

DISTRIBUIÇÃO DA RENDA E DESENVOLVIMENTO ECONÔMICO DO BRASIL

CARLOS GERALDO LANGONI *

1 — Esse trabalho é um resumo da pesquisa *DISTRIBUIÇÃO DA RENDA E DESENVOLVIMENTO ECONÔMICO DO BRASIL*, realizado através de um convênio entre o IPE e o Ministério da Fazenda, a ser publicado pela editora APEC.

Agradeço em especial a colaboração do professor Isaac Kerstenetzsky, presidente do IBGE, por ter fornecido os dados do Censo Demográfico de 1970, e ao professor Antonio Delfim Netto pelo apoio e estímulo ao longo de todo o trabalho.

A realização desta pesquisa num prazo relativamente exíguo só foi possível pela capacidade e dedicação dos analistas Claudio Martagão Gesteira Neto e Luis Oscar Dantas do SERPRO.

Eu me beneficei extremamente das críticas e sugestões dos professores Affonso Celso Pastore, Guilherme Dias e Ruben Almonacid do IPE, que acompanharam de perto a elaboração desta pesquisa. Igualmente úteis foram as críticas feitas a uma versão preliminar deste trabalho, pelo professor Lancer Taylor da Universidade de Harvard.

Desnecessário repetir que erros e omissões são de minha exclusiva responsabilidade.

1. *Introdução*

Não é mera coincidência que a discussão acerca do comportamento da distribuição da renda no Brasil se tenha transformado em tema nacional, justamente quando a economia atravessa uma fase de crescimento acelerado. Uma das lições mais importantes deste trabalho é a de que existe um conjunto de forças trabalhando no sentido de *aumentar* o grau de desigualdade numa economia em que o nível de renda “per capita” é ainda relativamente baixo, mas as taxas de crescimento são extremamente altas.

*. O autor é Doutor em Economia pela Universidade de Chicago e professor da Escola de Pós-Graduação em Economia da Fundação Getúlio Vargas e do Instituto de Pesquisas Econômicas da Universidade de São Paulo.

A identificação destas forças torna porém falaciosa a tentativa de atribuir a este aumento de concentração qualquer conotação de piora ou redução de bem-estar. É desconcertante, por exemplo, verificar que uma fração substancial do acréscimo de desigualdade observado durante o período, está associado a melhoria educacional da força de trabalho, a transferência de mão-de-obra do setor primário para o urbano e uma maior participação de jovens e mulheres no mercado de trabalho. Estas são mudanças qualitativas clássicas que acompanham qualquer processo de desenvolvimento econômico. Os resultados deixam ainda mais evidente o paradoxo implícito na associação distribuição da renda — bem-estar: o grau de desigualdade é bem menor no setor primário relativamente ao urbano; entre os analfabetos relativamente aos indivíduos com ginásio ou colegial; entre os indivíduos com menos de 20 anos relativamente aos grupos de idade mais avançada; nos setores tradicionais da indústria, (por exemplo, construção civil) relativamente aos setores modernos (indústria automobilística).

Os objetivos básicos deste estudo são em primeiro lugar avaliar a magnitude do impacto de algumas das variáveis que explicam as diferenças observadas nas rendas individuais. A partir desta análise tentar estabelecer o vínculo teórico e empírico entre desenvolvimento econômico e distribuição. E por último definir, em linhas gerais, políticas econômicas que corrijam as distorções identificadas a partir do diagnóstico anterior.

2. *As comparações ao longo do tempo*

2.1 *Introdução*

Nosso objetivo básico ao comparar o perfil de distribuição da renda entre dois períodos é o de isolar os efeitos redistributivos. Para isto precisamos comparar grupos de indivíduos com características semelhantes no sentido mais amplo possível: ocupação, idade, sexo, tipo de treinamento (formal e no trabalho), tipo de atividade, local de trabalho, “status” familiar, etc. Desta forma é possível dar algum significado, em termos de bem-estar, as mudanças observadas nas participações relativas das rendas de cada grupo na renda total.

É fácil perceber que uma homogeneização de dados a este nível é praticamente impossível. Normalmente o que se tem é — como no caso brasileiro — dados censitários que são comparáveis do ponto

de vista metodológico mas que descrevem muito mais do que efeitos puramente distributivos como aqueles mencionados anteriormente¹.

Há consequências imediatas deste fato sobre as medidas de distribuição da renda a serem apresentadas a seguir que vale a pena destacar.

A primeira está associada a duas características básicas do processo de crescimento econômico que é a transferência de mão-de-obra do setor primário para o setor urbano, e a redução do setor de subsistência dentro do próprio setor primário. Estas duas tendências estão por sua vez fortemente correlacionadas com o grau de monetarização da remuneração dos fluxos de serviços na economia. Em outras palavras, a parcela da renda individual sob a forma de bens ou transferências *dentro* da unidade familiar, tende a diminuir. Na medida em que os dados censitários só conseguem medir as rendas monetárias, as diferenças de renda real nos dois períodos poderão estar exageradas principalmente no que diz respeito aos decis inferiores. A redução na proporção do pessoal sem rendimento da PEA (população economicamente ativa) entre 1960 e 1970 (de 15% para 9,5%) é sem dúvida alguma uma forte indicação da importância deste fator no caso brasileiro.

Em segundo lugar há o processo de incorporação de novos elementos na força de trabalho que normalmente se dá via classes de renda mais baixas devido a forte preponderância neste grupo de mulheres e pessoas com menos de 20 anos.

Estes dois elementos têm de ser levados em consideração, a fim de minimizar as possibilidades de superestimar o aumento efetivo no grau de concentração entre dois períodos quaisquer²

2.2. *Estimativa da distribuição da renda em 1960 e 1970*

O nosso primeiro problema foi o de estimar a distribuição da renda para 1960 já que os trabalhos anteriormente realizados não che-

1. Existem também uma série de limitações nos dados censitários que podem introduzir distorções entre o perfil de renda estimado e o perfil real, num dado período de tempo.

Porém, o efeito líquido destes fatores sobre o grau de desigualdade é praticamente impossível de avaliar "a priori". Na versão completa deste trabalho nós mostramos que a correção para autoconsumo do setor agrícola e transferências internas de renda dentro da unidade familiar tem um impacto sobre a distribuição da renda bem menor do que possa parecer à primeira vista.

2. A fim de deixar claro o tipo de falácia estatística a que este efeito escala pode levar basta considerar o caso extremo em que entre o período t e $t + 1$ há uma redução drástica no número de pessoas desempregadas. Este grupo não aparecia nos dados da amostra no período t mas foi incorporado no período $t + 1$ com uma renda positiva mas possivelmente baixa. Em termos estatísticos houve uma piora na distribuição da renda, ainda que em termos de bem-estar o resultado tenha sido exatamente o oposto.

gam ao nível de desagregação desejado³. Além do mais, como ficará mais claro a seguir, em todos os estudos há uma tendência para superestimar o grau de desigualdade pela dificuldade de estimar corretamente a renda média da classe de renda mais elevada.

A nossa fonte básica de dados foi a amostra de 1,27% do Censo Demográfico de 1960, onde os indivíduos estão classificados por nível de educação, idade, sexo, região e atividade. Ao contrário porém de 1970, não há a renda individual, mas apenas 8 classes de renda. Por causa disto não foi possível estimar o perfil de renda utilizando a mesma metodologia aplicada aos dados de 1970 que dispensa qualquer ajustamento artificial, e consiste na simples ordenação dos indivíduos por nível de renda e o cálculo direto dos percentis, e índices de desigualdade⁴.

Assim mesmo a metodologia utilizada evita os problemas já bastante conhecidos que envolvem o uso da função Log Normal, Pareto ou simplesmente os pontos médios dos intervalos de classe para estimar as rendas médias efetivas dentro de cada classe⁵.

3. Os estudos sobre o Brasil são:

Cepal-Iipes — “La Distribucion del Ingreso en Brasil” Abril 1970 (Censo Demográfico de 1960).

Rodolfo Hoffman — “Contribuição à Análise da Distribuição de Renda e da Posse da Terra no Brasil” — Tese de Livre Docência à Escola de Agricultura da Universidade de São Paulo. — Piracicaba 1971 (refere-se também ao Censo Demográfico de 1960).

João Carlos Duarte — “Aspectos da Distribuição de Renda no Brasil em 1970” — Piracicaba 1971. (Censo Demográfico 1970).

Alberto Fishlow — “Brazilian Size Distribution of Income” — American Economic Review, Maio 1972. (Censo Demográfico 1960-1970).

4. Nas estimativas de 1960 e 1970 vamos nos concentrar na População Economicamente Ativa (isto é, os *inativos* estão excluídos).

5. Estes foram os métodos empregados pelos estudos anteriores já mencionados sobre a distribuição da renda no Brasil. A distribuição de Pareto é da forma $N = Ay\alpha$ onde N é o número de indivíduos recebendo rendas acima da renda y , y é a renda individual e α é a medida de desigualdade, conhecida como “coeficiente de Pareto”. Como a curva de Pareto somente descreve bem as classes de rendas mais elevadas, o coeficiente de Pareto não pode ser generalizado para todo o perfil da distribuição.

Se uma variável x tem uma distribuição logaritmo normal, existe um coeficiente α tal que $\text{Log}_e (x - a) = y$ tem uma distribuição normal. A função densidade é

$$\frac{1}{\sigma \sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(y - \mu)^2}{2\sigma^2}}$$

onde μ e σ^2 são a média e a variância, respectivamente. Neste caso a medida de desigualdade é σ^2 . Em geral essa função descreve relativamente bem as classes de rendas mais baixas.

É também extremamente simples e eficiente como ficará evidente a seguir.

Nosso ponto de partida foi derivar classes de renda para 1970 que fossem *equivalentes* num sentido econômico e estatístico às de 1960. Estas foram obtidas pela correção das oito classes de 1960 pela taxa acumulada de inflação no período de 1960/1970 (353,7% de acordo com o Deflator Implícito do PIB) e pela taxa acumulada de crescimento da renda real “per capita” no mesmo período (34% de acordo com as Contas Nacionais). A justificativa para o primeiro fator é óbvia: queremos os valores comparáveis em termos monetários. A segunda é menos intuitiva mas igualmente importante: o país como um todo ficou em média 34% mais “rico” e, portanto, este fato tem de ser levado em consideração uma vez que o nosso interesse está nas mudanças da posição relativa dos indivíduos em relação à *renda real*. Caso contrário estaríamos deslocando artificialmente indivíduos para classes de renda mais elevada. Isto, aliás, é o que acontece se compararmos diretamente a distribuição dos indivíduos pelas classes de renda de 1960 e 1970 como são apresentados pelo IBGE.

Em seguida, estimamos a renda média efetiva das classes de renda equivalentes em 1970, que pode ser obtida diretamente (mesmo para as classes abertas) a partir dos dados individuais. Aplicamos então a relação renda média efetiva/limite de classe de 1970 sobre os limites de classes de 1960, a fim de obter as rendas médias efetivas para cada classe de renda em 1960. Como estamos interessados numa análise desagregada, foi possível calcular separadamente as rendas médias efetivas para cada classificação relevante, isto é: educação, região, setor, idade, atividade e sexo, permitindo uma estimativa precisa da distribuição da renda dentro de cada um destes grupos também para 1960.

Combinando as rendas médias de cada classe com o número de indivíduos pode-se facilmente chegar a uma estimativa da participação relativa da renda de cada classe no total. Os resultados para o total do Brasil e a sua comparação com outras estimativas já existentes aparecem na tabela 1. Apesar das diferenças de metodologia e características dos dados, os resultados são bastante semelhantes a não ser para participação relativa do grupo que compõe as duas últimas classes de renda (3,4% da PEA). De acordo com o nosso estudo eles apropriam 22,7% da renda, o que se aproxima bastante dos valores encontrados por Hoffman mas é bem inferior aos 25,8% encontrados por Fishlow, cuja cobertura da amostra é a mais comparável a nossa. De fato, a renda média estimada por Fishlow para a classe de renda aberta, através do ajuste da função Pareto (Cr\$ 108,7) é 24% maior do que as nossas estimativas (Cr\$ 87,9).

TABELA 1

BRASIL 1960

COMPARAÇÃO DE DIVERSAS ESTIMATIVAS DA DISTRIBUIÇÃO A PARTIR DE CLASSES DE RENDA

CLASSES DE RENDA	% DA POPULAÇÃO				% DA RENDA*			RENDA MÉDIA (Cr\$ por mês)		
	1 ^a	2 ^b	3 ^a	4 ^b	1 ^a	2 ^b	3 ^a	1 ^a	2 ^b	3 ^a
2,100	25,2	24,8	26,1	24,8	5,2	5,0	5,2	1,2	1,2	1,3
3,300	17,1	17,1	16,9	17,1 (58,75) ^c	7,7	7,7	7,0	2,6	2,7	2,7
4,500	13,0	13,2	12,3	13,2 (14,45)	8,8	8,6	7,4	4,0	3,9	3,9
6,000	15,2	15,2	15,4	15,2 (8,84)	13,2	13,2	12,3	5,2	5,2	5,2
10,000	16,7	16,8	16,2	16,7 (9,13)	21,2	21,4	20,0	7,5	7,6	8,0
20,000	9,1	9,3	9,6	9,3 (5,46)	20,6	21,1	22,2	13,2	13,5	15,0
50,000	2,9	3,6 ^d	3,0	3,6 ^d (3,37) ^d	14,7	23,0 ^d	16,4	29,4	38,4 ^d	35,0
TOTAL	0,5		0,6		8,0		9,4	87,9	6,0	5,5

OBSERVAÇÃO: — a — PEA exclusive o pessoal sem rendimento.

b — Inclui os inativos com rendimento. Os valores entre parênteses correspondem às estimativas com base no ajustamento Log. Normal — Pareto.

c — Corresponde ao valor ajustado até Cr\$ 3,30.

d — Ambos os valores, o observado e o ajustado, correspondem ao intervalo Cr\$ 20,00 e mais.

e — Não existem essas estimativas no estudo CEPAL/ILPES.

FONTES: 1 nossas estimativas.

2 Hoffman (op. cit.)

3 Fishlow (op. cit.)

4 CEPAL, ILPES (op. cit.)

A próxima etapa foi então a transformação destes resultados na distribuição decílica, através da estimativa da curva de Lorenz. O método empregado foi o do ajustamento de sete parábolas aos dez pontos observados (oito classes de renda, a origem e o ponto 100,100). Cada parábola era estimada a partir de três observações definidas exatamente como no cálculo de médias móveis: isto é, elas incluíam duas observações já utilizadas na parábola anterior e uma observação nova adicional. Desta forma foi possível reproduzir com bastante fidelidade o perfil da curva de Lorenz e obter por interpolação a participação de cada decil na renda total, bem como sua respectiva renda média⁶

TABELA 2

BRASIL 1970

COMPARAÇÃO DE DIFERENTES ESTIMATIVAS: CLASSES DE RENDA
"VERSUS" DADOS INDIVIDUAIS

Percentil	Dados Individuais	(%) da Renda Classes de renda		Renda Média (em Cr\$ por Mês)		
		Dados Individuais	Dados Individuais	Dados Individuais	Classes de Renda	Classes de Renda
10—	1,16	1,11	(—4,3)	33	32	(+3,0)
10	2,05	2,05	(—)	58	58	(—)
10	3,00	2,97	(—1,0)	85	84	(—1,2)
10	3,81	3,88	(+1,8)	107	110	(+2,8)
10	5,02	4,90	(—2,4)	141	139	(—1,4)
10	6,17	5,91	(—4,39)	174	168	(—3,4)
10	7,21	7,37	(+2,36)	203	210	(+3,4)
10	9,95	9,57	(—3,97)	280	272	(—2,9)
10	15,15	14,45	(—4,84)	427	411	(—3,9)
10+	46,47	47,79	(+2,84)	1.310	1.360	(+3,8)
5+	34,06	34,86	(+2,35)	1.920	1.984	(+3,3)
1+	14,11	14,57	(+3,26)	3.976	4.147	(+4,3)

6. A curva de Lorenz compara em escala aritmética a porcentagem acumulada da renda agregada com a porcentagem das pessoas recebendo até um determinado nível de renda. O grau de convexidade da curva resultante com relação à origem determina o grau de desigualdade na distribuição de rendas. No caso limite de rendas perfeitamente distribuídas, a curva se aproxima de uma linha reta.

Define-se o coeficiente de concentração de Gini a partir da Curva de Lorenz. Graficamente é representado pela relação entre a área formada entre a curva de Lorenz e a reta de perfeita igualdade, de um lado, e a área do triângulo compreendido entre a reta de perfeita igualdade e os eixos vertical e horizontal, de outro.

Quando os valores interpolados eram estimados a partir de duas parábolas diferentes tomou-se a média aritmética desses valores como a estimativa relevante. Não houve nenhum caso, mesmo na análise desagregada, em que a parábola assumisse um valor mínimo entre os três pontos ajustados, o que poderia levar a resultados absurdos como de rendas médias interpoladas negativas (já que a derivada de curva de Lorenz ajustada num certo intervalo seria negativa).

A eficiência deste procedimento pode ser avaliado através da comparação de suas estimativas com aquelas obtidas diretamente a partir dos dados individuais de 1970 (tabela 2) Como se pode observar, o ajustamento da curva de Lorenz sugerido anteriormente permite obter estimativas bastante acuradas de *todo* o perfil da distribuição: em nenhuma ocasião nem mesmo no extremo inferior ou no extremo superior (1^+) os erros relativos foram superiores a 5%⁷.

Os resultados obtidos são apresentados na tabela 3 juntamente com outros trabalhos. Além das diferenças metodológicas já assinaladas, as divergências na cobertura dos dados (que diz respeito à inclusão ou não dos inativos) dificulta a comparação destas estimativas.

De qualquer maneira, as maiores distorções parecem estar nas estimativas da CEPAL/ILPES. Este estudo subestima a participação dos 80- da população (35% em contraste com 45% obtido por nós e Hoffman) e superestima tremendamente a participação do 5+ e 1+ na renda total: 44% para o primeiro grupo e 28% para o segundo em contraste com os 27% e 12% respectivamente estimados por nós e Hoffman. A tendência da CEPAL/ILPES em superestimar o grau de desigualdade pode ser sintetizado no valor do índice de Gini: .555 em contraste com .499 ou .488 estimado pelos outros estudos⁸.

3. *Comparação da distribuição da renda 1960/1970*

A tabela 4 apresenta simultaneamente os resultados das estimativas, com base nos ajustes parabólicos da distribuição da renda em 1960 e 1970.

Em termos agregados há uma tendência inequívoca para uma redução na participação relativa de todos os grupos na renda total, com exceção do 10+, que aumenta em 20% a sua fatia no bolo. Pode-se, portanto, falar numa primeira instância, em um aumento no grau de concentração da distribuição da renda durante este período.

É interessante ainda notar que as reduções nas participações relativas da renda de cada grupo aumentam paulatinamente com a renda até o nível de Cr\$ 168 em 1970 (ou Cr\$ 158 em 1960): Nesta faixa elas passam de somente 5% (para o primeiro decil) até o máximo de 23% (para o sexto decil). Daí em diante elas começam a cair aceleradamente até transformar-se em um valor positivo para o último decil.

7. A seguinte notação será utilizada de agora em diante: o sinal como expoente indica a ordem de acumulação dos dados. Assim o 10^- representa os 10% da população com renda mais baixa e o 1^+ o 1% com renda mais alta.

8. Fishlow (op. cit.) não apresenta estimativas da distribuição decilica. O índice de Gini estimado por ele para 1960 é de .59 que inclui, entretanto, o pessoal com renda zero. Este valor é comparável à nossa estimativa de .56 (tabela 5).

TABELA 3

BRASIL 1960

COMPARAÇÃO DE DIFERENTES ESTIMATIVAS DA DISTRIBUIÇÃO DA RENDA

PERCENTIL	% DA RENDA ^a			RENDA MÉDIA ^a (em Cr\$ 1960 por mês)		
	1	2	3	1	2	3
20—	3,49		4,18	1,028	—	1,272
50—	17,72	17,69		2,087	2,111	
10	7,66	7,49		4,507	4,469	
10	9,41	9,03		5,538	5,388	
10 80—	10,85(45,64)	11,31(45,52)	(35,04)	6,388(3,357)	6,749(3,395)	(2,666)
10	14,69	15,61		8,650	9,315	
10+ 20+	39,66(54,35)	38,87(54,48)	(64,96)	23,348(15,999)	23,914(16,254)	(19,767)
5+	27,69	27,35	44,04	32,602	32,641	53,605
1+	12,10	11,72	28,05	71,277	—	170,712
TOTAL	—	—	—	5,887	—	6,086
GINI499	.488	.555	—	—	—

a — os valores entre parênteses referem-se ao percentil acumulado (80— e 20+).

FONTES: — 1) — Nossas estimativas com base na PEA e ajustamento parabólico.

2) — Hoffman (op. cit.). Inclui também os não economicamente ativos com remuneração.

3) — CEPAL/ILPES (op. cit.) pág. 45 e 46. Inclui também os não economicamente ativos com remuneração.

TABELA 4

COMPARAÇÃO DA DISTRIBUIÇÃO DA RENDA 1960/1970

Percentil	% DA RENDA		RENDA MÉDIA (em Cr\$/por mês/70)		RENDA RELATIVA	
	1960	1970	1960/1970 (em %)	1960	1970	1960/1970 (em %)
10-	1,17	1,11	- 5,13	25,	32,	.12
10	2,32	2,05	- 11,64	48,	58,	.23
10	3,42	2,97	- 13,16	71,	84,	.34
10	4,65	3,88	- 16,55	96,	110,	.46
10	6,15	4,90	- 20,32	127,	139,	.61
10	7,66	5,91	- 22,75	158,	168,	.77
10	9,41	7,37	- 21,68	195,	210,	.94
10	10,85	9,57	- 11,80	225,	272,	1.08
10	14,69	14,45	- 1,64	305,	411,	1.48
10+	39,66	47,79	+ 20,50	815,	1.360,	3.95
5+	27,69	34,86	+ 25,90	1.131,	1.984,	5.49
1+	12,11	14,57	+ 20,32	2.389,	4.147,	11.60
40-	11,57	10,00	- 13,57	60,	71,	.29
20	13,81	10,81	- 21,73	142,	153,	.68
40+	74,62	79,19	+ 6,13	385,	563,	1.86
TOTAL	100	100	—	206,	282,	+ 36,89

a) — Estimada a partir das classes equivalentes de renda. Veja o texto para descrição da metodologia. b) — o índice de preços utilizado foi o deflator implícito do PIB cuja variação acumulada entre 1970/1960 foi de 353,7% (Conjuntura Econômica, volume 25 nº 9, 1971, pág. 92, Quadro I).

Esta assimetria no comportamento da distribuição entre 1960 e 1970 não havia sido revelada por nenhum outro estudo anterior pelas dificuldades de estimar os decis inferiores.

Os índices agregados também apontam inequivocamente na direção de um aumento de concentração, ainda que a magnitude deste aumento varie de acordo com o índice utilizado: um acréscimo de 9% para a Variância dos Logs, de 14% para o Gini⁹ e de 37% para o Theil¹⁰.

Na mesma variação dos índices de $T = \sum_{j=1}^m y_j \log \frac{y_j}{x_j}$ em 1970, quando porém em ambos os anos. A idéia básica é levar em consideração o impacto que a redução na proporção deste grupo no total da PEA durante o período (de 15% para 9,5%) teve em termos de aumento de desigualdade. O ideal seria trabalhar em ambos os anos com a renda familiar mas estes dados só estão disponíveis em 1970. Como era de se esperar os valores absolutos dos índices aumentaram, porém, o que é mais relevante, há uma redução sensível nas taxas de aumento de desigualdade em relação às estimativas an-

9. O índice de Gini, G, foi definido anteriormente. A Variância dos Logs, V, pode ser escrita como

$$\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (\log z_i - \bar{z})^2$$

onde z_i é a renda do indivíduo i , e Z é a média geométrica dos z_i . A diferença fundamental entre G e V é que o primeiro trata igualmente (ou seja, com o mesmo peso) as diferenças absolutas de renda ao longo de todo o perfil da distribuição. Já em V a ênfase é nas diferenças relativas de renda.

10. O índice de Theil deriva da Teoria da Informação e é dado por

$$T = \sum_{j=1}^m y_j \log \frac{y_j}{x_j}$$

onde

y_j = participação relativa da renda da população do estrato j no total;

x_j = fração da população no estrato j ;

m = número de classes.

O índice de Theil, T, pode ser interpretado como a informação esperada de uma mensagem que transforma a participação da população em participação da renda.

Para uma comparação entre os três índices veja o apêndice do cap. 4 de H. Theil "Economics and Information Theory".

Mais adiante apresentaremos também estimativas do coeficiente de assimetria, que fundamentalmente mede os desvios da distribuição com relação à Normal. Define-se como μ^3/σ^3 , onde μ_3 é o terceiro momento centrado, e σ é o desvio padrão.

teriores, confirmando a tendência para superestimação de desigualdade quando a comparação ao longo do tempo é feita com base exclusiva nas rendas monetárias. Há de fato uma queda na taxa de aumento de desigualdade da ordem de 32% para o Theil, 37% para o Gini e de 86% para a Variância dos Logs. O último resultado é particularmente relevante: usando a Variância dos Logs como indicador do grau de desigualdade o aumento observado é de apenas 1%

TABELA 5

VARIAÇÃO DOS ÍNDICES DE CONCENTRAÇÃO ENTRE
1960/1970

Índices	(1)			(2)		
	Exclui o Pessoal com Renda Zero Gini	Var. dos Logs	Theil	Inclui o Pessoal com Renda Zero Gini	Var. dos Logs	Theil
1960	4999	.8971	.4699	.5570	1,69	.5802
1970	.5684	.9763	.6442	.6049	1,71	.7267
1970/1960	+13,70	+8,82	+37,09	+ 8,60	+ 1,18	+ 25,25

Antes de tentar analisar as causas para este aumento de desigualdade é interessante desagregar os dados anteriores entre os dois grandes setores de economia, como aparece nas tabelas 6 e 7

O comportamento do setor primário é bem distinto daquele apresentado pelo setor urbano: em termos de participação de cada grupo na renda total o resultado é ambíguo uma vez que os quatro primeiros decis sofrem um aumento, enquanto que os decis restantes apresentam reduções com exceção do último que volta a apresentar um aumento (de 33% para 36%) É um caso típico em que as curvas de Lorenz dos dois períodos analisados se cruzam, e “a priori” não é possível dizer se houve melhora ou piora, a menos que pesos arbitrários sejam atribuídos às mudanças (positivas ou negativas) de cada decil.

É bom lembrar que os dados referentes ao setor primário são os de qualidade mais duvidosa pela exclusão do autoconsumo e das transferências internas de renda. De qualquer maneira o que mais chama a atenção da tabela 6 não são as variações nas rendas relativas “per se” mas os pequenos acréscimos de renda real par aquase a totalidade da PEA do setor primário: o crescimento médio foi de 14% em contraste com 42% do setor urbano. De fato, o maior ganho porcentual no setor primário (36% para o 1+) é inferior ao ganho médio estimado para o total do setor urbano. É importante porém perceber que *todos* os decis apresentaram ganhos de renda

real, e além do mais os 40% com renda mais baixa teve um aumento percentual superior aos 40% situado no extremo superior da distribuição. Isto, aliás, explica porque o setor primário apresentou um aumento de concentração relativamente pequeno durante o período.

TABELA 6

COMPARAÇÃO DA DISTRIBUIÇÃO DA RENDA

1960/1970

PRIMÁRIO

	% da Renda		Renda média (em Cr\$ 1970 p/mês)			Renda Relativa			
	1960	1970		1960 ^a	1970	1960	1970		
10—	1,96	2,09	+ 6,63	23,	29,	+26,09	0,19	0,21	+10,53
10	3,17	3,26	+ 2,84	32,	45,	+18,42	0,31	0,33	+ 6,45
10	4,37	4,44	+ 1,60	52,	61,	+17,31	0,43	0,44	+ 2,32
10	5,41	5,61	+ 3,70	65,	77,	+18,46	0,54	0,56	+ 3,70
10	6,73	6,54	— 2,82	81,	90,	+11,11	0,67	0,65	— 2,98
10	8,22	7,61	— 7,42	99,	105,	+ 6,06	0,82	0,76	— 7,32
10	10,10	9,28	— 8,12	121,	128,	+ 5,78	1,00	0,93	— 7,92
10	12,16	10,91	—10,28	146,	151,	+ 3,42	1,21	1,09	— 9,92
10	14,91	13,91	— 6,71	179,	192,	+ 7,35	1,48	1,39	— 6,08
10+	32,96	36,33	+10,22	396,	502,	+26,77	3,27	3,63	+11,00
5+	23,19	26,88	+15,91	557,	743,	+33,39	4,60	5,38	+16,95
1+	10,84	12,87	+18,73	1302,	1779,	+36,63	10,76	12,89	+19,79
40—	14,91	15,40	+ 3,29	44,	53,	+20,45	.36	.38	+ 5,55
20	14,95	14,15	— 5,35	90,	97,	+ 7,78	.74	.70	— 5,40
40+	70,14	70,45	+ 0,44	210,	243,	+15,71	1.73	1.76	+ 1,73
Total				121,	138,	+14,04			

a) O deflator utilizado é a Oferta Global de Produtos Agrícolas (N.º 17, Conjuntura Econômica).

No setor urbano há uma indicação menos ambígua de um aumento na concentração da renda já que, além dos dois últimos decis, somente o primeiro apresenta algum ganho de posição relativa.

Entretanto, os ganhos de renda real são significativos para praticamente todos os grupos da população: por exemplo, somente quatro decis apresentam um aumento de renda média definitivamente inferior a 18%

A análise anterior chama a atenção para o pouco significado que muitas vezes pode ter uma distribuição de renda menos desigual, quando as diferenças em níveis absolutos e “performance” de crescimento

são tão marcantes como as sintetizadas na comparação do setor primário com o setor urbano. Em termos de índice de concentração o setor primário não só apresentava os menores valores em 1960 (Gini de .43 em contraste com .48 para o urbano) como também a menor taxa de variação no período 1960/70 (3% em contraste com 14% para o urbano) Ambos refletem as características de maior homogeneidade e menor dinamismo do setor primário “vis a vis” o restante da economia. A maior homogeneidade se reflete principalmente na composição qualitativa da PEA no setor primário, onde há uma forte concentração de analfabetos e indivíduos apenas com o primário (98% do total) Já no setor urbano a distribuição é bem mais heterogênea, reduzindo-se a proporção de analfabetos para 14% enquanto que os outros níveis apresentam variações ainda mais acentuadas.

A falta de dinamismo pode ser resumida nos pequenos ganhos de produtividade que têm acompanhado o crescimento de oferta global de produtos agrícolas, que por sua vez se refletem (ou são refletidas) pelas pequenas mudanças na composição qualitativa da PEA no setor primário.

TABELA 8

BRASIL 1970

DISTRIBUIÇÃO DA PEA POR NÍVEL DE EDUCAÇÃO ENTRE SETORES

Educação	Primário		Urbano	
	N.º de Pessoas	Porcentagem	N.º de Pessoas	Porcentagem
A	5.571.245	53,34	2.186.888	13,99
P	4.760.583	45,58	9.444.946	60,41
G	83.061	0,79	2.011.976	12,87
C	19.607	0,19	1.346.422	8,61
S	10.599	0,10	644.418	4,12
TOTAL	10.445.094	100,	15.634.650	100,

3 *As causas para as mudanças na distribuição entre 1960/1970*

3.1 *Uma primeira avaliação*

3.1 1 *Introdução*

Apesar de não ter sido um processo contínuo, a economia brasileira cresceu substancialmente na década de 1960. De acordo com as nossas estimativas, a renda média da PEA aumentou cerca de 37% cumulativamente entre 1960 e 1970, aproximando-se bastante da esti-

mativa do crescimento do produto real “per capita” (34%) com base nas Contas Nacionais. Outros indicadores apontam na mesma direção: a taxa média (instantânea) de crescimento do produto real foi de 5,8% ao ano, sendo entretanto bem mais elevada para a indústria (6,7%) do que para a agricultura (4,2%). O comportamento foi bastante irregular com pelo menos três anos de taxas negativas ou nulas de crescimento da renda “per capita” (63/64 e 65) e valores extremamente elevados no início e no final da década: 7,2% em 1961 e 6,4% em 1970.

É lógico antecipar que um desenvolvimento desta magnitude, acarretou mudanças qualitativas importantes na economia brasileira, através das quais é possível ter uma idéia mais precisa dos seus efeitos redistributivos.

Ao compararmos apenas os dois anos extremos da década teremos que dar ênfase às tendências de longo prazo e não a fatores cíclicos que podem entretanto ter tido importantes efeitos redistributivos, como é o caso típico da inflação crescente até 1964 e as consequências de sua desaceleração nos últimos seis anos.

Existe uma semelhança extraordinária — pelo menos a um certo nível de agregação — no comportamento da economia nos dois anos censitários, o que evidentemente facilita a interpretação dos resultados. A taxa de crescimento do produto real foi praticamente a mesma nos dois períodos: 9,7% em 1960 e 9,5% em 1970. Esta semelhança também permanece quando analisamos separadamente o setor primário e o setor urbano: a agricultura cresceu a 4,9% em 1960 e 5,6% em 1970; já para a indústria estas mesmas relações foram respectivamente 10,6% e 11,1%. As diferenças maiores aparecem em termos de inflação: em 1960 a variação anual do Deflator Implícito do PIB (26,3%) foi bem maior do que em 1970 (19,8%). É ainda provável que uma desagregação regional revele maiores divergências: por exemplo, 1970 foi um ano particularmente ruim para a agricultura do Nordeste, devido à seca prolongada. De qualquer maneira é confortador verificar que não há, pelos menos em termos bem gerais, problemas de comparabilidade causado por divergências extremas no comportamento da economia nos dois anos em que é possível obter estimativas do perfil da distribuição da renda no Brasil¹¹.

O nosso interesse principal é, portanto, nos efeitos distributivos de mudanças que ocorreram na composição regional, setorial e particularmente nas alterações qualitativas da força de trabalho: nível de educação, idade e sexo.

11. Imagine as dificuldades que existiriam caso estivéssemos comparando 1960 com 1964 ou 1965.

Para analisar as consequências destas mudanças em termos de *distribuição da renda* é interessante decompô-las em três componentes:

1º) o impacto da variação na *participação relativa de cada grupo* no total da PEA sem que haja mudanças nas rendas médias ou no grau de concentração *dentro* de cada grupo.

Se a renda média e o grau de desigualdade não estão correlacionados, uma redução, por exemplo, nos grupos de renda mais baixa (ou muito alta) tem inequivocamente o efeito de *diminuir* o grau de desigualdade. Isto porque reduz-se o peso dos grupos de renda muito baixa (ou muito alta) no total.

Quando porém o nível de renda e o grau de desigualdade *dentro* de cada grupo estão *negativamente* correlacionados, o resultado é inequívoco somente para os grupos com renda muito baixa. Neste caso uma redução na sua participação relativa diminui simultaneamente o peso das rendas baixas e também o peso dos grupos cuja desigualdade interna é mais elevada. Já para os grupos com renda muito alta as duas forças atuam em sentidos contrários não sendo possível saber “a priori” qual será o efeito líquido: É possível por exemplo que a diminuição na participação dos grupos cuja desigualdade interna é relativamente pequena, mais do que compense o menor peso atribuído às rendas elevadas, fazendo com que o efeito líquido seja um *aumento* de desigualdade.

O raciocínio é exatamente inverso, no caso mais comum em que nível de renda e grau de desigualdade *dentro* dos grupos estão *positivamente* correlacionados. A redução na participação relativa dos grupos de renda elevada, inequivocamente *diminui* o grau de concentração agregado. Já para os grupos situados no extremo inferior da distribuição há o conflito entre o efeito *positivo* da menor frequência de rendas baixas com o efeito *negativo* causado pela diminuição da importância dos grupos cujo grau de concentração interna é relativamente mais baixo.

2º) o impacto de variações nas *rendas médias* de cada grupo. Se as taxas de crescimentos dos grupos com renda inicialmente mais elevada é maior do que a dos grupos com renda mais baixa, independente de qualquer mudança de participação no total da PEA, o efeito será uma divergência ainda mais acentuada nas rendas relativas e, conseqüentemente, um aumento na desigualdade global.

3º) Finalmente, há ainda o impacto dos aumentos de desigualdade *dentro* de cada grupo, mantendo porém constante, a renda média e a sua participação no total da PEA. Como é óbvio estas mudanças estão *positivamente* correlacionadas com a desigualdade global.

3.1.2. *As mudanças na distribuição setorial e regional da PEA*

A tabela 9 dá uma visão global do que aconteceu durante o período. Em primeiro lugar houve uma realocação da força de trabalho, entre setores, com uma redução acentuada da participação relativa do primário (— 14%) acompanhada de um aumento do secundário (+ 29%) enquanto que o terciário permanecia com a sua fatia praticamente inalterada.

A perda de importância relativa do setor primário é ainda mais evidente quando a análise é feita em termos de participação relativa na *renda* total: Há uma redução de 32% (passando de 29% em 1960 para 19% em 1970) que é praticamente igual ao aumento que beneficiou o setor secundário (+ 33%). Esses resultados (menor participação no volume de emprego, e menor contribuição para o produto total por parte do setor primário) são inteiramente consistentes e refletem de um lado, o maior dinamismo da oferta pelo setor urbano onde a produtividade total (isto é, a relação produto total/quantidade de fatores) cresceu a uma taxa mais elevada sem porém que as reduções nos preços relativos de seus produtos (refletindo custos decrescentes de longo prazo), resultasse — face às condições de demanda — em uma diminuição na renda total do setor. Já no primário, a taxa de crescimento médio da produtividade total foi relativamente menor (se é que positiva) e além do mais qualquer redução de preço real tomou a forma de diminuição da renda total do setor (ainda que não necessariamente na renda líquida) devido a inelasticidade *preço* da demanda agregada por produtos agrícolas. Por outro lado, há o fato inexorável de que a taxa de crescimento da demanda agregada por produtos agrícolas é menor do que aquela observada para os outros produtos da economia devido a baixa elasticidade-renda. Por tudo isto, as modificações observadas poderiam ser ainda mais radicais se a modernização da agricultura brasileira (no sentido de progresso tecnológico) tivesse sido mais acelerada e principalmente se a característica dessa modernização fosse a de poupar mão-de-obra não qualificada.

Para analisar os efeitos redistributivos destas modificações é importante perceber que há, neste caso, uma correlação *positiva* entre nível de renda e grau de concentração *dentro* de cada setor.

Portanto, a redução na proporção de indivíduos no setor primário, tem “*coeteris paribus*” dois efeitos opostos sobre a desigualdade da distribuição: um positivo pelo menor peso para o grupo de renda baixa e outro negativo que é o menor peso do grupo de menor intra-desigualdade. É provável, portanto, que a contribuição líquida deste fator para variação do índice agregado de concentração seja relativamente pequena.

Por outro lado, o aumento das rendas médias beneficiou desproporcionalmente os setores secundário e terciário cujos níveis de renda em 1960 já eram bem mais elevados do que o primário. Isto contribuiu inequivocamente para uma *piora* na distribuição, como pode ser prontamente verificado na tabela 9 pelo comportamento das rendas relativas: há uma queda de 17% na renda relativa do setor primário, enquanto os outros setores apresentavam pequenos ganhos.

Por último, restaria analisar os acréscimos de desigualdade causados exclusivamente pelo aumento de concentração *dentro* de cada grupo. A contribuição deste fator é claramente no sentido de *aumentar* a desigualdade global já que em todos os setores houve um acréscimo no grau de concentração. Além do mais, o acréscimo foi maior justamente para o setor urbano cujo grau de concentração era sensivelmente mais elevado do que o primário em 1960.

As mudanças na distribuição *regional* da força de trabalho foram menos drásticas do que aquelas observadas anteriormente entre os diversos setores. O maior aumento (+ 17%) ocorreu na região VI (Norte e Centro-Oeste) — um reflexo da política de colonização simbolizada por Brasília — e a maior redução (— 15%) na região Nordeste (da Sudene), o que é bastante consistente já que a sua renda média é — tanto em 1960 como 1970 — a mais baixa entre todas as outras consideradas. Em outras palavras, se existe um diferencial de produtividade entre as regiões para a mão-de-obra de certa qualidade, é natural esperar que haja uma saída líquida deste fator das regiões de baixa para as de alta produtividade.

Em termos de participação na renda total, todas as regiões sofreram uma queda, em alguns casos bastante acentuada como Minas Gerais e Espírito Santo (cuja proporção caiu de 13% para 9,8%) De fato, somente São Paulo aumentou a sua fatia no bolo — de 29% para 34% — refletindo o efeito combinado e proporcional dos ganhos na renda relativa e incremento na proporção da população.

Para analisar as diversas componentes do efeito redistributivo destas mudanças é importante verificar inicialmente que existe, neste caso, uma correlação *negativa* entre o índice de concentração dentro de cada região e o nível de renda. Portanto, a redução da proporção de indivíduos nas regiões IV e V, tem dois efeitos positivos sobre a distribuição: reduz a frequência de rendas baixas e o peso das regiões de maior desigualdade interna. Por sua vez, as regiões com maior aumento (III e VI) na participação do total de força de trabalho não são as de níveis de renda mais elevada, e apresentam os menores graus de desigualdade. O resultado, portanto, é inequívoco: as mudanças na distribuição regional da força de trabalho contribuíram “*coeteris paribus*” para uma redução na desigualdade.

TABELA 9
COMPARAÇÕES DA DISTRIBUIÇÃO DE RENDA

1960 / 1970 ^a

SETOR	Renda Média (C\$ / mês 1970)		Renda Relativa		O I N I		Variação dos Loos		TÉCIL (em mts)											
	1960	1970	1960	1970	1960	1970	1960	1970	1960	1970										
P	46,56	40,05	- 13,98	29,13	19,64	- 32,58	121	+ 14,05	- 5874	- 4894	- 16,68	4290	4418	+ 2,98	5110	5474	+ 7,12	3746	4302	+ 14,84
S	15,24	19,74	+ 29,52	18,89	25,18	+ 33,30	256	+ 40,23	1.2427	1.2730	+ 2,44	4174	5010	+ 20,03	5580	7411	+ 32,81	3386	5169	+ 52,66
T	38,20	40,21	5,26	51,86	55,18	+ 6,40	280	+ 38,21	1.3592	1.3723	+ 0,96	5030	5726	+ 13,84	8852	1.1725	+ 32,46	4516	6051	+ 33,99
V	53,44	59,95	+ 12,18	70,78	80,36	+ 13,53	273	+ 38,46	1.3252	1.3405	1,15	4816	5514	+ 14,49	7924	1.0326	+ 30,31	4229	5779	+ 36,65
I	10,36	10,58	2,12	16,78	16,28	- 2,98	334	+ 34,13	1.6214	1.5887	- 2,02	4540	5297	+ 16,67	7027	8423	+ 19,87	3654	5166	+ 41,38
II	20,86	22,78	+ 9,20	28,60	34,42	+ 20,35	283	+ 50,53	1.5738	1.5107	+ 9,96	4366	5429	+ 24,35	6346	8663	+ 36,51	3529	5637	+ 59,73
III	14,72	16,77	+ 13,93	16,25	16,14	- 0,68	228	+ 18,86	1.1068	9610	- 3,17	4061	5012	+ 23,42	5304	7329	+ 38,18	3197	5057	+ 59,18
IV	15,95	13,51	- 15,30	13,02	9,83	- 24,50	169	+ 21,30	8204	7270	- 11,38	5267	5484	+ 4,12	7484	8962	+ 19,75	5378	6119	+ 13,78
V	30,66	27,63	- 9,88	17,43	15,42	- 11,53	117	+ 34,19	5680	5568	- 1,97	4895	5565	+ 13,69	5296	8128	+ 53,47	4931	6796	+ 37,82
VI	7,44	8,72	+ 17,20	7,78	7,36	- 5,40	216	+ 10,18	1.0486	8440	- 19,51	4416	4864	+ 10,14	5887	6385	+ 8,46	4005	5003	+ 24,92
TOTAL							206,	+ 36,89				4999	5604	+ 13,70	7647	9893	+ 29,37	4699	6442	+ 37,09

NOTAÇÕES: - SETORES:

- P - Primário
- S - Secundário
- T - Terciário

REGIÕES:

- I - CB, N1,
- II - SP
- III - PR, SC, RS
- IV - MG, ES
- V - MA, PI, CE, RN, PB, PE, AL, SE, BA
- VI - RO, AC, AM, RR, PA, AP, MT, GO, DF

a) - Valores estimados a partir dos ajustes parabólicos
 b) - O índice de preços foi o Deflator Implícito de PIB
 com exceção do Setor Primário em que foi utilizado
 o índice de Oferta Global de Produtos Agrícolas
 (nº 17 da Conjuntura Econômica).

O aumento das rendas médias teve um efeito *negativo* sobre a distribuição já que beneficiou desproporcionalmente as regiões cujos níveis de renda já eram mais elevados em 1960 — Rio de Janeiro, Guanabara e São Paulo — apesar da boa “performance” apresentada pelo Nordeste. Finalmente, a tabela 9 deixa claro que o aumento na desigualdade global foi dominado, também no caso da distribuição regional, pelo aumento substancial de desigualdade *dentro* das regiões. Este efeito foi reforçado pelo fato de os maiores acréscimos terem sido justamente nas regiões com maior participação na renda total, como é o caso de São Paulo onde, por exemplo, o índice de Gini aumentou 24% entre 1960 e 1970.

3.1.3. *As mudanças na composição qualitativa da PEA*

Um outro conjunto de importantes modificações que acompanharam o processo de desenvolvimento econômico na década de 60, estão intimamente relacionados com as características da força de trabalho: composição etária, entre sexos e educacional.

Entre essas, as duas primeiras dependem em grande parte de características demográficas, e só indiretamente podem ser afetadas por decisões de política. A última tem uma importante componente exógena — já que a oferta de educação no Brasil é em grande parte responsabilidade do setor Público — mas há uma parcela endógena que não pode ser desprezada: o treinamento na empresa (“on the job training”)

Os resultados da tabela 10 mostram que houve mudanças drásticas na composição qualitativa da PEA entre 1960 e 1970: os resultados mais importantes foram a queda acentuada na proporção de analfabetos (— 24%) e ao mesmo tempo uma expansão notável na participação de jovens (menos de 25 anos) e mulheres na força de trabalho: respectivamente + 10% e + 22%

Vamos analisar inicialmente os efeitos redistributivos do aumento da participação das mulheres na PEA. Neste caso a relação entre *nível* de renda e grau de concentração não é clara: em termos de Variância dos Logs, tanto em 1960 como em 1970 a desigualdade da distribuição é maior entre as mulheres do que entre os homens. Já olhando para o coeficiente de Gini e para o Theil há uma inversão de posições quando passamos de 1960 para 1970. Neste último ano, a distribuição é ligeiramente mais concentrada entre os homens do que entre as mulheres. Tomando como base o índice de Theil isto sugere que o principal impacto do aumento da participação das mulheres na PEA (de 17% para 20%) é o maior peso das rendas relativamente baixas, o que deverá contribuir para um aumento no grau de desigual-

TABELA 10

COMPARAÇÕES DA DISTRIBUIÇÃO DE RENDA

1960 / 1970

	% DA PEA		% DA RENDA		RENDA MÉDIA (0-8 POR MÊS 1970)		RENDA RELATIVA		O I N I		VARIÁVIA DOS LOOS		TECIL (em mts)						
	1960	1970	1960	1970	1960	1970	1960	1970	1960	1970	1960	1970	1960	1970					
M	83,22	79,52	- 4,45	89,12	86,51	- 2,93	221,	+ 36,46	1.0728	1.0851	+ 1,15	.4902	.5672	+ 15,71	.7429	.9273	+ 24,82	.6441	+ 40,76
F	16,78	20,48	+ 22,05	10,94	13,49	+ 23,31	130,	+ 36,81	.6504	0.6595	+ 1,40	.5269	.5441	+ 3,26	.7035	1.0493	+ 49,15	.4524	+ 16,07
A	39,05	29,75	- 23,81	21,12	11,79	- 44,18	111,	-	.5015	.3972	- 26,65	.4162	.3886	- 6,63	.4755	.5304	+ 11,55	.2963	- 19,17
P	51,71	54,47	+ 5,34	53,17	46,46	- 12,62	211,	+ 13,74	1.0293	.8511	- 17,31	.4183	.4614	+ 10,30	.6262	.7282	+ 16,29	.3122	+ 25,00
O	5,16	8,03	+ 55,62	11,06	13,74	+ 24,23	440,	+ 9,54	2.11463	1.7092	20,37	.4387	.5134	+ 17,03	.6084	.8525	+ 40,12	.3150	+ 42,32
C	2,67	5,24	+ 96,25	6,97	12,79	+ 83,50	536,	+ 28,36	2.6145	2.4397	6,69	.4247	.5007	+ 17,89	.5167	.7406	+ 43,33	.2788	+ 41,50
B	1,40	2,51	+ 79,28	7,66	15,21	+ 98,56	1.123,	+ 51,31	5.47800	6.0496	+ 10,43	.4590	.4596	+ 1,31	.5716	.8572	+ 44,90	.2463	+ 17,91
10/14	1,98	2,37	+ 19,70	0,50	0,49	- 2,00	59,	+ 11,53	.2524	.2056	- 18,51		-	-	.1900	.5360	+ 182,11	-	+ 21,24*
15/19	10,47	11,88	+ 13,47	5,10	4,59	- 10,00	101,	+ 7,92	.4903	.3865	- 21,17	.4271*	.4085*	- 4,35*	.4374	.5468	+ 25,01	.2349*	+ 2848*
20/24	14,89	15,81	+ 6,18	11,71	11,12	- 5,04	162,	+ 22,22	.7864	.7021	- 10,72	.4105	.4340	+ 5,72	.5899	.6746	+ 14,36	.2737	+ 18,67
25/29	14,21	13,71	- 3,52	14,26	13,57	- 4,84	207,	+ 34,78	1.0048	.9894	- 1,53	.4427	.5083	+ 14,82	.6756	.8324	+ 23,21	.3363	+ 41,63
30/39	24,22	23,03	- 4,91	28,48	27,90	- 2,04	243,	+ 40,33	1.1796	1.2092	2,51	.4839	.5511	+ 13,89	.7704	.9405	+ 22,08	.4274	+ 33,60
40/49	17,36	17,13	- 1,04	21,06	23,49	+ 11,34	251,	+ 53,39	1.2184	1.3652	+ 12,05	.5142	.5888	+ 14,51	.8180	1.0606	+ 29,66	.5003	+ 33,12
50/59	10,29	10,05	- 2,33	12,40	12,66	+ 2,10	249,	+ 42,57	1.2087	1.2589	4,15	.5367	.6140	+ 14,40	.8527	1.0968	+ 28,63	.5601	+ 36,12
60/69	4,92	4,49	- 8,74	5,18	4,98	- 3,86	217,	+ 43,78	1.0534	1.0638	0,99	.5580	.6409	+ 14,85	.8458	1.1087	+ 31,08	.6390	+ 37,07
70	1,66	1,30	- 21,69	1,39	1,06	- 23,74	173,	+ 31,79	.8398	.8085	- 3,73	.5487	.6265	+ 14,18	.7518	.9948	+ 32,32	.6396	+ 41,20
TOTAL							206,	+ 36,89				.4999	.5684	+ 13,70	.7647	.9893	+ 29,37	.6442	+ 37,09

NOTAÇÃO: (*) - Referência ao grupo 10/19

- A - Alfabeto
- P - Primário
- O - Gimásio
- C - Colegial
- S - Superior

dade. De fato, a renda relativa das mulheres era em 1960 .65, em contraste com 1.07 observado para os homens. Ao mesmo tempo, como consequência direta da fraca correlação entre nível de renda e concentração, o aumento na participação das mulheres praticamente não afeta o grau de intradesigualdade.

Da mesma forma como o aumento das rendas médias dos dois grupos entre 1960/1970 foi praticamente igual (38%) o seu efeito redistributivo é potencialmente pequeno.

Assim, a exemplo da distribuição regional e setorial, é o acréscimo de concentração *dentro* de cada grupo o elemento de maior impacto no aumento da desigualdade global.

Como já dissemos, as modificações na estrutura *etária* se caracterizaram pelo aumento na participação do grupo jovem (menos de 25 anos) na PEA: todas as outras faixas sofreram reduções, relativamente pequenas, a não ser as duas últimas (60 anos e mais)

Para analisar os efeitos redistributivos das mudanças na composição da PEA “per se” é interessante verificar que existe neste caso uma correlação positiva entre nível de renda e índice de concentração para cada grupo etário. Por isto o aumento da frequência das rendas baixas dos grupos mais jovens da PEA é em parte compensado pelo aumento do peso dos grupos cuja desigualdade interna é menor.

As mudanças ocorridas nas rendas relativas deixa claro que as variações nas rendas médias contribuíram para um aumento na desigualdade global. Houve um acréscimo desproporcional na renda real justamente dos grupos etários cujos níveis de renda eram mais elevados.

Restaria finalmente analisar as modificações ocorridas na *composição educacional* da força de trabalho. Houve uma redução sensível na proporção de analfabetos (de 39% em 1960 para 30% em 1970) e uma expansão considerável dos indivíduos com educação acima do ginásio, particularmente com o colegial e superior cuja participação relativa sofreu um acréscimo de 96% e 79%, respectivamente. As mudanças na proporção de cada um destes grupos têm um impacto bastante diverso em termos de renda relativa. Para o primário, ginásio e colegial os aumentos de proporção tiveram um impacto convencional de reduzir a *renda relativa* ainda que a magnitude da redução não estivesse relacionada diretamente com o aumento da força de trabalho de cada tipo. Na verdade, a relação é praticamente inversa: a proporção de indivíduos com o primário aumentou de apenas 5% enquanto que a sua renda relativa caiu em 17%; em contraste, a participação do nível colegial aumentou em 96% (o maior aumento entre todas as categorias) mas a queda na renda relativa foi pequena (6%) Esses resultados sugerem uma expansão diferenciada da demanda de

mão-de-obra que beneficia desproporcionalmente os níveis mais elevados de educação. Isto fica ainda mais evidente quando se compara os extremos da distribuição: o aumento de 79% na proporção de universitários é acompanhado de um aumento de 11% nas suas rendas relativas, fazendo com que a participação na renda total aumente mais do que proporcional (99%) Simultaneamente, mesmo com uma redução substancial de sua participação na força de trabalho (24%) os analfabetos não tiveram nenhum acréscimo de renda real e consequentemente sofreram uma redução considerável em sua renda relativa (— 26%) Como a longo prazo a demanda de mão-de-obra depende fundamentalmente da direção do progresso tecnológico, parece haver poucas dúvidas, pela evidência anterior, de que este tem uma característica “intensiva em mão-de-obra qualificada” (skill-intensive) no caso brasileiro. Assim, os grupos de educação mais elevada (acima do primário) tiveram aumentos substanciais de sua participação na renda (de 25% a 99%) enquanto que os grupos inferiores e principalmente os analfabetos sofreram reduções sensíveis.

É importante destacar a constância da renda real dos analfabetos ao longo do período: se a oferta é elástica mesmo que a demanda se expanda substancialmente os preços de mercado irão permanecer praticamente inalterados. Esta é basicamente a estória por trás do comportamento dos analfabetos com ainda uma agravante: a crescente sofisticação do mercado de trabalho brasileiro tem levado a taxas de expansão da demanda por seus serviços que são substancialmente inferiores àquelas obtidas por mão-de-obra mais qualificada. Aqui como na análise anterior das mudanças intersetoriais, ganhos de salários reais só podem existir se houver aumentos de produtividade para justificá-los. Mas esse diferencial de produtividade está diretamente associado com os investimentos em educação, ou seja, não há outra alternativa para garantir aumentos de renda real no longo prazo a não ser pela diferenciação de mão-de-obra. O paradoxo está justamente no fato de que estatisticamente, a melhoria do nível educacional da força de trabalho está associada com um aumento de desigualdade.

Uma outra faceta do problema é revelada quando se analisa o comportamento dos índices de concentração *dentro* de cada grupo educacional ao longo do tempo: para todos, com exceção dos analfabetos, há um aumento na desigualdade. Além do mais — com exceção da Variância dos Logs — o menor acréscimo é justamente para o grupo de indivíduos com educação superior. De fato o índice de Gini permanece praticamente constante entre 1960 e 1970. Como é razoável supor que para este grupo exista uma correlação relativamente mais forte entre educação e riqueza, estes resultados sugerem que a importância da distribuição da remuneração da propriedade no acréscimo

de desigualdade observado no período é bem menor do que possa parecer a primeira vista. Como corolário, ganha ainda mais importância o processo de diferenciação da mão-de-obra que acompanha o desenvolvimento econômico não apenas num sentido *vertical* isto é, mudanças nos níveis de educação — mas também *horizontal*: aumentam as diferenças de salários reais (e conseqüentemente de produtividade) associadas com a diversificação de ocupações *dentro* de um mesmo nível educacional. As interações entre educação e setor são particularmente importantes neste caso: as possibilidades de diversificação ocupacional são potencialmente mais importantes no setor urbano do que no setor primário. Assim, os pequenos aumentos de concentração no setor primário refletem o grau elevado de homogeneidade educacional (53% de analfabetos) e ocupacional da força de trabalho.

É importante ainda perceber que o aumento na participação relativa dos grupos com educação mais elevada (ginásio, colegial e superior) não pode ser confundido com uma piora nas oportunidades educacionais. O que nós estamos observando na Tabela 10 já é o resultado da interação entre oferta e demanda por mão-de-obra de diversas qualificações. Nunca é demais lembrar que o nosso objeto de análise é a população economicamente ativa. Oportunidades educacionais têm que ser julgadas pelo comportamento da oferta separadamente. É possível que os resultados apresentados reflitam a opção tecnológica implícita no nosso processo de industrialização, qual seja o de importar pura e simplesmente tecnologia estrangeira cuja característica é não apenas a relativa intensidade de capital mas também a relativa intensidade de mão-de-obra qualificada. Na medida em que houvesse produção interna de tecnologia talvez fosse possível conciliar o mesmo estágio atual de nossa industrialização com uma composição qualitativa da força de trabalho que exigisse menores acréscimos no ápice da pirâmide educacional. É bastante complexo saber “a priori” se os benefícios sociais desta alternativa (basicamente maiores oportunidades de emprego para mão-de-obra menos qualificada) são superiores aos custos de desenvolvimento e/ou adaptação de nova tecnologia. É interessante notar que a própria viabilidade da criação de um setor doméstico de produção de pesquisas depende de um estoque mínimo de capital humano com alta qualificação o que implica em modificações no vértice da pirâmide educacional.

A análise dos efeitos redistributivos das mudanças ocorridas na composição educacional da força de trabalho, merece uma atenção especial, porque, como ficará claro mais adiante, educação é a variável mais importante para explicar simultaneamente as diferenças individuais de renda em 1960 e 1970 bem como o aumento de concentração observado durante o período.

3.1.4. *Simulação com o índice agregado*

A tabela 11 resume os resultados da estimativa dos efeitos redistributivos das modificações na estrutura educacional da força de trabalho com base na Variância dos Logs. A parte B₁ da tabela permite avaliar separadamente a importância relativa das desigualdades *entre* os diversos grupos educacionais (Δ inter) “vis a vis” o que *ocorreu dentro* dos diversos grupos (Δ intra)^{11a}. Apesar de a taxa de variação ter sido maior para a componente *inter* do que para a *intra* em termos de contribuição para o crescimento total a sua participação relativa foi ligeiramente inferior: 14% ou 46% da variação do índice total em contraste com 54% obtido para a desigualdade dentro dos grupos.

TABELA 11

SIMULAÇÃO COM A VARIÂNCIA DOS LOGS

A. ÍNDICES

Educação	X ₆₀ — W ₆₀	X ₆₀ — W ₇₀	X ₇₀ — W ₆₀	X ₆₀ — W ₇₀	X ₇₀ — W ₇₀
Inter	.2014	.2545	.2708	.2014	.3058
Intra	.5629	.5629	.5733	.6594	.6832
Total	.7643	.8174	.8441	.8608	.9890

B. TAXA DE VARIAÇÃO EM RELAÇÃO A 1960

	B ₁				B ₂		
	$\Delta W.$	ΔX	ΔV	Σ	Δ Inter	Δ Intra	Total
Inter	+26,37	+34,46	—	+60,83	+51,84	—	+51,84
Intra	—	+ 1,85	+17,14	+18,99	—	+21,37	+21,37
Total	+6,95	+10,44	+12,63	+30,02	+13,66	+15,74	+ 29,40
	(.2315)	(.3478)	(.4207)	(100)	(.4646)	(.5654)	(100)

11^a. Formalmente, a Variância dos Logs pode ser escrita como:

$$V = \sum_{i=1}^m x_i (\log w_i)^2 + \sum_{i=1}^m x_i V_i \quad \text{onde}$$

w_i = renda relativa (geométrica) de cada grupo i;

V_i = a variância dos logs estimada dentro de cada grupo.

O primeiro termo representa a desigualdade *entre* grupos (inter) e o segundo a desigualdade *dentro* de cada grupo (intra).

Quando analisamos separadamente a contribuição de mudanças nas rendas relativas (ΔW), a mudança na composição educacional da força de trabalho (ΔX) e as mudanças na desigualdade interna de cada grupo (ΔV) surgem as outras diferenças: Como era de se esperar a melhoria no nível educacional da força de trabalho tem agora uma importância relativamente *maior* do que as mudanças nas rendas relativas. A taxa de variação do índice estimado, mantendo constante as rendas relativas ao nível de 1960 (e portanto permitindo medir o impacto de variações na *composição educacional* da PEA (ΔX) já que o ano de referência é agora 1960) é 10% em contraste com 7% obtido quando a composição da força de trabalho é que não varia. Além do mais a diferença continua a existir mesmo quando são consideradas apenas as desigualdades *entre* grupos educacionais: o aumento atribuído a ΔX é de 34% em contraste com 26% estimado para ΔW . Se nós desprezarmos as interações entre os diversos efeitos, as mudanças de renda relativa (ΔW) explicam 23% do aumento total observado no período, enquanto as mudanças de composição (ΔX) participam com 35% e o aumento de desigualdade *dentro* de cada grupo (ΔV) participa com 42%

Vamos agora prosseguir medindo o impacto das mudanças ocorridas em cada um dos níveis educacionais “per se” Para isto nós estimamos os novos valores da Variância dos Logs, mantendo constante (ao nível de 1960) para cada grupo educacional respectivamente a sua participação no total da força do trabalho, a sua renda média e por último a sua desigualdade interna¹². Comparando esses valores com o índice (inter e intra) de 1970, nós podemos medir a direção e a magnitude do impacto das modificações em cada nível de educação em termos de mudança na composição da força de trabalho, (ΔX), nas rendas relativas (ΔW) e na desigualdade interna (ΔV). Estes resultados aparecem resumidos na tabela 12.

As taxas de variação estão agora todas calculadas em relação aos valores da Variância dos Logs em 1970. Consequentemente, o sinal *positivo* implica numa contribuição para *reduzir* a desigualdade. Isto é, a distribuição observada em 1970 seria ainda pior caso não tivesse ocorrido a modificação analisada. Analogamente, o sinal *negativo* significa uma contribuição para *aumentar* a desigualdade. Quanto maior a magnitude da taxa de variação maior a importância da mudança em questão para o aumento ou diminuição da desigualdade.

12. Quando nós mantínhamos a proporção constante de um certo nível educacional i , o resíduo $(1 - x_i)$ era distribuído entre os outros grupos, de acordo com as proporções observadas em 1970. Para a renda média, era estimado a nova renda média total e então calculado o novo conjunto de rendas relativas.

O somatório na última linha da parte B da tabela permite comparar (a menos das interações) o impacto combinado de ΔX , ΔW e ΔV separadamente para cada um dos níveis de educação, sobre a desigualdade total. Pela frequência de sinais negativos podemos concluir que as mudanças em *todos* os níveis contribuíram para uma *piora* na distribuição da renda. O que é porém mais interessante é o fato da magnitude de cada impacto não crescer univocamente com o nível de educação. De fato, a contribuição das mudanças no grupo dos analfabetos e no pessoal com o primário para a piora na distribuição de renda, foi relativamente *maior* do que as modificações análogas ocorridas com o ginásio. A contribuição dos analfabetos para o aumento na desigualdade total foi de 3% em contraste com 4% para o primário, 2,7% para o ginásio e 5% para o colegial. Não há dúvida alguma que o maior impacto na desigualdade global foi causado pelo comportamento dos indivíduos com curso superior (8,4%), refletindo a combinação de altos níveis de renda (renda relativa de 5,4 em 1960), maiores acréscimos de renda real (52% entre 1960 e 1970) e, de acordo com a Variância dos Logs, o mais elevado grau de desigualdade interna (em 1970 .86 em contraste com .53 para os analfabetos)

É interessante notar que a redução em 24% na proporção de analfabetos e o pequeno aumento na participação do primário (ΔX) teve uma contribuição positiva, isto é, resultou numa *diminuição* de desigualdade apenas na componente *inter*. Este resultado é consistente já que reflete a menor frequência dos grupos de renda mais baixa. Para estes mesmos níveis, a mesma componente *inter* apresenta porém uma contribuição *negativa*, quando estimamos o impacto das variações nas rendas médias (ΔW) em conformidade com as quedas observadas nas rendas relativas destes dois grupos. Como era de se esperar a partir do ginásio tanto o efeito escala como o efeito renda contribuem para o aumento de desigualdade. É interessante ainda perceber que para todos os níveis há uma predominância do efeito escala sobre o efeito renda¹³

A não ser porém para os níveis mais elevados de educação (colegial e superior) os aumentos no grau de concentração dentro de cada grupo (ΔV) dominam o impacto sobre a desigualdade global.

De acordo com as nossas estimativas, cerca de 43% da contribuição total das mudanças na composição educacional da força de trabalho podem ser atribuídas simultaneamente à redução dos analfabetos e a maior participação de indivíduos com o primário e ginásio. Uma con-

13. Este resultado é reforçado pelo fato de, nas simulações, termos propositadamente desprezado os efeitos de 2ª ordem que mudanças na composição educacional da PEA têm sobre as rendas relativas, via seu impacto na renda média global.

TABELA 12

CONTRIBUIÇÕES DAS MUDANÇAS EM CADA NÍVEL EDUCACIONAL
PARA A DESIGUALDADE

A — ÍNDICES

ANALFABETOS				
	$X_{60} - W_{70}$	$X_{70} - W_{60}$	$X_{70} - V_{60}$	
INTER	.3214	.3101	.3137	
INTRA	.6629	.6832	.6668	
TOTAL	.9843	.9933	.9805	
PRIMÁRIO				
	$X_{60} - W_{70}$	$X_{70} - W_{60}$	$X_{70} - V_{60}$	
INTER	.3326	.3123	.3137	
INTRA	.6804	.6832	.6276	
TOTAL	1.0131	.9955	.9413	
GINÁSIO				
	$X_{60} - W_{70}$	$X_{70} - W_{60}$	$X_{70} - V_{60}$	
INTER	.3067	.3107	.3137	
INTRA	.6779	.6832	.6636	
TOTAL	.9846	.9939	.9773	
COLEGIAL				
	$X_{60} - W_{70}$	$X_{70} - W_{60}$	$X_{70} - V_{60}$	
INTER	.2913	.2995	.3137	
INTRA	.6816	.6832	.6714	
TOTAL	.9729	.9827	.9851	
SUPERIOR				
	$X_{60} - W_{70}$	$X_{70} - W_{60}$	$X_{70} - V_{60}$	
INTER	.2722	.2800	.3137	
INTRA	.6812	.6832	.6765	
TOTAL	.9534	.9632	.9902	
TOTAL				
	$X_{70} - W_{70}$	$X_{60} - W_{70}$	$X_{70} - W_{60}$	$X_{70} - V_{60}$
INTER	.3137	.2596	.2708	.3137
INTRA	.6832	.6594	.6832	.5733
TOTAL	.9969	.9190	.9540	.8870

TABELA 12

CONTRIBUIÇÕES DAS MUDANÇAS EM CADA NÍVEL EDUCACIONAL
PARA A DESIGUALDADE

B — TAXAS DE VARIAÇÃO EM RELAÇÃO A 1970 (Em %)

	ΔX	ΔW	ΔV
ANALFABETOS			
INTER	+ 2,45	- 1,15	—
INTRA	- 2,97	—	- 2,40
TOTAL	- 1,26	- 0,36	- 1,64
Σ			- 3,26
PRIMÁRIO			
INTER	+ 6,02	- 0,45	—
INTRA	- 0,41	—	- 8,14
TOTAL	+ 1,62	- 0,14	- 5,61
Σ			- 4,13
GINÁSIO			
INTER	- 2,23	- 0,95	—
INTRA	- 0,78	—	- 2,81
TOTAL	- 1,23	+ 0,50	- 1,97
Σ			- 2,70
COLEGIAL			
INTER	- 7,14	- 4,53	—
INTRA	- 0,23	—	- 1,73
TOTAL	- 2,41	- 1,42	- 1,18
Σ			- 5,01
SUPERIOR			
INTER	- 13,23	- 10,74	—
INTRA	- 0,29	—	- 0,98
TOTAL	- 4,36	- 3,38	- 0,67
Σ			- 8,41
TOTAL			
INTER	- 17,24	- 13,67	—
INTRA	- 3,48	—	- 16,09
TOTAL	- 7,81	- 4,30	- 11,02
Σ			- 23,13

clusão importante é de que os graus de liberdades existentes para conciliar investimento em capital humano e melhoria na distribuição da renda são, pelo menos a médio prazo, menores do que se pode imaginar.

3.1.5. *Resumo*

A análise anterior chamou a atenção para o impacto que as mudanças na composição educacional, etária e entre sexos bem como a alocação setorial e regional da força de trabalho podem causar à distribuição da renda.

A conclusão mais importante é de que as mudanças clássicas que acompanham o processo de desenvolvimento econômico levam a um aumento nos índices agregados de concentração sem que seja possível atribuir-lhes qualquer sentido de piora de bem-estar: este é o caso típico do fluxo de mão-de-obra deixando as regiões e setores cuja renda real é relativamente mais baixa, da entrada de jovens e mulheres, e principalmente da melhoria educacional da força de trabalho.

Entretanto, não foi ainda analisado a importância relativa de cada variável, isto é, a sua contribuição, na margem, para a piora ou melhora na distribuição. Isto será feito a seguir com a estimativa de regressões em que as variáveis anteriormente mencionadas explicam as diferenças individuais de renda. Dentro deste esquema é possível continuar separando a contribuição de mudanças nas proporções de cada variável (efeito escala) das variações nas rendas relativas (efeito redistributivo puro) não só em termos de índices agregados de concentração mas também através do seu impacto diferenciado ao longo de todo o perfil da distribuição.

3.2. *A Contribuição de cada variável*

3.2.1 *Introdução*

Com base nas amostra de 1,27% do Censo Demográfico de 1960 e 1970 estimamos a regressão do tipo log-linear, onde a renda de cada indivíduo (y) pode ser escrita como:

$$(1) \quad \text{Log. } y = \beta_0 + \sum_{i=1}^4 \beta_{1i} E_i + \sum_{j=1}^2 \beta_{2j} A_j + \sum_{r=1}^8 \beta_{3r} I_r + \sum_{l=1}^5 \beta_{4l} R_l + \beta_5 S + \varepsilon$$

A formulação logarítmica é o simples reconhecimento de um lado de que a distribuição da renda é acentuadamente assimétrica e por outro que o efeito sobre a renda das variáveis explanatórias consideradas tende a ser proporcional não absoluto. As variáveis explanatórias são todas direta ou indiretamente justificadas pela teoria do capital humano¹⁴: educação (E), atividade ou setor (A), idade (I), região (R) e sexo (S). ϵ é o resíduo inexplicado, com as propriedades usuais de mínimos quadrados isto é $E(\epsilon) = 0$ var. $(\epsilon) =$, covar. $(\epsilon) = 0$.

As variáveis típicas sugeridas pela teoria do capital humano são educação, idade, e em parte sexo. A inclusão de atividade e região é o reconhecimento do ponto de vista estático, da existência de imperfeições de mercado que impedem que diferenciais de produtividade entre indivíduos de mesma qualificação sejam totalmente eliminados. Do ponto de vista dinâmico a idéia é de que existem custos na transferência de fatores entre regiões ou setores que torna impossível qualquer ajustamento imediato.

Todas essas variáveis tornam a forma “dummy”, isto é, assumem somente os valores 1 (se o indivíduo pertence àquele grupo) e 0 (caso contrário) A fim de evitar a singularidade da matriz $X'X$ de produtos cruzados, em cada conjunto de “dummies” um dos valores é deixado no termo constante. Assim, no nosso caso β_0 representa a média geométrica da renda dos indivíduos analfabetos, no setor primário, com mais de 70 anos de idade, na região VI (Norte e Centro Oeste) e do sexo feminino¹⁵

O modelo 1 foi estimado pelo método convencional de mínimos quadrados. É razoável, porém, supor que a variância de renda seja positivamente correlacionada com o nível de renda, sugerindo o uso de mínimos quadrados generalizados, pela existência de heterocedasticidade¹⁶. Existem duas fortes razões para este método não ter sido

14. Veja Becker, Gary — *Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis with special reference to Education*. Columbia University Press, New York, 1964.

15. A seguinte classificação foi usada:

1) regiões $R_1 =$ GB, RJ; $R_2 =$ SP; $R_3 =$ PR, SC, RS; $R_4 =$ MG, ES; $R_5 =$ MA, PI, CE, RN, PA, PE, AL, SE, BA; $R_6 =$ RON, AC, AM, ROR, PA, AM, MT, GO, DF.

2) atividades: $A_1 =$ Prim; $A_2 =$ Sec; $A_3 =$ Terc.

3) educação: $E_1 =$ Analf; $E_2 =$ Prim; $E_3 =$ Gin; $E_4 =$ Coleg; $E_5 =$ Sup.

4) idade: $I_1 = 10/14$; $I_2 = 15/19$; $I_3 = 20/24$; $I_4 = 25/29$; $I_5 = 30/39$; $I_6 = 40/49$; $I_7 = 50/59$; $I_8 = 60/69$; $I_9 = 70$ e mais.

5) sexo: $S_1 =$ homem; $S_2 =$ mulher.

16. Em outras palavras a matriz de covariância seria agora $\sigma^2 V$ e não $\sigma^2 I$.

aplicado: em 1970 ele não era necessário já que dispúnhamos de dados individuais de renda e a própria formulação logarítmica já é uma maneira de corrigir este problema; em 1960 os indivíduos estavam agrupados em classes de renda havendo razões mais fortes para a regressão ponderada. Como porém, mesmo com heterocedasticidade os coeficientes estimados pelo método simples de mínimos quadrados continuam não tendenciosos, havendo apenas uma perda de eficiência — refletida no aumento do valor estimado da variância dos resíduos (s^2) — optamos pela alternativa mais simples já que, os resultados obtidos desta forma eram bastante satisfatórios.

A tabela 13 resume os resultados: os coeficientes da regressão devem ser interpretados neste caso como os desvios (proporcionais) de cada variável do grupo em questão, relativamente àquela deixada no termo constante. Ou seja basicamente estamos fazendo uma análise de variância em que os coeficientes medem os efeitos principais (ou marginais) de cada variável. O sinal positivo indica um acréscimo e o sinal negativo um decréscimo: Assim, por exemplo, no caso de educação (E) há uma tendência nítida para a renda crescer com os anos de estudos, como era de se esperar pela teoria do capital humano. Os outros resultados são também consistentes: a renda dos indivíduos no secundário e terciário é bem superior àquela do primário; a renda média dos homens é substancialmente superior à das mulheres; a renda tende a crescer com a idade, atinge um máximo e depois decresce; as regiões I (GB e RJ) e II (São Paulo) são as de renda média mais elevada, etc.

Devido aos graus de liberdade existentes, apesar de termos ao todo 25 variáveis, somente uma em um ano (grupo etário 30/34 em 1970) não foi significativa ao nível de 1% no teste de duas caldas.

A forte correlação entre os valores de t e os valores dos coeficientes é uma consequência natural do fato já discutido de que os coeficientes medem desvios em relação ao termo constante. Na medida em que a renda média do grupo em questão se aproxima da renda média do termo constante a importância desta variável na explicação de diferenças observadas de renda tem que ser necessariamente pequena, e isto se reflete automaticamente na queda do valor t . Por sua vez o valor de F não deixa dúvidas quanto a significância do conjunto de variáveis explicativas.

Como pode ser observado, as maiores diferenças de renda estão associadas às diferenças em níveis de educação: em 1970 a educação primária leva a um acréscimo de 34% da renda em relação aos anal-fabetos, o ginásio cerca de 89% e o superior cerca de 200%. Para nenhuma outra variável são encontradas diferenças desta magnitude.

Seguem-se em ordem de importância as diferenças entre sexo (66% a mais para os homens) e entre o setor urbano e o primário (em torno de 45%)

TABELA 13

RESULTADO DAS REGRESSÕES LOG — LINEARES

Var.ável	Coeficientes (em Logs)		Valor de t	
	1960	1970	1960	1970
Termo				
Constante	4,19	3,97	378,5	387,3
R ₁	0,09	0,17	15,7	33,0
R ₂	0,12	0,25	23,6	56,4
R ₃	0,04	0,02	7,6	4,1
R ₄	—0,32	—0,26	—60,0	—54,5
R ₅	—0,48	—0,38	—95,7	—88,9
A ₂	0,45	0,47	116,7	141,8
A ₃	0,39	0,44	120,6	143,1
E ₂	0,30	0,34	102,6	121,1
E ₃	0,90	0,89	145,4	181,8
E ₄	1,16	1,34	142,7	235,1
E ₅	1,63	2,03	150,3	262,2
I ₁	—0,76	—0,98	—58,5	—84,3
I ₂	—0,51	—0,57	—49,8	—58,7
I ₃	—0,20	—0,21	—19,7	—21,8
I ₄	—0,05	—0,01	— 4,8	— 0,9
I ₅	0,06	0,14	5,7	15,2
I ₆	0,12	0,25	12,3	26,2
I ₇	0,13	0,22	12,5	22,3
I ₈	0,07	0,13	6,1	12,6
S ₁	0,55	0,66	155,1	217,5
s ²	.3765	.4193		
R ²	.5074	.5720		
F	12810,	22823,		

Obs.: R = região; A = atividade; E = educação; I = idade; S = Sexo.

Entre os diversos grupos de idade, como era de se esperar, os maiores desvios ocorrem nas cohortes mais jovens: Para as regiões estes valores oscilam entre — 38% (Nordeste) e + 25% (São Paulo).

Antes de compararmos o comportamento dos coeficientes entre os dois períodos é interessante perceber que é mínimo o viés existente pelo fato de termos trabalhado com classes de renda em 1960 e dados individuais de renda em 1970. Na Tabela 14 nós reestimamos a regressão para 1970 utilizando agora como variável dependente a renda média geométrica das oito classes de renda. Os coeficientes permanecem praticamente os mesmos havendo entretanto um aumento de eficiência (representada pela redução da variância — s^2), da significância de cada variável (os valores de t são agora bem maiores) e do R^2 ¹⁷.

As maiores diferenças, em termos de coeficientes, aparecem justamente no termo constante cujo valor estritamente comparável ao de 1960 é ligeiramente superior aquele apresentado pela tabela 13 (4,04 ao invés de 3,97). Desta forma é razoável supor que a renda média dos indivíduos pertencentes às categorias implícitas no termo constante permaneceu inalterada entre 1960 e 1970¹⁸. Isto facilita enormemente a comparação dos coeficientes permitindo prontamente inferir da variação de sua magnitude, a tendência para um aumento de desigualdade dentro de quase todas as categorias consideradas e principalmente entre os níveis de educação, grupos de idade, e sexo. Somente para região é que não é possível saber-se “a priori” qual a tendência líquida das mudanças já que para algumas regiões o diferencial aumentou, diminuindo porém para outras.

Ao todo 51% das diferenças observadas de renda em 1960 e 59% em 1970 foram explicadas por nível de escolaridade, idade, atividade, região e sexo. O aumento de importância dessas variáveis sistemáticas no período é consistente com a idéia de que a proporção da renda atribuída à acumulação do capital humano tende a aumentar com o desenvolvimento econômico. Mesmo quando as rendas individuais é que são consideradas, cerca de 57% da variância total é explicada.

É possível agora estimar a contribuição marginal de cada variável para a explicação da variância observada da renda. Esta é definida simplesmente como $\bar{R}^2 - \bar{R}^2_i$, onde \bar{R}^2 é, o coeficiente de determina-

17. Assim quando estivermos analisando a mudança na proporção da variância explicada pelo conjunto de variáveis nos dois períodos, deveremos comparar os R^2 das regressões com dados grupados. Na versão completa do trabalho nós estudamos com maiores detalhes a relação entre a regressão com dados individuais e dados grupados.

18. Isto é ainda mais verdadeiro quando se verifica que foi utilizado um único deflator para os dados de 1960 (o Deflator Implícito do PIB), o que certamente superestima o valor da renda real pela inclusão no termo constante do setor primário: os preços dos produtos agrícolas cresceram a uma taxa sensivelmente inferior àquela sugerida pelo Deflator Implícito no período: 328,6% versus 353,7%.

TABELA 14

BRASIL 1970

REGRESSÃO COM DADOS GRUPADOS X REGRESSÃO COM DADOS INDIVIDUAIS

Variável	COEFICIENTES		VALOR DE t	
	Dados Individuais	Dados Grupados	Dados Individuais	Dados Grupados
	$y_i = f ()$	$y_i = f ()$	$y_i = f ()$	$y_i = f ()$
Termo Constante	3,97	4,04	387,3	3721,6
R ₁	0,17	0,16	33,0	303,3
R ₂	0,25	0,24	56,4	516,1
R ₃	0,02	0,05	4,1	112,5
R ₄	—0,26	—0,22	—54,5	—437,6
R ₅	—0,38	—0,32	—88,9	—698,9
A ₂	0,47	0,51	141,8	1501,6
A ₃	0,44	0,49	143,1	1459,1
E ₂	0,34	0,32	121,1	1073,7
E ₃	0,89	0,84	181,8	1628,9
E ₄	1,34	1,28	235,1	2139,2
E ₅	2,03	2,01	262,2	2503,5
I ₁	—0,98	—0,72	—84,3	—588,9
I ₂	—0,57	—0,56	—58,7	—548,5
I ₃	—0,21	—0,23	—21,8	—233,7
I ₄	—0,01	—0,04	— 0,9	—451,9
I ₅	0,14	0,10	15,2	103,1
I ₆	0,25	0,21	26,2	206,1
I ₇	0,22	0,18	22,3	180,3
I ₈	0,13	0,10	12,6	92,5
S ₁	0,66	0,57	217,5	1783,8
s ₂	.4193	.3539		
\bar{R}^2	.5720	.5928		
F	22823,	1895647,		

ção múltipla da regressão em que todas as variáveis independentes são consideradas e \bar{R}_i^2 é o mesmo coeficiente na regressão em que a variável i é excluída: assim $\bar{R}^2 - \bar{R}_i^2$ mede a explicação adicional causada pela presença da variável i , ao lado de todas as outras variáveis na regressão.

A expressão $\bar{R}^2 - \bar{R}_i^2$ nos permite, dessa forma, avaliar a importância relativa de cada variável no modelo. Além do mais $\bar{R}^2 - \sum (\bar{R}^2 - \bar{R}_i^2)$ nos dá também a magnitude da multicolinearidade entre as diversas variáveis explicativas.

A tabela 15 resume esses resultados. Como era de se esperar há multicolinearidade em ambos os anos: + 18% em 1960 e + 20% em 1970. Nós já sabemos, tanto do ponto de vista teórico como pela evidência empírica, que há uma forte inter-relação entre algumas dessas variáveis particularmente entre nível de educação, atividade e região. O importante porém é que a existência de multicolinearidade não foi tão forte a ponto de impedir a estimativa consistente e significativa de praticamente todos os quarenta e dois coeficientes das duas regressões¹⁹

TABELA 15

COMPARAÇÃO DA DISTRIBUIÇÃO DA RENDA ENTRE 1960/1970:
CONTRIBUIÇÃO MARGINAL DE CADA VARIÁVEL PARA A
EXPLICAÇÃO TOTAL

Variável	1960		1970		1960/1970 Variação da Contribuição Normalizada
	Contribuição Marginal	% do Total	Contribuição Marginal	% do Total	
Educação	9,98	30,79	15,43	41,01	+33,19
Região	7,57	23,36	4,86	12,92	-44,69
Idade	6,05	18,67	7,74	20,57	+10,18
Sexo	4,85	14,96	4,99	13,26	-11,36
Atividade	3,96	12,22	4,61	12,25	—
TOTAL	32,41	100	37,62	100	—
R ²	50,74		59,28		—
Multicolli nearidade	+18,33		+21,66		—

a) — Contribuição marginal medida como $R^2 - R_i^2$.

19. Foi feito um teste acerca da precisão com que a matriz de produtos cruzados $X'X$ era invertida em cada regressão. Em todos os casos o produto $(X'X)(X'X)^{-1}$ não diferia significativamente da matriz unitária I.

A comparação das modificações ocorridas entre 1960 e 70 fica prejudicada pela existência de multicolinearidade, que pode afetar a ordem de importância de cada variável sugerida pelas contribuições marginais. Porém uma primeira aproximação do que ocorreu entre 1960 e 1970 pode ser obtido normalizando as contribuições marginais na hipótese de que a multicolinearidade afeta as variáveis explicativas na mesma proporção do que as suas contribuições marginais. Com esta hipótese é fácil verificar que educação e idade aumentaram sua participação na explicação total da variância observada do (log) da renda, enquanto região e sexo perderam importância relativa e a contribuição de atividade permaneceu praticamente constante durante o período.

De todos os resultados apresentados, o mais interessante é sem dúvida alguma o substancial aumento de importância das diferenças em níveis de educação na parcela explicada de renda, passando de 31% em 1960 para 41% em 1970. Este último valor é aproximadamente o dobro da participação da segunda variável em ordem de importância que é idade. É lógico que este aumento de importância é reflexo das profundas mudanças ocorridas na composição e rendas relativas dos diferentes grupos educacionais já analisados com detalhes anteriormente. É relevante, entretanto, perceber que o impacto de educação é realmente grande, mesmo quando se considera simultaneamente a influência das outras variáveis.

A diminuição da importância das diferenças regionais de renda na explicação total também merece destaque. Observem que quando as outras variáveis são mantidas constantes, a contribuição marginal da variável região passa de 7,57% em 1960 para 4,86% em 1970. De fato, região é a única variável que apresenta uma queda na sua contribuição marginal em termos *absolutos*. Este resultado contrasta efetivamente com o aumento, ainda que pequeno, da interdesigualdade regional estimada exclusivamente pelo índice de Theil²⁰. Podemos concluir que este aumento da desigualdade está fortemente associado ao comportamento da estrutura educacional etária, setorial e entre sexos dentro das regiões, e quando o impacto dessas variáveis é mantido constante, verifica-se que houve efetivamente uma *redução* nos diferenciais “puros” de renda entre regiões.

O aumento de importância relativa da variável idade reflete principalmente o fluxo de jovens na PEA. A pequena redução na contribuição de variável sexo é consistente com a ampliação das oportunidades de emprego para as mulheres que acompanham o processo de de-

20. Com base no índice de Theil a desigualdade entre regiões aumentou 17% entre 1960 a 1970.

envolvimento; a constância da componente atividade sugere a dificuldade de eliminar o diferencial de renda real entre o setor primário e o setor urbano, enquanto que para este último as diferenças entre o secundário e serviço são praticamente nulas.

Finalmente, a tabela 15 serve também para enfatizar que ainda existe uma grande fração das diferenças individuais de renda que *não são* explicadas pelas variáveis consideradas. Diferenças de habilidade e ocupação independentes do nível de educação, atitude face ao risco, e o que é mais importante diferenças de renda associadas com as diferenças na distribuição da propriedade ou acumulação de capital físico. Na verdade é lícito dizer que o modelo apresentado em (1) é mais apropriado para descrever as diferenças de *salário* (ou remuneração do capital humano) do que as diferenças de *renda* (que inclui também a remuneração do capital físico)

Mesmo reconhecendo essas limitações (que serão discutidas mais adiante) simulações com base no modelo anterior levará a conclusões bastante interessantes acerca do comportamento da distribuição da renda ao longo do tempo no Brasil.

3.2.2. *As simulações*

O modelo utilizado permite através de uma série de simulações, decompor as mudanças de distribuição da renda entre 1960 e 1970 no *efeito escala e no efeito renda*: o primeiro corresponde ao aumento de desigualdade diretamente ligado às mudanças na distribuição da população entre as diversas categorias definidas pelas variáveis básicas; o segundo é a melhor aproximação para o efeito distributivo puro, isto é, as mudanças na distribuição das rendas individuais, mantendo inalterada a estrutura da PEA. Além do mais, dentro da última componente é possível isolar o impacto de cada uma das cinco variáveis com que vimos trabalhando até agora: educação, idade, região, sexo e atividade.

Para isto é suficiente combinar apropriadamente as estimativas da regressão (1) para 1960 e 1970. A fim de tornar mais claro a metodologia utilizada, vamos chamar de X_t a matriz de observação das variáveis independentes no ano t , b_t o vetor dos coeficientes estimados pela regressão no ano t e \hat{y} o vetor dos valores estimados das rendas individuais no ano t . O índice t no nosso caso assume somente dois valores: 1960, e 1970.

Então, é possível gerar duas distribuições híbridas, combinando b e X : $b_{70} \cdot X_{60}$ e $b_{60} \cdot X_{70}$. Se compararmos a primeira ($b_{70} \cdot X_{60}$) com aquela convencional estimada para 1970, ($b_{70} \cdot X_{70}$) teremos uma

idéia do impacto das mudanças na composição da PEA ou do *efeito escala*. Se porém, utilizarmos a distribuição estimada para 1960 como termo de referência ($b_{60} \cdot X_{60}$) estaremos isolando os efeitos puramente distributivos, (*efeito renda*) isto é, as mudanças de rendas relativas entre 1960 e 1970, tudo o mais permanecendo constante.

Para a segunda distribuição híbrida ($b_{60} \cdot X_{70}$) o raciocínio é análogo. Comparando-a com a distribuição estimada em 1970, ($b_{70} \cdot X_{70}$) poderemos avaliar o impacto das mudanças nas rendas relativas, mantendo inalterada a estrutura qualitativa da PEA (ao nível de 1970) Já comparando-a com a distribuição estimada em 1960 ($b_{60} \cdot X_{60}$) poderemos medir as consequências para a variação do grau de desigualdade no período, das mudanças qualitativas da PEA (*efeito escala*)

Como as nossas estimativas para 1970 são as mais confiáveis, $b_{70} \cdot X_{70}$ é que será utilizado como termo de comparação.

O cálculo da contribuição marginal de cada uma das cinco variáveis consideradas somente pode ser feita para o efeito renda (que é na verdade o que nos interessa mais de perto) O que fizemos foi simplesmente substituir cada elemento do vetor b_{70} pelo seu valor correspondente em 1960²¹

Os resultados estão sintetizados na tabela 16, onde o símbolo \hat{a} refere-se à participação relativa de cada decil na renda total.

Inicialmente, nosso interesse, centra-se nas colunas 2 e 4: $\hat{a}^{70} X_{60}$ mostra a distribuição da renda que seria obtida mantendo a composição da PEA por educação, idade, sexo, atividade, região, idêntica ao nível de 1960. $\hat{a}^{70} W_{60}$ simula a distribuição da renda na hipótese de mantermos as rendas relativas ao nível de 1960. É possível desta forma analisar separadamente o efeito escala, e o efeito puro redistributivo comparando esses resultados com os valores estimados pela regressão para 1970.

Uma limitação óbvia nesta metodologia é que ao trabalharmos somente com os valores estimados, só podemos medir a importância relativa das variáveis incluídas na regressão para o aumento de desigualdade. Uma grande vantagem é a possibilidade de analisar o impacto dessas variáveis ao longo de todo o perfil da distribuição e não apenas em termos de índices agregados de concentração.

Comparando $\hat{a}^{70} X_{60}$ com $\hat{a}^{70} X_{70}$ é possível estimar o impacto, ou contribuição, do conjunto de mudanças qualitativas na força de trabalho brasileira entre 1960 e 1970: a participação relativa dos 40^o seria

21. Fica agora claro porque não é possível decompor da mesma forma o efeito escala: é impossível desagregar consistentemente a matriz X não só devido às interações mas também pela diferença de dimensões entre X_{60} e X_{70} .

de 22% caso a estrutura da PEA tivesse permanecido ao nível de 1960; como porém a participação efetiva deste grupo em 1970, estimada pela regressão, foi de apenas 15%, podemos dizer que as modificações ocorridas na composição qualitativa da PEA contribuíram por si só para uma redução de 44% na fatia deste grupo (coluna 3)

As porcentagens são sempre calculadas em relação a \hat{a}_{70} , a fim de permitir uma avaliação da importância relativa do efeito escala “vis a vis” o efeito renda. O sinal positivo reflete o fato de que uma queda na participação dos grupos mais pobres (40- e 20 intermediários) deve ser considerado “coeteris paribus”, como uma contribuição para o aumento da desigualdade²².

TABELA 16

RESUMO DAS SIMULAÇÕES DA DISTRIBUIÇÃO DA RENDA EM 1970
COM BASE NAS REGRESSÕES LOG LINEARES

A — DISTRIBUIÇÃO

	1	2	3	4	5
Percentil	\hat{a}_{70}	$\hat{a}^{70}X_{,60}$	ΔX	$\hat{a}^{70}W_{,60}$	ΔW
40—	15,24	21,97	+ 44,16	17,45	+ 14,50
20	14,13	16,86	+ 19,32	15,59	+ 10,33
40+	70,63	61,17	— 13,39	66,96	— 5,20
10+	33,88	25,18	— 25,68	28,93	— 14,61
5+	23,50	16,44	— 30,04	18,44	— 21,53
1+	8,15	5,90	— 27,60	5,54	— 32,02

B — ÍNDICES DE CONCENTRAÇÃO

	1	2	3	4	5
	\hat{a}_{70}	$\hat{a}^{70}X_{,60}$	$\Delta \hat{a}X_{,60}$	$\hat{a}^{70}W_{,60}$	$\Delta \hat{a}W_{,60}$
Gini	4333	3032	— 30,02	3765	— 13,11
Theil	3549	1750	— 50,69	2473	— 30,32
C. de Variação	1.0705	7104	— 33,64	8125	— 24,10
V. dos Logs	5708	2800	— 50,95	4469	— 21,71
C. de Assimetria ..	3.99	3.92	— 1,75	2.73	— 31,58

22. É lógico que a linha divisória, a partir da qual o aumento da participação relativa de um grupo na renda total deve ser considerada como uma piora ou melhora na distribuição, é extremamente arbitrária a não ser que aceitemos como indicador as variações (positivas ou negativas) que estas mudanças parciais têm sobre os índices de concentração.

Aplicando o mesmo raciocínio para o restante da distribuição observamos que a participação de 20% intermediário também é reduzida em cerca de 19%: esta seria 17% caso a estrutura da força de trabalho permanecesse constante. Já para o 40% superior o resultado é inverso: as mudanças em X aumentaram em 13% a participação relativa do grupo na renda total que seria de apenas 61% e não 71% como foi estimado pela regressão. O impacto é ainda maior quando se analisa o comportamento dos 10%, 5% e 1% superiores: os aumentos observados são da ordem de 26% a 30%

Em resumo, as mudanças na estrutura da força de trabalho contribuíram para a desigualdade na distribuição não apenas reduzindo a participação dos grupos de renda mais baixa, mas também aumentando a dos grupos mais ricos. O efeito porém foi assimétrico, isto é, o impacto foi relativamente maior no extremo inferior da distribuição: um queda de 44% para os 40- em contraste com o aumento de 13% observada para os 40+

Naturalmente, a análise do comportamento dos índices de concentração nunca permitiria identificar o caráter diferenciado do impacto dessas mudanças em X ao longo do perfil de renda. Eles podem de qualquer forma ser utilizados como uma síntese útil dos resultados. Na parte B da tabela 16 a coluna 3 mostra quais seriam os valores das diferentes medidas de desigualdade na hipótese de não haver mudanças na estrutura da força de trabalho no período 1960/70. Todos os índices sofreram reduções substanciais da ordem de 30% a 50% com exceção do coeficiente de assimetria.

Esses valores podem ser interpretados como a contribuição das mudanças na composição da PEA, para o aumento de desigualdade observado durante o período (sempre tomando como base \hat{a}_{70})

Voltando à parte A da tabela a coluna 4, ($\hat{a}^{70W}_{,60}$) mostra a distribuição da renda que seria obtida em 1970, caso as rendas relativas permanecessem ao nível de 1960. A direção dos ajustamentos é similar ao que ocorreu anteriormente, quando a composição da PEA é que foi mantida constante: a distribuição seria bem menos desigual, principalmente pelo aumento (cerca de 14%) da participação relativa dos grupos mais pobres (40-) na renda total da população; alguma correção também é feita nos 40% superior: sua fatia no bolo cairia em 5%. É fácil porém perceber que a *magnitude* do efeito distributivo puro é bem menor do que a do efeito escala, a não ser no que diz respeito ao comportamento do 1% superior. Isto pode ser confirmado pelo sumário oferecido pelos índices de concentração: todos eles, com exceção do coeficiente de assimetria, apresentam reduções relativamente menores do que as apresentadas no caso anterior. As “contribuições” neste caso variam

de um mínimo de 13% para o Gini até o máximo de 31% para o coeficiente de assimetria, este último refletindo o “alongamento” da calda superior da distribuição pelo impacto relativamente grande das mudanças de rendas relativas sobre o 1% superior. A conclusão mais importante de toda esta análise é mostrar que a maior proporção do aumento de desigualdade corresponde às modificações que ocorreram na estrutura da força de trabalho entre 1960 e 1970 e não mudanças nas rendas relativas “per se”. A homogeneização das amostras dos dois períodos pôde ser obtida reestimando a distribuição da renda em 1970, mantendo porém a composição da PEA ao nível de 1960.

A metodologia utilizada permite, ainda decompor o efeito renda, nas contribuições das diversas variáveis sistemáticas analisadas. Os resultados estão resumidos nas Tabelas 17 e 18.

A Tabela 17 apresenta a decomposição do efeito puro redistributivo: neste caso pode-se fazer a substituição um a um dos elementos que compõem o vetor b estimado para 1970 pelos seus valores em 1960. A estimativa da contribuição de cada variável é feita pela comparação das novas participações relativas da renda para cada decil com os valores iniciais estimados para 1970 (\hat{a}_{70})

As mudanças ocorridas nas rendas relativas atribuídas à educação são nitidamente as mais importantes ao longo de *todo* o perfil da distribuição. De fato, do aumento total de desigualdade causado pelo efeito redistributivo puro, a contribuição de educação em nenhum decil foi inferior a 50%, chegando a explicar até 93% do total para os 5% superior. Assim para os 40% inferior as quedas já mencionadas na renda relativa do pessoal analfabeto entre 1960 e 1970 levou a uma redução de 7,7% na participação relativa da renda deste grupo. Já para os 10% superior, educação contribuiu para um aumento de 11% na participação da renda, o que representa 78% do aumento total observado para este grupo.

A importância da educação para o aumento de desigualdade, mesmo considerando o efeito puro redistributivo, é consistente com a hipótese de que o crescimento econômico brasileiro levou a uma expansão diferenciada da demanda de mão-de-obra, que devido à tecnologia utilizada, beneficiou desproporcionalmente os níveis de educação mais elevado. Estes, por sua vez, estavam concentrados no extremo superior da distribuição o que levou ao aumento de desigualdade. No extremo inferior a obsolescência de qualificações causada pela direção do progresso tecnológico mais do que compensou a queda na participação dos analfabetos, levando a reduções nos salários relativos. Como este grupo está fortemente concentrado no extremo inferior da distribuição isto também contribuiu para o aumento de desigualdade.

TABELA 17

PERCENTIL

DECOMPOSIÇÃO DAS MUDANÇAS NAS RENDAS RELATIVAS

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)
	$\hat{\alpha}_{60}$	$\hat{\alpha}_{70}$	$\hat{\alpha}^{70W_{i60}}$	ΔW	$\hat{\alpha}^{70W_{e'60}}$	ΔW_e	$\hat{\alpha}^{70W_{r'60}}$	ΔW_r	$\hat{\alpha}^{70W_{i60}}$	ΔW_i	$\hat{\alpha}^{70W_{s'60}}$	ΔW_s	$\hat{\alpha}^{70W_{a'60}}$	ΔW_a
40 -	23,43	15,24	17,45	+ 14,50	16,42	+ 7,74 (.53)	15,22	-	15,74	+ 3,28	15,44	+ 1,31	15,49	+ 1,64
20	17,68	14,13	15,59	+ 10,33	15,01	+ 6,23 (.60)	14,36	+ 1,63	14,21	+ 0,56	14,18	+ 0,35	14,27	+ 0,99
40 +	58,89	70,63	66,96	+ 5,20	68,57	- 2,92 (.56)	70,42	- 0,30	70,05	- 0,82	70,38	- 0,35	70,24	- 0,55
10 +	21,86	33,88	28,93	- 14,61	30,00	- 11,45 (.78)	33,59	- 0,86	33,53	- 1,03	33,76	- 0,35	33,56	- 0,94
5 +	13,47	23,50	18,44	- 21,53	19,51	- 16,98 (.93)	23,24	- 1,11	23,15	- 1,49	23,33	- 0,72	23,26	- 1,02
1 +	4,12	8,15	5,54	+ 32,02	5,99	- 26,50 (.83)	8,01	- 1,72	7,92	- 2,82	8,03	- 1,47	8,06	- 1,12

OBS.: Os valores entre parênteses mostram a participação (em porcentagem) do aumento da desigualdade atribuído à variável educação no aumento total estimado.

Dentre os outros fatores apenas idade tem alguma importância mesmo assim somente nos 40% inferior. A queda na participação da renda deste grupo causado pela sua influência é de 3%, o que representa cerca de 23% da redução total que foi de 14%. Este resultado é extremamente consistente com o aumento já observado da população jovem (menos de 25 anos) na força de trabalho.

A tabela 18 resume os mesmos resultados em termos de índices de concentração: fica também claro que educação é a variável mais importante entre todas as consideradas. As diversas medidas de desigualdade aumentam de 8% (Gini), 11% (Variância dos Logs.) 22% (Theil) e 26% (Coeficiente de Assimetria) quando as diferenças de renda relativa atribuídas aos diversos níveis de educação são levados em consideração. Idade é a segunda variável mais importante provocando acréscimos puros de desigualdade da ordem de 2% (Gini) até 7% (Variância dos Logs).

As outras variáveis em ordem de importância decrescente são: atividade (com algum impacto em termos de concentração mais nenhum em termos de assimetria), sexo e por último região.

A importância de educação em termos de assimetria vale algumas considerações adicionais. Se as rendas relativas tivessem permanecido ao nível de 1960 o coeficiente estimado de assimetria seria de 2,85 e não 3,99 como foi efetivamente observado. O aumento de 28% na assimetria provocada por educação corresponde a nada mais nada menos do que 90% do aumento total estimado quando as outras variáveis são levadas em consideração. Isto é bem mais do que a sua participação no aumento de concentração (62% do aumento do Gini, 72% do Theil), e/ou da desigualdade propriamente dita (53% da Variância dos Logs) Este resultado é inteiramente consistente com a teoria do capital humano onde ênfase também é dada ao impacto da educação na assimetria e não apenas na desigualdade da distribuição²³.

4. *Mudanças da distribuição da renda entre 1960 e 1970: uma análise regional*

4.1 Introdução

Para analisar as modificações na distribuição da renda, entre 1960 e 1970, por problemas de comparabilidade dos dados temos

23. Veja Barry R. Chiswick — "An Interregional Analysis of Schooling and the Skewness of Income" em Hansen ed. — *Education, Income and Human Capital* (NBER, 1970).

TABELA 18

SIMULAÇÃO: IMPACTO DE VARIAÇÕES NAS RENDAS RELATIVAS DOS FATORES SISTEMÁTICOS SOBRE A MUDANÇA DA DISTRIBUIÇÃO DA RENDA ENTRE 1960 / 1970.

	Medidas de Desigualdade em 1970			
	Gini	Theil	V. dos Logs.	Coef. de Assimetria
1. Valores estimados (V.E.)	4333	3549	5708	3,99
2. V.E. só com educação 1960	3982	2775	5120	2,85
2.1. Contribuição de educação (em%)	+ 8,10	+21,81	+11,48	+28,57
3. V.E. só com Região 1960	4304	3492	5731	3,94
3.1. Contribuição de Região (em %)	+ 0,67	+ 1,60	— 0,40	+ 1,27
4. V.E. só com Idade 1960	4244	3409	5305	3,93
4.1. Contribuição de Idade (em %)	+ 2,10	+ 4,11	+ 7,06	+ 1,50
5. V.E. só com sexo 1960.	4298	3491	5565	3,94
5.1. Contribuição de sexo (em %)	+ 0,81	+ 1,63	+ 2,50	+ 1,25
6. V.E. só com atividade 1960	4281	3469	5572	3,99
6.1. Contribuição de atividade (em %)	+ 1,20	+ 2,25	+ 2,38	—
7. V.E. com todas as variáveis ao nível de 1960	3765	2473	4469	2,73
7.1. Contribuição de todas as variáveis	+13,11	+30,32	+21,71	+31,58

que trabalhar com uma classificação agregada onde dispomos apenas de seis regiões²⁴. Estes resultados, juntamente com as alterações estruturais mais importantes que acompanharam o processo de desenvolvimento econômico brasileiro na década de 60, estão resumidos nas tabelas 19 e 20.

Em primeiro lugar é importante esclarecer que para *todas* as regiões houve um aumento de concentração durante o período. A menor variação ocorreu na região V (Minas Gerais e Espírito Santo) onde o Gini aumentou apenas 4%, em contraste com 14% observado para o total do Brasil. Já a região II (São Paulo) apresentou o maior aumento: cerca de 24% para o Gini e 26% para a participação do 10+ na renda total. A região III (Paraná, Santa Catarina e Rio Grande do Sul) sofreu um aumento de concentração bastante próximo daqueles observados para São Paulo, apesar das diferenças em nível de renda e taxas de crescimento.

A região V (o Nordeste da Sudene) apresentou um aumento de desigualdade praticamente idêntico à média observada para todo o país: 14% para o Gini, 38% para o Theil e 23% para o 10+.

Com exceção do comportamento já destacado da região Sul há uma tendência para as taxas mais elevadas de aumento de desigualdade ocorrerem precisamente nas regiões onde é maior a taxa de crescimento da renda média total. Uma primeira indicação neste sentido é o coeficiente de correlação simples entre essas duas variáveis: positivo e igual a + .53 mas sem ser significativo ao nível de 5%²⁵. De qualquer maneira este é certamente o caso de São Paulo, cuja renda média cresceu 50% em termos reais durante o período, ao mesmo tempo que a taxa de aumento dos índices de desigualdade (24% para o Gini) foi a mais elevada entre todas as regiões. Já Minas Gerais e Espírito Santo onde houve o menor aumento de concentração apresentava simetricamente uma das menores taxas de crescimento da renda no período (21%) sendo superada apenas pela região Norte-Centro-Oeste (10%) Ob-

24. As regiões são:

I — GB, RJ;

II — SP;

III — PR, SC, RS;

IV — MG, ES;

V — MA, PI, CE, RN, PA, PE, AL, SE, BA;

VI — RON, AC, AM, ROD, PA, MT, GO, DF.

25. É lógico que o coeficiente de correlação simples é um indicador apenas aproximado da relação entre duas variáveis. Por exemplo não é possível saber "a priori" se a forte correlação encontrada reflete efetivamente uma relação direta entre elas ou se é consequência de ambas as variáveis estarem ligadas linearmente a uma outra variável qualquer.

TABELA 12

BRASIL: MUDANÇAS NA DISTRIBUIÇÃO DE RENDA DENTRO DAS REGIÕES (1960/1970)

	I		II		III		IV		V		VI		TOTAL						
	1960	1970	1960	1970	1960	1970	1960	1970	1960	1970	1960	1970	1960	1970					
			70/60		70/60		70/60		70/60		70/60		70/60		70/60				
10 ^a	35,50	42,93	+20,66	44,20	+26,11	33,69	42,17	41,17	44,98	+ 9,25	39,21	47,11	+23,29	37,32	41,44	+11,04	39,45	47,30	+13,90
50 ^a	21,09	17,06	-19,11	22,33	-26,69	24,47	19,25	16,25	15,98	- 1,66	18,60	16,28	-12,47	22,65	23,31	-10,03	17,76	15,04	-18,04
DIRT	.4540	.5297	+16,67	.4366	.5429	.4061	.5012	.5257	.5484	+ 4,12	.4895	.5565	+13,69	.4416	.4864	+10,14	.4999	.5684	+13,70
TRIL	.3654	.5166	+41,38	.3529	.5637	.3197	.5027	.5378	.6119	+13,78	.4931	.6796	+37,82	.4005	.5003	+24,92	.4699	.6442	+37,09

TABELA 20

BRASIL: CARACTERÍSTICAS DO DESENVOLVIMENTO ECONÔMICO REGIONAL (1960/70)

	I		II		III		IV		V		VI		TOTAL								
	1960	1970	1960	1970	1960	1970	1960	1970	1960	1970	1960	1970	1960	1970							
			70/60		70/60		70/60		70/60		70/60		70/60		70/60						
PERCENTAGEM DA PEA NO SETOR PRIMÁRIO	13,82	8,52	-62,21	28,90	19,04	-51,79	50,09	45,22	-10,77	53,49	47,78	-11,95	61,97	54,80	-13,08	56,28	52,18	- 7,86	46,56	40,05	-13,98
PERCENTAGEM DE ANILFABETOS	18,13	12,37	-46,56	23,05	13,26	-73,83	26,71	19,95	-33,88	41,27	30,76	-34,17	61,65	54,80	-12,50	38,59	31,73	-21,62	39,05	29,75	-23,81
PERCENTAGEM DA RENDA NO SETOR PRIMÁRIO	6,13	3,18	-92,77	17,19	9,04	-90,15	41,30	30,94	-33,48	36,11	30,60	-18,01	47,35	35,03	-35,17	45,62	35,07	-30,08	29,13	19,64	-32,58
RENDA MÉDIA ^b SETOR PRIMÁRIO	136,77	167,40	+22,40	155,54	202,36	+30,10	176,84	185,65	+ 4,98	106,90	131,34	+22,86	84,27	93,93	+11,46	163,72	159,77	- 2,47	121,07	138,22	+14,17
RENDA MÉDIA ^c SETOR URBANO	348,12	474,13	+36,20	315,69	478,46	+51,56	261,54	341,94	+30,74	225,41	272,47	+20,88	198,32	247,51	+56,34	260,43	322,90	+23,99	263,44	377,81	+43,41
RENDA MÉDIA ^d TOTAL	334	448	+34,13	263	426	+50,53	228	271	+18,86	169	205	+21,30	117	157	+34,19	216	238	+10,18	206	282	+36,99

OBSERVAÇÕES: a) - estimativas a partir dos ajustes parabólicos

b) - o deflador para 1960 é a Oferta Global de Produtos Agrícolas (C.E. nº 17)

c) - idem é a Oferta Global de Produtos Industriais (C.E. nº 18)

d) - idem é a Oferta Global de Produtos de Manufatura (C.E. nº 19)

servem ainda que regiões com taxas de crescimento semelhantes (I e V com cerca de 34%) apresentam aumentos de desigualdade praticamente da mesma magnitude (21% e 23% respectivamente, para a participação do 10+ na renda total), independentemente das grandes diferenças existentes nos níveis de renda "per capita" (Cr\$ 448 e Cr\$ 157, respectivamente, em 1970)

Todos estes resultados vêm de encontro com a hipótese básica que temos discutido ao longo do trabalho: a aceleração do crescimento gera necessariamente acréscimos de desigualdade principalmente via seu impacto no mercado de trabalho.

TABELA 21

MATRIZ DE CORRELAÇÕES

	$\Delta Z/Z$	ΔG	ΔA	ΔP
$\Delta Z/Z$	1			
ΔG	.53	1		
ΔA	.69	.56	1	
ΔP	.76	.60	.77	1

$$R(4) = .81$$

$$.95$$

$\Delta Z/Z$ = taxa de crescimento da renda.

ΔG = taxa de crescimento do índice de Gini.

ΔA = taxa de redução da porcentagem de analfabetos.

ΔP = taxa de redução da porcentagem da renda do setor primário.

De fato a tabela 20 deixa claro que o ritmo das modificações qualitativas da força de trabalho acompanham de perto o esforço de crescimento. Há uma forte correlação positiva entre a taxa de crescimento e a taxa de redução na proporção de analfabetos (+ .69)²⁶. Em particular, a porcentagem de analfabetos re-

26. É desnecessário dizer que a proporção de analfabetos é um indicador apenas parcial das mudanças que ocorreram na composição qualitativa da força de trabalho.

duziu-se cerca de 74% em São Paulo e 46% no Rio de Janeiro e Guanabara. A queda para o Nordeste foi, entretanto, bem menor (12%) porque, apesar de alta taxa de crescimento da *renda total*, houve uma expansão setorial bem desequilibrada. O crescimento substancial ocorreu no setor urbano (+56%) — aliás, com a maior taxa entre todas as regiões — mas o desempenho do setor primário foi bem modesto (apenas +11%) e aí é que está concentrada a massa de analfabetos.

As mudanças ocorridas na composição setorial também correspondem às previsões da teoria neoclássica do crescimento econômico.

Em primeiro lugar, a medida que aumenta o nível de renda há uma redução acentuada na participação relativa da renda gerada pelo setor primário, refletindo a baixa elasticidade renda da demanda por produtos agrícolas: Em 1960, esta participação era de 6% no Rio de Janeiro e Guanabara, cuja renda média era de Cr\$ 334 e de 47% no Nordeste cuja renda média era de apenas Cr\$ 117. Em segundo lugar, quanto maior a taxa de crescimento, maior a redução na participação da renda do setor primário no total: o coeficiente de correlação entre as duas variáveis é de —.76.

Parece claro, entretanto, que as mudanças ocorridas na composição setorial entre regiões ao longo do período refletem não apenas a intensidade da taxa global de crescimento, mas também a forma com que este crescimento foi efetivado. Devido à inelasticidade *preço* da demanda agregada por produtos agrícolas, quanto maior a taxa de crescimento da produtividade total, maior deverá ser, “*coeteris paribus*” a redução da participação da renda bruta da agricultura na renda total (ainda que não necessariamente a renda líquida), e conseqüentemente maior a taxa de liberação de fatores de produção. Como a agricultura brasileira pode ser caracterizada como “intensiva em mão-de-obra de baixa qualidade”, estas mudanças deverão afetar particularmente a participação deste setor na total da força de trabalho.

A tabela 20 apresenta alguns resultados bastante consistentes com estas hipóteses. Observem que foi precisamente nas regiões em que maior foi a redução (proporcional) da participação da renda agrícola no total (Rio de Janeiro, Guanabara e São Paulo), é que houve maiores ganhos de renda real e maiores reduções da participação da agricultura no total da força de trabalho. As taxas de crescimento da renda no setor primário nessas regiões da ordem de 30% e 22%, certamente refletem ganhos de produtividade e estão bem acima da taxa média de 14% estimada para o total do Brasil. De fato, nestas regiões houve uma queda acentuada da participação relativa da força de trabalho agrícola: de 14% para

8,5% no Rio de Janeiro e GB; de 29% para 19% em São Paulo. Isto é, reduções da ordem de 62% a 52%. Em contraste, nas regiões III e V (Sul e o Nordeste) as reduções (proporcionais) na participação da renda agrícola foram bem menos acentuadas, da ordem de — 34% em contraste com — 90% estimado anteriormente para o Rio de Janeiro, Guanabara e São Paulo. Por sua vez, os ganhos de renda real caíram substancialmente: apenas 5% na região III e 11% na região V. As alterações na força de trabalho agrícola foram por sua vez também de menor magnitude. No Nordeste há uma queda de apenas 11% na participação relativa do setor primário na PEA, refletindo simultaneamente os pequenos ganhos de produtividade da agricultura nordestina e a pequena capacidade de absorção de mão-de-obra do setor urbano. Na região V as alterações mencionadas também foram pequenas, da ordem de 12%²⁷.

Finalmente, vale a pena assinalar que em termos de “performance” de crescimento de renda real o setor urbano (secundário e terciário) apresentou um melhor desempenho em praticamente todas as regiões, com exceção de Minas Gerais e Espírito Santo. É interessante perceber que as diferenças entre as taxas de crescimento da renda média dos dois setores são particularmente importantes para o Nordeste (região V): o setor primário cresceu a taxa média (aritmética) de 1,15% ao ano, enquanto que no setor urbano esta mesma taxa era cinco vezes mais elevada. Este resultado reflete, sem dúvida alguma, a forte discriminação contra os investimentos na agricultura que até pouco tempo caracterizava o esquema de incentivos fiscais. Observem, entretanto, que a participação do setor urbano no total da força de trabalho ainda é relativamente pouco importante: apenas 38% em 1960, passando para 45% em 1970.

Como as rendas de cada setor estão deflacionadas por índices diferentes, as taxas de crescimento já levam em consideração a mudança nos preços relativos dos produtos agrícolas “vis a vis” os pro-

27. É importante observar, porém, que as regiões IV e VI fogem a este padrão de comportamento. Na região IV (M. Gerais e E. Santo) houve um aumento substancial na renda real (23%) do setor primário com apenas uma pequena redução na participação da renda, (que passou de 36% para 31%) e da participação da PEA (de 62% para 55%). Isto em parte pode ser justificado pela importância nesta região, de produtos, cuja elasticidade-renda e preço da demanda são relativamente mais elevados (pecuária ou produtos de exportação) e ao mesmo tempo pela falta de dinamismo do setor urbano. A região VI (Norte e Centro-Oeste) apresenta um caso exdrúxulo em que há simultaneamente uma queda na participação da renda agrícola no total e uma redução, ainda que pequena, na renda real do setor. É possível que não tenha havido nenhuma mudança substancial no primário mas apenas uma expansão mais acelerada dos outros setores.

dutos industriais. Assim, os resultados anteriores são perfeitamente consistentes já que podem ser interpretados como significando que a taxa de crescimento da produtividade total é mais elevada no setor urbano do que no setor primário. Em algumas regiões, porém, o desempenho do setor primário foi bastante satisfatório, como é o caso de São Paulo e Guanabara com taxas médias que variam de 2,2% a 3,0% por ano. É surpreendente, entretanto, as baixas taxas alcançadas pela região Sul e o conjunto Norte-Centro-Oeste, este último inclusive apresentando uma pequena queda no nível de renda real. No setor urbano, o desempenho extraordinário de São Paulo com uma taxa apenas ligeiramente inferior àquela observada para o Nordeste, reforça a importância dos mecanismos de mercado e os benefícios que a concentração industrial pode gerar, sob a forma de externalidades positivas da infra-estrutura de comunicação, transporte, organização e grau de sofisticação do mercado de trabalho e dimensão do mercado consumidor. Como corolário, a análise anterior deixa uma visão pessimista acerca do grau de efetividade de política voltada a corrigir desequilíbrios regionais.

4.2. *A análise de componentes sistemáticas*

A fim de medir o impacto de diversas variáveis sistemáticas — educação, idade, sexo e atividade — sobre as diferenças individuais de renda, voltamos a aplicar a análise de regressão com o uso de variáveis “dummy” desenvolvida na sessão, 3.2 separadamente a cada uma das seis regiões em que estão classificados o Censo de 1960 e 1970.

A exemplo dos resultados agregados praticamente todas as variáveis, em todas as regiões são significantes ao nível de 5% com base no teste t convencional de duas caldas.

Agora o que nos interessa mais de perto é o valor da contribuição marginal de cada variável para explicação total. Esta foi definida como $\bar{R}^2 - \bar{R}^2_i$, onde \bar{R}^2 é o coeficiente de determinação múltipla quando todas as variáveis independentes são consideradas e \bar{R}^2_i , quando a variável i é *excluída* da regressão.

As tabelas 22 e 23 resumem os resultados obtidos respectivamente para 1960 e 1970. Como sempre apresentamos os valores originais e normalizados. Como já foi dito anteriormente é evidente que a existência de multicolinearidade traz dificuldades a medida de contribuição efetiva de cada variável.

Várias conclusões importantes podem ser derivadas a partir destas estimativas. Em primeiro lugar a parcela explicada pelas variáveis consideradas (independente da multicolinearidade) tende a diminuir nitidamente a medida que cai o nível de renda. No Rio

TABELA 22

BRASIL 1960

CONTRIBUIÇÃO MARGINAL DE CADA VARIÁVEL DENTRO DAS

REGIÕES (EM %)

	REGIÕES											
	I		II		III		IV		V		VI	
	C.M.	% do Total	C.M.	% do Total	C.M.	% do Total	C.M.	% do Total	C.M.	% do Total	C.M.	% do Total
Educação	18,31	50,33	11,95	34,77	10,41	35,55	14,39	43,10	11,77	44,68	10,16	39,97
Idade	9,70	26,66	10,45	30,40	9,12	31,15	7,06	21,14	4,11	15,60	5,38	21,16
Sexo	5,25	14,43	4,44	12,92	6,69	22,85	6,21	18,60	6,31	23,96	6,93	27,26
Atividade	3,12	8,58	7,53	21,91	3,06	10,45	5,73	17,16	4,15	15,76	2,95	11,61
Total	36,38	100,00	34,37	100,00	29,28	100,00	33,39	100,00	26,34	100,00	25,42	100,00
\bar{R}^2	50,09	—	46,12	—	33,97	—	43,71	—	32,04	—	29,57	—
Multicolli- nearidade	+13,71	27,37	+11,75	25,48	+4,69	13,81	+10,32	23,61	+5,70	17,79	+4,15	14,03
Renda Média (em Cr\$ de 1970)	Cr\$ 334	Cr\$ 283	Cr\$ 228	Cr\$ 169	Cr\$ 117	Cr\$ 206						

TABELA 23

BRASIL 1970

CONTRIBUIÇÃO MARGINAL DE CADA VARIÁVEL DENTRO DAS REGIÕES

REGIÕES

	I		II		III		IV		V		VI	
	C.M.	% do Total										
Educação	27,17	57,60	20,42	46,38	14,38	37,96	15,96	39,59	15,09	45,52	13,91	40,86
Idade	11,02	23,34	14,33	32,35	13,01	34,35	11,37	28,21	6,45	18,17	8,77	25,76
Sexo	5,88	12,47	4,53	10,29	6,18	16,31	8,14	20,19	9,85	27,75	7,76	22,80
Atividade	3,10	6,58	4,75	10,79	4,31	11,38	4,84	12,01	4,10	11,55	3,60	10,58
Total	47,17	100,00	44,03	100,00	37,88	100,00	40,31	100,00	35,49	100,00	34,04	100,00
R ²	57,81	—	54,53	—	44,56	—	49,85	—	45,40	—	40,93	—
Multicolli- nearidade	+10,64	18,41	+10,50	19,26	+6,68	14,99	+9,54	19,14	+9,91	21,83	+6,89	16,83
Nível de Renda (Cr\$ p/mês de 1970)	Cr\$ 448,		Cr\$ 426,		Cr\$ 271,		Cr\$ 205,		Cr\$ 157,		Cr\$ 238,	

de Janeiro e Guanabara, pelo menos 36% em 1960 e 47% em 1970 da variância do log da renda individual é explicado por educação, idade, sexo e atividade. Já no Nordeste, esta mesma proporção cai para 26% em 1960 e 35% em 1970. De fato, em 1970, o coeficiente de correlação simples entre o \bar{R}^2 e o nível de renda é + .79 praticamente significativo ao nível de 5%²⁸ Este resultado é inteiramente consistente com a nossa discussão anterior acerca das relações entre crescimento e distribuição. Nas regiões mais desenvolvidas aumenta a importância da renda do trabalho na renda total, fazendo, portanto, com que o modelo considerado tenha mais relevância. Por sua vez, a diferenciação qualitativa dos indivíduos é bem mais acentuada, em contraste com o alto grau de homogeneidade observado nas regiões pouco desenvolvidas. Nestas últimas, a distribuição da propriedade ganha então muito mais relevância na determinação da apropriação dos fluxos de renda, bem como elementos aleatórios (que por definição não podem ser explicados) e discriminatórios.

O segundo resultado reforça ainda mais o argumento anterior. É que o nível de educação, entre todas as variáveis consideradas, é de novo a mais importante, em qualquer ano ou região, para explicar as diferenças individuais de renda. Há porém uma tendência para a sua importância relativa aumentar nas regiões mais desenvolvidas principalmente em 1970. Neste ano, no Rio de Janeiro Guanabara e São Paulo respectivamente 58% e 46% da explicação total é atribuída à educação. Esta mesma porcentagem cai para a faixa de 38% a 42% nas outras regiões. De fato, o coeficiente de correlação simples entre a contribuição marginal (normalizada) da educação e o nível de renda é + .79 de novo praticamente significativo ao nível de 5%. Ao mesmo tempo diferenças de renda atribuída a diferenças de sexo, independente do nível de educação, apresenta uma forte tendência em *ambos* os anos para *aumentar* a sua importância relativa quando passamos das regiões mais ricas para aquelas mais pobres. A sua contribuição marginal normalizada passa (em 1970) de um mínimo de 10% em São Paulo para o máximo de 28% no Nordeste. Numa economia tradicional há não apenas razões de caráter social para a discriminação como também maiores possibilidades, devido ao alto grau de homogeneidade da força de trabalho em função da pequena acumulação de capital humano. Para outras variáveis — idade e atividade — não há uma tendência definida de comportamento quando a renda aumenta.

28. $O r(4) = .81$
.95

Praticamente para todas as regiões, a estrutura etária da força de trabalho é a segunda variável em ordem de importância relativa. A sua magnitude é entretanto, em geral, consideravelmente inferior àquela observada para educação. A contribuição de idade varia em 1970, de 18% a 34%, em contraste com a faixa de 38% a 58% estimada para educação. As diferenças de renda entre atividades contribuem relativamente pouco, não ultrapassando o limite dos 17% a não ser para São Paulo em 1960 quando atingiram o valor máximo de 22%.

Estes resultados deixam pouca dúvida quanto ao potencial redistributivo da política educacional mesmo ao nível regional. Ao mesmo tempo sugerem que a eliminação de diferenciais de produtividade entre os setores deverá contribuir relativamente pouco para uma redução de desigualdade mesmo em regiões pouco desenvolvidas. Por último, existem componentes em grande parte exógenas tais como idade e sexo. Quanto à primeira o seu comportamento é de difícil previsão, mas a influência da segunda só pode ser minimizada com a aceleração do processo de desenvolvimento econômico.

5 *Limitações e extensões da análise anterior*

5.1 *Introdução*

Os resultados anteriores chamaram a atenção para a importância do nível de educação na explicação das diferenças individuais de renda. É interessante, entretanto, discutir com mais detalhes o impacto de limitações no nosso modelo sobre os resultados obtidos, e particularmente sobre a magnitude dos coeficientes da variável educação e de sua contribuição marginal para as diferenças explicadas no (log) da renda.

As limitações no modelo utilizado até agora para explicar a desigualdade na distribuição da renda podem ser divididas em *dois* grandes grupos:

- (1) o impacto de variáveis que não puderam ser medidas. Entre elas as mais importantes são o acesso a propriedade, "status" familiar do indivíduo e habilidade congênita. A primeira diz respeito à remuneração do capital físico que depende em última instância da distribuição da propriedade entre os indivíduos. A segunda é em geral representada por um conjunto de indicadores sócio-econômicos da família: riqueza (patrimônio físico), educação, ocupação dos pais e até mesmo local de residência. Finalmente, a

habilidade natural ou congênita deveria idealmente ser medida por testes de inteligência antes da acumulação de qualquer estoque de capital humano. Como ficará claro a seguir as três variáveis estão obviamente inter-relacionadas.

- (2) ausência de uma análise das interações entre as variáveis consideradas anteriormente no nosso modelo.

Esta última limitação é superada na versão completa deste trabalho onde apresentamos os resultados das regressões para 1970 a um nível maior de desagregação. Estas estimativas também nos ajudam a avaliar indiretamente o viés introduzido pela ausência das variáveis já mencionadas no item 1

5.2. *A influência de habilidade e "background" familiar*

Vamos nos concentrar agora na análise do impacto de variáveis *não* incluídas, por impossibilidade de medi-las com base exclusivamente no censo demográfico²⁹. Existem dois pontos que devem ser considerados: o primeiro tem mais a ver com resultados econométricos e diz respeito à magnitude do viés nas estimativas dos coeficientes de educação. O segundo é de origem prática: mesmo supondo que haja um viés até que ponto isto afeta as implicações de política econômica que podem ser derivadas de nossos resultados.

A partir da última década, com a formalização por Becker da teoria do capital humano que sugere uma relação causal inequívoca de educação para renda via seu impacto sobre a produtividade começou-se a acumular evidência empírica em diversos países em diferentes estágios de desenvolvimento acerca da substancial contribuição da educação para os diferenciais observados de renda³⁰.

Ao mesmo tempo a idéia de que a magnitude desta contribuição tem sido exagerada, foi explorada inicialmente pelo argu-

29. No censo demográfico não existem dados acerca do patrimônio de cada indivíduo e é impossível saber quem é filho de quem, a não ser burlando a regra quanto à proibição da identificação nominal dos declarantes. O que se tem apenas é a distinção entre o chefe de família e os seus dependentes (quando estes residem juntos). Mas os dependentes (excluindo a esposa) que trabalham e continuam morando com os pais constituem uma parcela pequena e pouco representativa da força de trabalho. Isto explica porque desistimos de qualquer análise nessa direção.

30. Becker: *Human Capital* (op. cit.) e mais especificamente Gary Becker *Human Capital And the personal Distribution of Income: An Analytical Approach* W. S. Woytinsky Lecture no 1 Ann Arbor, Un. de Mich. 1967.

Acerca dos resultados para os outros países veja the *Journal of Human Resources*, vol. II n.º 3, verão 1967.

mento da habilidade ampliado mais recentemente para incluir o “background” familiar, ambos reunidos sob o título de “status” social³¹.

Com base em toda a evidência empírica reunida até o presente há indicações seguras de que, mesmo considerando o impacto de inteligência e “status” familiar a contribuição “pura” de educação ainda é substancial em qualquer função que procure explicar diferenças individuais de renda. Em recente trabalho Griliches e Mason estimaram uma função de rendimentos em que ao lado de medidas de educação (anos de estudos antes de ingressar na força de trabalho e anos adicionais após ingressar na força de trabalho), foi incluída uma medida de habilidade (resultados de testes de inteligência) e duas medidas de “status” social (anos de educação dos pais e ocupação dos pais) além de outras variáveis mais convencionais³². A inclusão dessas variáveis reduz, como era de se esperar, a magnitude dos coeficientes de educação³³. Mas a redução é relativamente pequena (12%) e substancialmente menor do que o valor sugerido por Dennison (40%). De fato, os autores concluem que

“ seus resultados suportam a significância estatística e econômica de educação na explicação de diferenças observadas na renda. Os resultados também chamam a atenção para a relativamente pequena contribuição independente de medidas de habilidade.

Com base em nossa amostra, mantendo idade, “status” do pai, região de origem, duração do serviço militar e habilidade constante, um ano adicional de educação acrescentaria cerca de 4,6% à renda. Ao mesmo tempo uma melhoria de 10% nos resultados dos testes de inteligência, adicionaria somente 1% à renda”³⁴.

Por sua vez Becker analisando as estimativas apresentadas por Bowles acerca do impacto da variável “status” social sobre os níveis de renda, conclui que

31. Dennison por exemplo no seu trabalho clássico acerca das fontes de crescimento econômico dos Estados Unidos atribuiu, arbitrariamente, 40% das diferenças observadas de renda entre níveis sucessivos de educação, a diferenças de habilidade. Edward Dennison: *The Sources of Economic Growth of the U. S. and the Alternatives Before US*, Supplementary Paper n.º 13, New York Committee for Economic Development 1962.

32. Z. Griliches e W. M. Mason: *Education, Income and Ability*, J.P.E. vol. 80, n.º3, 1972

33. Econometricamente, se uma variável x_i qualquer não incluída na regressão é positivamente correlacionada com a variável x_j presente na regressão, então o coeficiente estimado da regressão simples $y = f(x_i)$, estará superestimado por $P_{ij} \cdot B_i$ onde P_{ij} é o coeficiente da regressão auxiliar entre x_i e x_j e B_i é o coeficiente da variável x_i na regressão $y = f(x_i, x_j)$.

34. Griliches e Mason op. cit. pag. 599.

“ quando todas as variáveis são consideradas em conjunto o efeito puro de educação tem o maior coeficiente normalizado e o maior valor de F do que qualquer outra variável na regressão. Em particular, ele tem o maior efeito direto sobre os salários de qualquer variável do tipo “background” e possivelmente bem maior do que toda as outras variáveis combinadas”³⁵

Observem que nem a teoria do capital humano nem a evidência empírica apresentada sugere que o “background” familiar ou “inteligência” devem ser totalmente ignorados na tentativa de explicar as diferenças individuais de renda.

Uma análise porém dos mecanismos através do qual a influência do “status” social afeta o nível de renda do indivíduo, pode ajudar a compreender porque estatisticamente a sua contribuição para as diferenças observadas de renda tem sido relativamente pequena “vis a vis” a contribuição, por exemplo, da educação.

Entre os diversos mecanismos um dos mais importantes é o maior volume de educação fora da escola (principalmente pré-escolar) e melhor qualidade da educação formal. O impacto da educação fora da escola é maior justamente nos primeiros anos de vida quando ela é um substituto efetivo para a educação formal. A partir da idade escolar (cinco, seis anos) a sua atuação é possivelmente altamente complementar à educação nas escolas, e a sua influência sobre níveis observados de renda no futuro torna-se ainda mais indireta. Mas neste caso, todo o impacto do “status” social estaria incorporado na variável educação se esta fosse apropriadamente medida. Isto é, se ao invés de tomarmos como é usual, anos de estudos como medida de escolaridade, considerássemos diferenças marcantes que existem na composição (por exemplo, específica “versus” geral) e na qualidade do produto educacional entre indivíduos. A transferência direta de educação que ocorre dentro da unidade familiar (isto é, independente da educação formal) juntamente com níveis mais adequados de nutrição sugerem uma forte correlação entre “background” familiar e inteligência. Neste caso, a dificuldade em medir a contribuição destas variáveis deve-se a limitação imposta pelo fato de que justamente quando o seu impacto é maior e independente da educação formal, — na infância — os ganhos de produtividade não se refletem em ganhos de salário real mas apenas em melhor desempenho futuro no processo de escolarização formal. Isto, associado com as tremendas dificuldades em definir (e medir) objetivamente

35. Samuel Bowles: *Schooling and Inequality from Generation to Generation*, e Gary S. Becker, *Comment J.P.E.*, vol. 80, n.º 3, Maio, Junho 1972. págs. 219 e 252.

“inteligência” e/ou “desempenho”, faz com que o impacto potencialmente importante do “background” familiar nos primeiros anos de vida se dissipe ao longo do processo educacional.

Assim, quando o indivíduo ingressa no mercado de trabalho e transforma acréscimos potenciais de produtividade em acréscimos efetivos de salário real, a influência do “background” familiar é em grande parte absorvida pela variável educação.

Um outro canal importantíssimo através do qual o “background” familiar pode atuar sobre o nível de renda é através do maior volume e menor custo de informações^{36a}. Como informação é um bem escasso e conseqüentemente com grande valor econômico, a minimização no custo de obter informação deverá ter importantes repercussões sobre o nível de renda do indivíduo.

Em primeiro lugar é razoável imaginar que o processo de formação de expectativas dos indivíduos quanto a opções fundamentais tais como estudar ou trabalhar, migrar ou não, quantos anos de estudos ou mesmo tempo de permanência na escola e escolha de profissão seja profundamente afetado pelo “status” social de sua família. Num certo sentido, e pelo menos até uma certa idade, as expectativas quanto a estas alternativas cruciais que irão determinar em grande parte todo o perfil futuro de renda, são formadas *dentro* da família. Por outro lado, o acesso a mais informações por parte daqueles indivíduos cuja família tem um maior estoque de capital físico e/ou humano, pode ter influência *direta* sobre os ganhos de renda real, quando o indivíduo já está participando do mercado de trabalho. Há um maior estímulo (pela minimização dos riscos) e possibilidades de explorar os diferenciais de produtividade que existem em qualquer economia dinâmica entre tipos homogêneos de mão-de-obra e investimentos alternativos em capital físico.

Como a procura de informações é uma atividade intensiva no uso de tempo, e o custo do tempo aumenta com o nível de educação, estes tipos de benefícios associados a “background” familiar passam a ser particularmente relevantes para os indivíduos com alto grau de escolaridade. Em outras palavras, do lado dos custos há um estímulo poderoso para estes indivíduos economizarem na procura de informações. Além do mais, quanto maior o nível de educação maior a probabilidade de que a informação recebida seja absorvida e transformada em ganhos efetivos de produtividade. Toda esta discussão deixa claro que também estes ganhos associados com o menor custo de informação estão fortemente correlacionados com o grau de escolaridade, sendo em grande parte incorporados na variável educação.

Finalmente, existe uma maneira direta do “background” familiar afetar o nível de renda que é através da transferência pura e simples de riqueza. Mas mesmo esta não é de maneira alguma independente da educação, tendo na verdade dois efeitos contrários sobre os seus custos e benefícios. Sobre os custos, existe possibilidade dos filhos de famílias ricas terem não só a parcela dos custos diretos da educação (livros, anuidades, etc.), financiada internamente na unidade familiar mas, o que é importante, aquela parcela significativa dos custos representado pela renda sacrificada por não ingressar alternativamente na força de trabalho. Isto evidentemente eleva, “coeteris paribus” a taxa de retorno esperada dos investimentos em educação para os indivíduos ligados a famílias “ricas”, estimulando a sua permanência por anos adicionais na escola, relativamente aos indivíduos originários de famílias pobres. Como contrapartida, mesmo num sistema educacional em que o preço das anuidades seja zero há um estímulo para os indivíduos originários de famílias pobres ingressarem relativamente mais cedo no mercado de trabalho³⁶

Do lado dos benefícios, porém, o efeito parece ser justamente o contrário já que os filhos de família rica antecipam a possibilidade de substituir no futuro os rendimentos do capital humano pelos rendimentos do capital físico, enquanto que esta alternativa simplesmente inexistente para o outro grupo.

Isto, aliás, sugere, a menos que o efeito do “background” familiar sobre a inteligência seja extremamente forte (o que não parece ser o caso), que os indivíduos descendentes de família “pobre” estarão mais dispostos a sacrificar horas de lazer — ainda que não de trabalho — por estudo. Em outras palavras, caso o diferencial de custos e/ou o diferencial de qualidade entre o ensino noturno e diurno pudesse ser minimizado é possível que os indivíduos descendentes de família “pobre” investissem mais em educação, conseguindo diminuir através da acumulação de capital humano (que mais tarde seria em parte transformado em capital físico) o diferencial inicial de riqueza entre as famílias.

O resultado final dependerá fundamentalmente da estrutura do sistema educacional: na medida em que ele se torne mais democrático e eficiente, o impacto da segunda componente deverá domi-

36.^a Agradeço a Adroaldo da Silva por ter me chamado a atenção para este ponto.

36. O abandono da escola pode ser apenas parcial pela possibilidade de estudar à noite. Isto, aliás, sugere duas alternativas básicas de política para corrigir a discriminação: ou o financiamento dos custos de oportunidades ou uma melhoria tecnológica na produção da educação que minimize as diferenças de qualidade entre o ensino noturno e o ensino diurno.

nar, estimulando a permanência adicional na escola somente daqueles que realmente não possuem outras fontes de rendimentos a não ser o capital humano³⁷

Em resumo, educação parece ser um importante meio através do qual o “status” social influencia a renda dos indivíduos. A dificuldade de saber o que deve e o que não deve ser considerado efeito “puro” de educação, ficou patente pela discussão anterior. Assim, a melhor alternativa, principalmente quando os dados utilizados impõem severas limitações quanto ao uso de variáveis do tipo “status” social, é trabalhar com educação, sabendo que num certo sentido ela é “all-inclusive”. Isto é, a sua contribuição para as diferenças observadas de renda, mantendo “status” social ou habilidade constante é substancial, mas sem dúvida alguma educação é um importante veículo transmissor da influência dessas últimas variáveis.

Além do mais, a análise dos mecanismos através do qual o “background” familiar atua sobre o nível de renda, sugere que a sua importância relativa tende a *diminuir* quanto mais dinâmica for a economia. A razão fundamental está na transformação do setor educacional que acompanha o processo de desenvolvimento econômico: aumento da oferta de um produto cada vez mais subsidiado. Ao mesmo tempo o progresso tecnológico, principalmente no campo do transporte e comunicações, tende a reduzir os custos do acesso à informação. Por outro lado, o volume de informações a ser ofertado tende a aumentar substancialmente com o nível de desenvolvimento, tornando-se ainda mais variado e complexo, diminuindo as possibilidades de ser decodificado apenas pela unidade familiar.³⁸ Finalmente, com o desenvolvimento ampliam-se as oportunidades para a participação da mulher no mercado de trabalho, o que por sua vez estimula a substituição da educação familiar (principalmente da criança) pela educação na escola, reduzindo outro importante canal de influência do “background” familiar. Da mesma forma, níveis de nutrição mínimos passam a ser atingidos por uma larga faixa de população infantil, diminuindo a influência desta variável sobre habilidade e desempenho.

Já com a contribuição “pura” de educação ocorre justamente o oposto. Há uma série de razões para acreditar que o impacto educação sobre a produtividade do indivíduo aumente quando a economia se torna relativamente mais dinâmica. De um lado há a hipótese de complementaridade entre capital físico moderno e mão-

37. Esta tendência pode ser alterada na medida em que para os indivíduos mais ricos haja uma substituição da componente investimento da educação pela componente consumo.

38. Isto explica, por exemplo, o aparecimento de agentes especializados na comercialização de informações.

-de-obra altamente qualificada. Ao mesmo tempo quanto mais dinâmica for a economia, maiores são as possibilidades de realização dos chamados efeitos alocativos da educação.³⁹ Finalmente, como já assinamos, aumenta a importância da educação para facilitar a absorção (descodificação de informações) de novos insumos que são introduzidos no mercado.

Por outro lado, é importante perceber que, independente de qualquer superestimação nas medidas de sua contribuição para as diferenças individuais de renda, é educação e não “background” familiar o instrumento efetivo de política. Isto não quer dizer que as consequências já analisadas de diferenças no “status” familiar dos indivíduos não devem ser levadas em consideração quando do delineamento destas políticas.

A importância desta variável foi cabalmente demonstrada quando da análise da discriminação implícita a favor dos filhos de família rica que existe mesmo num sistema de educação gratuita devido aos custos puros de oportunidades, e serão levadas em consideração quando definirmos a política educacional.

Em termos objetivos a discussão anterior sugere que além da análise já realizada da contribuição das diversas variáveis sistemáticas para as diferenças individuais de renda seria útil saber até que ponto houve efetivamente um aumento no grau de afluência da sociedade brasileira indicado, por exemplo, por uma redução ao longo do tempo do coeficiente de correlação (parcial) entre nível de educação dos filhos e o nível de educação e/ou riqueza dos pais. Este indicador é, por razões óbvias, particularmente relevante para os níveis mais elevados de educação (colegial e superior). Como já explicamos anteriormente, infelizmente os dados censitários não permitem este tipo de análise. Outros indicadores menos precisos mas ainda sugestivos, podem, entretanto, ser utilizados. Um deles é a variação ocorrida em algumas características qualitativas da força de trabalho entre 1960 e 1970 que indicam uma tendência clara para a ampliação de oportunidades: a redução significativa na proporção do pessoal sem rendimentos e o aumento substancial da participação das mulheres e dos indivíduos com educação média a superior no mercado. O outro, é o comportamento das matrículas entre 1960 e 1970. Quanto mais rápida a expansão da oferta nos níveis mais elevados da educação maior a probabilidade de que indivíduos originários das famílias pobres tenham acesso a este tipo de educação. Em outras palavras, como efetivamente a correlação ní-

39. Estes pontos serão explorados com mais detalhes na sessão seguinte.

vel de educação - riqueza da família deve aumentar com o nível de educação pela elevação dos custos de oportunidade e necessidade de maior racionamento via desempenho intelectual — ambos prejudicando desproporcionalmente os indivíduos mais pobres — uma taxa de expansão reduzida da oferta educacional destes níveis implicaria num processo cada vez mais acentuado de discriminação contra estes indivíduos.

A tabela 24 apresenta a taxa de crescimento da matrícula "per capita" dos diferentes níveis de educação. Como fica evidente mesmo corrigindo para o crescimento populacional (valores entre parênteses) o crescimento da oferta de matrícula foi substancial, e beneficiou desproporcionalmente os níveis de educação mais elevados (colegial e superior). Na verdade, em 1972 as matrículas no ensino superior já atingiam a marca dos 630 mil alunos. É evidente que a redução drástica do racionamento na educação a estes níveis deve ter implicado numa redução substancial da correlação entre educação - riqueza da família.

Quando este aumento de matrícula se traduzir em oferta de mão-de-obra haverá "coeteris paribus", uma tendência para redução (ou mesmo, em certas profissões na completa eliminação) dos ganhos monopolistas dos grupos que atualmente possuem este tipo de qualificação. É interessante recordar que a exploração destas "quasi-rents" foi, segundo nossa interpretação, o fator mais importante para o aumento de concentração ocorrido entre 1960 e 1970.

É lógico que os salários relativos do pessoal com educação superior poderão continuar crescendo devido a expansão mais do que proporcional da demanda. O importante, porém, é que os ganhos monopolistas destes indivíduos seriam ainda maiores caso a oferta não tivesse apresentado o comportamento descrito anteriormente.⁴¹

Estes resultados sugerem que de uma maneira geral, a direção das mudanças observadas no comportamento da oferta educacional (ainda que não necessariamente a magnitude e velocidade do ajustamento) é certamente consistente com as necessidades de expansão de cada nível, tendo ao mesmo tempo efeitos redistributivos certamente positivos a médio prazo.

40. De acordo com informações prestadas pelo ministro da Educação (Jornal do Brasil — 27/8/72) na Universidade de São Paulo, em 1971, 40% dos alunos eram originários de famílias onde os pais não têm o curso primário completo.

41. Fishlow op. cit. pp. 401.

TABELA 24
MATRÍCULA SEGUNDO O NÍVEL DE ENSINO
 (1960/1970)

	1960	1970	Taxa de Variação Acumulada entre 1960/1970
Primário	7 458 002 (10,63)	12 812 029 (13,74)	— (29,26)
Ginásio	910 283 (1,30)	3 080 201 (3,30)	— (53,85)
Colegial	267 144 (0,38)	1 003 385 (1,08)	— (84,21)
Superior	93 202 (0,13)	425 478 (0,46)	— (253,84)

Obs: a) Os valores entre () representam as matrículas como uma porcentagem da população

FONTE: MEC — Secretaria Geral — Serviço de Estatística da Educação e Cultura.

Fishlow, entretanto, interpreta o problema como se o aumento da desigualdade tenha sido causado justamente pela ênfase dada à expansão dos níveis mais elevados de educação!⁴²

Além do mais, o problema não é somente do *nível* de educação em que se está investindo, mas também da dificuldade de antecipar o impacto que uma certa taxa de expansão de oferta poderá ter sobre as rendas relativas. De novo, a longo prazo, tudo depende das características tecnológicas dos setores mais dinâmicos da economia. Já há suficiente evidência empírica para justificar, em termos de rentabilidade social “ex-post”, os investimentos na educação primária e ginásial. Os efeitos desta expansão podem, entretanto, ser regressivos na medida em que o aumento da oferta de pessoal com o primário diminua rapidamente as rendas relativas deste grupo.

42. Fishlow op. cit. pp. 401 diz explicitamente que “... an educational policy that succeeded in the elimination of illiteracy among the young between 1960 and 1970 could have simultaneously increased the average level of educational attainment more while reducing the variance less, then the pattern actually occurring. Current plans, however seem to favor continuing emphasis upon secondary and university enrollment, *without sensibility to the distributional implications of such a structure*” (o grifo é nosso).

Neste sentido, é significativo verificar, quando se compara as taxas sociais de retorno dos investimentos em educação no Brasil em 1960 e 1969, a tendência clara para um aumento na rentabilidade dos níveis mais elevados relativamente aos mais baixos.⁴³ Como efetivamente durante o período a taxa de crescimento da oferta para o colegial e superior foi bem maior do que para os outros níveis parece haver poucas dúvidas de que o fator principal para explicar o comportamento das taxas de retorno é a expansão diferenciada da demanda que beneficiou sensivelmente mais o grupo com educação superior.

6. *Crescimento e distribuição: Uma exploração teórica*

É interessante agora reunir as hipóteses que foram levantadas ao longo do trabalho acerca da relação entre crescimento e distribuição, e tentar testá-las empiricamente.

A nossa idéia fundamental é de que para analisar a relação entre desenvolvimento e distribuição é necessário inicialmente distinguir *nível* de renda (alto ou baixo) de *taxa* de crescimento (lenta ou acelerada).

Em segundo lugar é preciso levar em consideração a forma através da qual o crescimento está se processando: pela absorção (ou uso mais intensivo) de fatores *já existentes*, ou pela incorporação de *novos* fatores de produção. O primeiro caso é equivalente a crescimento *sem ganhos* de produtividade, cuja viabilidade fica restrita a alguns poucos setores da economia: é necessário a existência de uma oferta relativamente elástica dos fatores que constituem uma proporção elevada do custo total. De qualquer maneira, a longo prazo, este tipo de crescimento está condenado a uma "performance" de baixas taxas. O segundo caso corresponde ao tipo de crescimento cujas fontes básicas são o investimento em capital humano e pesquisa. A sua viabilidade independe da existência ou não de uma oferta relativamente elástica de fatores: pelo contrário é justamente o aumento no custo dos fatores que se tor-

43. Carlos Langoni: A Rentabilidade Social dos Investimentos em Educação no Brasil em *Ensaios Econômicos em Homenagem ao Prof. Otávio Gouveia de Bulhões*, APEC, 1971.

44. Logo de início é interessante saber até que ponto é possível haver uma aceleração na taxa de crescimento de setores tradicionais: mais cedo ou mais tarde qualquer estoque de fator crítico será fatalmente esgotado e custos crescentes levarão a uma limitação na taxa de expansão ou estimulará a transformação do setor tradicional em setor moderno através da incorporação de novos fatores. A distinção acima entre setor tradicional e moderno foi sugerida por T. W. Schultz, *Transforming Traditional Agriculture* New Haven and London. Yale University Press.

nam relativamente mais escassos à medida que se expande a produção que cria os incentivos para a sua substituição através dos investimentos em pesquisas e/ou treinamento.

Nos setores tradicionais, o grau de desigualdade deverá estar muito mais relacionado com o nível de renda do que com a taxa de crescimento.⁴⁴ O impacto desta última sobre o mercado de trabalho é relativamente pequeno pela alta elasticidade da oferta e alto grau de homogeneidade da mão-de-obra empregada. Por outro lado, — deprezando diferenciais de remuneração associados às imperfeições de mercado — a variância da rentabilidade do capital físico entre as diversas firmas do setor deve ser relativamente pequena já que os métodos e possibilidades de produção são rotineiros (por hipótese a absorção de inovações neste setor é praticamente nula) Ora, se a produtividade marginal do capital é praticamente a mesma entre as diversas firmas do setor, o volume de lucros estará diretamente associado ao volume de investimentos. Mas o volume de investimentos depende por sua vez do *nível* de renda, em particular quando o mercado de capitais é pobre e desorganizado e há necessidade então de recorrer ao financiamento interno. Diferenças de níveis de remuneração do capital físico, que explicam em grande parte o grau de desigualdade da distribuição observado no setor tradicional, deverão, portanto, estar positivamente correlacionadas com o *nível* de renda.

Já nos setores modernos o impacto do crescimento acelerado sobre a distribuição deve ser necessariamente importante. No mercado de trabalho, a expansão da demanda derivada, mesmo sendo neutra (isto é, beneficiando igualmente todos os tipos de mão-de-obra), provoca agora um aumento nos diferenciais (relativos) de salários, desde que a oferta de mão-de-obra seja relativamente mais inelástica à medida que aumenta o seu nível de qualificação, o que parece ser uma hipótese extremamente razoável. Esta tendência é reforçada se efetivamente existir um alto grau de complementaridade entre capital físico moderno e mão-de-obra qualificada. Em outras palavras, a hipótese já discutida de que em média a nova tecnologia — principalmente a que vem embutida nas máquinas e equipamentos como usualmente acontece com investimentos estrangeiros — seja relativamente “skill intensive”

Ao mesmo tempo agora, os ganhos das diferentes firmas no mercado estarão associados justamente à capacidade de corretamente antecipar a produtividade marginal dos novos fatores de produção, resultado dos investimentos em pesquisa, (não importa se realizados dentro ou fora do país) Isto significa que é bastante razoável encontrar neste caso um diferencial bastante acentuado entre a rentabilidade do capital físico mesmo para firmas atuando den-

tro de um mesmo setor. Isto é, as firmas que têm sucesso em adotar uma nova forma de produção (que muitas vezes termina em um novo produto) estarão recebendo um benefício extra (“quasi-rent”) que é justamente a remuneração pelo acerto desta decisão. Estas diferenças de lucratividade poderão se transformar em permanente ou não, dependendo das condições de acesso das outras firmas ou firmas potenciais a esses novos fatores de produção. Se o acesso for livre é natural esperar que a competição irá eliminar as diferenças. Se o acesso for limitado (como no caso de patentes) esses ganhos poderão ser mantidos por algum tempo pelo menos até que eles estimulem novas descobertas que resultem em produtos substitutos.

O importante, porém, é perceber que quanto mais dinâmica for a economia (isto é quanto maior for a aceleração do crescimento) maiores são as possibilidades existentes para diferenças nos níveis de remuneração do capital físico, associadas com a internalização das diferenças entre a produtividade marginal atual e a esperada pelo uso de um novo fator. Estas diferenças em remuneração do capital físico vão mais cedo ou mais tarde se transformar em diferenças nos níveis de renda pessoal, existindo entre as duas um fator institucional que estabelece *como* os lucros são distribuídos.⁴⁵

De qualquer maneira parece haver poucas dúvidas de que o crescimento acelerado irá provocar também, com relação aos investimentos em capital físico no setor moderno, o aparecimento de “quasi-rents”, reforçando a tendência já observada nos investimentos em capital humano. Como corolário, na medida em que a produtividade marginal do capital varia de firma para firma (dependendo de organização e uso dos fatores) a relação (positiva) entre volume de lucros e nível de investimentos e conseqüentemente entre nível de renda e grau de concentração fica bastante enfraquecida.⁴⁶

Finalmente como o processo de desenvolvimento pode ser caracterizado pela transformação de setores tradicionais em setores modernos, a discussão anterior fornece uma explicação lógica para encontrarmos na fase de transição (isto é, de crescimento acelerado) uma correlação positiva entre taxa de crescimento e desigualdade. Ao mesmo tempo, à medida em que a taxa de crescimento assume um valor mais estável com a economia já operando num nível de renda “per capita” mais elevado, as mesmas forças que

45. É importante perceber, porém, que pelo menos a proporção lucro distribuído / lucro retido é determinada por variáveis econômicas, principalmente a expectativa quanto à rentabilidade futura dos investimentos.

46. Esta tendência é reforçada pela existência neste setor de um mercado de capitais bem mais organizado.

atuaram para provocar o aumento de desigualdade irão contribuir para a sua redução. Em particular a estrutura qualitativa da força de trabalho deverá estar mais ajustada às características da demanda, bem como reduzidas as possibilidades de ganhos extraordinários pela utilização de novos fatores ou na produção de novos produtos. Em particular com relação ao mercado de trabalho existem forças poderosas tanto do lado da oferta como do lado da demanda atuando no sentido de corrigir os aumentos excessivos de salários relativos por certas qualificações de mão-de-obra. Em primeiro lugar na medida em que os indivíduos respondem à sinalização fornecida pelo mercado, haverá um estímulo para investimentos adicionais em capital humano em geral, e particularmente no treinamento específico para aquelas ocupações e qualificações em que maior é a expectativa de aumentos de demanda. No nível de educação formal esta pretensão pode evidentemente esbarrar na rigidez da oferta pelo setor público: de qualquer maneira é razoável esperar que, sendo suficientemente forte a pressão da demanda, mesmo as instituições (ainda que com certo atraso) respondam às necessidades da economia.⁴⁷

Por outro lado, a limitação na oferta de certos tipos de mão-de-obra significa aumentos de custos para a firma individual, criando conseqüentemente incentivos para que também o setor privado invista relativamente mais no treinamento específico e até mesmo aumente as suas transferências para o sistema de educação formal.

Uma maneira de trazer alguma evidência adicional em suporte destas hipóteses é tentar explicar as diferenças individuais de renda pelas variáveis sistemáticas, já descritas anteriormente, dentro de cada um dos três grandes setores da economia. As tabelas 25 e 26 apresentam a contribuição marginal de educação, idade, sexo e região para as diferenças observadas de renda dentro de cada setor.

O coeficiente de determinação múltipla (R^2) aumenta significativamente de valor ao passarmos do setor primário para o terciário. Assim, no setor primário em 1970 as variáveis sistemáticas consideradas explicam apenas 31% das diferenças observadas de renda. Esta proporção é, entretanto, de 52% no secundário e 61% no terciário.

A tendência para o comportamento de cada variável entre setores também é consistente com as idéias desenvolvidas anteriormente. Por exemplo, a contribuição marginal de educação para as

47. Isto na verdade tem acontecido no passado: o exemplo típico é a expansão das matrículas de nível superior em resposta às pressões dos excedentes.

diferenças observadas de renda, é bem menor no setor primário, refletindo a homogeneidade da sua força de trabalho: do total explicado (31%), educação participa com apenas 23% em contraste com 43% no secundário. Na verdade, no setor primário as diferenças regionais de renda, e a composição etária são relativamente mais importantes do que educação, na explicação da desigualdade global.

A análise dos coeficientes de educação nas regressões também sugere que o valor da educação é relativamente menor no setor primário “vis a vis” os outros setores da economia. No secundário os anos adicionais de educação primária resultam num acréscimo de 41% na renda média do indivíduo: já no primário esta mesma proporção é de apenas 24% ⁴⁸

Este resultado é consistente com a idéia de que educação tem dois efeitos básicos sobre o indivíduo:⁴⁹ o primeiro é o aumento na sua produtividade marginal que caricaturamente poderíamos chamar de *interna*, isto é, independente de modificações nas proporções utilizadas dos outros fatores. A segunda é o aumento na capacidade de decodificar e absorver informações, para utilizar mais eficientemente os recursos a sua disposição e explorar de maneira mais eficiente as oportunidades de mercado (ganhos associa-

TABELA 25

BRASIL 1960

CONTRIBUIÇÃO MARGINAL DE CADA VARIÁVEL DENTRO DOS SETORES (em %)

	Primário		Secundário		Terciário	
	C.M	% do total	C.M	% do total	C.M	% do total
Educação	3,89	17,71	11,56	30,21	15,70	40,99
Idade	4,92	22,39	8,95	23,39	8,17	21,33
Sexo	,39	1,77	2,79	7,29	9,45	24,67
Região	12,77	58,12	14,97	39,12	4,98	13,00
Σ	21,97	100	38,27	100	38,30	100
\bar{R}^2	28,23		50,57		55,32	
Multicolli- nearidade	+6,26	22,17	+24,32	48,09	+17,02	30,77

48. Para os outros níveis de educação esta comparação perde sentido devido ao pequeno número de indivíduos com educação acima do primário na agricultura.

49. Esta distinção foi sugerida por Finis Welch: Education in Production J.P.E. 78 (Janeiro/Fevereiro 1970) pág. 35-59.

TABELA 26

BRASIL 1970

CONTRIBUIÇÃO MARGINAL DE CADA VARIÁVEL DENTRO DOS SETORES (em %)

	Primário		Secundário		Terciário	
	C.M	% do total	C.M	% do total	C.M	% do total
Educação	5,41	23,04	21,63	49,08	21,02	43,54
Idade	7,77	33,09	10,69	24,26	12,55	25,99
Sexo	1,40	5,96	2,90	6,58	9,89	20,48
Região	8,90	37,90	8,85	20,08	4,82	9,98
Σ	23,48	100	44,07	100	48,28	100
\bar{R}^2	30,70		52,26		61,57	
Multicolinearidade	+7,22	23,52	+8,19	15,67	+13,29	21,58

dos com o aumento de mobilidade): este seria o efeito *alocativo* da educação. Ora, parece haver poucas dúvidas de que ambos os efeitos (e particularmente o segundo) são tanto maiores quanto mais dinâmica for a economia. Isto é, quanto maior for a taxa de crescimento e quanto maior for a importância de insumos modernos para o processo de crescimento. Na verdade, num mundo essencialmente estático, no qual a acumulação de capital é apenas suficiente para repor aquela parcela que se desgastou com o uso e no qual a produção de inovações é praticamente nula, o método de tentativa e erro através da rotina seria ótimo substituto para a educação e os ganhos alocativos descritos anteriormente seriam praticamente nulos.

Isto explica, portanto, a maior relevância da variável educação nos setores secundários e terciários da economia.

Os setores secundários e terciários apresentam um comportamento bastante semelhante a não ser por uma inversão na importância relativa de sexo a região. A contribuição da variável sexo é relativamente mais importante no terciário, enquanto que a variável região predomina no secundário.

Quando a comparação é feita para as mudanças nas contribuições marginais entre 1969/70, os resultados também são consistentes. Há um aumento na importância relativa de educação, em todos os setores, mas que beneficiou relativamente mais o secundário, cuja taxa de crescimento da renda real foi a mais elevada. Este último resultado enquadra-se com o impacto do cresci-

mento sobre a distribuição através dos efeitos *internos* e *alocativos* da educação discutidos acima.

A contribuição marginal das diferenças de idade aumentou sistematicamente, ainda que a uma taxa bem mais reduzida do que educação, em todos os setores. Em contraste, houve um decréscimo na importância das diferenças regionais, que de novo beneficiou relativamente mais o setor mais dinâmico, isto é, o secundário. Já a importância relativa das diferenças qualitativas da força de trabalho atribuídas a sexo aumentou no setor primário e reduziu-se no secundário e terciário.

A outra evidência mais direta pode ser obtida através de regressões lineares, com base em uma "cross-section" por regiões, entre grau de concentração (participação do 10+) nível de renda e taxa de crescimento.⁵⁰ A maior limitação dessas estimativas é o pequeno número de observações disponíveis: seis. Isto é, nós dispomos de apenas 3 graus de liberdade para estimar a relação sugerida acima. De qualquer maneira apresentaremos os resultados mais como uma sugestão para pesquisa adicional.⁵¹

As estimativas foram feitas para o total do Brasil e separadamente para o setor primário e urbano (tabelas 27, 28 e 29)

Os resultados são em geral consistentes com as nossas hipóteses anteriores: para o total do Brasil o grau de concentração aparece positivamente correlacionado com a *taxa* de crescimento e negativamente correlacionado com o *nível* de renda. Ambos os coeficientes são significantes ao nível de 5%.

Quando a análise é desagregada, os resultados para o setor urbano continuam consistentes, permanecendo a mesma relação entre grau de concentração, nível de renda e taxa de crescimento. Já para o setor primário o nível de renda muda de sinal (passa a ser positivamente correlacionado com o grau de concentração) como era de se esperar, mas sem chegar a ser significativo. O interessante, porém, é que a taxa de crescimento continua a ser altamente significativa e positivamente correlacionada com o grau de concentração. Ao interpretar este último resultado é importante, entretanto re-

50. Chiswick aplicou este modelo a uma "cross-section" internacional de 10 países, encontrando resultados extremamente semelhantes aos nossos: entre setor tradicional e setor moderno e a sua argumentação é apenas com base na teoria do capital humano.

Veja Barry R. Chiswick, *Earnings Inequality and Economic Development Quarterly Journal of Economics*, vol. 85, fevereiro 1971.

51. Na verdade, o modelo que tínhamos em mente era mais geral, incluindo uma medida de desigualdade da composição educacional de força de trabalho e uma "proxy" para a distribuição da remuneração do capital físico.

conhecer que a associação setor tradicional - setor primário e setor moderno - setor urbano, está longe de ser perfeita, no caso brasileiro.

Em resumo, a discussão teórica e a evidência empírica sugerem que a desigualdade da distribuição está, em geral, associada a “performance” de crescimento da economia, mas não necessariamente ao *nível* de desenvolvimento. Mais especificamente é possível haver um aumento transitório no grau de concentração como consequência da *aceleração* do crescimento. Resultados semelhantes para outros países que em geral são consistentes com estas hipóteses podem ser encontrados nos trabalhos de Kuznets, Kravis, Lydall, T. P. Shultz e Chiswick, onde são usados indistintamente “cross-section” e “time series”⁵². Não há dúvida porém que quando houver maior disponibilidade de dados será possível gerar evidência empírica adicional no caso brasileiro para a relação sugerida entre desenvolvimento e distribuição.

TABELA 27

TOTAL BRASIL

A. COEFICIENTES DE CORRELAÇÃO

	10+	Z	$\Delta Z/Z$
10+	1		
Z	-0,38	1	
$\Delta Z/Z$	0,49	0,57	1

52. Simon Kuznets: *Quantitative Aspects of the Economic Growth of Nations: VIII Distribution of Income by Size*, Economic Development and Cultural Change vol. XI, n.º 2, part. II, Janeiro 1963.

T. Paul Schultz, Secular Trends and Cyclical Behavior of Income Distribution in the United States: 1944-1965 em *Six Papers on the Size Distribution of Income and Wealth*, NBER, 1960 pag. 75-106.

Harold Lydall: *The Structure of Earnings*. Oxford 1968.

Irving B. Kravis: *The Structure of Income: Some Quantitative Essays*, University of Pennsylvania 1962.

Barry Chiswick: Earnings Inequality op. cit.

B. RESULTADOS DAS REGRESSÕES

	Z	$\Delta Z/Z$ t (3)
		.95
COEFICIENTES	—0,017	1,36
t	—4,10	4,41
R parcial	—0,92	0,93

$$\bar{R}^2 = .809$$

$$D W = 2,07$$

$$F (6,3) = 11,60$$

TABELA 28

SETOR URBANO

A. MATRIZ DE CORRELAÇÕES

	10+	Z	$\Delta Z/Z$
10+	1		
Z	— .64	1	
$\Delta Z/Z$.56	.20	1

B. RESULTADOS DAS REGRESSÕES

	Z	$\Delta Z/Z$
COEFICIENTES	—0,018	1,14
t	—4,18	3,82
R parcial	— .92	.91

$$\bar{R}^2 = .83$$

$$D W = 2,22$$

$$F (6,3) = 13,38$$

TABELA 29

SETOR RURAL

A. MATRIZ DE CORRELAÇÕES

	10+	Z	$\Delta Z/Z$
10+	1		
Z	.42	1	
$\Delta Z/Z$.93	.18	1

B. RESULTADOS DAS REGRESSÕES

	Z	$\Delta Z/Z$
COEFICIENTES	0,0336	3,68
t	1,56	5,40
R parcial	.67	.95

$$\bar{R}^2 = .87$$

$$D W = 2,12$$

$$F (6,3) = 17,97$$

7 *Resumo, conclusões e implicações para política*

7 1 *Resumo*

As nossas estimativas sugerem que houve efetivamente um aumento na desigualdade da distribuição da renda entre 1960 e 1970. A magnitude deste aumento é, entretanto, menor do que as estimativas apresentadas em outros estudos onde há uma tendência sistemática para superestimar os ganhos dos grupos de renda mais elevada.

A tese central do nosso trabalho é de que este aumento de concentração é consequência das profundas mudanças qualitativas

que acompanham o processo de desenvolvimento econômico brasileiro entre 1960 e 1970.

Para esta análise a metodologia utilizada foi basicamente a de tentar explicar as diferenças individuais de renda em 1960 e 1970 pelas diferenças no nível de educação, idade, sexo, atividade e região, utilizando regressões log-lineares em que o conjunto de variáveis independentes eram todas “dummies”

Nos dois períodos a proporção da variância da renda explicada por essas variáveis foi substancial: 50% em 1960 e 57% em 1970. A partir daí foi possível estimar a contribuição marginal de cada variável independente para a desigualdade global. A importância da variável educação ficou evidente não só para as diferenças observadas de renda em cada ano, mas também para o aumento de desigualdade observado durante o período. Os coeficientes desta variável (que representam os acréscimos proporcionais de renda associados a anos adicionais de estudo) eram os de maior magnitude e de maior significância entre todas as outras variáveis incluídas na regressão. Ao mesmo tempo a contribuição marginal (normalizada) da educação para a variância da renda aumentou 33% entre 1960 e 1970. Idade que foi a segunda variável importante sofreu um acréscimo de apenas 10%.

Combinando adequadamente as estimativas de 1960 com as de 1970, foi possível decompor o aumento observado na concentração da renda em duas componentes fundamentais: as mudanças nas proporções da PEA dentro de cada grupo, mantendo constantes as rendas relativas, e as mudanças nas rendas relativas, propriamente ditas, tudo o mais permanecendo constante. A primeira componente mede o *efeito escala*, e está diretamente relacionada com as mudanças estruturais mencionadas. A segunda mede o *efeito redistributivo* propriamente dito. Um resultado importante é que as mudanças exclusivas nas rendas relativas constituem uma parcela relativamente pequena das mudanças globais na desigualdade da distribuição: assim, mantendo a composição da PEA como em 1960, o índice de Gini seria 30% inferior ao valor estimado para 1970. Já mantendo constante as rendas relativas esta mesma redução seria de apenas 13%

Esta mesma análise das mudanças na distribuição foi aplicada ao nível regional, onde alguma evidência empírica inicial foi apresentada acerca do impacto que o crescimento econômico tem sobre a desigualdade da distribuição.

Foi feita a seguir uma análise acerca das limitações do modelo utilizado e do possível impacto de variáveis não consideradas sobre os resultados obtidos anteriormente. Basicamente, discutiu-se a in-

fluência da distribuição da propriedade (desigualdade na remuneração do capital físico), do “background” familiar e de habilidade. A conclusão básica é que a importância dessas variáveis deve ser reconhecida quando da formulação de política econômica, mas a sua inclusão não deverá alterar fundamentalmente os resultados apresentados e particularmente a contribuição de educação.

Finalmente, foi apresentado de uma maneira mais formal as razões para esperar que numa fase de crescimento acelerado como a nossa haja uma correlação positiva entre taxa de crescimento e aumento de concentração. A idéia básica é a possibilidade que esta fase oferece para a exploração de “quasi-rents”, tanto no mercado de capital humano como no mercado de capital físico. Segundo esta interpretação, o aumento de desigualdade observado é autocorrigível a longo prazo, na medida em que o nível de renda “per capita” comece a elevar-se e a taxa de crescimento assuma um valor mais estável. É óbvio, entretanto, que é possível imaginar políticas que acelerem este processo de correção. Em suporte destas hipóteses é apresentado o resultado das regressões no log da renda, dentro das diversas atividades, e uma “cross-section” em que o grau de concentração (participação 10+) aparece negativamente correlacionado com o nível de renda e positivamente correlacionado com a taxa de crescimento.

7.2. Conclusões

Uma das principais lições deste trabalho é mostrar que no caso brasileiro há necessidade de se distinguir qual deve ser realmente a preocupação maior da sociedade: se a desigualdade da distribuição “per se” ou o fato de que ainda existe uma proporção considerável da população recebendo uma renda monetária inferior àquilo que poderíamos designar de mínimo do ponto de vista social. No primeiro caso, o objetivo fundamental seria a igualdade da distribuição e no segundo a eliminação da pobreza.

É importante reconhecer desde já que existem diferenças fundamentais nas políticas destinadas a atacar cada um desses objetivos, ou em outras palavras, estes objetivos não são de maneira alguma coincidentes. No caso brasileiro, a massa da população situada nos 30% inferior da distribuição é analfabeta e está concentrada na agricultura e particularmente no Nordeste. Mas num grupo com estas características não devem existir grandes diferenças individuais de renda. De fato, o índice de Gini é extremamente baixo — em torno de 35% — bastante próximo ao valor encontrado para os Estados Unidos em 1969.

Ao mesmo tempo uma de nossas teses centrais é de que a aceleração do crescimento fatalmente leva a um aumento no grau de concentração. Entretanto, parece haver pouca dúvida de que uma das consequências imediatas da aceleração do crescimento é a redução da pobreza, — independente de qualquer mudança qualitativa no fator trabalho — pelo aumento no nível de emprego.

A nossa ênfase será em políticas voltadas à eliminação da pobreza, o que significa que a nossa preocupação maior será com a redistribuição de oportunidades.

Existe muito pouco conflito entre este objetivo e o de desenvolvimento: os baixos níveis de renda de grande parte da população estão intimamente associados a baixos níveis de produtividade.

Mas desenvolvimento econômico é fundamentalmente um processo de maximização dos ganhos de produtividade ao longo do tempo. A ênfase deverá ser, portanto, em políticas globais de desenvolvimento onde se discute o potencial redistributivo de esquemas alternativos de incentivos fiscais, da política agrícola, da produção e absorção de tecnologia, e obviamente dos investimentos em capital humano (educação, migração e saúde)

Aqui, por limitações de espaço só iremos discutir com detalhes a política educacional.⁵³

Política educacional

O fato já destacado em nossa análise, de educação ter sido o fator mais importante para explicar simultaneamente as diferenças nas rendas individuais e o aumento de concentração observado durante o período, sugere que a política educacional é um instrumento extremamente poderoso, para redistribuir oportunidades.

Aqui, mais do que nunca, fica evidente o pouco sentido em considerar a igualdade de distribuição da renda como o objetivo relevante de política.

Como a teoria do capital humano sugere (e a evidência empírica por nós apresentada em grande parte confirmou) há uma relação *positiva* entre grau de desigualdade (medido pela Variância dos Logs), o *nível* de investimento em educação, e o nível da taxa de retorno (além evidentemente da variância dos investimentos e da variância da taxa de retorno) Entretanto, a acumulação de capital humano através de educação é não só importante do ponto de vista social, como indispensável para a própria efetivação do processo de desenvolvimento econômico.

53. Todos estes temas são tratados extensivamente na versão completa deste trabalho.

O primeiro problema diz respeito ao financiamento da educação superior. Como ficou claro pela nossa análise, no passado, o comportamento do núcleo industrial em expansão foi tal que beneficiou substancialmente o pessoal com educação superior e isto teve um impacto fortemente negativo sobre a distribuição de renda. Há razões suficientes para acreditar que o padrão de comportamento do núcleo industrial deverá ser o mesmo na próxima década ou ainda mais viesado em direção a setores intensivos em mão-de-obra qualificada, tal como petroquímica, indústria aeronáutica, etc. Uma conclusão imediata é de que a oferta de pessoal com educação superior terá que se expandir a uma taxa mais elevada e/ou a taxa efetiva de imposto sobre os grupos com este nível de qualificação, terá que ser aumentada. A taxação destes ganhos ocorrerá automaticamente na medida em que o imposto de renda das pessoas físicas se torne cada vez mais efetivo.

A alternativa, expansão da oferta de educação superior é, entretanto, conflitante com os objetivos de eficiência. Existe suficiente evidência empírica de que a rentabilidade social dos investimentos em educação no Brasil é maior justamente nos níveis de educação mais baixos (alfabetização e primário) ⁵⁴ Isto é, dado o volume de recursos existentes para investimento em educação, não é “a priori” justificável uma realocação (na margem) em direção a mais investimentos em educação superior.

Além do mais há a restrição orçamentária: o custo direto da educação superior é aproximadamente 29 vezes mais elevado do que o da educação primária. Isto coloca desde logo um limite real nas possibilidades do sistema se expandir a menos que os usuários destes serviços participem de alguma forma nos seus custos.

Todo raciocínio anterior sugere que a educação superior gratuita é inviável financeiramente e inconsistente com os objetivos de equidade. Em primeiro lugar como era de se esperar de um bem que é oferecido a um preço nulo, há um excesso crônico de demanda que tem de ser corrigido por um racionamento que é altamente discriminatório contra os indivíduos de nível de renda mais baixo. Em segundo lugar a educação superior gratuita não elimina, mesmo para aqueles que têm acesso, a discriminação contra os indivíduos mais pobres. Há ainda o custo “puro” de oportunidade, isto é, a renda sacrificada por permanecer estudando alguns anos adicionais ao invés de comparecer diretamente ao mercado de trabalho. É evidente que este é bem mais elevado para os estudan-

54. Em 1969 a taxa social de retorno do investimento em educação superior era de 12% em contraste com 32% observado para o primário. Lanconi op. cit.

tes pobres, já que inexistente neste caso a possibilidade deles serem cobertos por transferências dentro da unidade familiar.

O problema realmente interessante é saber qual alternativa é superior em termos de eficiência e equidade: cobrar dos estudantes os custos diretos (e também implicitamente o custo puro de oportunidade) da educação superior e subsidiar o estudante pobre, ou simplesmente cobrar de todos e financiar os estudos através de empréstimos (Banco de Educação) a ser pago após a entrada no mercado de trabalho.

Estas duas alternativas foram discutidas recentemente por Krueger.⁵⁵ Ela sugere que a alternativa do empréstimo é superior desde que a taxa de juros cobrada fosse uma boa aproximação do custo de oportunidade do capital. A razão fundamental é que dificilmente um indivíduo que chega a ter acesso à educação superior pode ser considerado como pobre (o valor presente de seus rendimentos esperados já é substancial); em segundo lugar o subsídio discriminaria entre os indivíduos "pobres" que querem ter um curso superior e aqueles que não querem. Dentro deste raciocínio seria mais lógico então estender o subsídio para todos os indivíduos pobres independente de seu nível de educação.

No sistema de empréstimo com taxas de juros competitivos o mercado é quem iria determinar quem é pobre e quem é rico. Estes últimos têm uma fonte alternativa de recursos mais barata que é o financiamento interno da unidade familiar (taxas de juros real nula), sendo relativamente menor o montante de empréstimos solicitado ao Banco de Educação.

Além do mais, cada estudante poderia determinar livremente qual a quantia ótima a ser retirada. Isto é, seria possível cobrir não apenas os custos diretos (anuidades) como também a outra parcela importantíssima representada pelo custo puro de oportunidade. Haveria, portanto, possibilidades infinitas de ajustamentos às necessidades de cada indivíduo: é possível, por exemplo, que para estudantes da classe média só fosse interessante financiar os custos diretos, já que o custo puro de oportunidade poderia ser financiado dentro da unidade familiar. Além do mais, este sistema aumentaria tremendamente a mobilidade regional dos estudantes, reduzindo as discriminações relacionadas com a qualidade do ensino básico. Sendo o montante do empréstimo variável é possível agora cobrir também os custos extras envolvidos no deslocamento de uma unidade da federação para outra.

55. Krueger, Anne O. — "Comment", JPE vol. 80, maio/junho 1963.

Esta alternativa ganha ainda mais relevância na medida em que existem diferenças significativas na intensidade do uso do tempo entre os vários cursos de nível superior. Atualmente é bem possível que a escolha dos indivíduos mais pobres seja viesada na direção de cursos de menor duração ou que são viáveis de operar num regime de tempo parcial.⁵⁶

Por outro lado se a nossa hipótese acerca da importância de “quasi-rents” sobre a desigualdade da distribuição está correta, é importante que o sistema educacional tenha o máximo de flexibilidade, a fim de que os desajustamentos entre oferta e demanda possam ser corrigidos num prazo relativamente curto. Uma dimensão do problema já foi analisada que é o financiamento da expansão da educação superior. A nossa preocupação agora é com a definição de uma estratégia ótima em termos de eficiência e equidade, para os investimentos em educação em termos da participação do setor privado “vis a vis” o setor público na oferta global. Isto levanta imediatamente uma questão acerca das características do fluxo do serviço educacional: educação específica (ou especializada) “versus” a educação geral.

Uma das consequências mais importantes da hipótese de desenvolvimento econômico, baseado na acumulação de capital tecnológico (pesquisa), é a rápida obsolescência do estoque existente de capital humano e físico: não só máquinas e edifícios tornam-se inadequados com o progresso científico, como também o elemento humano que os complementa.

Esse aspecto da dinâmica do processo de desenvolvimento econômico chama a atenção para a dificuldade que existe de ajustar “ex-ante” a oferta de trabalho de diferentes qualidades à demanda. Mais do que isso, leva-nos a reconhecer que desequilíbrios irão certamente ocorrer, pela necessidade de adaptar o produto do setor educacional (mão-de-obra com diferentes níveis de educação) às necessidades da economia. Um dos objetivos principais da política educacional deverá ser conseqüentemente minimizar o custo social desses ajustamentos.

A taxa de obsolescência do capital humano é uma função direta do seu grau de especificação: quanto mais geral for a formação do indivíduo, maiores possibilidades ele terá de reduzir as perdas de capital, decorrentes de inovações que tornem seus conheci-

56. Isto sugere também a necessidade de mudanças tecnológicas na produção de educação que economizem o uso do tempo e conseqüentemente reduzam o diferencial de qualidade que atualmente existe entre a escola noturna e a escola diurna (ou de uma maneira mais geral entre o ensino em tempo parcial e o ensino em tempo integral).

mentos obsoletos. Não só o seu treinamento será mais rápido (e conseqüentemente de menor custo), como maiores serão também as possibilidades de escolha do novo emprego. Em termos econômicos a hipótese aqui levantada é de que a possibilidade de substituição entre indivíduos com diferentes níveis de educação é tanto maior, quanto mais geral é a composição do seu estoque de conhecimento.

O importante problema a conciliar é, de um lado, a necessidade de especificação da mão-de-obra pelo aprofundamento contínuo da divisão de trabalho com a expansão do mercado decorrente do desenvolvimento econômico.⁵⁷ De outro lado, os custos (privados e sociais) que um alto grau de especificação pode acarretar: diminuição da mobilidade intersetorial da mão-de-obra, taxa mais rápida de obsolescência do estoque de capital humano e finalmente a possibilidade de inadequação “ex-post” do treinamento recebido pelas dificuldades de antecipar, numa economia dinâmica, a estrutura de demanda de mão-de-obra.

Como iremos demonstrar, a solução ótima para esse dilema, coincide com o objetivo de minimização dos custos de produção de educação: deixar a especificação da mão-de-obra de certa qualidade ser trabalhada pelo mercado, evitando-se porém a especificação antecipada ao nível da educação formal.

A compatibilização anteriormente descrita é viável porque, o incentivo para uma firma particular investir na educação de seus empregados está diretamente relacionado à possibilidade de ela apropriar-se dos benefícios futuros, decorrentes desse investimento. E essa possibilidade aumenta com o grau de especificação da educação em relação às necessidades da firma: ou seja, quanto mais útil for a instrução recebida para a firma em questão, relativamente a outras firmas no mercado (isto é, quanto menor as externalidades), maior será, “coeteris paribus”, a rentabilidade privada esperada pelo investimento em educação.⁵⁸ Isso significa que já existe uma tendência natural do mercado em dedicar-se à educação específica da força de trabalho em qualquer nível. Por contraste, a área de educação geral, pela impossibilidade de retenção dos benefícios, exige a participação do governo.

A dificuldade de antecipar o comportamento da demanda de mão-de-obra a médio e longo prazos é uma consequência direta da

57. Em recente levantamento conjunto, realizado pelo SEP-IPE-SENAI sobre características sócio-econômicas de mão-de-obra especializada, na indústria paulista, foram classificadas 2.700 profissões.

58. O conceito de educação específica “versus” geral foi introduzido por Gary Becker em *Human Capital* op. cit.

impossibilidade de antecipar a característica e a magnitude da expansão relativa dos diferentes setores da economia.

Este problema é ainda mais complexo num país como o Brasil em que a produção de tecnologia está em grande parte fora de seu controle. É ainda provável que durante algum tempo as possibilidades mais lucrativas de inovações tecnológicas estarão na adaptação e não na produção interna da tecnologia. Como a direção setorial e a forma de inovação tecnológica são o que definem a longo prazo o comportamento da demanda pelas diversas categorias de mão-de-obra estamos no caso típico em que a nossa variável crítica é praticamente exógena. É importante ainda perceber que, mesmo que as necessidades da demanda fossem corretamente identificadas, a ausência de homogeneidade absoluta de fatores de produção faz com que a especificação realizada pela escola formal nunca seja exatamente aquela desejada pela firma individual e daí a necessidade de retreinamento. O que se sugere é a transferência desta função inteiramente para as firmas, garantindo-se melhores condições de adaptabilidade e flexibilidade do produto da escola formal, com o menor custo possível.

Os pontos principais da análise anterior podem agora ser resumidos:

- 1) As divergências entre benefícios sociais e benefícios privados justificam a participação do governo no investimento em educação, mas a ênfase deveria ser dada na instrução de caráter mais geral.
- 2) As empresas têm as condições (sinalização fornecida pelo sistema de preços) e a flexibilidade natural para compatibilizar a oferta de mão-de-obra de diferentes níveis de instrução produzida pela educação formal (governo) com as peculiaridades de cada setor. Esse ajustamento será mais fácil (ou seja, realizar-se-á com menor custo social) se o produto da educação formal não for excessivamente específico e na medida em que houver uma aceleração no processo de produção interna de tecnologia.

Consequentemente, o governo deveria atuar diretamente no treinamento de mão-de-obra específica apenas naqueles setores como o agrícola, em que o nível de desenvolvimento e a forma de organização não cria as condições para uma participação efetiva do setor privado nesta área. Mais do que em qualquer outro setor, na agricultura não é suficiente oferecer apenas a educação gratuita. É necessário algum subsídio explícito para compensar o agricultor, principalmente no caso de propriedades familia-

res, pela perda temporária de sua força de trabalho. Em termos de conteúdo do treinamento, a solução mais racional é oferecer a educação formal apenas para os indivíduos em idade escolar convencional. Para os outros, já engajados na força de trabalho, devido ao custo de oportunidade mais elevado, a alternativa é treiná-los em alguma ocupação específica para absorção em outras regiões agrícolas cujo nível de produtividade é mais elevado, ou então treiná-los em ocupações, cuja demanda se localiza fora do setor agrícola. Uma parte dos recursos do Proterra poderia ser destinada para a utilização específica no treinamento da mão-de-obra agrícola.

Para os outros setores a atuação do governo seria indireta: transferindo recursos para organizações do tipo SENAI- SENAC, e subsidiando diretamente o treinamento da mão-de-obra que se realiza dentro da empresa. O subsídio poderia tomar a forma do cancelamento, durante um certo período de tempo, dos débitos trabalhistas da firma na proporção direta do número de empregados efetivamente treinados.