aqui nos referimos.

Esse confronto de resultados não dá uma idéia de como se comportam as forças dinâmicas que operam no mercado de trabalho, ao longo do processo de desenvolvimento, dentro da faixa da população representada por nossa amostra.

O crescimento acelerado da renda¹⁶ durante o período coberto pela análise permitiu que um percentual elevado da população empregada¹⁷ auferisse ganhos de renda em termos reais. Dentro desse deslocamento positivo, entretanto ocorreram mudanças de posições relativas que, na realidade, traduzem os diferenciais de possibilidade de apropriação da renda adicional gerada.¹⁸

Esses diferenciais de possibilidades de apropriação da renda refletem fundamentalmente o melhor aproveitamento, por parte dos indivíduos mais qualificados, das oportunidades oferecidas pela expansão do mercado de trabalho. A relação causal entre existência destes ganhos excedentes de renda e o crescimento desequilibrado do mercado de trabalho é endossada pelo aumento da participação da renda do trabalho nos rendimentos totais dos indivíduos que compõem a nossa amostra entre 1970 e 1975.

Conforme mostramos na tabela 4, a renda do trabalho representava, em 1970, mais de 80% dos rendimentos dos indivíduos das cinco primeiras classes, sendo que esse percentual caía apenas para 79%, 72% e 61% para os indivíduos das classes 6, 7 e 8 respectivamente. Além disso, cabe lembrar que a participação da renda do trabalho na renda total aumentou para todas as classes de renda em 1975, como pode ser visto na tabela 5.

5. Mobilidade entre classes de renda: a matriz de procedência expandida

No item anterior analisamos apenas um dos aspectos redistributivos do crescimento econômico, que é a mobilidade da força de trabalho já empregada entre as diversas classes de renda. Pela metodologia utilizada, foi possível estimar, inclusive, a mobilidade negativa das classes inferiores de renda. Entretanto, para melhor compreendermos o fenômeno, seria interessante estudarmos também as origens dos indivíduos que compunham as diversas classes de renda em 1975. Este estudo

¹⁶ As taxas de crescimento do produto durante os anos cobertos pela análise foram: 1970 - 9,5; 1971 - 11,3; 1972 - 10,4; 1973 - 11,3; 1974 - 9,6; 1975 - 4,0.

¹⁷ Quando nos referimos à mobilidade positiva da população empregada, estamos aludindo à nossa amostra, uma vez que, por se tratar dos mesmos indivíduos que declararam renda em 1970 e 1975, ela se refere à mão-de-obra empregada.

¹⁸ Os dados utilizados não permitem distinguir entre ganhos transitórios de renda e o conceito, de fato relevante, que seria o de renda permanente. Portanto, a interpretação do grau de mobilidade, tanto absoluta quanto relativa, deve levar em conta esta limitação.

foi apresentado no item 3 por meio da estimação das matrizes de procedência. Verificamos então que, em virtude dos limites de isenção, não possuíamos informações a respeito da procedência inferior dos indivíduos que se encontravam nas primeiras classes de renda em 1975.

Em termos de classes de renda, a origem dos indivíduos que compõem as primeiras classes em 1975 é da maior importância, pois é razoável esperar que exatamente aí deverão concentrar-se aqueles que, em anos anteriores, tinham um nível ainda mais baixo de renda, bem como grande parcela daqueles que estão ingressando pela primeira vez no mercado de trabalho.¹⁹

Dessa forma, o estudo da procedência ou da origem dos indivíduos que se encontravam nas primeiras classes de renda em 1975 poderá ser útil para distinguir dois fenômenos distintos e que também fazem parte dos efeitos do desenvolvimento econômico sobre a distribuição de renda: a mobilidade das baixas camadas da população e a absorção de novos indivíduos no mercado de trabalho.

Ao analisarmos as duas amostras para 1975, ou seja, a amostra que contém todos os declarantes do imposto de renda²⁰ em 1975 e aquela que apenas considera os declarantes em 1975 que também declararam em 1970, verificamos que existe uma diferença de frequência entre ambas, por classe de renda (ver tabela 1 no anexo estatístico.)

Essa diferença, na realidade, engloba tanto os indivíduos que em 1970 recebiam rendimentos inferiores ao nível de isenção, como também aqueles que não participavam do mercado de trabalho e ingressaram durante o período coberto pela análise, isto é, entre 1970 e 1975.

Nosso objetivo é dissociar esses dois fenômenos com o intuito de, em primeiro lugar, analisar as procedências das classes inferiores de renda, ou seja, o grau de mobilidade no mercado de trabalho na faixa de baixa renda; em segundo lugar, de estudar a distribuição dos elementos recém-ingressados no mercado.

Desenvolveremos aqui uma metodologia para estimar as origens dos indivíduos que compunham as primeiras classes de renda em 1975, mas já se encontravam no mercado de trabalho em 1970, tendo sido excluídos das estatísticas apenas por não atingirem o nível de isenção naquele ano.

5.1 Descrição metodológica e resultados empíricos

No item 3 analisamos duas matrizes de procedência que denominamos matriz de procedência absoluta e matriz de procedência relativa.

¹⁹ A primeira classe de renda em 1975 corresponde a Cr\$ 26 mil por ano ou Cr\$ 2 mil por mês. Esse montante equivalia, na época, a 3,75 salários mínimos. Portanto, a absorção de novos indivíduos pelo mercado de trabalho a que estamos nos referindo cobre a mão-de-obra com algum nível de qualificação.

²⁰ Por declarante deve-se entender o indivíduo com rendimento bruto acima do nível de isenção.

Para efeito da presente análise, trabalharemos apenas com a matriz de procedência relativa, por considerarmos que este conceito de mobilidade é o que guarda relação mais estreita com a mudança da renda real em termos relativos.

Nosso objetivo é estimar um triângulo de procedência que, acoplado a essa matriz, nos forneça as origens das primeiras classes em 1975, ou seja, construir um trapézio da forma ilustrada na tabela 15.

Nesse trapézio, o elemento $d_{\bar{3}1}$ representa o percentual dos indivíduos da classe 1 em 1975 que se originou da classe $\bar{3}$ em 1970. O elemento $d_{\bar{2}1}$ representa o percentual dos indivíduos da classe 1 em 1975 que proveio da classe $\bar{2}$ em 1970, e assim por diante.

Consideramos também que a procedência de quatro classes inferiores seria suficiente para explicar o fenômeno dos indivíduos que se encontravam no mer-

Tabela 15
Trapézio de procedência

Classes de renda 1970	Classes de renda - 1975							
	1	2	3	4	5	6	7	8
- 3	$d_{\bar{3}1}$							
- 2	$d_{\bar{2}1}$	$d_{\bar{2}2}$						
- 1	$d_{\bar{1}1}$	$d_{\bar{1}2}$	$d_{\bar{1}3}$					
0	d_{01}	d_{02}	d_{04}					
1	d_{11}	d_{12}	d_{13}	d_{14}	c_{15}	c_{16}	c_{17}	c_{18}
2	d_{21}	d_{22}	d_{23}	d_{24}	c_{25}	c_{26}	c_{27}	c_{28}
3	d_{31}	d_{32}	d_{33}	d_{34}	c_{35}	c_{36}	c_{37}	c_{38}
4	d_{41}	d_{42}	d_{43}	d_{44}	c_{45}	c_{46}	c_{47}	c_{48}
5	d_{51}	d_{52}	d_{53}	d_{54}	c_{55}	c_{56}	c_{57}	c_{58}
6	d_{61}	d_{62}	d_{63}	d_{64}	c_{65}	c_{66}	c_{67}	c_{68}
7	d_{71}	d_{72}	d_{73}	d_{74}	c_{75}	c_{76}	c_{77}	c_{78}
8	d_{81}	d_{82}	d_{83}	d_{84}	c_{85}	c_{86}	c_{87}	c_{88}

cado de trabalho em 1970 e foram excluídos da amostra por receberem renda abaixo do nível de isenção.

A análise das diferenças de frequência por classe de renda entre a amostra que contém todos os indivíduos e a que contém os mesmos revela, entretanto, uma excessiva diferença entre as primeiras classes, que vai decrescendo até tornar-se praticamente insignificante na oitava classe.

Essas diferenças, entretanto, englobam os dois fenômenos que queremos distinguir, ou seja, parte da diferença decorre do ingresso de novos indivíduos no mercado de trabalho durante o período coberto pela análise, e outra deve-se ao ingresso de indivíduos que já se encontravam no mercado de trabalho em 1970, mas foram excluídos da amostra por receberem renda inferior ao limite da isenção.

Em virtude da hipótese de que a procedência de quatro classes inferiores seria suficiente para detectar a origem dos indivíduos excluídos da amostra (mas que já se encontravam no mercado de trabalho), as diferenças entre as frequências das amostras para as classes 5, 6, 7 e 8 serão consideradas como representativas dos indivíduos que ingressaram no mercado de trabalho durante o período.

Essas diferenças, divididas pelas frequências da amostra que contém todos os indivíduos, nos dá o percentual de ingresso no mercado de trabalho que denominamos PIM. Essa variável assumiu os valores 14,4%, 9,28%, 8,25% e 6,87% para a quinta, sexta, sétima e oitava classes, respectivamente.

Resta-nos agora estimar os percentuais que ingressaram no mercado, nas primeiras classes. Entretanto, para obtermos esses valores temos que, primeiro, desenvolver uma metodologia que nos permita estimar o percentual dos indivíduos que estavam nas quatro primeiras classes de renda em 1975 e que se originaram de classes inferiores. Uma vez obtidos esses percentuais, poderemos então, por resíduo, estimar os percentuais de ingresso no mercado de trabalho.

O problema para realizarmos esta estimativa é que, ao contrário do que ocorreu no item 4, não temos o número exato de pessoas que se originaram de classes inferiores de renda, pois agora a diferença entre as amostras engloba, como dissemos, não apenas os que se originaram de classes inferiores, mas também os novos participantes do mercado de trabalho. Para isolarmos os dois fenômenos dispomos apenas das probabilidades de procedência de classes inferiores, constantes da matriz de procedência relativa estimada no item 3. Assim, essas probabilidades assumem um papel crítico em nossa metodologia e, por conseguinte, requerem uma análise um pouco mais profunda.

Esse maior cuidado é necessário pelo fato de que, em nossa análise, temos trabalhado com uma amostra que pode ser considerada, na verdade, como representativa da cauda de uma distribuição de Pareto. Assim, os padrões de comportamento observados se referem aos estratos mais elevados de renda. Ao tentarmos extrapolar para o limite inferior da distribuição os padrões de mobilidade observados em nossa amostra, podemos incorrer em erro, uma vez que, como sabemos, as distribuições de renda, no trecho relativo às baixas rendas, apresentam um perfil diverso.

De fato, quando trabalhamos com observações referentes à cauda da distribuição de Pareto, ou seja, com uma amostra em que o nível de renda é relativamente elevado, as frequências, por classe de renda, tendem a reduzir-se à medida que caminhamos em direção aos altos estratos. Esse fenômeno faz com que os percentuais de mobilidade positiva, medidos por meio da matriz de transição, sejam substancialmente menores do que os percentuais de procedência inferior correspondentes, medidos por meio da matriz de procedência, isto é, se N_{ij} indivíduos se deslocam da classe i para a classe j , no período considerado, o elemento a_{ij} na matriz de transição seria definido por $\frac{N_{ij}}{N_i}$, ao passo que o elemento c_{ij} da matriz de procedência seria definido $\frac{N_{ij}}{N_j}$. Assim, na medida em que $N_i > N_j$, obteremos $a_{ij} < c_{ij}$.

Essa discrepância entre as duas medidas de mobilidade tende a diminuir na vizinhança da mediana da distribuição que, no caso das distribuições de renda, se localiza em níveis mais baixos de renda. E a razão para essa redução é a menor diferença entre as frequências entre classes sucessivas de renda.

Analogamente, ao considerarmos uma distribuição de renda por decis, observamos que, no trecho relativo à cauda da distribuição, os rendimentos médios dos decis tendem a crescer exponencialmente, e que no trecho correspondente à mediana, a taxa de crescimento dos rendimentos médios entre os decis é praticamente constante. Portanto, a constância do crescimento dos rendimentos médios em uma distribuição decilica é evidência de que as observações se referem a um segmento em torno da mediana da distribuição.

Em seu trabalho *Distribuição da renda e desenvolvimento econômico*, Carlos Geraldo Langoni²¹ apresenta os rendimentos médios por decis, de uma distribuição de renda obtida a partir de dados censitários.

A tabela 16 mostra os resultados obtidos por Langoni. A terceira coluna foi calculada por nós.

Como se pode observar, as taxas de crescimento das rendas médias entre os decis se estabilizam entre o quarto e o sétimo decil. Nesse trecho, a renda média é de Cr\$ 100 a Cr\$ 200 por mês, o que corresponde a Cr\$ 1.300 a Cr\$ 2.600 por ano. Esse valor nos mostra que nas classes de renda consideradas em nosso trabalho, as frequências, por classe de renda, devem-se estabilizar abaixo do limite inferior de nossa amostra, ou seja, os percentuais de transição se aproximariam dos de procedência apenas para as primeiras classes.

Assim, somente no limite inferior de nossa distribuição N_i se aproximaria de N_j e, portanto, a_{ij} na matriz de transição se aproximaria de c_{ij} na matriz de procedência.

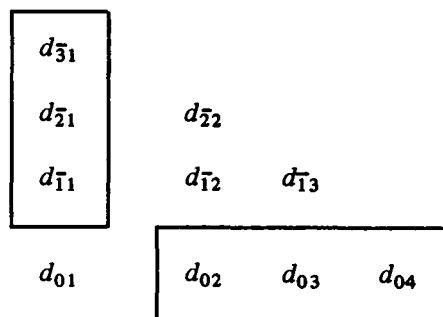
²¹ Langoni (1973). p. 21, tabela I.1.

Taxas de crescimento da renda média por decis

Decil	Renda média Cr\$ de 1970 por mês	Taxa de crescimento da renda
10 ⁻	32,69	
10	57,86	76,9
10	84,65	46,3
10	107,41	26,9
10	141,54	31,7
10	173,87	22,8
10	203,23	16,8
10	280,59	38,1
10	426,89	52,1
10 ⁺	1.309,87	206,8

Fonte: Langoni (1973) p. 21, tabela I.1.

O nosso objetivo é estimar um triângulo, tal como descrito a seguir.



Os três elementos emoldurados pelo retângulo na base do triângulo, ou seja, os elementos d_{02} , d_{03} e d_{04} ²² podem ser estimados a partir das informações contidas na matriz de procedência original, pois ainda se referem à extremidade superior da cauda da distribuição de Pareto. Além disso, a grande estabilidade dos elementos c_{ij} na matriz de procedência para $i = j - 2$, $i = j - 3$ e $i = j - 4$ sugere

²² A classe zero é a primeira classe inferior não observada.

que os valores dessas diagonais devem ser adotados como probabilidades de procedência de duas, três e quatro classes inferiores. Assim, tomamos a média dos valores das diagonais correspondentes e estimamos os valores d_{02} , d_{03} e d_{04} .

Entretanto, os elementos do cateto vertical do triângulo d_{31} , d_{21} e d_{11} referem-se aos indivíduos que, estando na primeira classe de renda em 1975, se originaram de classes ainda mais baixas de renda. Portanto, a extrapolação para esses indivíduos dos padrões de comportamento vigentes para a cauda da distribuição não nos parece adequada. Tomamos assim, para sua estimação, as informações a partir da primeira linha da matriz de transição (tabela 8).²³

Com efeito, como dissemos anteriormente, nos baixos níveis de renda, ou seja, ao redor da mediana da distribuição, os percentuais de mobilidade medidos por meio da matriz de procedência devem-se aproximar daqueles estimados a partir da matriz de transição. Por isso tomamos os elementos a_{13} , a_{14} e a_{15} da matriz de transição como estimadores dos elementos d_{11} , d_{21} e d_{31} do triângulo a ser acoplado à matriz de procedência, uma vez que aqueles elementos representam probabilidades de dois, três e quatro saltos positivos.

Assim formamos o seguinte triângulo:

0,01			
0,04	d_{22}		
0,12	d_{12}	d_{13}	
d_{01}	0,18	0,09	0,04

onde os valores d_{01} , d_{22} , d_{12} e d_{13} precisam ainda ser estimados.

Sabemos que os elementos d_{31} , d_{22} , d_{13} e d_{04} do triângulo, ou seja, os elementos da hipotenusa são probabilidades de procedência de quatro classes inferiores. Destes elementos temos duas estimativas, uma proveniente da matriz de transição (d_{31}) e outra proveniente da matriz de procedência (d_{04}). Assim, estimamos os valores d_{22} e d_{13} por interpolação, resultando, nos valores 0,02 para d_{22} e 0,03 para d_{13} . A razão para a interpolação é que à medida que caminhamos de d_{04} para d_{31} saímos da cauda da distribuição para penetrarmos no trecho relativo às baixas rendas.

O elemento d_{12} do triângulo, por razão análoga, foi estimado pela média entre os elementos d_{21} e d_{03} do triângulo que correspondem, respectivamente,

²³ Mesmo considerando os elementos da primeira linha da matriz de transição, estamos ainda extrapolando para as classes 0, -1, -2 e -3 os padrões de mobilidade da classe 1 que, como sabemos, corresponde ao nível de 3,75 salários mínimos. Na medida em que estes indivíduos têm nível de qualificação superior ao dos indivíduos das classes inferiores, as evidências sobre o formato dos perfis renda idade, por nível de qualificação, sugerem que talvez estejamos superestimando o grau de mobilidade, pois os perfis costumam crescer mais lentamente quanto menor o nível de educação. Entretanto, estas são as únicas informações que possuímos.

aos elementos a_{14} das matrizes de transição e de procedência. Tal procedimento resultou no valor 0,07.

Resta estimar o elemento d_{01} . Para tanto tomamos os valores a_{12} das matrizes de transição e de procedência das Tabelas 8 e 10 e calculamos a média, resultando 0,33.

Usando esta metodologia, o triângulo completo seria:

0,01			
0,04	0,02		
0,12	0,07	0,03	
0,33	0,18	0,09	0,04
0,50	0,27	0,12	0,04

Ao incorporarmos esse triângulo à matriz de procedência, temos que ajustar os elementos das quatro primeiras colunas de forma a continuarem somando 1.

A matriz de procedência expandida consta da tabela 18.

5.2 A matriz de procedência relativa expandida

A tabela 17 mostra a matriz de procedência relativa expandida, após os ajustes impostos pela incorporação do triângulo referente à procedência inferior das quatro primeiras classes.

Como podemos observar, os percentuais de procedência inferior (mobilidade positiva) são significativamente maiores do que os de procedência superior. Estes resultados, por se referirem ao mesmo fenômeno analisado anteriormente por meio da matriz de transição, são extremamente importantes, pois mostram que os pequenos percentuais de mobilidade positiva então encontrados²⁴ decorrem basicamente da forma como a matriz é construída, dado o decréscimo de frequências que normalmente se observa por classe de renda, à medida que caminhamos em direção às faixas de renda mais elevadas. Com efeito, os percentuais de mobilidade na matriz de transição referem-se às classes de origem, ao passo que na matriz de procedência se relacionam com as classes-destino.

A partir da matriz de procedência relativa expandida foram calculadas as seguintes estatísticas:

1. Procedência estável

$$PE = d_{ij}, \text{ para } i = j$$

²⁴ Ver tabela 13.

Tabela 17
Matriz da procedência relativa expandida

Classes de renda 1970	Classes de renda – 1975							
	0,1	0,2	0,3	0,4	0,5	0,6	0,7	0,8
– 3	0,01							
– 2	0,04	0,02						
– 1	0,12	0,07	0,03					
0	0,33	0,18	0,09	0,04				
1	0,295	0,256	0,16	0,08	0,04	0,02	0,01	0,01
2	0,155	0,300	0,28	0,16	0,08	0,04	0,03	0,02
3	0,035	0,131	0,29	0,30	0,17	0,08	0,05	0,03
4	0,010	0,029	0,11	0,30	0,31	0,18	0,09	0,05
5	0,005	0,007	0,03	0,10	0,28	0,32	0,19	0,09
6			0,01	0,02	0,08	0,26	0,31	0,16
7					0,02	0,08	0,23	0,24
8					0,01	0,02	0,09	0,40
Procedência inferior	0,50	0,52	0,56	0,58	0,60	0,64	0,68	0,60
Procedência superior	0,21	0,17	0,15	0,12	0,11	0,10	0,09	

2. Procedência superior

$$PS = \sum_{i>j} d_{ij}$$

Esta medida nos dá a probabilidade total de que os indivíduos da classe j em 1975 tenham tido origem em classes de renda superiores a j em 1970.

3. Procedência inferior

$$PI = \sum_{i<j} d_{ij}$$

Esta medida nos dá a probabilidade total de que os indivíduos da classe j em 1975 tenham tido origem em classes de renda inferiores a j em 1970.

4. Procedência ascendente média

$$PAM = (\sum_{i<j} d_{ij} [i - j]) \div \sum_{i<j} d_{ij}$$

Esta medida mostra o número médio de classes a que os indivíduos da classe j em 1975 ascenderam desde 1970.

5. Procedência descendente média

$$PDM = (\sum_{i>j} d_{ij} [i - j]) \div \sum_{i>j} d_{ij}$$

Esta medida mostra o número médio de classes que os indivíduos da classe j em 1975 descenderam desde 1970.

6. Salto esperado

$$SE = \sum_i d_{ij} (j - i)$$

Esta estatística mostra de quantas classes distantes de j se espera que os indivíduos que compõem a classe j , em 1975, tenham-se originado em 1970.

Os resultados que resumem as estatísticas apresentadas, contidos na tabela 18, merecem alguns comentários. Como se pode observar, os percentuais de procedência inferior são substancialmente maiores do que os percentuais de procedência superior; isto significa que os indivíduos que compõem as diversas classes de renda em 1975, em grande maioria, se originaram de classes de renda inferiores. Tal fato se reflete na estatística por nós denominada *salto esperado*, que se mostra positiva para todas as classes de renda.

Este resultado complementa e esclarece o obtido na tabela 14, quando encontramos, a estatística *salto esperado* com valores negativos para todas as classes de renda.

Tabela 18
Estatísticas de mobilidade relativa II
Resumo de estatísticas obtidas a partir
da matriz de procedência relativa expandida

Classes de renda	PE	PS	PI	PAM	PDE	SE
1	0,30	0,21	0,50	1,46	1,31	+ 0,46
2	0,30	0,17	0,52	1,74	1,24	+ 0,70
3	0,29	0,15	0,56	1,77	1,33	+ 0,79
4	0,30	0,12	0,58	1,76	1,17	+ 0,88
5	0,28	0,11	0,60	1,75	1,36	+ 0,90
6	0,26	0,10	0,64	1,84	1,20	+ 1,06
7	0,23	0,09	0,68	2,01	1,00	+ 1,26
8	0,40	0,00	0,60	2,28		+ 1,37

Com efeito, a aparente contradição de resultados é um fenômeno característico dos processos dinâmicos, compatível, inclusive, com uma estabilidade da distribuição ao longo do tempo; a razão para esse fenômeno reside no fato de os percentuais de mobilidade positiva referentes às classes de origem na matriz de transição serem menores do que os percentuais de origem inferior correspondentes, que se relacionam com as classes-destino na matriz de procedência.

5.3 Absorção da mão-de-obra por classes de renda

A análise até aqui desenvolvida se preocupou em expandir a amostra-interseção dos anos 70 e 75 visando incorporar os indivíduos que, por problemas de nível de isenção, tinham sido excluídos.

Como um subproduto da metodologia, foi possível identificar também a distribuição, por classe de renda, dos indivíduos que ingressaram no mercado de trabalho durante o período coberto pela análise.

Com efeito tínhamos a estatística PIM (percentuais de ingresso no mercado) para as classes 8, 7, 6 e 5. Resta-nos estimar essa estatística para classes 4, 3, 2 e 1.

A soma das quatro primeiras linhas do triângulo incorporado à matriz é 0,50, 0,27, 0,12, 0,04 para as primeira, segunda, terceira e quarta classes, respectivamente.

Podemos, portanto, a partir das frequências absolutas destas classes, na amostra dos mesmos indivíduos, estimar as frequências efetivas em 1975. Por frequência efetiva entendemos todos os indivíduos que estavam nas classes 1, 2, 3 e 4 em 1975, incluindo aqueles que, na amostra dos mesmos indivíduos, foram excluídos por se situarem abaixo do nível de isenção em 1970, mas já se encontravam no mercado de trabalho em 1970.

Essa estimativa foi feita a partir dos seguintes cálculos:

$$\frac{F_j^{75}}{E_j} = \frac{F_j^{75}}{M_j} \div (1 - \sum_{i < 0} d_{ij}), \text{ para cada } j.$$

onde

$\frac{F_j^{75}}{E_j}$ = Frequência efetiva da classe j em 1975

$\frac{F_j^{75}}{M_j}$ = Frequência da classe j em 1975 da amostra que contém os mesmos indivíduos (coluna B da tabela 2 do anexo estatístico).

A tabela 19 mostra os resultados dessas estimativas.

Uma vez estimadas as frequências efetivas, para 1975 (coluna C da tabela 19), podemos calcular o número de indivíduos que devem ter ingressado no mercado de trabalho para as quatro primeiras classes de renda simplesmente subtraindo as frequências efetivas das frequências absolutas da amostra que contém todos os

Tabela 19
Percentuais de ingresso: exemplo metodológico

Classes de renda	Frequências absolutas da amostra que contém todos os indivíduos	Frequências absolutas da amostra que contém os mesmos indivíduos	Frequências efetivas 1975 = coluna B desta tabela dividida por $(1 - \sum d_{ij})$ para $i < 0$	Indivíduos que ingressaram no mercado de trabalho	Estatística PIM $PIM = (D) : (A)$
	(A)	(B)	(C)	(D) = (A) - (C)	(E)
1	1.043.496	398.527	797.054	246.442	23,6
2	699.338	390.490	534.917	164.421	23,5
3	431.749	301.997	343.178	88.571	20,5
4	248.403	196.866	205.068	43.335	17,4

Fonte: Tabela 1 do anexo estatístico.

indivíduos. Esse resultado está na coluna *D* da tabela 19: Com essa informação podemos obter a estatística PIM (percentual de ingresso) para as primeiras classes, cujo resultado consta da coluna *E*.

A estatística PIM para as oito classes consta da tabela a seguir.

Tabela 20
Percentuais de ingresso

Classes de renda	PIM
1	23,6
2	23,5
3	20,5
4	17,40
5	14,40
6	9,28
7	8,25
8	6,87

Podemos assim calcular a distribuição de frequência, por classe de renda, dos indivíduos recém-ingressados no mercado de trabalho. Os resultados estão na tabela 21.

Como não dispomos de informação quanto às rendas individuais destes novos trabalhadores, a presente tabela não permite um estudo mais profundo sobre a distribuição da renda deste segmento do mercado de trabalho. Entretanto, seria sem dúvida valioso que em estudos futuros se analisasse, de forma desagregada, inclusive por categorias ocupacionais, a distribuição destes novos participantes; isto certamente contribuiria para complementar a evidência dos efeitos que o crescimento desequilibrado do mercado de trabalho teve sobre a distribuição de renda no Brasil, nos últimos anos.

Tabela 21
Distribuição de renda: novos trabalhadores

Classes de renda 1975	Indivíduos que ingressaram no mercado de trabalho durante o período coberto pela análise (A)	Frequência relativa (%)
1	246.442	43,41
2	164.421	28,96
3	88.508	15,59
4	43.222	7,61
5	18.107	3,19
6	4.826	0,85
7	1.498	0,26
8	637	0,11
Total	567.661	

Fonte: Tabela 19 (quatro primeiras linhas, coluna A); e tabela 1 do anexo estatístico.

6. Comentários finais

O objetivo central deste trabalho foi o de fornecer evidência empírica a um fenômeno frequentemente citado em estudos sobre distribuição de renda, mas raramente mensurado: a mobilidade dos indivíduos entre as classes de renda.

Na verdade, o processo de desenvolvimento econômico, em virtude de suas características essencialmente dinâmicas, tem seus efeitos positivos quase sempre subestimados quando analisados a partir da comparação estática de dois momentos distintos no tempo.

Com base nos dados do imposto de renda foi possível selecionar amostras, em 1970 e 1975, compatíveis com as exigências de construção de matrizes de mobilidade, que constituem o instrumental adequado à análise da distribuição de renda em um contexto dinâmico.

Com efeito, a concentração da renda que costuma ocorrer nos estágios iniciais do processo de desenvolvimento pode gerar tensões sociais nas classes ainda não beneficiadas pelo desenvolvimento, e a probabilidade de que essas tensões surjam, bem como o período de tempo necessário à sua eclosão, são inversamente proporcionais, dentre outros fatores, ao grau de mobilidade da sociedade.

Hirschman (1973), analisando esse tipo de fenômeno, denominou *efeito túnel* o fato observado de que indivíduos, mesmo não se beneficiando nos estágios iniciais do desenvolvimento, auferem ganhos de utilidade decorrentes da formação de expectativas positivas com relação ao futuro. A analogia por ele estabelecida usa a imagem de um túnel engarrafado em que os indivíduos da pista da esquerda, apesar de terem seus veículos ainda imobilizados, se alegram ao verem que os veículos da pista da direita avançam. Esse aumento de satisfação decorre da expectativa de que em breve seus veículos também se movimentarão.

Em termos sociais, uma grande mobilidade entre as classes de renda geraria esse mesmo tipo de expectativa entre as camadas de renda mais baixas, o que permitiria a convivência socialmente pacífica com o aumento transitório de desigualdades relativas.

O fenômeno de desigualdade com mobilidade ajudaria a explicar, inclusive, por que em certas sociedades foi possível realizar as transformações inerentes ao desenvolvimento econômico, com um grau razoável de estabilidade social e política, e em outras, não.

Na verdade, a mobilidade entre as classes de renda é o fator determinante da distribuição futura da renda. O fato de, em termos relativos, a mobilidade ser mais intensa nas faixas de baixa renda, como foi evidenciado no presente estudo, é um indicador poderoso de que não existe uma tendência crônica à deterioração da distribuição, como geralmente se costuma interpretar o agravamento das medidas estáticas de desigualdade.

O confronto dos resultados obtidos nas matrizes de transição e procedência relativas permitiu visualizar, com bastante exatidão, como vêm-se processando as transformações da distribuição de renda ao longo do tempo na economia brasileira. De fato, as análises tradicionais, por meio de medidas sintéticas de desigualdade, dão pouca evidência dos constantes ganhos e perdas de posição, em termos relativos, que resultam dos processos de ajustamento das forças de mercado em um contexto dinâmico.

O desenvolvimento econômico, ao criar oportunidades de ascensão em termos de classes de renda, faz com que na composição das classes mais elevadas se observem percentuais crescentes de indivíduos originários de camadas inferiores. Essa observação é flagrante na matriz de procedência expandida.

Paralelamente, pela matriz de transição constata-se também a perda de posição relativa de alguns indivíduos nas mais variadas faixas de renda.

Esses fenômenos, conjugados, dão uma idéia da ambigüidade em que normalmente se incorre quando se tenta atribuir julgamentos a respeito de perdas ou ganhos de bem-estar social a partir de medidas estáticas de desigualdade. Na verdade, como a composição das classes de renda se altera ao longo do tempo, o fato de o decil de renda mais elevada aumentar sua participação relativa não significa necessariamente que uma mesma parcela da população, ou seja, um mesmo grupo de indivíduos passou a se apropriar de uma fatia maior da renda nacional.

Como podemos ver na matriz de procedência expandida, 60% dos indivíduos que compunham a quinta classe de renda em 1975 (Cr\$ 14.286 a Cr\$ 21.168 por mês) provieram de classes inferiores, sendo que 31% se originaram da quarta classe (Cr\$ 9.461 a Cr\$ 14.286 por mês), 17% da terceira (Cr\$ 6.506 a Cr\$ 9.461 por mês), 8% da segunda (Cr\$ 4.391 a Cr\$ 6.506 por mês) e 4% da primeira (Cr\$ 2.963 a Cr\$ 4.391 por mês).

Esses percentuais de procedência inferior se mantêm crescentes até a sétima classe quando atingem 68%.

Esse tipo de comentário leva à conclusão natural de que, mais importante do que o acompanhamento permanente dos índices de Gini ou outras medidas convencionais de desigualdade, deve ser o cuidado com a manutenção dos canais de ascensão social, o que só é possível pela manutenção de elevadas taxas de crescimento da renda.

Se adicionarmos ao aspecto da mobilidade o problema da absorção dos novos participantes do mercado de trabalho, veremos que apenas mediante o crescimento contínuo e acelerado poderemos manter a proliferação das oportunidades de emprego que, em última instância, é uma das principais condicionantes da distribuição futura de renda.

Abstract

No study on income distributions in Brazil considers, in its empirical form, the problem of mobility. In this work I develop empirical measurements of the matrices of mobility transition and origin.

The data used are those from personal income tax statements from 1970 and 1975. These matrices, as well as the statistics derived from them, are useful tools to analyse the dynamic phenomenon of individual mobility among the income brackets. This kind of analysis permits better inferences about the future income distribution.

Anexo estatístico

Tabela 1
Frequências absolutas por classes de renda – 1970*

Classes de renda	Amostra com todos os indivíduos	Amostra com os mesmos indivíduos (2)	Amostra com os mesmos indivíduos (1)
1	868.967	448.021	613.954
2	582.724	428.729	472.114
3	338.946	283.310	293.613
4	191.784	167.551	170.636
5	94.181	83.934	84.900
6	39.985	35.829	36.132
7	15.078	13.418	13.494
8	8.136	7.177	7.224

Fonte: Serpro/IRPF.

* As colunas (1) e (2), apesar de se referirem ao mesmo ano e para a amostra com os mesmos indivíduos, apresentam valores distintos porque as amostras interseção 1970/1975 englobam números diferentes de indivíduos, dependendo das classes de renda consideradas. Dentro do conceito de equivalência absoluta, o limite inferior das classes de renda em 1975 é mais baixo, por isso a amostra interseção é maior. Assim, os dados da coluna (1) foram utilizados para expandir a matriz de transição absoluta e os da coluna (2) para expandir a matriz de transição relativa.

Tabela 2
Frequências absolutas por classes de renda – 1975

Classes de renda*	Amostra com todos os indivíduos (A)	Amostra com os mesmos indivíduos (B)
1	1.043.496	398.527
2	699.338	390.490
3	431.749	301.997
4	248.403	196.866
5	125.745	107.606
6	52.008	47.178
7	18.163	16.663
8	9.281	8.643

Fonte: Serpro/IRPF.

* Classes de renda definidas dentro do conceito de equivalência relativa.

Bibliografia

- Aigner, D. J. & Heins, A. J. A Social welfare view of the measurement of income equality. *Journal of Economic Theory*, 2: 12-25, 1967.
- Atkinson, A. B. On the measurement of inequality. In: _____, ed. *Wealth, income & inequality*. Middlesex, Penguin Modern Economics Readings, 1973. p. 46-68.
- Becker, G. Human capital. 2. ed. New York, Columbia University Press, 1975.
- Castello Branco, R. C. *Crescimento acelerado e o mercado de trabalho: a experiência brasileira*. Tese de doutoramento submetida à Escola de Pós-Graduação em Economia da Fundação Getúlio Vargas. Rio de Janeiro, jun. 1977.
- Chiswick Barry, R. Earnings inequality and economic development. *Quarterly Journal of Economics*, v. 85, Feb. 1971.
- Duarte, João C. *Aspectos da distribuição de renda 1970*. Universidade de São Paulo, Escola de Agricultura, 1971. mimeogr.
- Fields, Gary S. Who benefits from economic development: a re-examination of Brazilian growth in the 1960's. *American Economic Review*, 67 (4): 570, Sept. 1977.
- Fishlow, Albert. Brazilian size distribution of income. *American Economic Review*, 62: 391, May 1972.
- Hirschman, A. O. The Changing tolerance for income inequality in the course of economic development. *Quarterly Journal of Economics*, p. 544, Nov. 1973.
- Hoffman, R. *Contribuição à análise da distribuição de renda e da posse da terra no Brasil*. Universidade de São Paulo, Escola de Agricultura, 1971. mimeogr.
- Kemeny, John G. & Snell, J. Laurie. *Finite markov chains*. Princeton, D. Van Nostrand, 1960.
- Kuznets, Simon. Quantitative aspects of the economic growth of nations. VII Distribution of Income by Size. *Economic Development and Cultural Change*, 11 (2), part 2, Jan. 1973.
- Langoni, Carlos G. *Distribuição de renda e desenvolvimento econômico*. Rio de Janeiro, Expressão e Cultura, 1973.
- _____. Income distribution and economic development: the Brazilian case. Paper presented at the Third Econometric Society World Congress. Toronto, Canada, Aug. 1975.
- Mincer, J. On the job training: costs, returns and some implications. *Journal of Political Economy*, Supplement, part 2, 70 (5): 50-79, Oct. 1962.
- _____. *Schooling, experience and earnings*. New York, Columbia University Press, 1974.
- Morley, Samuel A. & Williamson, Jeffrey G. Growth wage policy and inequality: Brazil during the sixties. University of Wisconsin, Social Systems Research Institute, July 1975. mimeogr.
- Paukert, Felix. Income distribution at different levels of development: survey of evidence. *International Labor Review*, Aug./Sept. 1973.
- Senna, J. J. Schooling, job experience and earning in Brazil. Tese de doutoramento não-publicada. The Johns Hopkins University, 1975.
- Szal, Richard T. & Sherman Robinson. *Measuring income inequality*. Princeton University, Sept. 1974. mimeogr.
- Welch, Finis. Education in production. *Journal of Political Economy*, n. 78, Jan./Feb. 1970.