CONSIDERAÇÕES SOBRE A EVOLUÇÃO RECENTE DA DISTRIBUIÇÃO DA RENDA NO BRASIL

1. A curva de Pareto e a interpretação de leis econômico-sociais;

2. Distribuição da renda e desenvolvimento econômico do Brasil;

3. Os índices de concentração da renda entre assalariados do setor urbano.

Rodolfo Hoffmann *

Neste trabalho ansinalaremos a existência de um processo de aumento da concentração da distribuição da renda no Brasil em geral e, particularmente, entre empregados da indústria e do setor de comércio e serviços. Analisaremos, sumariamente, algumas das causas desse processo. Inicialmente, discutiremos a interpretação da lei de Pareto e das leis socioeconômicas relativas à distribuição da renda, em geral.

1. A CURVA DE PARETO E A INTERPRETAÇÃO DE LEIS ECONÔMICO-SOCIAIS

Em 1897, no seu *Cours d'économie politique,* Pareto mostrou que as distribuições de renda em vários países obedeciam à relação:

$$u = \frac{A}{(v + K)^a},$$

onde:
v = renda por pessoa
u = número de pessoas com renda maior que v
A, K, a = parâmetros.

Pareto considerava que a distribuição da renda e da riqueza nas sociedades humanas tendia a se ajustar à lei que ele estabeleceu, independentemente da sua organização econômico-social.[1] Ele verificou que a sua "curva das rendas" era semelhante para diferentes países e em diversos períodos (Inglaterra, Prússia e Saxônia no século XIX, no Peru no século XVIII, na Basiléia medieval, etc.). Com base em dados apresentados por Huberman,[2] verificamos que a curva de Pareto se ajusta bastante bem à distribuição dos escravos entre seus senhores, nos EUA, em 1850 (neste caso u passa a ser o número de senhores que possuem v ou mais escravos cada um). O sistema social (capitalista, feudal, escravista) varia, mas a lei de distribuição — como afirmava Pareto — permanece válida. Lange[3] cita várias pesquisas que mostram que as rendas de um grupo social homogêneo se distribuem segundo uma curva normal simples ou logarítmica, e que a distribuição dos trabalhadores e empregados na Polônia, segundo seus salários no mês de setembro de 1965, se ajusta à distribuição logarítmica-normal (denominada distribuição de Gibrat), e não à distribuição de Pareto. Lange conclui, então, que a lei descoberta por Pareto não é uma lei natural, válida em todos os sistemas sociais. Essa lei é, portanto, uma característica de sistemas sociais em que a riqueza

* Professor livre-docente do Departamento de Ciências Sociais Aplicadas da Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz da Universidade de São Paulo.

O autor agradece à Fundação Ford que, através de convênio com o mencionado Departamento, forneceu recursos financeiros para a realização da pesquisa básica da qual se originou este trabalho.

Considerações sobre a evolução recente da distribuição da renda no Brasil

acumulada possibilita controlar o trabalho criador de nova riqueza, e não de qualquer sociedade humana. [4]

Em relação a certas interpretações da lei de Pareto é interessante lembrar os seguintes comentários feitos por Tawney, [5] em 1929: "há leis científicas que estabelecem relações invariáveis entre fenômenos, e há leis jurídicas que estabelecem como os homens devem conduzir-se, e há leis que não são nem jurídicas nem, no seu sentido mais completo, científicas, embora elas pertençam, sem dúvida, à mesma categoria das últimas. Tais leis não estabelecem relações invariáveis nem indicam uma conduta, mas descrevem como, no geral, sob determinadas condições históricas e legais, e quando condicionados por certas convenções e idéias, grupos específicos de pessoas tendem, em regra, a se comportar". [6]

"É evidente que, como os economistas têm freqüentemente nos lembrado, muitas leis econômicas são do terceiro tipo, não do primeiro nem do segundo. Elas indicam a maneira pela qual, dadas certas condições históricas, certa forma de organização social, e certas instituições jurídicas, a produção tende a ser conduzida e a riqueza distribuída. Elas não são menos instrutivas e úteis por causa disso, ao menos para aqueles que sabem interpretá-las. Mas aqueles que, embora bem sucedidos e ricos, não estão completamente conscientes das armadilhas preparadas aos incautos, e que se deleitam quando ouvem falar de uma lei que dá suporte, como parece a eles, a suas próprias preferências instintivas por sucesso e riqueza, algumas vezes encontram nas leis econômicas uma fonte de confusão intelectual, que é desesperador para qualquer pessoa enfrentar, e em particular, deve-se supor, para os economistas. Eles lançam mão de fórmulas elaboradas para demonstrar que o sistema social particular que foram acostumados a admirar é o produto de forças incontroláveis, com as quais é perigoso a sociedade interferir. Eles se lançam à panacéia da moda no momento para se livrar de suas responsabilidades, jogando-as sobre algum autômato econômico. Como um bêbado que argumenta com seu vício como desculpa para beber, eles apelam para leis econômicas, a maioria das quais são meramente uma descrição da maneira pela qual, em um certo ambiente e em certas circunstâncias, os homens tendem a se comportar, como uma prova de que é impossível para eles modificar seu comportamento." [7]

Embora seja muito antiga a discussão a respeito da compatibilidade entre a existência de leis sociais e a liberdade do indivíduo, e não caiba aqui uma análise mais completa do problema, parece-nos importante afirmar que a existência de leis ou condicionamentos sociais não elimina a responsabilidade do indivíduo, isto é, embora as leis se manifestem através da ação dos homens, estes são responsáveis por estas ações.

É bastante compreensível que certos pensadores, em certas épocas, tenham encarado como "naturais" situações que hoje sabemos serem estabelecidas de acordo com leis ou costumes que dependem do arbítrio dos homens. Ninguém há de negar os méritos de Platão pelo fato de ele ter considerado a escravidão como "natural". É óbvio, entretanto, que o julgamento seria bastante diferente em relação a alguém que tivesse tal concepção atualmente. Da mesma maneira, devemos julgar as idéias de Adam Smith levando em consideração a época em que viveu, quando ganhava vigor o capitalismo competitivo. Sabe-se que Adam Smith considerava "natural" que a organização econômica se baseasse, fundamentalmente, no *laissez-faire,* defendendo, inclusive, a idéia de que se cada um trabalhasse por seu próprio interesse o resultado seria uma melhoria para toda a sociedade. Essa idéia é hoje igualmente defensável?

2. DISTRIBUIÇÃO DA RENDA E DESENVOLVIMENTO ECONÔMICO DO BRASIL

Várias análises mostraram, com base nos resultados preliminares dos censos demográficos de 1960 e de 1970, que houve um nítido aumento no grau de concentração da distribuição da renda no Brasil.

Fishlow [8] verificou que o índice de Gini da distribuição da renda entre a população economicamente ativa, incluindo os que declararam renda nula, passou de 0,59, em 1960 para 0,63, em 1970.

Hoffmann e Duarte, [9] considerando a distribuição da renda entre os indivíduos que declararam renda não-nula (ativos e inativos), mostraram que o valor do índice de Gini cresceu de 0,49 para 0,57, na década 1960-70. O índice P, que é uma modificação do índice de Gini, em cujo cálculo leva-se em consideração a provável desigualdade dentro dos estratos, aumentou de 0,50 para 0,59. Comparando os índices dos

vários setores para as regiões Nordeste, Leste e Sul, os autores constataram que o processo de aumento da concentração foi mais intenso no setor urbano e na região Sul.

Langoni, [10] considerando a população economicamente ativa, exclusive os sem rendimentos, obteve um índices de Gini igual a 0,50 para 1960 e 0,57 para 1970.

Os autores citados utilizaram metodologias diferentes, sendo que Langoni teve acesso aos questionários individuais levantados por ocasião dos censos.

Por que aumentou o grau de concentração da renda no Brasil, no decênio 1960-70, principalmente nos setores secundário e terciário? O processo precisa ser explicado dentro do "modelo" de desenvolvimento brasileiro. Pretendemos que este trabalho represente uma pequena contribuição para o esclarecimento do problema. Não há dúvida de que vários aspectos da política governamental estejam diretamente ligados ao aumento de concentração, como é o caso de:

a) o valor do salário mínimo real caiu drasticamente durante o período. Levando em consideração a criação do 13.º salário em 1962, um índice do valor do salário mínimo real médio na Guanabara, tendo por base o triênio 1959-61 = 100, caiu para 87 no triênio 1962-64, e para 80 e 75 nos triênios 1965-67 e 1968-70, respectivamente; no biênio 1971-72 o valor desse índice é 76. O quadro 1 apresenta os valores médios anuais do salário mínimo real na Guanabara, de 1952 a 1972.

Quadro 1
Valor do salário mínimo real médio na Guanabara, de 1952 a 1972

Ano	Salário mínimo real médio*	Ano	Salário mínimo real médio*
1952	84,5	1963	94,6
1953	73,9	1964	90,6
1954	85,2	1965	92,4
1955	99,8	1966	87,6
1956	102,4	1967	85,6
1957	115,2	1968	84,0
1958	102,4	1969	83,0
1959	117,6	1970	83.2
1960	100,8	1971	83,2
1961	114,4	1972	84,9
1962	105,0		

* Para encontrar esses valores deflacionamos, mês a mês, o salário mínimo vigente na Guanabara e, em seguida, calculamos a média aritmética dos 12 valores reais obtidos para cada ano; a partir de 1962, inclusive, o salário de dezembro foi multiplicado por dois, para levar em consideração o 13.º salário. O deflator usado foi o índice 2 de *Conjuntura Econômica*, com base no triênio 1965-67. Os dados básicos utilizados podem ser encontrados nas páginas 35 e 36 de Estatísticas Básicas, suplemento de *Conjuntura Econômica*, v. 26, n. 11, nov. 1972.

b) Outro fato ligado ao aumento do grau de concentração da distribuição da renda no Brasil, após 1964, é a diminuição do poder de barganha dos sindicatos de trabalhadores, os quais foram objeto de freqüentes intervenções;

c) a instituição do Fundo de Garantia por Tempo de Serviço (em substituição ao sistema de indenização por despedida injusta e de estabilidade do emprego, da CLT), que entrou em vigor a partir de janeiro de 1967, veio facilitar ao empresário a rotação dos empregados, particularmente daqueles não-qualificados. Por ocasião do reajuste salarial, uma empresa pode despedir parte de seus empregados, substituindo-os por outros, aos quais não se aplica o reajuste. Dessa maneira o salário médio da categoria pode crescer muito menos que o percentual estabelecido pelo reajuste concedido de acordo com a política salarial do governo. O Departamento Inter-sindical de Estatística e Estudos Sócio-Econômicos (DIEESE), em pesquisa realizada numa empresa de ônibus de São Paulo, comprovou a existência de tal prática. [11]

A "compressão salarial" ao nível dos trabalhadores pouco qualificados "não impede, mas, antes pelo contrário, ajuda a elevar o nível de remuneração dos assalariados de qualificação mais escassa, pois à medida que a folha de pagamentos das empresas é aliviada pelo menor custo da massa de trabalhadores não-qualificados e simplesmente adestrados, sobram mais recursos para pagar aos qualificados, especializados, técnicos de nível médio e superior, gerentes e administradores, etc.". [12] O pagamento maior aos técnicos de nível médio e superior se impõe, por outro lado, à medida que a importação de tecnologias criadas em economias mais adiantadas expande a demanda por este tipo de força de trabalho. A remuneração dos executivos (diretores, gerentes, etc.), por sua vez, deve estar positivamente correlacionada com os lucros das empresas, ou seja, está diretamente relacionada à taxa de exploração da mão-de-obra nas atividades empresariais "reais". [13]

A "compressão salarial" ao nível dos trabalhadores pouco qualificados, aliada ao crescimento relativamente intenso das remunerações nos estratos salariais elevados, implica, obviamente, o aumento do grau de concentração da distribuição da renda recebida como salário, que ocorreu, e provavelmente ainda está ocorrendo no Brasil. (Ver itens 3.1 e 3.2 deste trabalho.)

Uma das características notáveis de recente trabalho de Langoni sobre a distribuição da renda no Brasil em 1960 e 1970 é a ausência de qualquer análise da política salarial como uma das causas do aumento da concentração no decênio. O autor procura mostrar que a aceleração do crescimento econômico leva, necessariamente, a um aumento no grau de concentração da distribuição da renda. [14] Ao analisar as causas das mudanças na distribuição entre 1960 e 1970, Langoni desenvolve um modelo de regressão múltipla equivalente, no caso, a uma análise de variância, em que as variáveis "explicativas" (no sentido estatístico) são: educação (cinco níveis: analfabeto, primário, ginásio, colégio e superior), setor de atividade (primário, secundário ou terciário), idade (nove níveis), região (distinguindo seis regiões) e sexo. O modelo "explicou" 15% das diferenças observadas de renda em 1960 e 59% em 1970.[15] O autor mostra que as maiores diferenças de renda estão associadas às diferenças em níveis de educação [16] e ressalta, como resultado mais interessante, o substancial aumento de importância das diferenças em níveis de educação na parcela explicada das variações de renda, passando de 31% em 1960 para 41% em 1970. Assinala, ainda, que esse último valor é aproximadamente o dobro da participação da segunda variável em ordem de importância que é idade. [17]

Langoni lembra que se uma variável X_i não incluída na regressão é positivamente correlacionada com a variável X_j presente na regressão, então o coeficiente de X_j será superestimado. [18] O autor reconhece, portanto, que a ausência de variáveis como riqueza e *status* social da família, que certamente são positivamente correlacionados com o nível educacional, está levando a uma superestimação da influência desta variável. Mas, quando se pensa em explicar as variações na distribuição da renda, há problemas ainda mais graves em relação ao modelo desenvolvido por Langoni. A política salarial do governo (redução do valor do salário mínimo real, ação contra os sindicatos de trabalhadores, etc.) certamente contribuiu para manter baixa a remuneração de pessoas analfabetas e com educação primária (e, "desafogando" a folha de pagamentos das empresas, permitiu aumentar o salário dos escalões superiores dos empregados administrativos). Como as variáveis "políticas" não entram no modelo de Langoni, boa parte das conseqüências da ação do governo está sendo "explicada" pela variável educação. (O que se pode conseguir com um bocado de econometria!)

Sem negar o fato de que o rápido aumento da demanda por mão-de-obra altamente qualificada contribuiu para elevar os salários mais altos, deve-se assinalar a existência de um fenômeno bastante distinto que também deve estar associado ao aumento da "explicação" dada pela variável educação no modelo de Langoni, de 1960 para 1970. Queremos referir-nos aos indivíduos que, já ocupando cargos com remuneração elevada, procuram, por isso mesmo, obter um diploma de curso superior. A proliferação de cursos superiores particulares, nos últimos anos, certamente facilitou a tais pessoas a obtenção do diploma, que então funciona como símbolo de *status* e não como comprovação de conhecimentos especializados necessários ao exercício de uma função. A existência de correlação entre as duas variáveis, renda e educação, não prova, absolutamente, que a segunda seja causa da primeira.

Mesmo o rápido crescimento da demanda por mão-de-obra altamente qualificada não pode ser encarado como "necessário", no sentido de que seja independente de decisões de política econômica. Até certo ponto essa demanda depende da distribuição da renda. Se o crescimento econômico se faz com distribuição da renda relativamente mais igualitária, cresce mais rapidamente a demanda, e, conseqüentemente, a produção de bens de consumo geral que exigem uma tecnologia menos sofisticada que os bens cuja demanda cresce mais no caso de maior concentração.

3. OS ÍNDICES DE CONCENTRAÇÃO DA RENDA ENTRE ASSALARIADOS DO SETOR URBANO

3.1 A distribuição da renda entre os empregados dos setores secundário e terciário, de acordo com os dados do SEPT, [19] para o período 1967-71

O SEPT tem construído, com base em amostragem dos formulários referentes à "Lei de 2/3" (ou "Lei de Nacionalização de Trabalho"), quadros em que são apresentadas as distribuições dos empregados na indústria, no comércio e nos serviços (exclusive funcionários públicos)

por estratos de salário, incluindo o total de salários recebido em cada estrato. Para conhecer as tendências recentes do grau de concentração dessas distribuições, analisamos os dados do SEPT referentes ao período 1967-71.[20] Os resultados obtidos estão nos quadros 3, 4 e 5.

Ao analisar os índices obtidos é importante lembrar as datas a partir das quais começaram a vigorar os aumentos no salário mínimo, que são, para os anos que estamos analisando, as seguintes:

01-03-1966
01-03-1967
26-03-1968
01-05-1969
01-05-1970
01-05-1971
01-05-1972

O valor real do salário mínimo sofreu, nos últimos anos, oscilações cujo período é de, aproximadamente, um ano. Isso pode ser visto no quadro 2 e na figura 1, onde apresentamos, mês a mês, o valor real do salário mínimo em São Paulo e na Guanabara.

Verifica-se que logo após os reajustes, o valor real do salário mínimo é relativamente alto; a seguir, o valor real vai caindo, devido à inflação, até que se dê o novo reajuste.

Admitindo que o salário mínimo representa o estrato de salários mais baixos e considerando que os estratos de salários mais altos não sofrem o mesmo tipo de oscilação anual, concluímos que a distribuição da renda dos assalariados apresenta uma maior dispersão (e maior índice de concentração) logo antes de um reajuste do salário mínimo; logo após o reajuste a dispersão é relativamente pequena e depois vai aumentando até o novo reajuste.

Quadro 2

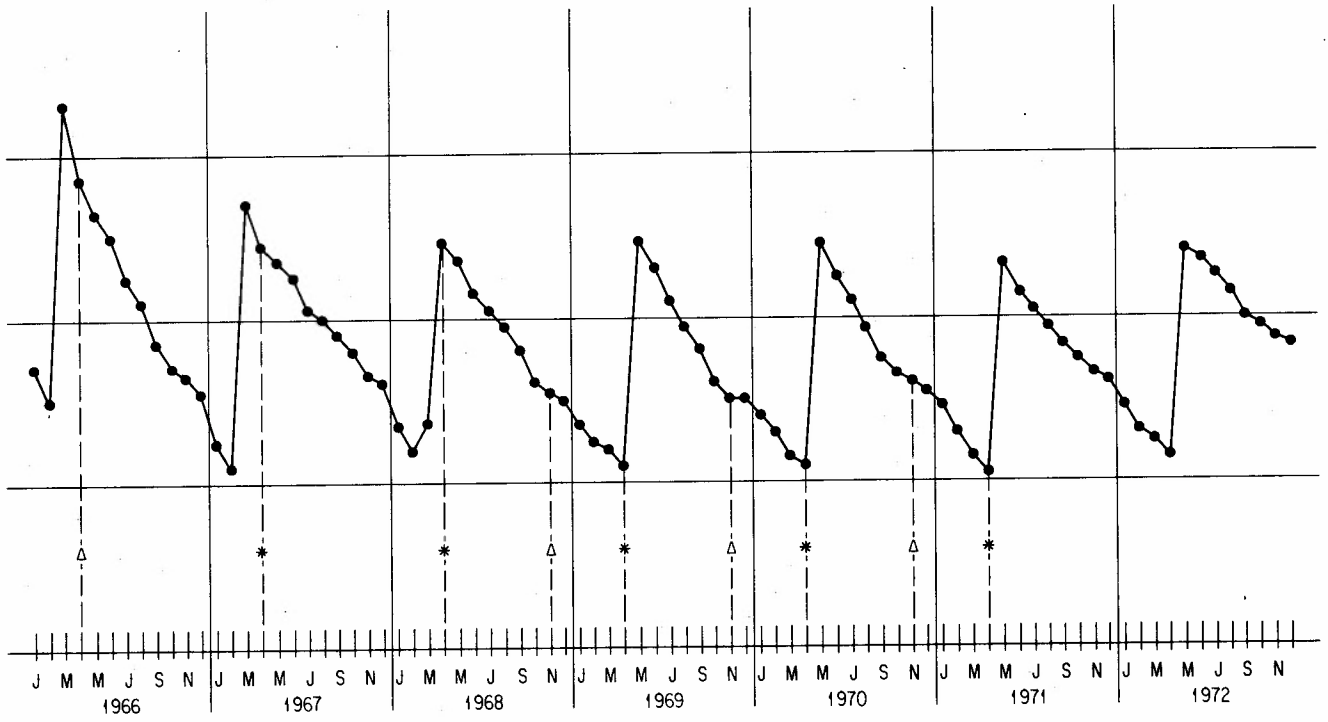
Variação do valor real* do salário mínimo em São Paulo e na Guanabara

Mês	1966	1967	1968	1969	1970	1971	1972
Janeiro	76,9	72,4	73,4	73,6	73,9	74,3	74,7
Fevereiro	74,8	71,2	71,9	72,4	72,9	73,1	73,2
Março	92,8	86,8	73,7	72,0	71,6	71,5	72,3
Abril	88,7	84,7	84,7	71,2	71,2	70,4	71,4
Maio	86,5	83,3	83,6	84,8	84,3	83,2	84,3
Junho	85,1	82,7	81,5	83,0	82,5	81,4	83,5
Julho	82,4	80,8	80,5	80,8	81,0	80,3	82,5
Agosto	80,8	80,2	79,5	79,6	79,3	79,4	81,2
Setembro	78,5	78,9	78,1	78,0	77,7	78,3	80,2
Outubro	77,1	77,8	76,2	76,1	76,4	77,5	79,5
Novembro	76,4	76,6	75,3	75,0	76,1	76,7	78,8
Dezembro	75,7	76,1	74,9	75,0	75,5	76,0	78,4

* O deflator usado foi o índice 2 de *Conjuntura Econômica* com base no triênio 1965-67.

Figura 1

Variação do valor real do salário mínimo em São Paulo e na Guanabara, no período de 1966-1972



* Assinala o mês dos levantamentos do SEPT analisados

△ Assinala o mês dos levantamentos do IBGE analisados

Os dados do SEPT referem-se sempre ao mês de abril. Em 1967 e 1968, abril corresponde, respectivamente, ao segundo e ao primeiro mês após o reajuste do salário mínimo. Em 1969, 1970 e 1971, por outro lado, abril é o mês imediatamente anterior ao reajuste.

Conclui-se, portanto, que os índices de concentração obtidos para abril de 1969, de 1970 e de 1971 são diretamente comparáveis. Entretanto, ao comparar esses índices com os referentes a abril de 1967 e de 1968 devemos levar em consideração a provável oscilação da dispersão dos salários relacionada com os reajustes do salário mínimo. [21]

Por isso, limitar-nos-emos, inicialmente, a uma análise dos três últimos anos. Mais adiante, após apresentarmos os resultados obtidos com alguns dados do IBGE, procuraremos fazer uma análise considerando todos os índices obtidos.

Quadro 3

Índice de Gini (G), suas modificações (P e Q)*, redundância (R) e Índice de Theil (T) da concentração da renda (recebida como salário) entre empregados na indústria, comércio e serviços, no Brasil, no período 1967-71 (dados básicos obtidos pelo SEPT, por amostragem dos formulários da "Lei dos 2/3")

Setor		abril de 1967	abril de 1968	abril de 1969	abril de 1970	abril de 1971
Indústria	G	0,370	0,370	0,407	0,411	0,410
	P	0,374	0,374	0,411	0,437	0,439
	Q	0,375	0,374	0,411	0,432	0,432
	R	0,292	0,289	0,340	0,368	0,371
	T	0,253	0,251	0,289	0,308	0,310
Comércio e serviços (exclusive funcionários públicos)	G	0,400	0,411	0,449	0,461	0,467
	P	0,405	0,414	0,452	0,480	0,487
	Q	0,406	0,415	0,454	0,477	0,483
	R	0,313	0,329	0,384	0,430	0,440
	T	0,269	0,280	0,319	0,350	0,356
Total	G	0,386	0,391	0,430	0,438	0,441
	P	0,390	0,395	0,433	0,460	0,465
	Q	0,391	0,395	0,434	0,456	0,460
	R	0,305	0,313	0,367	0,404	0,411
	T	0,263	0,268	0,307	0,332	0,337

* Tanto o índice P como o índice Q são modificações do índice de Gini, em cujo cálculo leva-se em consideração a provável desigualdade dentro dos estratos. No caso do índice P a estimativa da área de desigualdade, relativa à curva de Lorenz, é obtida por integração, com base em arcos da função $Y = {}_aX^b$, onde X e a percentagem acumulada de empregados e Y é a percentagem acumulada da renda recebida. No caso do índice Q a integração é feita com base em arcos da função $Y = 1 - a(1 -)X^b$. Para maiores detalhes ver Guedes Pinto (1972).

Observação: os índices de abril de 1969, 1970 e 1971 não são diretamente comparáveis com os de abril de 1967 e 1968 (ver texto).

Verifica-se, através dos dados do SEPT, que entre abril de 1969 e abril de 1971 o grau de concentração da renda recebida como salário aumentou tanto na indústria, onde o índice Q cresceu de 0,411 para 0,432, como no setor de comércio e serviços, onde o mesmo índice aumentou de 0,454 para 0,483. No conjunto, o índice Q aumentou de 0,434 para 0,460 (ver quadro 3).

Quadro 4

Salário médio dos empregados na indústria, comércio e serviços, no Brasil, no período 1967-71: valor em moeda corrente e valor deflacionado pelo índice geral de preços (índice 2 da *Conjuntura Econômica*) (Dados básicos obtidos pelo SEPT, por amostragem dos formulários da "Lei dos 2/3")

Setor	abril de 1967	abril de 1968	abril de 1969	abril de 1970	abril de 1971
	Valores correntes				
Indústria	172	231	278	347	413
Comércio e serviços	211	285	347	434	517
Total	187	252	307	385	459
	Valores deflacionados (em Cr$ de 1965-67)				
Indústria	139	151	153	159	155
Comércio e serviços	170	186	191	198	195
Total	151	165	169	176	173

Na indústria, o grupo constituído pelos 20% dos empregados com salários mais altos aumentou sua participação na renda total de 49,5%, em abril de 1969, para 51%, aproximadamente, em abril de 1971; ao mesmo tempo, a participação dos 40% seguintes foi reduzida de 33% para 31,5% e o grupo dos 40% com salários mais baixos mantinha sua participação em 17,5%. No setor urbano como um todo (indústria, comércio e serviços), apenas o grupo constituído pelos 10% com salários mais altos teve sua participação na renda total aumentada, passando de 36%, em abril de 1969, para 38,5%, aproximadamente, em abril de 1971 (ver quadro 5).

Quadro 5

Distribuição da renda recebida como salário, na indústria, comércio e serviços, no Brasil, de 1967 a 1971, no mês de abril. Percentagem dos empregados em cada estrato e respectiva percentagem da renda total recebida, em ordem crescente dos salários (dados básicos do SEPT, obtidos por amostragem dos formulários da "Lei dos 2/3")

Percentagem de empregados em cada estrato	Percentagem da renda*				
	1967	1968	1969	1970	1971
	Indústria				
40	20	20	17,5	17	17,5
20	14	14	13,5	13	13
10	8,5	8,5	8,5	8	8
10	10,5	10,5	11	11	10,5
10	14	14,5	14,5	15	15
10	33	32,5	35	36	36
5% superiores	22	22	24	25	25
	Total (indústria, comércio e serviços)				
40	19	19	16,5	15,5	16
20	14	13	13	13,5	12,5
10	8	8,5	8,5	8	7,5
10	11	11	10,5	10	10,5
10	14,5	14,5	15,5	15	15
10	33,5	34	36	38	38,5
5% superiores	23	23	25	26	26,5

* Valores obtidos por interpolação gráfica na curva de Lorenz.
Observação: as distribuições de abril de 1969, 1970 e 1971 não são diretamente comparáveis com as de abril de 1967 e 1968 (ver texto).

3.2 O grau de concentração da renda do trabalho entre operários e empregados administrativos das indústrias de transformação no período de 1966-70.

A Fundação IBGE, através do Departamento de Estatísticas Industriais, Comerciais e de Serviços (DEICOM), do Instituto Brasileiro de Estatística, tem divulgado os resultados de pesquisa sobre as indústrias de transformação, incluindo a distribuição de operários e empregados administrativos conforme estratos de salário. Hoffmann [22] e Guedes Pinto [23] analisaram a parte dessas informações referentes ao Brasil, ao estado de São Paulo e à Guanabara, para o período 1966-70. Parte dos índices obtidos está reproduzida no quadro 6. Guedes Pinto [24] utilizou dois métodos distintos para estimar a renda total por estrato e os diferentes índices obtidos se mostraram bastante coerentes.

Ao analisar esses índices é necessário, da mesma maneira que no caso dos índices obtidos com os dados do SEPT, considerar o mês em que foram levantados os dados em relação com as datas de reajuste do salário mínimo. Os dados do IBGE que analisamos se referem a abril de 1966 e a novembro de 1968, de 1969 e de 1970. Essas três últimas observações podem ser diretamente comparadas pois correspondem a posições semelhantes dentro do ciclo de variação do salário mínimo real; verifica-se que novembro de 1968 é o oitavo mês após um reajuste e novembro de 1969 e de 1970 correspondem ao sétimo mês após um reajuste. (Note-se, no quadro 2, que os valores reais do salário mínimo em novembro de 1968, de 1969 e de 1970 são aproximadamente iguais.) Essas três observações, entretanto, não são diretamente comparáveis com a de abril de 1966, que corresponde ao segundo mês após um reajuste do salário mínimo.

Quadro 6

Índice de Gini (G, P e Q), redundância (R) e índice de Theil (T) da concentração da renda (recebida como salário) entre empregados administrativos e operários das indústrias de transformação no Brasil, em 1966, 1968, 1969 e 1970 (dados básicos do IBGE)

Categoria		abril 1966	novembro 1968	novembro 1969	novembro 1970
Empregados administrativos e operários	G	0,356	0,417	0,425	0,439
	P	0,374	0,429	0,435	0,445
	Q	0,371	0,435	0,444	0,448
	R	0,253	0,343	0,333	0,361
	T	0,224	0,290	0,283	0,303
Empregados administrativos	G	0,423	0,472	0,452	0,467
	P	0,434	0,488	0,477	0,483
	Q	0,437	0,520	0,534	0,521
	R	0,325	0,394	0,362	0,379
	T	0,277	0,326	0,303	0,316
Operários	G	0,308	0,341	0,357	0,366
	P	0,329	0,356	0,368	0,371
	Q	0,326	0,361	0,372	0,370
	R	0,182	0,225	0,233	0,241
	T	0,166	0,202	0,208	0,214

Fonte: Guedes Pinto (1972), p. 106. (As rendas totais dos estratos de renda mais alta foram estimados com base em uma curva de Pareto com três parâmetros).
Observação: os índices de abril de 1966 não são diretamente comparáveis aos de novembro de 1968 a 1970 (ver texto).

Assim sendo, limitar-nos-emos, inicialmente, a uma comparação das três últimas observações, deixando para o próximo item uma análise de todos os índices obtidos.

Verifica-se, no quadro 6, que tanto entre os operários como entre o total de empregados das indústrias de transformação houve um pro-

cesso de aumento de concentração da renda recebida como salário, entre novembro de 1968 e novembro de 1970. No que se refere aos empregados administrativos os índices indicam, em geral, uma ligeira diminuição do grau de concentração.

Constata-se, também, que o grau de concentração da renda recebida como salário é maior entre empregados administrativos que entre operários.

As estimativas de Guedes Pinto (1972) indicam que, em novembro de 1968, 1969 e 1970, o salário médio dos operários correspondia a somente cerca de 40% do salário médio dos empregados administrativos. Dados apresentados no *Anuário Estatístico* de 1970 [25] permitem constatar que, nas indústrias de mineração e de transformação, o salário médio do pessoal ligado à produção correspondia, em 1966, a 48% do salário médio do pessoal não ligado à produção, passando para 47%, 44% e 45%, em 1967, 1968 e 1969, respectivamente.

Simonsen, [26] ao analisar o processo de concentração da renda no Brasil, conjetura que o grau de concentração teria aumentado abruptamente entre 1964 e 1967 (ou 1968), tendo, daí por diante, diminuído um pouco, ou talvez se mantido estacionário. Entretanto, os resultados apresentados neste item e no anterior mostram que, ao menos em relação à renda recebida como salário no setor urbano, houve aumento do grau de concentração da renda depois de 1968. A análise que faremos a seguir virá reforçar essa conclusão.

3.3 Uma análise econométrica da variação dos índices de concentração

Numa tentativa de "explicar", por meio de análise de regressão, as variações dos índices de concentração da renda, ajustamos, pelo método dos quadrados mínimos, uma série de equações lineares onde a variável dependente era um dos índices de concentração (G, P, Q, R ou T) referente à distribuição dos salários na indústria ou no setor urbano (indústria, comércio e serviços). As variáveis independentes testadas foram tempo (em meses), salário mínimo real no mês da observação (ver quadro 2) e a taxa de crescimento do PIB (produto interno bruto) ou do Produto Industrial no último ano, no anterior ou nos últimos dois anos.

Espera-se, evidentemente, que o coeficiente da variável salário mínimo real (X_3) seja negativo.

A inclusão de uma medida de crescimento econômico nas regressões tem em vista testar uma das teses centrais de Langoni, ou seja "que a aceleração do crescimento fatalmente leva a um aumento do grau de concentração, em virtude do maior potencial para exploração de ganhos extras de renda, tanto por parte dos investimentos em capital humano, como dos investimentos em capital físico". [27] Está claro que, como os índices de concentração que estamos analisando se referem à distribuição da renda do trabalho, estaremos testando a hipótese apenas no que se relaciona com o *capital humano*.

No caso da indústria dispomos de uma série temporal de nove observações: cinco com base nos dados do SEPT e quatro com base nos dados do IBGE. Como essas duas fontes de informação não abarcam o mesmo universo e os índices foram obtidos através de métodos diferentes, introduzimos uma variável binária (*dummy variable*) que assume valor *zero* no caso das observações do SEPT e assume valor *um* quando se trata de dados do IBGE.

Algumas das regressões ajustadas estão no quadro 7. Apesar de dispormos de apenas nove observações, é possível tirar várias conclusões de interesse.

Verifica-se que o parâmetro da variável X_3 (salário mínimo real no mês da observação) é negativo e estatisticamente diferente de zero ao nível de significância de 5%. Em outras regressões ajustadas, inclusive naquelas em que a variável dependente é um índice de concentração da renda do trabalho no setor urbano (indústria, comércio e serviços), o coeficiente de X_3 foi sempre negativo e, geralmente, estatisticamente significativo. Comprova-se, assim, a importância do valor do salário mínimo como um dos condicionantes do grau de concentração da distribuição da renda entre os assalariados da indústria, e do setor urbano em geral, no Brasil.

Também Wells, [28] após analisar os dados dos censos demográficos de 1960 e 1970, os dados do SEPT e do IBGE que utilizamos neste trabalho, e, ainda, dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (feita pelo IBGE), conclui que "numa economia caracterizada por uma oferta abundante de mão-de-obra não especializada, o salário mínimo é um importante determinante do padrão de distribuição da renda do trabalho".

Quadro 7

Análise de regressão dos índices de concentração P (em percentagem) da renda recebida como salário na indústria, obtidos a partir dos dados do SEPT (5 observações referentes a abril de 1967 a 1971) e do IBGE (4 observações referentes a abril de 1966 e novembro de 1968, 1969 e 1970)

Equações selecionadas	Termo constante	Estimativa do coeficiente de regressão e respectivo teste t (entre parênteses) para as variáveis						R^2	Teste F
		X_1	X_2	X_3	X_4	X_5	X_6		
I	0,564	2,151	0,100	−0,226	−0,234	—	—	0,980	50,00*
		(5,12*)	(3,46*)	(−3,43*)	(−1,09)				
II	0,639	1,935	0,148	0−,288	—	−0,384	—	0,990	103,71*
		(6,27*)	(4,84*)	(−5,44*)		(−2,58)			
III	0,599	2,107	0,090	−0,268	—	—	−0,089	0,984	62,54*
		(5,56*)	(4,29*)	(−4,04*)			(−1,57)		
IV	0,546	2,190	0,080	−0,220	—	—	—	0,975	63,77*
		(5,13*)	(3,52*)	(−3,28*)					
V	0,744	2,362	—	−0,437	—	—	−0,015	0,912	17,22*
		(2,98*)		(−3,87*)			(−0,13)		

Nota: O asterisco indica que o teste é significativo ao nível de 5%.

Definição das variáveis independentes: X_1 = variável binária (*dummy*) que assume valor *zero* no caso das observações obtidas dos dados do SEPT e valor *um* quando se trata dos dados do IBGE; X_2 = tempo, em meses, com origem em abril de 1966; X_3 = salário mínimo real no mês (ver quadro 2); X_4 = taxa de crescimento do PIB no último ano; X_5 = crescimento percentual do PIB nos dois últimos anos; X_6 = crescimento percentual do Produto Industrial nos dois últimos anos.

Os valores das estimativas dos coeficientes de regressão das várias medidas de crescimento econômico testadas foram, em geral, negativos; em nenhuma vez obtivemos, para essas variáveis, um coeficiente positivo e estatisticamente diferente de zero. Eliminando-se previamente a influência do nível do salário mínimo, não se constata, portanto, a existência de uma relação positiva entre taxa de crescimento econômico e grau de concentração da renda, no período analisado. Como as estimativas dos coeficientes em questão são geralmente negativas, há, inclusive, conflito com a mencionada tese de Langoni.

Os resultados apresentados no quadro 7 mostram, também, que o coeficiente da variável X_2 (tempo) é positivo e significativamente diferente de zero. As demais regressões ajustadas confirmam esse resultado. Conclui-se, então, que, após excluída a influência do nível do salário mínimo, resta, ainda, uma tendência do índice de concentração crescer.

[1] Pareto, Vilfredo. *Corso di economia politica*. Itália, Giulio Einaudi editore, 1949. p. 344.

[2] Huberman, Leo. *Nós, o povo — a epopéia norte-americana*. São Paulo, Editora Brasiliense, 1966. p. 147.

[3] Lange, Oskar. *Introdução à econometria*. 2. ed. Brasil, Editora Fundo de Cultura, 1967. p. 151-69.

[4] Champernowne mostrou que a lei de Pareto corresponde à versão estável de uma cadeia de Markov, admitindo-se que os elementos da matriz de probabilidades de transição entre estratos de renda obedecem a certas características. Este e outros fatos relacionados com a lei de Pareto são analisados por Steindl e Bronfenbrenner. (Ver Champernowne, D. G. A model of income distribution. *Economic Journal*, v. 63, p. 318-51, 1953; Steindl, Josef. *Random processes and the growth of firms — a study of the Pareto law*. New York, Hafner Publishing Company, 1965; e Bronfenbrenner, Martin. *Income distribution theory*. New York e Chicago, Aldine-Atherton. Steindl (p. 145) concluiu que a lei de Pareto deve ser vista apenas como a expressão de uma restrição para a velocidade com que se pode alterar a distribuição da renda, assinalando que esta idéia é muito diferente da de Pareto, que encarou a sua "curva das rendas" como uma expressão da imutabilidade da sociedade. As interpretações conservadoras de Pareto, entretanto, ainda são adotadas em certos trabalhos; o recente artigo de Kingston e Kingston sobre a distribuição da renda no Brasil é um exemplo caricatural dessa posição. (Ver Kingston, Jorge & Kingston, Lucia S. A distribuição da renda no Brasil, 1960-70. *Revista Brasileira de Economia*, v. 26, n. 4, 1972.)

[5] Tawney, R.H. *Equality*. London, Unwin Books, 1964. p. 53.

[6] A seguinte anedota ilustra a distinção entre leis jurídicas e leis naturais: conta-se que, em certo município brasileiro, quando na câmara de vereadores se discutia o problema de abastecimento de água da cidade, um dos vereadores colocou o problema referindo-se, em certo momento, às dificuldades impostas pela lei da gravidade. Foi, então, aparteado por um de seus colegas que propôs que tal lei fosse revogada; sua sugestão foi logo refutada por outro colega, imbuído de maior respeito pela lei da gravidade, que esclareceu que aquela câmara de vereadores não poderia revogá-la por tratar-se de lei federal. É curioso notar que, no século V a.C., o cidadão grego atribuía às leis jurídicas um valor absoluto. "Considera-se não como criações do homem, mas como a manifestação de uma vontade divina ou como mandamentos da natureza." (Ver Denis, Henri, *História do pensamento econômico*. Lisboa e São Paulo, Livros Horizonte, s.d. p. 18.) Aparece, então, a escola dos sofistas, cujo principal representante é Protágoras. De sua concepção da sociedade humana resulta que as leis a que os cidadãos devem obedecer são mutáveis. Contrariamente à opinião corrente, acha que não se lhes poderia atribuir uma origem divina. Protágoras mostra que a lei jurídica, que resulta de uma convenção, não é uma coisa natural. (Ibid., p. 21-2.)

[7] Tawney. op. cit., p. 53.

[8] Fishlow, Albert. Brazilian size distribution of income. *American Economic Review*, v. 62, n. 2, May 1972.

[9] Hoffmann, Rodolfo & Duarte, João Carlos. A distribuição da renda no Brasil. *Revista de Administração de Empresas*, v. 12, n. 2, jun. 1972.

[10] Langoni, Carlos Geraldo. Distribuição da renda e desenvolvimento econômico do Brasil. *Estudos Econômicos*, v. 2, n. 5, São Paulo, IPE-USP, 1972.

[11] Ver DIEESE em *Resumo*, ano 5, n. 1, jan./fev. de 1972.

[12] Singer, Paul Israel. *O "milagre brasileiro": causas e conseqüências*. São Paulo, CEBRAP, 1972. caderno 6, p. 60.

[13] Esta idéia, assim expressa por Edmar Bacha, é apresentada, entre outros, por Mills que mostra que os executivos e os grandes proprietários estão intimamente associados na "elite do poder". Ver: Bacha, Edmar Lisboa. *Sobre a dinâmica de crescimento da economia industrial subdesenvolvida*. Brasília, Universidade de Brasília, ICH, Departamento de Economia, 1973; e Mills, C. Wright. *A elite do poder*. 2. ed. Rio de Janeiro, Zahar Editores, 1968.

[14] Langoni, Carlos Geraldo. *Distribuição da renda e desenvolvimento econômico do Brasil*. Rio de Janeiro, Editora Expressão e Cultura, 1973.

[15] Idem, p. 111.

[16] Ibid. p. 110.

[17] Ibid. p. 112-3.

[18] Ibid. p. 136, especialmente nota 16. Este problema econométrico é analisado, por exemplo, em Huan, David S. *Regression and econometric methods*. New York, John Wiley and Sons, 1970, p. 151-3; e Johnston, J. *Econometric methods*. New York, McGraw-Hill, 1972. p. 168-9.

[19] SEPT: Serviço de Estatística da Previdência e Trabalho, do Ministério do Trabalho e Previdência Social.

[20] Ver *Boletim Técnico* do SEPT, n. 13, 17 e 21, e o *Anuário Estatístico do Brasil — 1972*.

[21] Não nos havíamos apercebido desse problema quando redigimos a primeira versão deste trabalho. Em junho do corrente, o Prof. Albert Fishlow chamou nossa atenção para o fenômeno. Posteriormente, obtivemos uma versão preliminar do trabalho de John Wells intitulado *The distribution of earnings in Brazil* (Center of Latin American Studies, Cambridge, Inglaterra), no qual é extensamente discutida a a questão da comparabilidade das distribuições nos vários anos.

[22] Hoffmann, Rodolfo. *Contribuição à análise da distribuição da renda e da posse da terra no Brasil.* Tese de Livre-Docência apresentada à Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, da USP, Piracicaba, 1971.

[23] Guedes Pinto, Luiz Carlos. *Contribuição ao estudo da distribuição da renda no Brasil.* Tese de doutoramento apresentada à ESALQ, USP, Piracicaba, 1972.

[24] Idem, ibidem.

[25] Ibid. p. 145-6 (1970) e p. 208 (1971).

[26] Simonsen, Mario Henrique. *Brasil 2002.* Rio de Janeiro, APEC Editora, 1972. p. 52.

[27] Langoni, Carlos Geraldo. *Distribuição da renda e desenvolvimento econômico do Brasil.* cit.

[28] Wells, John. *The distribution of earnings in Brazil.* Cambridge, England, Center of Latin American Studies, 1973, versão preliminar, p. 35.

Referências bibliográficas

Bacha, Edmar Lisboa. *Sobre a dinâmica de crescimento da economia industrial subdesenvolvida.* Universidade de Brasília, ICH, Departamento de Economia.

Bronfenbrenner, Martin. *Income distribution theory.* Chicago e New York, Aldine-Atherton, 1971.

Champernowne, D. G. A model of income distribution. *Economic Journal,* v. 63, 1953.

Denis, Henri. *História do pensamento econômico.* Lisboa e São Paulo, Livros Horizonte.

Fishlow, Albert. Brazilian size distribution of income. *American Economic Review,* v. 62, n. 2, May 1972.

Guedes Pinto, Luiz Carlos. *Contribuição ao estudo da distribuição da renda no Brasil.* Tese de doutoramento apresentada à ESALQ, USP, Piracicaba, 1972.

Hoffmann, Rodolfo. *Contribuição à análise de distribuição da renda e da posse da terra no Brasil.* Tese de livre-docência apresentada à ESALQ, USP, Piracicaba, 1971.

Hoffmann, Rodolfo & Duarte, João Carlos. A distribuição da renda no Brasil. *Revista de Administração de Empresas,* v. 12, n. 2, jun. 1972.

Huang, David S. *Regression and econometric methods.* New York, John Wiley and Sons, 1970.

Huberman, Leo. *Nós, o povo — a epopéia norte-americana.* São Paulo, Editora Brasiliense, 1966. p. 147.

Johnston, J. *Econometric methods.* 2. ed. New York, McGraw-Hill, 1972.

Kingston, Jorge & Kingston, Lucia S. A distribuição da renda no Brasil, 1960-70. *Revista Brasileira de Economia,* v. 26, n. 4, 1972.

Lange, Oskar. *Introdução à econometria.* 2. ed. Brasil, Editora Fundo de Cultura, 1967.

Langoni, Carlos Geraldo. Distribuição da renda e desenvolvimento econômico do Brasil, *Estudos Econômicos,* v. 2, n. 5, São Paulo, Instituto de Pesquisas Econômicas — USP, 1972.

————. *Distribuição da renda e desenvolvimento econômico do Brasil.* Rio de Janeiro, Editora Expressão e Cultura, 1973.

Mills, C. Wright. *A elite do poder.* 2. ed. Rio de Janeiro, Zahar Editores, 1968.

Pareto, Vilfredo. *Corso di economia politica.* Itália,Giulio Einaudi editore, 1949.

Singer, Paul Israel. *O "milagre brasileiro": causas e conseqüências.* São Paulo, CEBRAP, 1972. caderno 6.

Simonsen, Mario Henrique. *Brasil 2002.* Rio de Janeiro, APEC Editora, 1972.

Steindl, Josef. *Random processes and the growth of firms — a study of the Pareto law.* New York, Hafner Publishing Company, 1965.

Tawney, R. H. *Equality.* London, Unwin Books, 1964.

Wells, John. *The distribution of earnings in Brazil (1959-1971).* Cambridge, England, Center of Latin American Studies, 1973. Versão preliminar.