

Crescimento, Política Salarial e Desigualdade: O Brasil durante a Década de 1960

Samuel A. Morley
Jeffrey G. Williamson (*)

APRESENTAÇÃO

O leitor bem pode indagar porque nos propomos novamente a abrir o debate acerca dos determinantes da distribuição de renda durante a década de 1960. Primeiro, julgamos dispor de uma maneira melhor de esclarecer os efeitos distributivos do crescimento macroeconômico e da política repressiva de salário do que a utilizada no debate original. Segundo, queremos discutir a interpretação em termos de bem-estar a respeito das mudanças na desigualdade avaliada numa economia em crescimento. Não há dúvida de que a renda se tornou mais desigualmente distribuída, no Brasil, durante os anos 60. Isso significa que a distribuição em 1970 foi pior que na década de 1960, num sentido de bem-estar social. Boa parte da discussão do modelo brasileiro ignora essa exigência e simplesmente equipara um aumento na desigualdade a uma piora na distribuição. Tais conclusões normativas são baseadas implicitamente em funções de bem-estar social particulares. Funções alternativas levam a conclusões normativas muito diferentes, dado o mesmo conjunto de fatos objetivos. Para entender realmente as implicações do “modelo brasileiro” em termos de bem-estar so-

(*) Os autores, Samuel A. Morley e Jeffrey G. Williamson, são, respectivamente, professores da Universidade de Vanderbilt e da Universidade de Wisconsin (Medison).

cial, os economistas terão que considerar explicitamente a composição da função de bem-estar social, embora qualquer função desse tipo seja subjetiva. A parte final de nosso trabalho contém algumas modestas incursões nesta direção.

O trabalho se inicia com uma revisão das posições assumidas pelos principais participantes no debate sobre a distribuição.

1. INTRODUÇÃO

Uma posição, vigorosamente sustentada por Langoni [7] é de que um aumento no coeficiente de Gini é esperado quando um país com a estrutura de produção interna do Brasil experimenta um rápido crescimento. Apresentam-se duas razões. O emprego no setor urbano e industrial com alto salário médio cresce em relação ao emprego na agricultura de baixo salário. Isto é o que Langoni chama de “efeito de escala” — alteração na composição da força de trabalho durante o processo de crescimento aumentará o coeficiente de Gini com segurança algébrica. A segunda razão para a desigualdade crescente durante um rápido crescimento pode ser encontrada na visão neoclássica de Langoni do mercado de trabalho. A demanda por trabalho altamente qualificado deveria aumentar mais depressa que a demanda por trabalho não qualificado, enquanto a elasticidade da oferta do primeiro tipo de trabalho deveria ser menor que para o segundo. Isto levaria a amplos diferenciais de salário, um desequilíbrio no mercado de trabalho que pode ou não ser auto-regulado, dependendo da capacidade do sistema “educacional” de produzir mão-de-obra qualificada. Langoni considera ambas as forças como resultados automáticos do crescimento, independente da política governamental, e grandemente responsáveis pela piora na distribuição durante 1960 e 1970.

Uma segunda posição menos otimista vem sendo desenvolvida por Fishlow [4], Malan e Wells [8], Wells [10], e outros: Uma piora na distribuição é uma grande parte o resultado da política salarial do governo e estabilização durante meados dos anos sessenta, juntamente com a capacidade do trabalho qualificado ou educado em estabelecer seu salário substancialmente acima do nível ditado pelo funcionamento de um mercado de

trabalho impessoal. Após 1964 o governo brasileiro utilizou seus instrumentos de controle para que o salário mínimo não aumentasse à mesma taxa que os preços e a produtividade⁽¹⁾. Uma das causas da pressão no sentido de fazer declinar os salários reais ocorreu no período de estabilização de 1964-65 quando o governo, errônea ou intencionalmente, dependendo do ponto de vista, sistematicamente fazia previsões que subestimavam a taxa de inflação, previsões estas utilizadas em suas fórmulas de ajustamento de salário mínimo. O erro foi corrigido *ex post*, mas os salários mínimos continuaram a crescer mais lentamente que o produto por trabalhador. Embora o salário mínimo não tenha declinado mais desde 1967 — de fato ele aumentou levemente — o custo do trabalho de salário mínimo por unidade de produto deve, certamente, ter caído de maneira considerável⁽²⁾.

Na outra extremidade da escala, Fishlow argumenta que os salários subiram muito mais rapidamente do que seria esperado, baseado na taxa de expansão do emprego para a mão-de-obra especializada e na elasticidade da oferta. Esta posição é apoiada em um recente estudo empírico de Bacha [2] e implica que os melhor educados usaram sua força de monopólio para aumentar seus próprios salários, explorando sua influência política para diminuir os salários dos não qualificados profissionalmente.

Quando se tenta ligar a política salarial à deterioração na distribuição de renda, nota-se que uma não conduz inevitavelmente à outra. Em primeiro lugar, salário mínimo e médio são dois conceitos muito diferentes. Acumulou-se considerável evidência nos anos recentes de que o salário médio subiu mais que o salário mínimo legal. Porém, muito mais importante é o fato de que os salários mínimos estáveis podem ter aumentado o emprego.

A política pode ter levado a um aumento no fluxo de mão-de-obra de emprego agrícola de baixa remuneração (ou desemprego) para setores urbanos de maior remuneração. À medida em que as demandas por trabalho não qualificado não são total-

(1) Os salários reais começaram realmente a declinar em 1962, bem antes do programa de controle salarial.

(2) Esta colocação só seria verdadeira se não houvesse uma grande substituição de trabalho não qualificado por qualificado, o que parece uma hipótese razoável.

mente insensíveis aos custos relativos dos fatores, a política de salário mínimo deve ter ocasionado uma expansão nas oportunidades de emprego para os trabalhadores agrícolas, trabalho urbano marginal e desempregados. Se se está realmente interessado em atacar a pobreza, são estas as pessoas que deverão então atrair a maior prioridade. Não é óbvio que a política de salário mínimo prejudicou este grupo. Realmente, à medida em que as oportunidades de emprego se tornaram mais abundantes do que seriam de outra forma, este grupo foi ajudado às expensas da classe trabalhadora urbana não qualificada já empregada. Nas discussões sobre política de salário mínimo, quase toda a atenção foi focalizada sobre a transferência de renda da mão-de-obra de baixa qualificação para os lucros. Embora esta característica regressiva do desenvolvimento brasileiro não seja muito atraente, não deverá obscurecer as transferências ainda mais importante de trabalho empregado, aos marginalmente empregados ainda mais abaixo do perfil de renda.

Outra explicação óbvia a “deterioração” a longo prazo na distribuição durante a década de 1960 é a dolorosa estabilização a curto prazo que ocorreu entre 1964 e 1967. O controle da inflação prejudica tipicamente os pobres, pois são os trabalhadores marginais ou não qualificados que perdem seus empregos durante a recessão induzida que, quase invariavelmente, acompanha tal programa. No Brasil a posição dos pobres deve ter sido exacerbada pela política repressiva de salário mínimo, dado que não só o desemprego cresceu dramaticamente — um fato a ser colocado abaixo — mas os que permaneceram empregados viram o real valor de seus salários cair em 20% entre 1964 e 1967, quando a estabilização ortodoxa terminou⁽³⁾.

Se a estabilização causa uma deterioração na distribuição de renda, como Langoni pode estar certo de que a deterioração resulta do crescimento? O crescimento é desigualador ou não é? Esta é a questão fundamental que foi levantada no debate brasileiro. A questão não pode ser respondida com um apelo aos dois censos dos anos de 1960 e 1970, desde que o primeiro é muito anterior ao início da estabilização e o segundo se deu durante a recuperação. A única forma de tratar esta questão é criar um modelo de economia capaz de gerar uma distribuição de renda de modo endógeno, simular os eventos macroeco-

(3) V. [4], p. 400.

nômicos da década de 1960, e então isolar os efeitos da estabilização e do crescimento. Em um artigo anterior desenvolvemos tal modelo, a fim de explorar as implicações distributivas da política de desenvolvimento da década de 1950.

O modelo é estendido agora para a década de 1960 a fim de verificar o que mostrará sobre as contribuições separadas do crescimento, estabilização e política salarial durante esta importante década. O modelo é simples e rígido ao extremo, mas é apresentado como exemplo do que consideramos como a forma mais promissora de atacar a questão política chave que emerge da experiência brasileira durante a década de 1960: O crescimento econômico conduz a uma melhora ou a uma deterioração na distribuição de renda?

A organização do trabalho apresenta-se como se segue. Na seção 2 apresentamos nossa "história modelada" dos anos 60. É nossa estimativa de como teria sido a distribuição de renda no Brasil com a performance real de crescimento e estabilização da década, mas com a estrutura relativa a 1960 rigidamente mantida. Este exercício permite-nos estimar separadamente, na seção 3, as contribuições da estabilização, política salarial e crescimento para as mudanças na distribuição durante a década. A seção 4 utiliza o modelo para explorar as prováveis fontes de "dispersão de salários", enquanto a seção 5 se volta para alguns problemas chaves que devem ser confrontados ao extrair conclusões de bem-estar baseadas nas mudanças na distribuição de renda numa economia em crescimento.

2. CRESCIMENTO, POLÍTICA SALARIAL E DESIGUALDADE: O MODELO DE ESTRUTURA RÍGIDA DE SALARIO

Quando os dados descritivos de distribuição de renda passada finalmente se tornam disponíveis, é natural que os responsáveis pelas decisões de política recorram aos cientistas sociais para uma explicação da história recente da distribuição e para estimar os efeitos das políticas adotadas durante o período. Embora *post hoc ergo propter hoc* o raciocínio seja atraente, frequentemente está errado. Existem tantas outras influências agindo sobre a distribuição de renda, que não se pode estar seguro de que as mudanças observadas sejam provenientes de algu-

ma outra causa que não a política investigada. Por exemplo, devido ao rápido crescimento da renda e da força de trabalho no Brasil, mesmo uma política neutra em relação à distribuição teria induzido uma mudança nas medidas de distribuição através do tempo.

Não se pode interpretar a alteração numa medida como o coeficiente de Gini entre 1960 e 1970 como o resultado de uma dada política. Atribuir toda a alteração no coeficiente de Gini a uma política particular é equivalente a assumir que, na ausência da política, os novos participantes da força de trabalho após 1960 teriam obtido empregos ou entrado em classes de renda exatamente na proporção da distribuição de 1960. Isto é seguramente uma hipótese irracional, dadas as elasticidades renda diferenciais da demanda e exigências de qualificação de diferentes produtos. Como uma alternativa, esta seção construirá um modelo simplificado da economia brasileira. O modelo apresentará uma estimativa oposta concreta de qual teria sido o coeficiente de Gini em 1970, sob as condições reais da oferta de trabalho e crescimento do produto, mas sob um regime de "Estrutura Rígida de Salário". Obtém-se então, uma estimativa do efeito do alargamento da estrutura de salários, comparando-se as distribuições real e hipotética para 1970. Resta atribuir a responsabilidade do alargamento à política, à força dos trabalhadores e ao desempenho do mercado convencional. Em um artigo anterior [9] desenvolvemos um modelo linear input-output para pesquisar o efeito de várias políticas de demanda agregada sobre a distribuição de renda. Este mesmo modelo é muito bem adaptado para uma análise das três fases "ida-parada-ida" da década de 1960, incluindo a estabilização. Além disso, o modelo pode isolar o impacto de mudanças salariais relativas, sejam causadas por escassez de mão-de-obra ou por política governamental, pois supõe uma estrutura salarial constante. Com efeito, o modelo supõe que a demanda para qualificações de trabalho cria sua própria oferta. Embora esta possa ser uma suposição pobre para certos propósitos, é muito útil aqui: usando as políticas de demanda agregada prevalentes e a estrutura salarial intra-industrial constante, o modelo leva a uma estimativa contrafactual de como seria a distribuição se o governo não houvesse empreendido uma política salarial e/ou se o crescimento da demanda não tivesse levado a um alargamento nos diferenciais de salários, na forma descrita por Langoni. Infelizmente, não seremos capazes de testar o modelo, comparando sua capacidade de se enquadrar em algum pe-

ríodo de tempo, como pudemos fazer em um artigo anterior. Diferenças entre o desempenho histórico da economia brasileira e nossa “estrutura salarial rígida” contrafactual serão devidas tanto a mudanças na estrutura salarial quanto a erros na especificação do modelo. No entanto, dado nosso sucesso anterior em reproduzir padrões de produto para a década de 1950, estamos confiantes em que a maior parte da diferença entre a história e o contrafactual se deva a mudanças salariais, e não a erro de especificação.

Como esta introdução, voltemos ao modelo em si. Para os leitores não familiarizados com nosso artigo anterior, repetiremos a descrição básica do modelo ([9], pp. 39-42). É baseado em um sistema de produção insumo-produto ampliado por uma matriz de necessidades de capital para gerar investimento endogenamente. Sua estrutura é desenvolvida em termos de taxas de crescimento, visto que este processo parece menos sensível a erro de mensuração sobre os coeficientes. O crescimento para qualquer indústria é por definição igual a uma média ponderada das taxas de crescimento das demandas final e intermediária, em que os pesos são a parcela de cada categoria nas vendas totais da indústria em questão. Força-se a taxa de crescimento do produto em cada setor a satisfazer a taxa de crescimento exógena na demanda final. A identidade de crescimento para cada indústria pode ser escrita formalmente como:

$$(1) S_i = \sum_j d_{ij}x_{ij} + d_{ic}c_i + d_{ig}g_i + d_{iz}z_i + d_{ie}e_i, \quad \text{em que}$$

S_i = taxa de crescimento da oferta total na indústria i

d_{ij} = percentagem das vendas totais da indústria i , que vai para a indústria j ,

x_{ij} = crescimento da demanda pela indústria j para o produto intermediário da indústria i ,

x_i = taxa de crescimento da indústria i ,

d_{ic} = percentagem das vendas totais de indústria i consumida,

c_i = taxa de crescimento da demanda do consumidor para o produto da indústria i ,

d_{ig} = percentagem das vendas da indústria i comprada pelo governo

g_i = taxa de crescimento da demanda do governo,

d_{iz} = percentagem das vendas da indústria i para satisfazer a demanda de investimento

z_i = taxa de crescimento da demanda de investimento para i ,

d_{ic} = percentagem de vendas da indústria i exportada, e

e_i = taxa de crescimento das exportações.

Os d_{ij} são obtidos a partir de uma tabela input-output, dividindo-se cada item de uma linha pela soma das linhas. Assim,

$$(2) \sum_0 d_{ij} + d_{ic} + d_{ig} + d_{iz} + d_{ie} = 1.$$

As metas exógenas de substituição de importações convertem a taxa de crescimento da oferta total em uma taxa de crescimento de oferta interna:

$S_i = \pi_i x_i + (1 - \pi_i) m_i$, $m_i = \mu_i S_i$, em que $(1 - \pi_i)$ = importância relativa das importações na oferta total, μ_i = meta de substituição à importação ($\mu_i = 1$ indica nenhuma substituição à importação), m_i = taxa de crescimento das importações.

A demanda para bens de capital em cada setor é considerada como uma função linear de produção, e a composição de capital é constante por setor. Isto permite escrever $k_{ij} + \tau_j x_j$, em que k_{ij} é a taxa de crescimento do estoque de bens de capital em uso pelo setor j e ofertado pelo setor i , τ_j é a elasticidade da produção de capital no setor j . A taxa de crescimento do investimento é relacionada à taxa de crescimento do capital por $z_{ij} = k_{ij} + k_{ij}/k_{ij} = \tau_j x_j$. Para cada setor que produz bens de capital, calcula-se o crescimento no investimento como uma soma ponderada,

$$(3) Z_i = \sum_{j=1}^m E_{ij} \tau_j x_j,$$

em que E_{ij} é a percentagem das vendas totais de bens de capital pelo setor i ao setor j .

Substituindo (2) e (3) em (1), obtém-se um sistema de n equações simultâneas que pode ser resolvido para a taxa de crescimento de cada indústria consistente com as taxas de crescimento da demanda final:

$$\begin{bmatrix} x_1 \\ \vdots \\ x_n \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \frac{\pi_1}{1 - (1 - \pi_1)\mu_1} - a_{11}d_{11} - d_{12}E_{11}\tau_1 \cdots - a_{1n}d_{1n} - d_{1z}E_{1n}\tau_n \\ \vdots \\ -a_{n1}d_{n1} - d_{nz}E_{n1}\tau_1 \frac{\pi_n}{1 - (1 - \pi_n)\mu_n} - a_{nn}d_{nn} - d_{nz}E_{nn}\tau_n \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} f_1 \\ \vdots \\ f_n \end{bmatrix}$$

ou, em notação matricial:

$$(4) X = [D]^{-1} F.$$

O ij -ésimo elemento de $[D]^{-1}$ denota o efeito de uma mudança de um por cento na taxa de crescimento da demanda final para a indústria j sobre a taxa de crescimento da indústria i . (É a elasticidade da produção de i com relação à demanda final para j). O vetor de demanda final é uma soma ponderada das taxas de crescimento do consumo, demanda do governo e exportações:

$$(5) f_i = d_{ic}c_i + d_{ig}g_i + d_{ie}e_i,$$

em que f_i é a taxa de crescimento da demanda final para os produtos da indústria i .

As parcelas da demanda final por período foram calculadas ano a ano de acordo com:

$$(6) d_{ic}^t = \frac{d_{ic}^{t-1} (1 + c)^{t-1}}{1 + x_i^{t-1}}$$

A taxa de crescimento da demanda do consumo, c_i^t , foi gerada pelas funções consumo. As parcelas do governo e de exportação foram ajustadas substituindo as variáveis exógenas,

g_i e e_i por c_i na equação (6). A taxa de crescimento do governo foi suposta igual em todos os setores (exceto em maquinaria e equipamento de transportes), com a taxa total igual àquela atribuída pelas contas nacionais. As taxas de crescimento da exportação, é claro, são dadas de modo exógeno pelos seus valores históricos. O modelo se processa do modo sequencial. Dado um conjunto de parcela em um ano-base, gera-se d^1 e F^1 que se utilizam para produzir o vetor das taxas de crescimento do produto no ano-base. Dadas as taxas de crescimento no ano-base, pode-se calcular a tabela input-output do segundo ano, D^2 , e assim por diante, até que 11 anos de taxas de crescimento setoriais sejam acumulados.

Dado o vetor das taxas de crescimento do produto, é uma simples questão de estimar as estatísticas da distribuição de renda que interessam. A matriz da participação do trabalho no ano final da simulação (1962, 66, 70) é derivada do ano-base aplicando-se a taxa industrial de crescimento, corrigida pelas diferenças nos requisitos de trabalho por unidade de produto:

$$(7) \quad L^{t_{ij}} = [(1 + x_i)l_i] {}^tL^o_{ij},$$

em que $L^{t_{ij}}$ = montante de trabalho na classe de qualificação (renda) j , indústria i , ano t ,

l_i = elasticidade trabalho/produto, igual à proporção do crescimento do emprego e do produto na indústria i , durante o período 1959 — 1970.

$L^o_{ij} = n_{ij}L^o_i$ em que n_{ij} é a proporção de trabalho na indústria i , na classe de qualificação (renda) j , de acordo com o censo demográfico de 1960.

TABELA 1

TAXAS DE CRESCIMENTO SIMULADAS (S) E REAIS (A)
NO AGREGADO: 59-70

Agregados	1959-70		1959-62		1962-66		1966-70	
	S	A	S	A	S	A	S	A
Manufatura	.069	.073	.098	.099	.026	.031	.093	.099
Agricultura	.048	.044	.059	.060	.024	.031	.065	.046
PNB	.067	.069	.087	.084	.024	.031	.084	.081

TABELA 2

TAXAS DE CRESCIMENTO SIMULADO (S) E REAL (A)
POR SETOR: 1950-70

Setores	S	A
Eletricidade	.068	.079
Comércio	.055	.057
Serviços	.073	.073
Mineração	.070	.113
Não Metálicos	.064	.073
Metal	.088	.093
Maquinaria	.077	.090
Maquinaria Elétrica	.114	.132
Equipamento de Transporte	.113	.127
Madeira Serrada	.064	.034
Mobiliário	.076	.070
Papel	.081	.080
Borracha	.091	.106
Couro	.061	.027
Químicos	.079	.115
Drogas	.081	.084
Cosméticos	.080	.084
Plásticos	.168	.170
Têxteis	.034	.016
Vestuário	.044	.036
Alimentação	.040	.049
Bebidas	.043	.035
Tabaco	.053	.051
Publicações	.061	.057
Diversos	.083	.083
Construção	.055	.030
Transportes	.071	.084

Fonte: Veja texto e apêndice de dados.

Pode-se obter então a participação do trabalho em cada classe de qualificação (renda) somando as indústrias:

$$(8) \quad S_j = \frac{\sum_j L_{ij}^t}{\sum_i \sum_j L_{ij}^t}$$

As taxas de absorção de trabalho por distintas classes de qualificação podem ser derivadas também, como o podem os coeficientes de Gini, somando todas as indústrias de modo a construir distribuições de ganhos (renda) por classe de qualificação (de renda). Embora se adotem os termos qualificação, ganhos e classe de renda de modo intercambiável, deve-se enfatizar que “renda” inclui ordenados, salários, rendas, juros e dividendos. Pode-se falhar na mensuração adequada dos lucros distribuídos, mas o conceito de renda é razoavelmente amplo.

O modelo simulou três fases separadas correspondentes à expansão durante os anos de 1959-62, a estabilização em 1962-66, e a recuperação em 1967-70. As variáveis exógenas — o crescimento das despesas do governo, despesa agregada, exportações, renda disponível e o parâmetro de substituição de importação — foram estabelecidas em seus níveis históricos no início de cada fase. O modelo gerou então uma tabela de Insumo-Produto e um vetor de demanda final para cada ano e os substituiu em (4) para derivar a estimativa de crescimento da produção doméstica para cada setor. Estas taxas de crescimento foram então alimentadas em uma matriz de requisitos de trabalho para o ano final de cada fase, para gerar a distribuição da força de trabalho hipotética por indústria e classe de renda. Nossas estimativas de desigualdade de renda se baseiam nestas distribuições da força de trabalho.

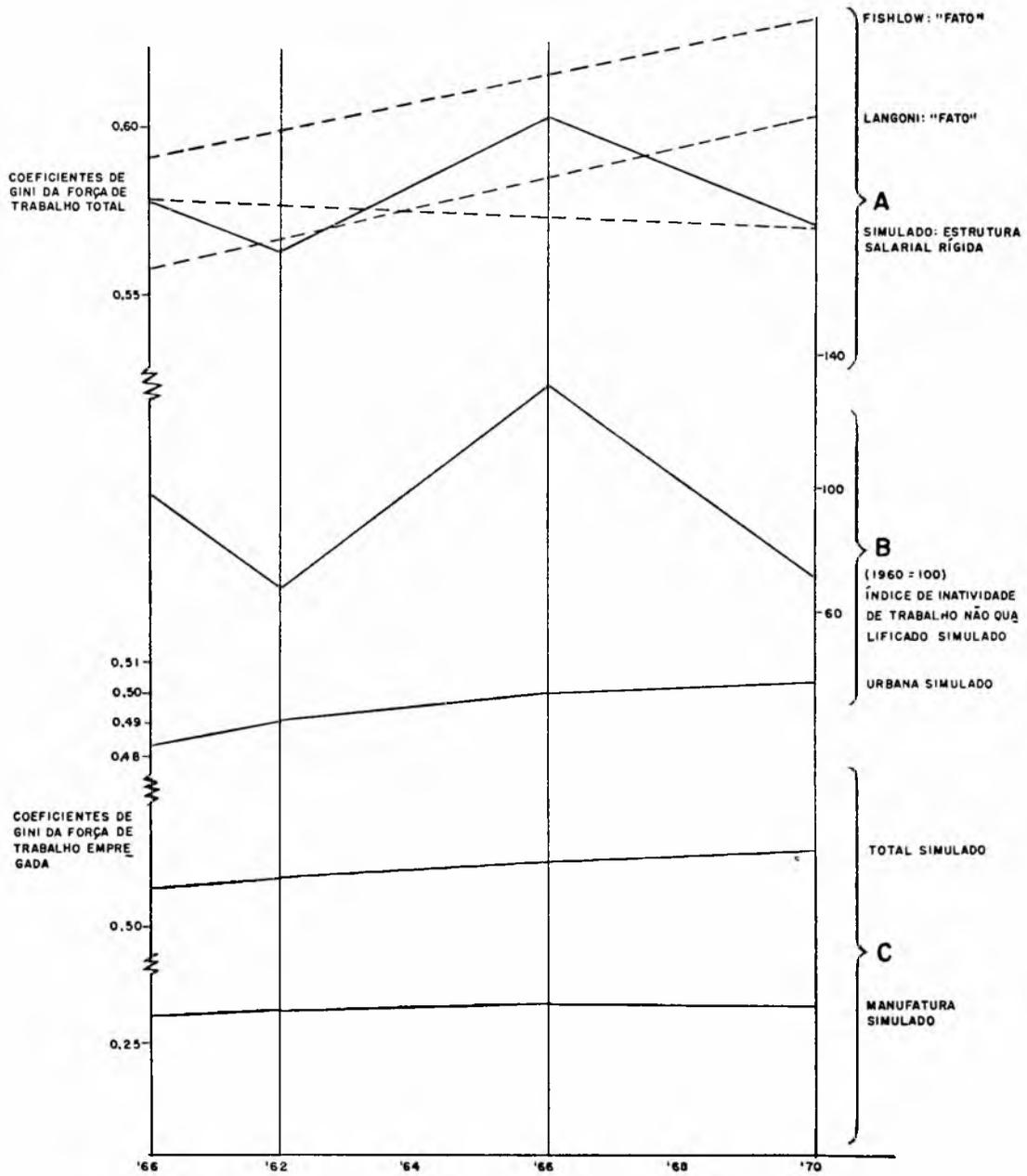
3. CRESCIMENTO E DESIGUALDADE DURANTE A DÉCADA DE 1960: REAL E SIMULADO.

Apesar de não podermos, em nenhum sentido formal, testar nosso modelo de simulação, é tranquilizante observar que seu perfil de produção setorial conserva uma semelhança bastante próxima aos dados de produção reais da década de 1960. Como o leitor pode observar a partir das Tabelas 1 e 2, o modelo foi muito bem sucedido em estabelecer padrões de produção e taxas de crescimento relativo na economia. O modelo tende a exagerar a redução na formação de capital durante a recessão, desde que falha em reconhecer a existência de capacidade ociosa. Além do mais, exagera a taxa de crescimento da agricultura durante os últimos anos da década. Estes erros, no entanto, compensam quase que exatamente um ao outro, levando a esti-

mativa do crescimento do PNB a estar muito próxima da história real. Isso significa que as estimativas de emprego agregado geradas pelo modelo serão bastante boas, embora a distribuição entre a agricultura e o setor urbano esteja ligeiramente errada, particularmente entre 1966 e 1970.

Estamos preparados agora para examinar as mudanças da distribuição dos ganhos durante a década de 1960 e sua causa aparente. O Gráfico 1 resume visualmente a informação em termos do coeficiente de Gini. O painel superior compara nossa história simulada com os dados “reais”, como foi relatado por Fishlow e Langoni. Alguns resultados importantes emergem da comparação. Primeiramente, a implicação do painel A é de que a distribuição dos ganhos no Brasil teria **melhorado** se a estrutura salarial tivesse permanecido a seu nível de 1960. A explicação é suficientemente simples, mas é quase sempre vista por alto no debate: o rápido crescimento a longo prazo diminuiu o nível de desemprego “efetivo”. O painel A oferece as estatísticas de distribuição para a força de trabalho **total**, incluindo a desempregada. O leitor notará a íntima correspondência entre o coeficiente de Gini no painel A e nosso índice simulado de “inatividade do trabalho” no painel B. O ponto de partida do modelo para o índice de inatividade do trabalho é de 14,7% de “desempregados” em 1960. Na realidade, a cifra se refere à porcentagem de “população economicamente ativa”, relatando nenhuma renda neste ano ([4], Tabela 1, p. 392). A cifra citada por Fishlow ([4], Tabela 5, p. 399) para 1970 é de 11,7%, surpreendentemente próxima à cifra prevista pelo modelo, de cerca de 11%. A mensagem de nossa simulação é bem clara: em países com uma grande força de trabalho na agricultura de baixa produtividade, em que as taxas de desemprego são altas em todos os lugares, e onde a estrutura salarial é rígida, o **rápido crescimento está melhorando a distribuição de renda**. Na realidade, comparem-se as distribuições simuladas para a força de trabalho **empregada** no painel C, com a do painel A, em que são incluídos os desempregos. Ainda na hipótese de uma estrutura salarial rígida, a distribuição entre pessoas empregadas tende à desigualdade durante a década. Apenas quando se incluem os desempregados é que a tendência se inverte. Se a taxa de desemprego é uma influência distributiva crucial a longo prazo, então segue obviamente que qualquer crescimento agregado que reduz a força de trabalho não qualificada ociosa tenderá a ter um efeito positivo sobre a distribuição da renda, indiferente ao caráter deste crescimento. A mensagem é ainda mais clara a curto prazo.

GRÁFICO 1



FORTE: VEJA TCATD

O Gráfico 1 sugere que uma parcela muito grande das tendências de desigualdade da década deve ser atribuível à fase de estabilizações de 1962-1966. Este resultado é consistente com um recente estudo efetuado por Wells [10], citado com aprovação por Fishlow ([5], p. 16), que considera o período crítico de desigualdade como tendo ocorrido durante os anos de estabilização. Enquanto tanto Fishlow quanto Wells argumentam que o componente de política salarial do regime de estabilização é responsável pela evidente desigualdade, a simulação no Gráfico 1 sugere uma explicação simples: a estabilização é regressiva pois a interrupção do crescimento gera desemprego. Um ponto elementar da macroeconomia talvez, mas ficou perdido no debate da desigualdade.

A afirmação de que o crescimento melhora a distribuição de renda parece estar em conflito com o “efeito de escala” de Langoni, mas não está. Langoni, seguido Kuznets [6], enfatizou que a transferência da mão-de-obra para os setores urbanos de alta renda nos primeiros estágios de crescimento resultaria algebricamente em uma piora do coeficiente de Gini global. Enquanto é útil salientar este efeito de composição, o leitor deveria lembrar que o argumento se aplica apenas à força de trabalho empregada. A importância do efeito de escala ou de composição pode ser vista se se observar novamente o painel C, em que são relacionados os coeficientes de Gini para a força de trabalho empregada. Embora não pareçam correlacionados com a taxa de crescimento da economia a curto prazo, cada coeficiente de Gini aumenta a década como um todo. Encontramos evidência similar dos efeitos de “escala” em nossa análise anterior da década de 1950. Os efeitos de “escala” surgem do crescimento relativamente rápido da manufatura, pois esta é um setor de alto salário médio (alta qualificação). No setor industrial os efeitos de composição são mais fracos, apesar do dinamismo dos bens de consumo duráveis, maquinaria e indústrias químicas, que também possuem altos salários (e requisitos de qualificação) com relação ao resto da indústria. Como se viu acima, o leve aumento no índice de desigualdade entre os empregados é ultrapassado pelo movimento da taxa de desemprego; o coeficiente de Gini no painel A e o índice de desemprego no painel B são altamente correlacionados.

O leitor pode contestar que a tendência secular para baixo do coeficiente de Gini no painel A exagera a progressividade

do crescimento. É claro que exagera. Enquanto a simulação supõe uma estrutura salarial constante, sabe-se, a partir do painel C, que um rápido crescimento causa um escassez de trabalho qualificado em relação ao não qualificado. Amplos diferenciais de pagamento são inevitáveis nesta situação e atuam de modo a compensar a redução em nosso índice de desigualdade devido ao desemprego em declínio. A questão-chave no entanto, é: em quanto? O fato de que os diferenciais de salários realmente se ampliaram durante a década de 1960 não oferece uma resposta, pois as causas da ampliação ainda não foram identificadas. Por exemplo, Fishlow argumentou que o aumento nos salários relativos do trabalho qualificado e dos administradores excede em muito o que poderia ser explicado pela escassez de trabalho qualificado e pelas diferentes elasticidades oferta. Se a posição de Fishlow for correta, parece bastante improvável que a conexão crescimento-salário relativo seria suficientemente potente para reverter nossa conclusão: caso os desempregados sejam levados em consideração, o crescimento seria no sentido de melhor distribuição apesar dos efeitos de escala ou composição. O alargamento da estrutura de pagamentos teria ocorrido independente do desempenho da economia. Se, por outro lado, Fishlow não estiver certo, e Langoni for confirmado, então teremos duas forças conflitantes em ação. O rápido crescimento emprega o exército de reserva dos não qualificados, promovendo assim a melhor distribuição. Implica também em um crescimento desequilibrado do produto, que favorece os setores que requerem fortes doses de capital humano e físico, promovendo desse modo o "alargamento salarial" e a desigualdade entre os empregados. O que domina?

Este problema parece estar no centro da análise contemporânea da distribuição.

4. "ALARGAMENTO DA ESTRUTURA SALARIAL" BRASILEIRA: CONJECTURAS

Os experimentos relacionados na seção 3 confirmam a importância da mudança de salários e ganhos relativos como responsáveis pela piora na distribuição entre 1960 e 1970. Se o lado da produção de nosso modelo for uma representação razoável da economia brasileira, e seu desempenho de produção

sugere que o é, então a grande diferença entre nossa “estrutura salarial rígida” contrafactual e a desigualdade verificada deve ser devida à mudanças dos salários relativos. Notando-se apenas as diferentes inclinações das tendências de Langoni-Fishlow e a simulação no Gráfico 1 (painel A), pode-se apreciar o quão significativo deve ter sido o alargamento na estrutura de pagamentos.

Como se viu, no entanto, nosso modelo não pode separar diretamente as mudanças salariais que resultam da operação normal (neoclássica) dos mercados de trabalho das induzidas por controle salarial discriminatório. Enquanto que a direção do efeito de “escala” neoclássica é confirmada em nossos experimentos, não se pode oferecer confirmação ou negação direta sobre a alegação de Langoni de que a maior parte do alargamento salarial foi resultado do processo de crescimento e não da política salarial do governo ou da posição de monopólio dos gerentes e administradores.

A solução do debate sobre o “alargamento de estrutura salarial” requer um modelo mais sofisticado que determine os salários endogenamente. Seria uma vergonha, no entanto, ignorar a evidência indireta que fornece nosso modelo de “estrutura salarial rígida”. A Tabela 3 relaciona alguns indicadores relevantes. Em um mundo de salários relativos fixos, de que forma o ritmo e o padrão do crescimento brasileiro durante a década de 1960 se traduziram em taxas de expansão da demanda por trabalho qualificado? Quais são as taxas de crescimento nos requisitos de trabalho por classe de qualificação pelo modelo? Para a década como um todo, as classes mais altamente qualificadas desfrutaram realmente da mais rápida expansão da demanda — denominada B_j^* , 4,8% por ano para alta qualificação e 3,2% para os não qualificados, uma diferença de 1,6%. É verdade também, ignorando o período de estabilização, que os diferenciais de B_j^* eram muito maiores na década anterior que posteriormente. O diferencial de B_j^* da classe 8 com relação à classe 1 é de 3,4% por ano até 1962, e 1,75% por ano após 1966. Se a diferença reflete uma diminuição natural do efeito de “composição”, à medida em que a industrialização segue seu curso, ou se o contraste é atribuível às duas estratégias comerciais muito diferentes encaixadas nesse período, é um problema que leva demasiado longe (Veja-se, no entanto, [9] sobre este ponto).

TABELA 3

TAXAS DE CRESCIMENTO EM REQUISITOS DE
 “TRABALHO” POR QUALIFICAÇÃO, 1960-1970, INFERIDO
 PELA SIMULAÇÃO (EM PORCENTAGEM): $B_j^*(t)$

j-ésima Classe de Ganhos ou Quali- ficação	Período de Tempo			
	(1) 1960-62	(2) 1962-66	(3) 1966-70	(4) 1960-70
1	5.41	.36	5.00	3.20
2	4.58	.12	4.61	2.82
3	4.56	.02	4.91	2.89
4	4.93	-.17	5.38	3.05
5	5.09	-.43	5.47	2.97
6	5.37	-.28	5.49	3.12
7	7.05	.58	6.15	4.07
8	8.76	1.07	6.75	4.87

Agora, então, estes diferenciais B_j^* emprestam apoio à afirmação de Langoni, de que o “montante” na distensão salarial é devido às forças de demanda associadas com o rápido crescimento e mudança estrutural? Ou, ao invés, apoiam a afirmação de Fishlow, de que “uma tal explicação é decisivamente rejeitada para o desempenho da década como um todo” ([4], p. 18)?

Vamos supor que as funções demanda e oferta de trabalho por classe de qualificação podem ser representadas por:

$$(9) \quad L_j^S = A_j w_j^{\alpha_j}, \quad e$$

$$(10) \quad L_j^D = B_j w_j^{\beta_j}$$

A premissa neoclássica, naturalmente, é de que os salários tendem a equilibrar os mercados de trabalho. Dada esta pre-

missa, e expressando as taxas de crescimento anuais por $*$, então:

$$w_j^* = \frac{(B_j^* - A_j^*)}{(\alpha_j - \beta_j)}$$

em que $\beta_j \leq 0$ é uma elasticidade de salário da demanda por trabalho, $\alpha_j \geq 0$ uma elasticidade oferta, A_j^* uma taxa exógena de expansão da oferta, e B_j^* a taxa exógena de mudança da demanda de trabalho, que é exógena aos mercados de trabalho, mas endógena a um modelo de produção. Desde que o debate entre Fishlow e Langoni se relaciona com os **diferenciais** de salário e a estrutura salarial, a expansão seguinte deverá ser mais relevante:

$$(11) \quad (w_k^* - w_j^*) = \frac{(B_k^* - A_k^*)}{(\alpha_k - \beta_k)} - \frac{(B_j^* - A_j^*)}{(\alpha_j - \beta_j)}$$

Quando a expressão (11) supõe valores positivos, as taxas salariais estão crescendo a taxas mais rápidas em classes de alta qualificação. Quanto maior for (11), mais pronunciado é o "alargamento salarial". A Tabela 6 relata o alargamento salarial real durante a década de 1960, baseada nas estimativas dos ganhos reais de Langoni, per capita, nos dados dos dois censos, 1960 e 1970. O último implica em que $(w_8^* - w_1^*) = 2,76\%$ por ano, realmente um alargamento marcante. A Tabela 3 fornece estimativas de B_j^* . Lembremo-nos de que B_j^* identifica a taxa de mudança na demanda para trabalho do j -ésimo qualificado, produzida pela própria simulação. Não é o crescimento do emprego real ou observado, embora os dois estejam obviamente correlacionados.

Os A_j^* apresentam um problema empírico muito mais difícil. Representam as mudanças exógenas na oferta de trabalho. Nosso modelo está baseado na hipótese de que os empregos possuem certas exigências de habilidade. Essas habilidades são frequentemente adquiridas no emprego. A educação geral-

men facilita a aquisição de habilidades mas uma expansão na força de trabalho com instrução não é, em nosso entender, equivalente a uma expansão da força de trabalho qualificada. Por exemplo, um aumento no número de pessoas graduadas pela universidade não é o mesmo que um aumento em administradores. Para estes, um período de treinamento é essencial, e isto leva tempo. A distinção que estabelecemos aqui é importante uma vez que no Brasil houve uma tremenda expansão de número de pessoas graduadas, tanto pela universidade como pela escola secundária, durante os anos 60. Isto representou um aumento equivalente na oferta de mão-de-obra qualificada? Não pensamos assim. Não sabendo quais seriam os verdadeiros A_j^* , estabelecemos 2,6% para todos, a taxa de crescimento do PEA. O leitor deveria conservar em mente que nossas conclusões, infelizmente, serão sensíveis a essa escolha⁽⁴⁾. Agora a questão é, sob esses valores assumidos para os A_j^* e através de um campo de variação razoável para os outros parâmetros exógenos (α, β), pode ser atribuída à demanda a taxa de alargamento de salário na magnitude de 2,76%, isto é, ao diferencial $(B_8 - B_1) = 1,63$? Baseados na Tabela 4 a resposta é "sim".

A Tabela 4 explora dois casos: Caso I, em que a demanda de trabalho é insensível ao salário ($\beta_1 = \beta_8 = 0$), e Caso II, em que é admitida certa sensibilidade, mas de acordo com a literatura empírica, a elasticidade é mantida menor que a unidade ($\beta_1 = \beta_8 = 0,5$). A literatura indica também que as elasticidades oferta de trabalho são muito maiores para qualificação mais baixa — infinita no extremo de excedente de trabalho para maiores qualificações. Sob tais suposições a respeito de oferta de trabalho, apenas os valores a sudoeste da diagonal são relevantes. Segundo Fishlow ([5] tabela 4, p. 17), parece improvável que as elasticidades de oferta para alta qualificação poderiam exceder em muito a unidade a médio prazo. Nesta ampla gama de valores de parâmetros, o alargamento salarial mais baixo implícito é de 1,23, ou 45% da taxa obser-

(4) A grande diferença entre nossa conclusão e a de Fishlow em seu trabalho de 1973 é devida ao fato de que ele estabeleceu o A^* para o trabalho qualificado como igual à taxa de crescimento dos graduados na universidade na força de trabalho. Uma vez que isto representa um grande número, ele assevera que não fosse pela política salarial os diferenciais de salários entre graduados pela universidade e trabalho não qualificado teriam declinado.

TABELA 4

DISTENSAO SALARIAL INFERIDA A PARTIR DE MUDANÇAS DE DEMANDA SIMULADAS, 1967-70

a_1 (Baixo)	a_2 (Alto)						∞
	0.5	1.0	2.0	3.0	4.0	5.0	
CASO I: NENHUMA ELASTICIDADE SALARIAL PRESENTE NA DEMANDA DE TRABALHO, $\beta_1 = \beta_2 = 0$							
0.5	3.40	1.00	-10	-47	65	-76	-1.20
1.0	3.80	1.60	50	13	05	-16	60
2.0	4.10	1.90	80	43	25	14	30
3.0	4.20	2.00	90	52	35	24	20
4.0	4.25	2.05	95	58	40	29	15
5.0	4.28	2.08	98	61	43	32	12
α	4.40	2.20	1.10	73	55	44	0
CASO II: ELASTICIDADE SALARIAL NA PRESENTE DEMANDA DE TRABALHO, $\beta_1 = \beta_2 = -0,5$							
0.5	1.60	.87	28	03	11	20	60
1.0	1.80	1.07	48	23	09	0	40
2.0	1.96	1.23	64	39	25	16	24
3.0	2.03	1.30	71	46	32	23	17
4.0	2.05	1.34	75	50	36	27	13
5.0	2.07	1.36	77	52	38	29	11
α	2.20	1.47	88	63	49	40	0

NOTAS:

Os cálculos usam a equação (11) do texto. $B_1 = 3,2$ e $B_2 = 4,8$ são tomados da Tabela 3, e todas as entradas se referem apenas a $(w_2 - w_1)$. Além disso $A_1 = A_2 = 2,6$, o crescimento agregado na oferta de trabalho durante a década de 1960.

vada de 2,76. Se se sentir que a demanda de trabalho é quase que completamente inelástica em relação ao salário no Brasil, então o limite inferior é de 1,90, ou seja, mais de dois terços do alargamento salarial observado.

Concluindo, se é aceita nossa visão a respeito da expansão exógena da habilidade, nosso modelo sugere que a “magnitude” dos grandes diferenciais de salário entre os assalariados é atribuível às forças do mercado convencional, originando-se do crescimento desequilibrado do produto que favorece aqueles setores que são intensivos em habilidades e máquinas, ao invés do controle salarial não desempenhado pelo mercado. Essas forças desequilibrantes sobre o lado da demanda governam o declínio na taxa de desemprego e, dessa forma, parecem inverter nossa conclusão anterior de que o crescimento brasileiro nos anos sessenta foi progressivo.

Uma outra forma de interpretar a mensagem desse exercício é no sentido de que a estrutura da demanda numa economia em crescimento desempenha um papel-chave na determinação das rendas relativas, e portanto, na distribuição de renda. Não deveria surpreender grandemente aos brasileiros o fato de que, em sua economia, onde durante a década de 1960 as indústrias de bens de consumo duráveis cresceram a 13%, enquanto a agricultura cresceu a 4,4%, ou onde produtos químicos cresceram a 11,5% enquanto os têxteis em menos que 2%, que o crescimento tivesse um efeito no sentido da desigualdade sobre os salários relativos. Entretanto, nada sugere que essa estrutura particular de demanda seja inevitável. Em grande parte é o resultado da política governamental. Assim, aqueles que desejam uma distribuição de renda mais igualitária, poderiam ser bem mais efetivos, demandando uma mudança nas prioridades setoriais, ao invés de alterações na legislação salarial.

5. AVALIAÇÃO DA DESIGUALDADE BRASILEIRA: O QUE ISTO REPRESENTA PARA OS POBRES?

Embora não pareçam estar de acordo em quase nada além disso, todos os comentadores do debate sobre a desigualdade e crescimento no Brasil parecem concordar em que houve um aumento substancial no coeficiente de Gini durante os anos 60,

que este aumento reflete um crescimento na desigualdade de renda, e que a desigualdade há de ser deplorada e corrigida. As páginas seguintes questionam a visão corrente de que um aumento na desigualdade equivale a uma piora na distribuição de renda. Nossas dúvidas originam-se de duas fontes. Primeiro, como um indicador de bem-estar, ao invés, simplesmente, de um indicador de desigualdade, o coeficiente de Gini apresenta um viés favorável à classe média.

Se a preocupação reside principalmente no bem-estar do pobre, o coeficiente de Gini é uma medida precária para extrair conclusões sobre bem-estar social. Segundo, todas as medidas de desigualdade são baseadas em alterações na posição relativa, ignorando os melhoramentos absolutos na renda de modo geral. Certamente, tanto os níveis de renda relativos como os absolutos têm alguma relação com o bem-estar social.

Quando são comparadas duas distribuições de renda, costuma-se utilizar alguma medida agregada como o coeficiente de Gini, ou a variância do log da renda. Embora essas medidas incitem a classificação do bem-estar por graus de desigualdade, sabe-se bem que tais classificações só não são ambíguas no caso especial em que as curvas de Lorenz não se interceptam ao descreverem diferentes distribuições. Sempre que elas se interceptarem, o analista não pode evitar de especificar sua função de bem-estar social, se quiser classificar as distribuições. Atkinson [1] mostrou que, embora toda medida usada para classificar distribuições implique em algum julgamento social, o analista muito raramente parece estar consciente do que isto significa. Cada medida contém algum esquema de ponderação para rendas individuais, derivado implicitamente de uma função de bem-estar social. Se esta função de bem-estar social subjacente fosse explicitada, algumas das medidas mais conhecidas poderiam ser abandonadas uma vez que focalizam o bem estar da classe "errada" Atkinson propôs enfrentar esta situação frontalmente, usando um índice de desigualdade alternativo que derivou explicitamente de uma função de bem-estar social. Este índice contém um parâmetro que pode ser variado de acordo com o peso que se desejar atribuir à posição relativa das várias classes de renda. O índice tem a grande vantagem de mostrar como a interpretação da desigualdade depende do ponto de vista de cada um, que é refletido no esquema de ponderação.

Desde que as curvas de Lorenz, que descrevem a distribuição de renda brasileira em 1960 e 1970, se interceptam, aplicar-se-á o índice de desigualdade de Atkinson aos dados de renda brasileira para se verificar se alguma luz pode ser lançada sobre o debate da distribuição. O índice de desigualdade de Atkinson é:

$$I = 1 - \left[\sum_i \left(\frac{Y_i}{Y} \right)^{1-\epsilon} w_i \right] \frac{1}{1-\epsilon}$$

y_i é a renda média da classe i ,

y é a renda média global,

w_i é a porcentagem da população na classe de renda i .

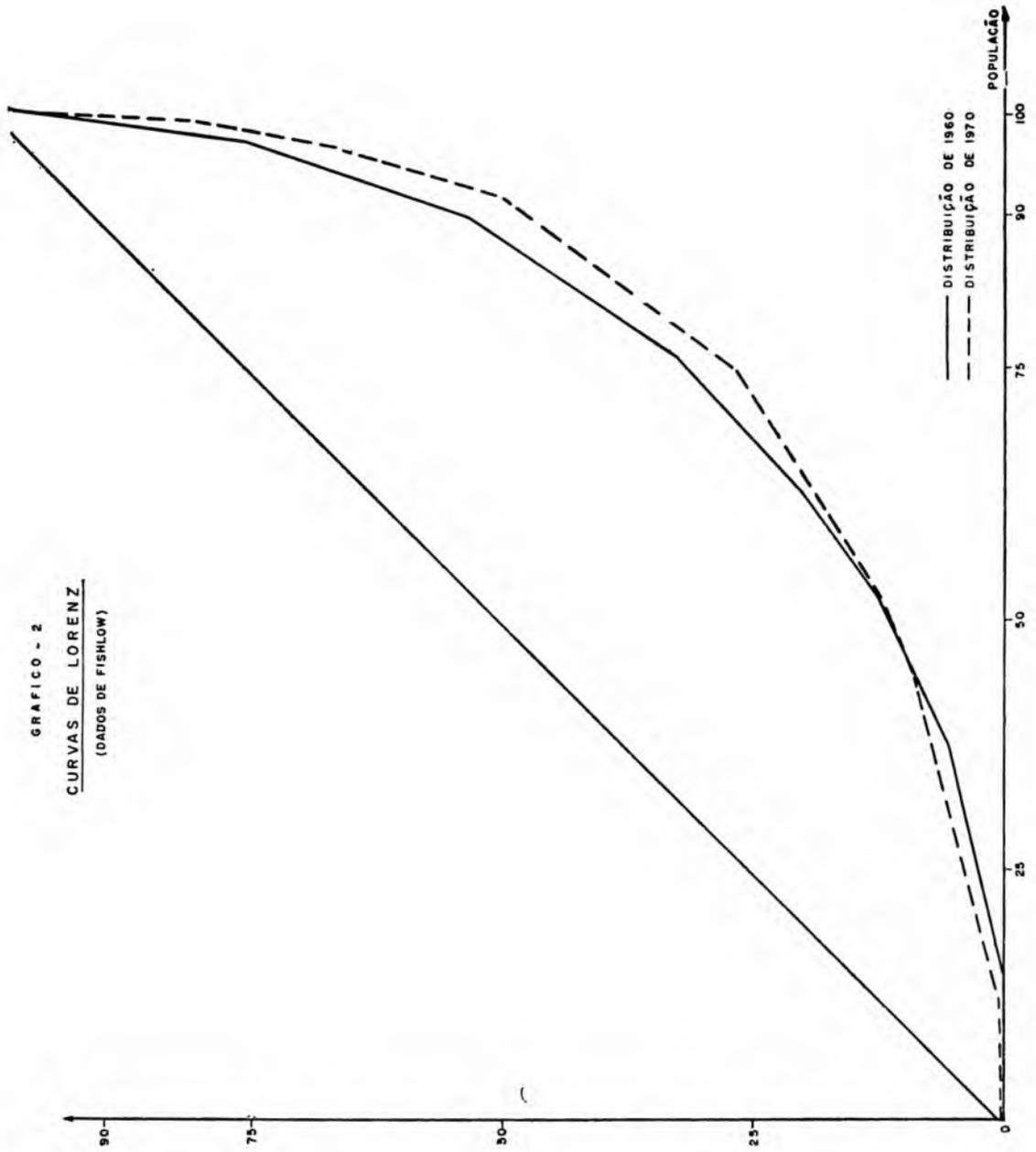
Atkinson denomina o parâmetro ϵ , “uma medida de aversão à desigualdade”. À medida em que aumenta ϵ , mais peso é dado às transferências na parte inferior da distribuição e menos às transferências na parte superior. À medida que $\epsilon \rightarrow \infty$, o índice reflete apenas as transferências à classe mais baixa — a pobreza. Se $\epsilon = 0$, então, com efeito, conta apenas a renda agregada e a distribuição é irrelevante. Os riscos são favorecidos quando $0 < \epsilon < 0,5$ e a classe média por valores próximos a 1,0. A vantagem do índice é de que se pode atribuir valores de parâmetros “favoráveis” em relação à pobreza, à classe média ou à classe alta, e examinar a sensibilidade dos índices de desigualdade a estas atitudes políticas alternativas.

TABELA 5

NÍVEIS DE DESIGUALDADE, 1960-1970, COM USO DO
ÍNDICE DE ATKINSON

Dados dos Censos (Total da Força de Trabalho)		
	1960	1970
1. $\epsilon = 0,5$	0,342	0,370
2. $\epsilon = 1,5$	0,180	0,328
3. $\epsilon = 4,0$	0,628	0,640
4. $\epsilon = 10,0$	0,725	0,713

GRAFICO - 2
CURVAS DE LORENZ
(DADOS DE FISLOW)



A Tabela 5 apresenta os índices de Atkinson para 1960 e 1970. Os resultados refletem a intersecção das curvas de Lorenz, mostrada no Gráfico 2, que foi traçado de forma a incluir o desemprego. Como o leitor pode observar, a curva de Lorenz para 1970 encontra-se acima da curva para 1960 até por volta de 40% da população — os 40% inferiores do Banco Mundial (V.[3]).

Existe, portanto, um valor do parâmetro que alcançará este melhoramento no estrato inferior e dar-lhe-á um peso suficientemente grande para que encubra a posição declinante da população no estrato médio da distribuição. Assim, na Tabela 5, quanto maior o valor atribuído a ϵ (quanto maior o peso atribuído ao estrato inferior da população), melhor a medida de bem-estar que se obtém para os anos 60.

Uma das maiores ironias do debate da distribuição é que sempre foi levado a efeito em termos do coeficiente de Gini, o qual, porém, representa um índice ponderado de classe média. Atkinson descobriu, para uma “cross-section” internacional, que seu índice se movia da mesma forma que o coeficiente de Gini para valores de ϵ iguais a 1,0 e menores, valores correspondentes a níveis bastante baixos de aversão à desigualdade. O coeficiente de Gini é comparável a um índice de Atkinson, que se situa em alguma parte entre as duas linhas superiores na tabela, ambas mostrando crescente desigualdade. Mas o índice de Atkinson torna a fonte da tendência à desigualdade bastante clara: com pesos do coeficiente de Gini, a ênfase é colocada sobre o fato de que, à direita da curva de Lorenz, a linha de 1970 está abaixo da linha de 1960. Assim, se se usar o movimento no coeficiente de Gini como base para afirmar que a distribuição de renda piorou no Brasil, está se afirmando inadvertidamente que a perda relativa daqueles do meio é mais importante que o ganho relativo dos da parte inferior.

O problema pode ser apresentado de outra forma. Anteriormente, neste artigo, notamos que os críticos do governo associaram o programa do salário mínimo com o aumento na desigualdade durante a década de 1960. Ainda que fosse verdade que o alargamento observado na estrutura salarial fosse atribuível à política salarial, mais do que a forças neoclássicas convencionais, e a seção anterior parece negá-lo, o índice de Atkinson sugere que este argumento ainda seria enganoso. Apenas ao se usarem pesos de classe média ou rica é que o índice

indica um aumento na desigualdade. Mas já se viu que o coeficiente de Gini se comporta como o índice de Atkinson, desde que se usem os pesos de classe média. Enquanto que a política de salário mínimo pode ter contribuído para o aumento do coeficiente de Gini, sua contribuição para um índice de desigualdade ponderado pela pobreza é menos clara. A razão é que ao menos trinta por cento, e provavelmente uma porcentagem muito maior da força de trabalho brasileira trabalha por menos que o salário mínimo⁽⁵⁾. Manter baixo o salário mínimo é, no pior dos casos, irrelevante para este grupo de trabalhadores e, no melhor dos casos, pode expandir suas oportunidades de trabalho, caso a demanda para trabalho não qualificado responda aos preços relativos dos fatores. A política repressiva de salário mínimo pode ter mantido baixos os ganhos dos trabalhadores protegidos pela legislação, mas também pode ter diminuído o desemprego e auxiliado a expansão da força de trabalho urbana.

Os dados referentes aos ganhos de renda real relativa durante a década são compatíveis com essa interpretação. Na Tabela 6 os maiores ganhos em renda real estão concentrados no estrato inferior e superior do perfil de renda⁽⁶⁾. No meio da distribuição, onde a população está sujeita ao salário mínimo, encontramos os menores ganhos de renda real.

Se nos preocupamos principalmente com os pobres no Brasil, então a transferência no estrato inferior pode representar um ganho social mais significativo do que a perda social

(5) Fishlow estima que 31% das famílias ganhavam menos do que o salário de pobreza baseado no salário mínimo do Nordeste, ajustado pelas diferenças regionais no custo de vida. (V. [4], pp. 393-4).

(6) Os ganhos absolutos de renda no estrato inferior são supervalorizados numa extensão não conhecida, devido a um erro de mensuração da renda de 1960 para os trabalhadores agrícolas, e a expulsão de trabalho agrícola durante a década. Para aqueles que foram transferidos do campo, a renda total de 1970 estava na forma de salário monetário, enquanto uma parte da renda de 1960 englobava o consumo de produtos produzidos em seus próprios lotes de terra. Esta renda não foi anunciada em 1960 e, por esta razão, a mudança para o status de assalariado produziu um aumento visível, porém ilusório na renda. Devemos este ponto a Claudio Salm. Entretanto, sentimos que o padrão em forma de "tigela" dos ganhos de renda real é muito regular e muito consistente com outra evidência, para ser explicado simplesmente como um erro na mensuração da renda do trabalho agrícola substituído.

TABELA 6
MUDANÇAS NA RENDA REAL PER CAPITA POR
CLASSE DE RENDA, 1960-1970

PERCENTIL	Mudança de porcentagem	Mudança absoluta em Cr\$ por mês
0—10	28.0%	7
10—20	20.8	10
20—30	18.3	13
30—40	14.6	14
40—50	9.5	12
50—60	6.3	10
60—70	7.7	15
70—80	20.9	47
80—90	34.7	106
90 e acima	66.9	545
<hr/>		
Superior 5	75.4	853
Superior 1	73.6	1758

Fonte: [7], p. 64

derivada da transferência para o estrato superior. Isso não quer dizer que não se deplore a transferência do meio para o topo, nem que a distribuição de 1970 fosse atraente ou ótima. Naturalmente, um país onde os 40% inferiores da população ganham somente 10% da renda nacional, enquanto os 5% do estrato superior ganham um terço, não é um país que resolveu seu problema de distribuição. Além disso, dever-se-ia lembrar que esses ganhos do estrato inferior, dos quais estamos falando, montam a cerca de 10 cruzeiros por mês, enquanto os ganhos do topo são de cinquenta a cem vezes maiores em termos absolutos. Estes números não são atraentes e mostram quanto ainda resta a ser feito. Nossa mensagem é de que esses padrões relativos de crescimento de renda representam em boa parte o resultado do mesmo processo de crescimento que trouxe os

pequenos mas significantes ganhos absolutos no estrato inferior. Estamos convencidos, além disso, de que somente uma política de rápido crescimento é capaz de melhorar o nível de renda absoluta da massa sem instrução, na maioria trabalho agrícola do estrato inferior. Entretanto, existem muitas estratégias de crescimento rápido, com diferentes prioridades setoriais. A estratégia escolhida, devido a sua forte ênfase sobre a indústria intensiva de capital e qualificação, exacerbou a tendência infeliz de concentração no estrato superior. Deveria ser possível fazer uma escolha mais progressista no futuro.

6. AVALIAÇÃO DA DESIGUALDADE EM ECONOMIAS DINÂMICAS: UMA NOTA CONCLUSIVA

Mostrou-se como o índice de desigualdade de Atkinson pode auxiliar a interpretar o desempenho da distribuição ao forçar o investigador a especificar seu esquema de ponderação do bem-estar. Pode parecer que o índice resolve todos os problemas relacionados à mensuração da distribuição, entretanto fracassa quando se trata de uma economia em crescimento. Os índices de desigualdade tendem a se basear em conceitos de renda relativa ao invés de absoluta. Isto é verdade para o índice de Atkinson utilizado na seção 5 para os índices de “dispersão de salário”, central para o debate de desigualdade no Brasil discutido extensamente na seção 4, e para o coeficiente de Gini. Quando esses índices de desigualdade são usados como indicadores de bem-estar social, seu aumento é interpretado por aqueles que não apreciam a regressividade como uma redução no bem-estar social. Isto é apropriado para uma economia estagnada com renda agregada constante, mas não para uma economia dinâmica onde a renda real está crescendo.

Para visualizar isto mais claramente, propomos o experimento mental que se segue. Suponha-se que, durante a década de 1960, a economia brasileira gerou mais emprego industrial do que realmente o fez, devido a um programa bem sucedido de formação de capital governamental. Parte da força de trabalho de 1970 que realmente trabalhou em atividades urbanas marginais de baixo pagamento teria sido levada para empregos industriais de pagamentos mais elevados. Em termos da distribuição de renda, uma proporção menor da força de traba-

lho teria se localizado na faixa de renda de salário mínimo, e uma proporção maior teria se encontrado em um nível de renda mais alto. Tanto o coeficiente de Gini quanto o índice de Atkinson denominariam a esta mudança hipotética um aumento na desigualdade. A razão é elucidativa: a posição relativa do trabalho agrícola na parte inferior da distribuição terá se deteriorado, ainda se sua renda absoluta não mudar, simplesmente pelo fato de a renda média da economia ter subido. Mas terá a distribuição de renda realmente piorado? Uma distribuição em que alguns trabalhadores têm empregos de alta produtividade — empregos que não conseguiriam de outra maneira — é pior que uma distribuição em que estes trabalhadores permanecem empregados marginalmente no setor urbano? A segunda economia parece preferível à primeira, muito embora uma terceira, mais igualitária, possa ser preferida à segunda.

O crescimento da renda em uma classe se dará às expensas de outra apenas se a renda total permanecer constante. Um ponto óbvio, talvez, mas que tem sido sempre esquecido no recente debate sobre crescimento e distribuição. Nas sociedades dinâmicas, novos empregos estão sendo distribuídos através de uma população crescente e o nível de renda depende de que espécie de empregos se trata. Quando se pára para pensar sobre isto, o experimento mental de redistribuição que se esteve fazendo aqui, é na realidade nada mais que o processo de crescimento econômico em si. Uma economia deve proporcionar empregos para os recém-chegados à sua força de trabalho. Em uma economia de crescimento lento, estes empregos tenderão a refletir a estrutura da força de trabalho inicial. Se a economia é dinâmica, haverá uma maior concentração de novos empregos em atividades de salários relativamente altos. Como se viu em nosso experimento mental, as medidas de desigualdade aumentarão mais na economia dinâmica do que na estagnada.

Sustentamos que as medidas de desigualdade convencionais não são apropriadas para economias dinâmicas. Elas simplesmente não possuem as mesmas implicações de bem-estar social em uma economia em crescimento que possuem em uma economia de população e renda constante. É apenas no último caso que o aumento em um índice de desigualdade tem um significado inequívoco, de modo que os que lastimam a regressividade podem concluir que o bem-estar social declinou. Porém, todas as nossas estatísticas sobre distribuição avaliam o desempenho relativo por classe de renda. Isto se dá para medidas da

estrutura salarial, defasagens de ganhos, prêmios de qualificação, coeficientes de Gini, estatísticas da variância do log e divisões de renda. Tais estatísticas podem ter sido relevantes para os economistas clássicos do século XIX que se ocupavam de mundos de tecnologias fixas e estudos estacionários. Quase não parecem relevantes em sociedades dos PMDs em rápido crescimento. Enfim, poucas pessoas prefeririam a economia em estagnação à dinâmica, **incluindo** os das classes de renda inferiores.

APÊNDICE DE DADOS

Para efetuar a simulação utilizaram-se os pesos do ano-base de 1959, descritos no apêndice de dados de Morley-Williamson [9]. Para as elasticidades de consumo utilizam-se a razão entre o crescimento da renda disponível e o crescimento da oferta total durante cada subperíodo. Efetuamo-lo, ao invés de usar as elasticidades de consumo estimadas a partir dos dados de estudo do orçamento, pois se pretendia que nossas medidas de produção fossem tão acuradas quanto possível, de modo que se pudesse classificar com confiança as diferenças entre as distribuições de renda real e contrafactual como resultado do alargamento salarial, ao invés de erro na especificação do sistema de consumo. Os parâmetros de substituição de importações foram calculados usando a taxa de crescimento da oferta e doméstica, sendo que ambas foram calculadas a partir de dados de vários números da **Conjuntura Econômica**. Para os setores não relacionados nas publicações acima, tomamos a taxa de crescimento da indústria como um todo, subtraímos a taxa de crescimento médio ponderada dos setores relacionados, e a deduzimos para os setores remanescentes por resíduo.

As taxas de crescimento do governo para 1952-62 e para 1962-66 foram calculadas a partir dos dados publicados na Fundação Getúlio Vargas, "O Setor Público Brasileiro nos Últimos Vinte Anos" (1969). Para o período de 1966-70, usamos as despesas governamentais relacionadas nas contas nacionais como publicadas na Tabela 4, **Conjuntura Econômica**, setembro de 1971. Todas as cifras de despesas do governo foram deflacionadas usando-se o índice de preços de mercadorias do atacado.

Para as exportações, utilizamos os índices de quantidades publicados na **Conjuntura Econômica**, sempre que possível.

Para os setores não relacionados, usamos dados individuais de bens a partir de vários números do **Anuário Estatístico**, para construir nossos próprios índices de quantidade. Felizmente, os setores para os quais os dados não são prontamente disponíveis foram de menor importância.

Para as taxas de economia de mão-de-obra (***) utilizou-se uma única taxa para todo o período, o que certamente deve ter exagerado a economia de mão-de-obra durante o período de recessão. Para os não manufaturados a taxa é derivada a partir da taxa de crescimento do emprego entre 1960 e 1970, como apresentado nos dois Censos Demográficos. Para a manufatura tomamos emprego em estabelecimentos de mais de cinco empregados, a partir de Censo Industrial de 1960, e o comparamos com emprego relacionado pelo IBGE, **Produção Industrial**, 1969. As taxas anuais de economia de mão-de-obra foram então calculadas como a razão entre a taxa de crescimento do emprego e a taxa de crescimento do produto. Tabelas de dados das taxas setoriais de crescimento do produto, exportações, importações, substituição à importação e emprego, podem ser solicitadas aos autores.

(***) "Labor Saving" no original.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- [1] ATKINSON, A.B. — On the measurement of Inequality, **Journal of Economic Theory**, v. 2, 1970, pp. 224-263.
- [2] BACHA, E.L. — “Hierarquia e Remuneração Gerencial”, **Estudos Econômicos**, 4(1), São Paulo: IPE/USP.
- [3] CHENERY, H.B. et al. — **Redistribution with Growth**, Oxford: Oxford University Press, 1974.
- [4] FISHLOW, A. — “Brazilian Size Distribution of Income”, **American Economic Review**, v. 62, maio, 1972, pp. 391-402.
- [5] ——— — “Brazilian Income Size Distribution — Another Look” mimeo, 1973.
- [6] KUZNETS, S. — “Economic Growth and Income Inequality”, **American Economic Review**, v. 45, março, 1955, pp. 1-28.
- [7] LANGONI, C.G. — **Distribuição da Renda e Desenvolvimento Econômico do Brasil**, Rio de Janeiro: 1973.
- [8] MALAN, P. e WELLS, J. — “Distribuição da Renda e Desenvolvimento Econômico do Brasil”, **Pesquisa e Planejamento Econômico**, 3(4), dezembro, 1973, pp. 1103-24.
- [9] MORLEY, S.A. e WILLIAMSON, J. C. — “Demand, Distribution and Employment: The Case of Brazil”, **Economic Development and Cultural Change**, 23 (1), outubro, 1974, pp. 33-60.
- [10] WELLS, J. — “Distribution of Earnings, Growth and the Structure of Demand in Brazil during the 1960's”, **World Development**, 2(1), janeiro, 1974, pp. 9-24.