

# O Grande Debate da Distribuição de Renda: Uma Réplica mais completa (\*)

Albert Fishlow(\*\*)

## 1. INTRODUÇÃO

Estes comentários adicionais sobre “A Distribuição de Renda: Resumo e Evidência” de Carlos Langoni, surgem por duas razões: a primeira repousa sobre o desejo óbvio de evitar a impressão de que o silêncio signifique aceitação de suas numerosas críticas levantadas contra as técnicas e interpretações desenvolvidas em meus trabalhos sobre a distribuição de renda brasileira. Porém, ainda mais importante é a esperança de que observações mais extensas venham a contribuir positivamente para o debate, no sentido de ao menos clarificar e definir melhor o que significam algumas das diferenças técnicas. Precisamente porque este último objetivo me parece o mais relevante, não discutirei cada ponto em detalhe, limitando-me às principais questões.

---

(\*) Estes comentários são provocados pela “Distribuição da Renda: Resumo da Evidência” de Carlos Langoni. Correspondem à extensão de uma resposta anterior, condensada e menos técnica, a ser publicada em **Dados**. Traduzido do original inglês “The Great Income Distribution Debate: A Fuller Rejoinder”.

(\*\*) O autor é Professor na Universidade da Califórnia, Berkeley, Califórnia.

## 2. MENSURAÇÃO DA DESIGUALDADE E SUA DECOMPOSIÇÃO

Langoni é um advogado entusiástico da variância de logaritmos como uma medida de desigualdade e das técnicas de regressão para definir a importância relativa de seus fatores causais, ambas num ponto do tempo e através do tempo. Na concentração da renda ocorrida entre 1960 e 1970, onde uma única variável está em questão, como a educação, ele usa uma versão diferencial da variância de logaritmos para calcular os efeitos estruturais e os efeitos na renda relativa.

Minha preocupação era, e permanece sendo, contestar a impressão de que tais métodos sejam únicos no gênero e correspondam à única maneira correta de analisar a distribuição de renda. A réplica de Langoni torna óbvio que ele é totalmente inflexível neste ponto. Infelizmente também preciso sê-lo.

Quanto à medida de desigualdade, deveria ser claro que diferentes índices correspondem a diferentes pesos consignados a grupos particulares de renda. A variância de logaritmos é então uma dentre várias medidas, cuja propriedade específica é ponderar especialmente os que recebem rendas mais baixas; sua deficiência consiste em que ignora amplamente o que está acontecendo nos limites superiores da distribuição de renda. Transferências dos grupos de renda média para os de renda muito alta, quando medidas pela variância de logaritmos, podem até **reduzir** a desigualdade. É por isto que Sen comenta: "Se se deseja que o bem-estar seja uma função côncava das rendas individuais [a variância de logaritmos] como uma medida de desigualdade pode causar problemas"<sup>(1)</sup>.

Enquanto a consequência para a mudança global na desigualdade entre 1960 e 1970 não é substancial, quer se use uma medida de Theil ou a variância de logaritmos — 37% versus 29% respectivamente — a escolha do índice realmente faz diferença ao se alocar a mudança entre a estrutura da força de trabalho e os efeitos na renda relativa. Isto é o que demonstrei em meu trabalho "Brazilian Size Distribution: Another Look". Resta acrescentar ainda três observações.

---

(1) Amartya Sen — *On Economic Inequality*, Oxford: Clarendon Press, 1973, p. 29.

A primeira é a de que a decomposição de logaritmos em efeito estrutural e efeito na renda relativa é não menos e possivelmente mais arbitrária que uma decomposição equivalente do índice de Theil. Langoni corretamente salientou que com o índice de Theil é “simplesmente impossível manter estritamente constantes as rendas relativas enquanto a participação de indivíduos [em cada grupo] varia” Mas, evidentemente o mesmo problema existe na forma diferencial da variância de logaritmos, com a diferença de que é suprimido pela fórmula. O simples fato aritmético da questão é que a renda média global não pode permanecer constante, embora as médias em cada classe o sejam, enquanto a estrutura da força de trabalho é alterada. Entretanto, a fórmula para a decomposição da variância de logaritmos mantém esta ficção:

$$\Delta V \simeq \Sigma w_i \Delta (1_n y_i)^2 + \Sigma \Delta w_i (1_n y_i)^2 + \\ + \Sigma \Delta w_i V_i + \Sigma w_i \Delta V_i$$

onde  $V$  é a variância total,  $w_i$  são os pesos dos subgrupos da população;  $1_n y_i$  os desvios das médias dos logaritmos da renda de cada grupo em relação à média total e  $V_i$  a variância dentro dos grupos. Note-se que o termo que mede a contribuição da composição da força de trabalho alterada para a mudança na variação interclasses,  $\Sigma \Delta w_i (1_n y_i)^2$ , mantém os mesmos desvios quadrados da média geométrica original e inconsistente. Embora possamos legitimamente fazer isso, quereríamos **interpretar** o resultado como a única média correta dos efeitos estruturais?

É simples construir um exemplo em que tal interpretação venha contra o senso comum. Considerem-se as seguintes mudanças na força de trabalho ( $x_i$ ) e a renda média ( $\bar{y}_i$ ) para três classes educacionais entre dois períodos:

Classe educ.	$x_{i_0}$	$\bar{y}_{i_0}$	$x_{i_1}$	$\bar{y}_{i_1}$
1	0,5	100	0,4	100
2	0,3	200	0,3	200
3	0,2	300	0,3	300

Não se verifica mudança nas rendas médias nas classes individuais, mas tão somente na distribuição da força de trabalho. Seria desejável, entretanto, para a decomposição loga-

rítmica indicar que toda mudança na desigualdade se deve a efeitos estruturais ao invés de efeitos renda. De fato, a decomposição vai longe demais. De uma mudança total de 0,014 na variância, o efeito estrutural requer 0,026, mais um efeito na renda relativa de 0,012 e um efeito de interação negativo de -0,024<sup>(2)</sup>. O peso relativo do efeito estrutural é, portanto, consideravelmente distorcido se interpretarmos a equação de acordo com Langoni. Por outro lado, uma decomposição de Theil designa corretamente um peso zero para os efeitos na renda relativa<sup>(3)</sup>.

Contudo o exercício de simulação tem seus problemas. Apesar da sugestão em contrário, julgo entender disto bastante

(2) Os cálculos exigem quatro quantidades:

$$V_0 = \varepsilon x_{i_0} (\log \bar{y}_{i_0} - \overline{\log y_0})^2 = 0,203$$

$$V_1 = \varepsilon x_{i_1} (\log \bar{y}_{i_1} - \overline{\log y_1})^2 = 0,217$$

$$V' = \varepsilon x_{i_1} (\log \bar{y}_{i_0} - \overline{\log y_0})^2 = 0,229$$

$$V'' = \varepsilon x_{i_0} (\log \bar{y}_{i_1} - \overline{\log y_1})^2 = 0,215$$

$V' - V_0$  mede o efeito da mudança na composição da força de trabalho;  $V'' - V_0$  dá o efeito da renda relativa, e  $V_1 - V_0 - (V' - V_0) - (V'' - V_0)$  dá o efeito da interação, que neste exemplo é grande. Calculando de um período de base um, a direção de efeitos muda com o efeito da renda relativa, assumindo um sinal diferente para compensar a interação e o efeito estrutural; assim, mais uma vez, neste exemplo através da mudança no sinal, é distorcido o efeito na composição da força de trabalho em relação ao efeito renda.

(3) A decomposição do índice de Theil também exige quatro quantidades:

$$I_0 = \varepsilon y_{i_0} \frac{1_n}{x_{i_0}} \frac{y_{i_0}}{x_{i_0}} = 0,102$$

$$I_1 = \varepsilon y_{i_1} \frac{1_n}{x_{i_1}} \frac{y_{i_1}}{x_{i_1}} = 0,098$$

$$I' = \varepsilon \hat{y}_{i_1} \frac{1_n}{x_{i_1}} \frac{\hat{y}_{i_1}}{x_{i_1}} = 0,098$$

bem, ao menos o suficiente para ter salientado o problema inerente de que a variância de qualquer distribuição estimada será menor que a original por um montante, dependendo da correlação entre a renda e seus determinantes. Por isso simulam-se mudanças em uma distribuição substancialmente mais uniforme que a distribuição de renda correta. Meu espanto inicial se estende ao porquê de a distribuição estimada de 1960 ser tão mais uniforme que verdadeira, de uma forma marcadamente diferente da relação de 1970. Langoni nunca responde a esta pergunta, atribuindo, entretanto, grande significação à minha negligente substituição de valor de 0,59 por 0,57 e a meu esquecimento dos graus de liberdade (onde há cerca de mil observações na versão agrupada). Existe uma relação fundamental entre a variância da renda estimada e a das rendas originais  $s_{\hat{y}}^2 = s_y^2 R^2$ . A reordenação dos percentis baseada na renda estimada é que fornece a menor variância. Minha pergunta se referia ao fato de  $s_{\hat{y}}$  para 1960, calculada diretamente da distribuição publicada, ter-se mostrado tão baixa. Langoni responde afirmando que o erro padrão da estimativa, ao quadrado, na folha de saída do computador é consistente com o valor de  $R^2$  (ajustado para graus de liberdade). Minha dúvida nunca se estendeu à precisão interna do programa do computador mas à concentração não garantida da distribuição simulada de 1960, que foi a base para o cálculo dos efeitos estruturais e da renda.

Cabe uma última palavra sobre o próprio índice de Theil, que se supõe eu tenha descartado, pois estendi minha análise

$$I'' = \varepsilon \frac{\hat{y}_{i_0}}{\hat{y}_{i_1}} \frac{1_n}{x_{i_0}} = 0,102$$

onde  $y_i$  são as participações na renda observadas,  $\hat{y}_{i_1}$  é a participação na renda calculada na suposição de  $\bar{y}_{i_0}$  e  $x_{i_1}$ , e  $\hat{y}_{i_0}$  é a participação na renda calculada na suposição de  $\bar{y}_{i_1}$  e  $x_{i_0}$ .

O efeito da composição da força de trabalho é  $I' - I_0$  e o efeito da renda relativa é  $I'' - I_0$ . Como é visto, desde que  $I'' = I_0$  e  $I' = I_1$ , o efeito da composição da força de trabalho explica tudo na mudança na desigualdade.

para também incorporar a variância de logaritmo. Langoni assegura que o índice de Theil é sujeito somente à decomposição tautológica, enquanto que a variância de logaritmo não o é. Esta afirmação é falsa. Pode-se decompor o índice de Theil de duas maneiras, como o fiz em meu artigo original na *American Economic Review*<sup>(4)</sup>:

$$I_{jk} = \sum_j y_j \log \frac{y_j}{x_j} + \sum_k y_{\cdot k} \log \frac{y_{\cdot k}}{x_{\cdot k}} + \\ + \left\{ \sum_j \sum_k y_{jk} \log \frac{y_{jk}}{x_{jk}} - \sum_j y_j \log \frac{y_j}{x_j} - \sum_k y_{\cdot k} \log \frac{y_{\cdot k}}{x_{\cdot k}} \right\} \quad (1)$$

$$I_{ijk} = \sum_i y_{i\cdot} \log \frac{y_{i\cdot}}{x_{i\cdot}} + \sum_i y_{i\cdot} \left\{ \sum_j \frac{y_{ij}}{y_{i\cdot}} \log \frac{y_{ij}/y_{i\cdot}}{x_{ij}/x_{i\cdot}} \right\} + \\ + \sum_i \sum_j \frac{y_{ij}}{y_{i\cdot}} \left\{ \sum_k \frac{y_{ijk}}{y_{ij}} \log \frac{y_{ijk}/y_{ij}}{x_{ijk}/x_{ij}} \right\}, \quad (2)$$

onde  $y$  são as parcelas da renda;  $x$ , as parcelas da população e os subscritos  $i, j, k$  referem-se a classes de renda e a qualquer outra classificação de variáveis como setor educação, etc.

Da primeira expressão se obtêm simples efeitos unidirecionais mais interações. Da segunda se obtêm a contribuição marginal de cada fator, como o termo final da expressão; da forma apresentada aqui se refere à variável  $k$ , mas a expressão pode ser facilmente reescrita para obter, por sua vez,  $j$ , etc. A contribuição de cada variável da forma medida por essas duas expressões diferirá dependendo do tamanho das interações. Onde são zero, as duas medidas coincidirão.

O uso da variância de logaritmos como uma medida de desigualdade obviamente não remove tais correlações. Uma análise de variância completa medi-las-ia exatamente como são medidas pela primeira decomposição do índice de Theil. Quando as técnicas de regressão são aplicadas, a hipótese imposta sobre os dados é de **não** interação. Esta suposição torna possível atribuir para cada variável a explicação da variância nas bases do

(4) "Brazilian Size Distribution of Income" *American Economic Review*, maio, 1972, pp. 391-402.

princípio de minimização do desvio quadrado da linha de regressão calculada. Obtém-se a vantagem de determinação única e simultânea da contribuição marginal de cada variável, definindo a priori a ausência de todas ou de algumas interações, todavia, de maneira perfeitamente análoga se pode obter a contribuição marginal para cada variável definida pela segunda decomposição do índice de Theil. Existe um paralelo perfeito.

Uma razão para o uso da variância de logaritmos no trabalho em discussão foi um interesse na sensibilidade dos resultados para a escolha da medida de desigualdade. Ampliei esta pesquisa para outras medidas mais gerais, cujos resultados apresentarei logo mais. Além disso, para algumas finalidades, como a análise de desigualdade no setor primário, onde foi necessário introduzir o tamanho das propriedades de terra, o formato da regressão é inerentemente mais satisfatório, pois os próprios coeficientes são de interesse. Mas isto não significa que a variância de logaritmos seja sempre e inequivocamente preferível como medida de desigualdade.

Quero concluir esta seção em busca de acordo. Langoni, agora, parece se satisfazer com que meramente se aceite **algum** componente estrutural para o aumento da desigualdade entre 1960 e 1970, em vez de insistir numa contribuição significativamente maior desta fonte. Eu nunca teria tido dificuldade em aceitar esta proposição (e a tinha sugerido em meu artigo inicial na **AER**). O que então se torna relevante é a explicação das mudanças de renda relativa que ocorreram, tanto quanto o meio de compensar o aumento indesejado na igualdade que provém dos efeitos estruturais que contribuem para a desigualdade. Nesse ponto, infelizmente, parece haver contínuas e sérias diferenças de opinião.

### 3. MUDANÇAS NA RENDA RELATIVA

Um dos objetivos de meu artigo "Second Look" consiste na identificação das principais razões subjacentes à considerável ampliação dos diferenciais de renda entre 1960 e 1970. Em primeiro lugar, a possibilidade de que o crescimento rápido e a mudança tecnológica poderiam ter viesado a demanda o suficiente para ocasionar as mudanças observadas está estimada e rejeitada. O modelo teórico de oferta e demanda de Langoni, elaborado em termos abstratos, é, portanto, gratuito em vista

de sua inconsistência com a verdadeira experiência brasileira na década. Realmente, grande parte da evidência que ele apresenta é amplamente indireta e apela para circunstâncias que já foram explicadas na composição estrutural da força de trabalho: crescimento mais rápido no setor industrial, diferença no grau de qualificação da mão-de-obra, etc. Quando ele se refere à exigência de qualificações diferentes **dentro** da indústria, ignora a evidência, mostrando que mudanças na composição industrial não constituem fator importante para a explicação da desigualdade de salários dentro da indústria, e sua citação ao trabalho de Rodolfo Hoffman, baseado em dados derivados da Lei dos 2/3, deixa de indicar a advertência do autor sobre a falta de comparabilidade dos coeficientes de Gini para os diferentes anos.

Que a demanda e a oferta interagiram para produzir os resultados observados é indiscutível, porém tautológico. A questão relevante é saber **porque** a demanda e a oferta assumiram sua forma particular. Aqui parece essencial considerar fatores que operaram durante a década para baixar o salário dos trabalhadores não qualificados e para elevar a renda dos mais altamente qualificados. Três considerações são relevantes: mudança na distribuição funcional da renda, a política salarial do governo depois de 1964 e os aumentos salariais recebidos pelos administradores ao contrário dos trabalhadores de produção.

Minha extensão do modelo de determinação de renda para incorporar posições ocupacionais foi uma tentativa de incluir a distribuição funcional explicitamente entre os fatores que influenciam a renda. Aparentemente Langoni fez o mesmo independentemente. Todavia, enquanto ele conclui que os retornos diferenciais ao capital e ao trabalho não importam, minha interpretação dos resultados estatísticos é bem diferente. Primeiro, como enfatizei, a posição ocupacional é precisamente uma medida inadequada da renda da propriedade tanto no setor urbano como no agregado. Langoni, ao contrário, em seus resultados sempre lê acesso a propriedade em lugar de posição ocupacional. Se houvesse uma medida inadequada de educação, digamos, se simplesmente se frequentou ou não a escola, alguém desejaria utilizar a contribuição marginal estatística exata para determinar a contribuição relativa da educação para a desigualdade de renda?



Em segundo lugar, onde a aproximação é melhor, como no setor agrícola, a atribuição de importância entre variáveis é marcadamente diferente, conforme indiquei. Em vez de discutir diretamente tais resultados — visto que suas próprias regressões indicam que a posição ocupacional tem mais que o dobro da importância da educação no setor primário — ele sugere por alguma razão que meus resultados sejam uma manipulação estatística baseada em dados distorcidos e métodos de mensuração não apropriados. Sobre o primeiro, basta dizer que um apêndice detalhado, indicando precisamente como os dados foram ajustados e com que consequências, está disponível para todos os leitores interessados por mais de dois anos. Além do mais, é perfeitamente razoável que quando famílias de trabalhadores são explicitamente consideradas, a posição ocupacional aumente em importância entre os fatores que explicam a renda: famílias de trabalhadores, independentemente do procedimento de imputação, inevitavelmente se agrupam na base da distribuição de renda. Mas, evidentemente, prossegui de forma a excluir tais famílias de trabalhadores na análise subsequente do setor primário, de maneira a tentar isolar os efeitos da riqueza e não meramente os efeitos institucionais. No que diz respeito aos métodos aproximativos para determinar a importância relativa dos fatores que explicam a desigualdade, teria esperado cumprimentos ao invés de críticas, por ter substituído uma maneira de procedimento muito menos custosa e precisa. Para fazer minhas estimativas para 1960 comparáveis às suas para 1970, usei os mesmos métodos aproximativos em seus resultados de regressão como nos meus próprios. As verdadeiras estimativas quando comparadas com as aproximativas, no setor primário para 1970, são:

#### IMPORTÂNCIA RELATIVA DA CLASSIFICAÇÃO

	Langoni (tabela 8.3 distribuição da renda)	Aproximativa tabela 8 “Another Look”
educação	0,112	0,124
região	0,370	0,339
idade	0,230	0,226
sexo	0,043	0,058
ocupação	0,246	0,252

Uma associação tão estreita confirma decisivamente a validade da técnica.

De qualquer forma, a despeito de suas críticas, Langoni parece no fim pronto a aceitar a conclusão de que o que domina no setor primário é a desigualdade de capital, e não a de educação. Todavia continua a supor que a distribuição funcional não importa muito nos outros setores — embora os retornos sobre capital não sejam insignificantes no setor urbano.

No entanto, o que verdadeiramente é importante para as mudanças nas desigualdades entre 1960 e 1970 são aquelas na distribuição funcional. Aqui, Langoni cita dados agregados sobre participação na renda sugerindo um aumento na participação do trabalho entre 1960 e 1969, sem indicar que os dados de renda de capital no setor urbano de 1967, 1968 e 1969 são aparentemente estimativas derivadas por extrapolação da divisão 1964-66 observadas<sup>(5)</sup>. Isto é, os dados de participação na renda não incorporam o efeito completo da política salarial nem do crescimento econômico subsequente; se se tivesse meramente aplicado a razão de 1966, encontrar-se-ia, além do mais, um modesto declínio na quota de trabalho. Estes dados agregados envolvendo, como o fazem, imputações do valor do trabalho e do capital na agricultura, e mesmo no setor urbano até certo ponto, não são ideais para a mensuração de mudanças de curto prazo. Além disso, estes dados não incluem salários de altos executivos, diretores, etc., não devidos a lucros, mas que tomam outra forma. A questão sobre o papel da distribuição funcional na concentração da renda precisa apresentar outras evidências também.

Esta é a razão pela qual eu reúno estimativas da pesquisa do PNAD, tomadas no fim da década e as fiz comparáveis em conceito às primeiras categorias do Censo de 1960. Apesar de limitada, a informação confirma uma mudança na renda de empregados para empregadores, com exceção daquela interpretada por Langoni, como sempre, como uma consequência inevitável de demanda viesada e progresso educacional. Vimos

---

(5) Infiro do fato de que a participação na renda de 1969, como citada por Langoni, é idêntica àquela em sua tese, "A Study in Economic Growth: The Brazilian Case", dezembro, 1970, que a mesma técnica de estimativa baseada em dados de 1964-66 tenha sido usada para obtê-los.

anteriormente como há pouco conteúdo empírico para a idéia de demanda viesada tecnologicamente; deve-se acrescentar aqui que o aumento proporcional no nível educacional dos empregadores entre 1960 e 1970 foi provavelmente menor que o dos empregados, devido ao nível inicial relativamente alto do primeiro grupo.

Enfatizei também a disparidade entre aumentos no salário médio e ganhos de produtividade no setor urbano depois de 1964, como uma outra forma ainda de se chegar às mudanças na distribuição funcional. Langoni trabalha somente com salários reais em termos absolutos. Mas é a diferença entre mudança no salário real e aumento de produtividade que determina a distribuição funcional. Como foi apontado em meu trabalho, os aumentos no salário real médio (não mínimo) no setor urbano importavam em apenas metade a dois terços do aumento no produto por trabalhador no fim da década, mesmo depois que passou o período mais restritivo de política salarial. É também importante observar o crescente diferencial entre salários de operários e salários de administradores na indústria. Os últimos aumentaram relativamente, em presumível associação com uma estrutura mais hierarquizada de administração. Pode-se simplesmente aplicar produtividade marginal e padrões de capital humano para justificar tais diferenciais? A opinião econômica profissional vem questionando crescentemente no sentido de se as pessoas são selecionadas para tais posições e renda, tendo como base de exigência qualificações desnecessárias que sirvam como um artifício de racionalização.

Ultimamente é difícil crer que o implemento viesado da política salarial do governo seja exterior à concentração de renda observada, como sugere Langoni. O ministro Simonsen certamente não compartilha desta opinião:

“É provável que entre 1964 e 1967, essa fórmula [salarial] tenha provocado uma certa compressão dos salários reais. Isso embora contrariasse as medidas da PAEG constituía consequência inevitável da melhoria de outras fatias distributivas favorecidas pela inflação corretiva e pelo instituto da correção monetária”<sup>(6)</sup>.

---

(6) Mario Henrique Simonsen — *Inflação: Gradualismo x Tratamento de Choque*. Rio de Janeiro: APEC, 1970, pp. 206-207.

Depois de 1967 continuou o mesmo processo, embora os salários reais não sofressem declínios, pois, embora fosse garantido que os salários reais cresceriam de acordo com a produtividade, isso não aconteceria sistematicamente. Aí está porque, nos próprios dados comparativos de 1960 e 1970 de Langoni, esses estratos de renda recebendo aproximadamente o salário mínimo exibem o **menor** crescimento de renda. Eu deveria ter pensado que isto confirmava a efetividade da política salarial; não há razão para crer que seja necessário um declínio de renda **absoluta**. Langoni chama a atenção para o declínio de salário mínimo real em 1962 e 1963 e argumenta que a inflação do começo dos anos sessenta deve ser culpada também. Sem dúvida, sob inflação crescente, como indicam os dados de Langoni, os salários mínimos reais declinaram 9% entre 1960 e 1963, porém, entre 1964 e 1967, com a inflação desacelerada, declinaram o dobro. Além disso, ninguém quer sugerir que as políticas de 1962/63 eram desejáveis, enquanto que ao menos alguns parecem defender a experiência pós-64 como uma política salarial ótima.

Em resumo, permanecem claras diferenças de interpretação em torno das mudanças de renda relativa durante a década. Langoni exonera a política salarial e acusa quasi-renda. Culpa a política salarial e minimiza a contribuição da escassez de especializações per si.

#### 4. A INEVITABILIDADE DA CONCENTRAÇÃO DA RENDA NO DESENVOLVIMENTO

O principal tema na réplica de Langoni, como no original, é a inevitabilidade de desigualdade crescente como uma consequência das mudanças estruturais associadas a crescimento. Um apelo por evidência intencional é acrescentado agora aos argumentos anteriores. Argumenta-se que uma cross-section internacional de 56 países demonstra uma relação parabólica entre desigualdade e renda per capita: "Portanto, a experiência desses países é uma evidência empírica **irrefutável** em favor da tese de que aumento de desigualdade é uma consequência **inevitável** do processo de desenvolvimento". A ressalva óbvia no sentido de se um único país descreverá ao longo do tempo o modelo

mantido por um grupo em um dado momento no tempo, nem precisa ser evocada. Porque a parábola construída no artigo original de Paukert, e reproduzida por Langoni, é artificial ao extremo — obtida pela ligação das médias nas diferentes classes de renda e ignorando a substancial variabilidade intra-classe na desigualdade.

De fato, se se utiliza o coeficiente de Gini, ou a proporção de renda recebida pelos percentis mais elevados ou mais baixos, não se encontra nem uma relação linear nem uma parabólica com renda quando tal variabilidade intraclasse é levada em conta. As equações para o coeficiente de Gini e as participações de renda dos 5% mais elevados e dos 40% mais baixos da população são como segue (valores t entre parênteses)

$$\begin{array}{rcllcl}
 G & = & 0,473 & - & 0,000278 & Y & - & 0,0000000064 & Y^2 & R^2 \doteq & 0,11 \\
 & & (23,4) & & (0,56) & & & (0,34) & & & \\
 H & = & 30,6 & - & 0,0069 & Y & + & 0,00000054 & Y^2 & R^2 = & 0,18 \\
 & & (15,9) & & (1,47) & & & (0,30) & & & \\
 L & = & 14,5 & - & 0,00166 & Y & + & 0,00000093 & Y^2 & R^2 = & 0,03 \\
 & & (15,1) & & (0,71) & & & (1,02) & & & 
 \end{array}$$

onde G é o coeficiente de Gini, H a participação de renda dos 5% mais elevados, L a participação na renda dos 40% inferiores e Y a renda per capita medida em dólares em 1965. Todos os dados são tomados a partir do artigo de Paukert ao qual se refere Langoni<sup>(7)</sup>.

Certamente é um erro presumir automaticidade na resposta da desigualdade na medida em que a renda per capita cresce. Configuram-se muitas outras variáveis para fazer de um simples aumento no nível de renda um previsor preciso do grau de desigualdade: a composição setorial da renda, o papel do governo, a extensão da distribuição da riqueza, etc. Isso não significa que não haja influência das mudanças na composição da força de trabalho na medida em que prossegue o desenvol-

(7) Cf. Felix Paukert. — "Income Distribution at Different Levels of Development: A Survey of the Evidence", *International Labor Review*, agosto/setembro, 1973.

vimento, mas volta à arena apropriada a questão concernente a sua existência e importância: a análise da realidade brasileira específica.

É importante entender exatamente nesses termos os exercícios de simulação da educação em meu trabalho. Langoni procura colocar a seu favor meus resultados, sugerindo que com isso eu tenha endossado virtualmente na íntegra a sua interpretação da experiência brasileira. As proposições que provei são na realidade bem diferentes. Primeiro, o aumento na desigualdade entre subgrupos de população sobre um período de 40 anos, que resulta de uma composição educacional em mudança da força de trabalho, varia de 10 a 48% por uma única década de 1960 a 70; a desigualdade total, medida similarmente, aumentou mais ou menos 30%. Segue-se então que os efeitos estruturais dificilmente sejam dominantes. Segundo, a estratégia educacional escolhida pode exercer uma diferença significativa sobre a intensidade da desigualdade resultante. Aí está porque a dispersão acima é tão grande. Além disso, não há necessariamente "trade-off" de igualdade e renda. Contanto que a educação primária produza um retorno mais elevado, como o faz no Brasil e na maior parte dos países em desenvolvimento, pode-se definir uma estratégia melhor em ambas as dimensões. Terceiro, enquanto que a tendência para a desigualdade crescente se torna freada progressivamente, na medida em que a diferenciação educacional da força de trabalho diminui no tempo, não há reversão dentro do período de 40 anos indicado. Uma política de amplo acesso educacional não inverte o processo de concentração de renda, mesmo em grandes períodos de tempo.

Tampouco é um erro considerar as estratégias educacionais como alternativas, como sugere Langoni. Ele alega que é possível aumentar o número de graduados de nível universitário através de escolas pagas, expandindo ao mesmo tempo o nível primário com fundos públicos. Nada tenho contra a expansão mais rápida da educação como um todo. No entanto, o que continua importante para a análise da desigualdade da renda é a estrutura da diferenciação educacional. Se um maior número de estudantes de nível universitário significasse que receberiam rendas significativamente mais baixas, então maior diferenciação seria compatível com pouca mudança na desigualdade. Contudo, se os diferenciais de renda não mudarem ou

somente o fizerem muito pouco, pela criação de posições assalariadas adicionais que visam absorver o aumento na oferta de universitários, então a desigualdade certamente aumentaria de maneira mais rápida.

## 5. POLÍTICAS

Uma política de distribuição de renda para o Brasil deve se dirigir a dois objetivos: redução do alto nível da desigualdade presente e ataque às condições calamitosas de pobreza, nas quais se encontra pelo menos um terço da população. Esses objetivos não são idênticos. Pode-se mesmo tolerar a permanência das amplas disparidades entre os que se acham acima de uma linha de pobreza mínima, se aqueles abaixo dela têm sua situação realmente melhorada.

Para a consecução desses objetivos, pode-se modificar a distribuição de riqueza existente e assim a da renda; pode-se intervir para impedir maior deterioração nos níveis de renda relativa; e pode-se compensar aqueles grupos que são e permanecerão em desvantagem, a despeito do rápido crescimento econômico.

Para Langoni, o problema da pobreza absoluta presente está subordinado ao interesse na distribuição como um todo e, para tratar com esta última, a única política de distribuição necessária corresponde a “manter uma taxa de crescimento econômico, aumentar o investimento no capital humano na tecnologia e na modernização da agricultura”

A preocupação por aqueles que não compartilham ou que não compartilharão igualmente do processo de crescimento é dispensada como demagógica. Embora seja o que se esperaria em se tratando de políticas de distribuição. Quando as somas envolvidas são relativamente modestas, como a evidência sugere, não será útil encarar crescimento econômico como meio e não um fim?

A defesa de salários mínimos que realmente acompanhem o ritmo dos ganhos de produtividade é rotulada como estruturalismo e paternalismo, ainda que, na ausência de organi-

zação do trabalho efetiva, algumas garantias para evitar aumento desnecessário e desigual de diferenciais de salário sejam claramente indispensáveis. Os mercados por si mesmos não refrearão o poder indisputado e crescente das grandes empresas. Os salários mínimos podem produzir efeitos adversos e indesejáveis sobre o emprego, mas neste caso um programa de subsídios pode ser introduzido com igual efeito e sem tais consequências negativas de emprego.

O reconhecimento do papel da riqueza, a relevância da distribuição funcional para a desigualdade da renda é encarada como irrelevante. A reforma agrária não é uma solução significativa porque ameaça conter um elemento de desapropriação. Então, como pode uma política de distribuição ser efetiva, se meramente ratifica e expande o status quo? A fé em fatores e tecnologias modernas no setor primário pode ser uma falsa esperança. A despeito dos indiscutíveis ganhos na produtividade, os efeitos da "green revolution" sobre a distribuição da renda estão longe de ser uniformemente positivos. A redistribuição da posse da terra pode ser uma condição necessária para a introdução de tais fatores modernos, de uma forma que iguale mais do que concentre.

O ceticismo sobre a suficiência da educação e do crescimento continuado para resolver as sérias distorções na igualdade da renda brasileira constitui certamente a heresia máxima. Todavia, qual é a evidência concreta para tal conclusão otimista: relações parabólicas que não existem na realidade? E quanto demorará para se adquirir tal melhoria? Os problemas da pobreza brasileira são por demais sérios, variados e imediatos para depender de tal credo. Maiores análises e estudos são obviamente exigidos, não meramente de dados mas de políticas alternativas. Este debate estabelece, portanto, o começo e não o fim da questão.