

Determinantes da desigualdade de rendimentos no Brasil nos anos 90: discriminação, segmentação e heterogeneidade dos trabalhadores

Lauro Ramos*
Maria Lucia Vieira**

1 - Introdução

O fato de a distribuição de rendimentos no Brasil ser caracterizada por um dos mais elevados graus de iniquidade no mundo inteiro já foi registrado por vários autores, assim como as conseqüências perversas dessa desigualdade em termos de uma significativa incidência de pobreza, realçados pelo fato de a renda *per capita* do país não ser suficientemente elevada. Embora não constitua novidade, essa constatação continua se revestindo de fundamental importância, particularmente em um momento em que o país passa por dificuldades na sua capacidade de crescer e o mercado de trabalho vem se revelando incapaz de gerar empregos em quantidade suficiente para absorver a oferta de mão-de-obra, e os rendimentos do trabalho apresentam contínuas quedas (Tabela 1).

É inegável que com o advento do Plano Real, em julho de 1994, houve, em especial nos seus primeiros anos, uma recuperação expressiva do nível de rendimentos, acompanhada de progressos distributivos também importantes. O que não é claro, todavia, é se tais avanços foram suficientes para compensar a deterioração ocorrida no período imediatamente anterior ao plano de estabilização, assim como em que extensão eles foram corroídos pelas adversidades dos dois últimos anos. Dado esse quadro, o presente trabalho tem por objetivo avaliar a evolução da desigualdade de rendimentos e da estrutura salarial com base nas Pesquisas Nacionais por Amostra de Domicílios (PNADs), do IBGE, realizadas nos anos de 1992, 1995 e 1997. A escolha desses anos justifica-se pelo fato de 1992 ser o primeiro ano para o qual a PNAD foi levada a campo na década de 90, o de 1995, o que capta melhor os efeitos do início do plano Real e o de 1997, o último para o qual há informações disponíveis da PNAD.

* Da Diretoria de Estudos Sociais do IPEA e da Universidade Santa Úrsula.

** Da UFF e Assistente de pesquisa da Diretoria de Estudos Sociais do IPEA.

Tabela 1

Razão entre as frações de renda dos 10% mais ricos e os 40% mais pobres

PAÍSES DE BAIXA RENDA ^a		PAÍSES DE RENDA ELEVADA ^a		PAÍSES LATINO-AMERICANOS ^b	
China	1,6	Austrália	1,7	Argentina	2,8
Egito	1,3	Bélgica	1,0	Bolívia	3,6
Índia	1,4	Canadá	1,4	Brasil	5,6
Costa do Marfim	1,6	França	2,1	Chile	4,4
Quênia	4,7	Alemanha	1,3	Costa Rica	2,5
Madagáscar	2,2	Itália	1,4	Equador	4,9
Nigéria	2,4	Japão	1,0	El Salvador	3,5
Paquistão	1,2	Nova Zelândia	1,8	México	4,4
Sri Lanka	1,1	Espanha	1,0	Panamá	4,9
Tanzânia	1,7	Suécia	1,0	Paraguai	5,7
Uganda	2,0	Suíça	1,8	Peru	2,6
Vietnã	1,5	Grã-Bretanha	1,9	Uruguai	2,2
Zimbábue	4,6	Estados Unidos	1,6	Venezuela	2,7

Fontes: ^aBanco Mundial (1996) e ^bBID (1998).

Desnecessário frisar que um melhor entendimento dos principais determinantes da desigualdade, que passa pelo conhecimento da estrutura salarial, é importante para permitir a eleição de quais políticas públicas devam ser priorizadas para a sua redução. Isto porque, quando menos, torna possível identificar se as principais causas dessa desigualdade residem no próprio desempenho do mercado de trabalho ou são fruto de desigualdades sociais que transcendem seu funcionamento.

2 - Fontes de dispersão de rendimentos

Há, no âmbito do funcionamento do mercado de trabalho e sua interação com desigualdades sociais preexistentes, uma série de fatores que podem levar à existência de diferenciais de salário, entre os quais vale citar:

a) salários distintos podem significar não mais que uma forma de compensação — diferenciais compensatórios — por diferenças não-pecuniárias entre os postos de trabalho disponíveis na economia (como, por exemplo, insalubridade, riscos de acidente, ambiente de trabalho etc.) ocupados por trabalhadores com igual potencial produtivo;

b) as diferenças de salário podem também ser provenientes da heterogeneidade dos trabalhadores no que se refere aos seus atributos produtivos, entre os quais vale destacar educação e experiência. Nessa situação o mercado estaria traduzindo, com atenuação ou amplificação, a heterogeneidade dos trabalhadores em dispersão salarial;

c) o mercado de trabalho pode estar remunerando de forma distinta trabalhadores que são, a princípio, igualmente produtivos, sem base em nenhum critério explícito ou tangível. Quando isto ocorre dizemos que há segmentação nesse mercado; e

d) o mercado pode estar remunerando distintamente trabalhadores igualmente produtivos com base em atributos não-produtivos (como cor e sexo, por exemplo). Nesse caso, dizemos que existe discriminação no mercado de trabalho.

Podemos então dizer, *grosso modo*, que o mercado de trabalho funciona tanto como gerador (*c* e *d*) quanto como revelador de desigualdades (*a* e *b*). Remunerações distintas como forma de compensar diferenças não-pecuniárias entre postos de trabalho, ou como decorrência de dotações desiguais de qualificações, servem principalmente para revelar diferenças de qualidade entre postos de trabalho e trabalhadores, respectivamente. Contudo, ao remunerar diferenciadamente indivíduos que possuem, a princípio, um mesmo potencial produtivo e que trabalham em postos de trabalho similares, tanto via segmentação quanto sob a forma de discriminação, o mercado está funcionando como um gerador de desigualdade.

É importante salientar a diferença entre essas situações, pois além de elas implicarem graus de indesejabilidade diversos para as desigualdades a elas associadas, também demandam políticas de natureza distinta para combatê-las. Nesses termos, uma noção mais precisa da magnitude e importância relativa da contribuição dessas fontes, assim como o seu acompanhamento ao longo do tempo são, portanto, essenciais para um diagnóstico mais preciso das causas do elevado grau de desigualdade vigente na sociedade brasileira.

3 - Metodologia

Para os exercícios de decomposição estática, lançaremos mão da classe de medidas de desigualdade decomponíveis sugeridas por Shorrocks (1980). Um índice pertence a esta classe quando, admitindo uma partição da população em G grupos, pode ser escrito da seguinte forma:

$$I = I(\alpha_g, \beta_g, I_g) = I_B(\alpha_g, \beta_g) + \sum_g w(\alpha_g, \beta_g) I_g$$

onde β_g representa a fração da população no g -ésimo grupo, α_g é a razão entre a renda média desse grupo e a renda média da população e I_g é a dispersão de renda no interior desse grupo medida segundo o próprio índice I .

No lado direito da expressão, o termo I_B corresponde à desigualdade entre os G grupos (isto é, aquela que prevaleceria caso houvesse uma redistribuição de renda no interior de cada grupo tal que todos os indivíduos daquele grupo acabassem possuindo a mesma renda, eliminando assim as desigualdades internas), enquanto I_w representa a desigualdade intragrupos, ou seja, a parcela da desigualdade total associada às desigualdades internas, que se devem a outros fatores/variáveis que não aqueles que nortearam a partição em questão.¹

Assim, podemos dizer que a contribuição bruta de uma variável para explicar a desigualdade em um instante do tempo corresponde à desigualdade entre grupos quando se divide a população segundo as categorias formadas por aquela variável.² De forma análoga, a contribuição marginal corresponderia ao aumento obtido no poder de explicação quando aquela variável é adicionada ao modelo (partição) que contém as demais variáveis consideradas relevantes para a explicação da desigualdade.

Para proceder à avaliação da contribuição de uma variável para a explicação da variação da desigualdade entre dois instantes de tempo, vamos nos valer da técnica de decomposição dinâmica desenvolvida em Ramos (1990) e apresentada no Apêndice 3. A idéia básica dessa abordagem é relacionar as variações na alocação da população entre os diversos grupos (β_s) formados por uma determinada partição, e também as mudanças no perfil de rendimentos, ou rendas médias relativas, a ela associados (α_s), com as mudanças observadas na desigualdade. A soma desses dois efeitos — composição e renda, respectivamente — corresponde, então, à contribuição daquela variável para explicar a variação observada na distribuição de rendimentos em um dado intervalo de tempo.

Dentre as medidas de desigualdade mais utilizadas na literatura pertinente, o coeficiente de variação e os índices T e L de Theil são decomponíveis. Neste trabalho lançaremos mão do índice T de Theil, que pode ser escrito da seguinte forma (ver Apêndice 4):

$$T = \sum_g \alpha_g \beta_g \ln \alpha_g + \sum_g \alpha_g \beta_g T_g$$

O primeiro termo à direita corresponde à desigualdade entre grupos e o segundo à desigualdade intragrupos.³

1 Vale notar que a desigualdade intragrupos, I_w , nada mais é do que uma média ponderada das desigualdades internas, sendo que os pesos, $w(\alpha_g, \beta_g)$, são função das frações populacionais e rendimentos médios relativos de cada grupo.

2 Isto é, $[I_B / (I_B + I_w)] \cdot 100\%$.

3 Note-se que $\alpha_g \beta_g$ é a participação de cada grupo na renda total, de tal modo que o seu somatório ao longo dos G grupos é 1. No caso do índice L de Theil, os pesos são as frações populacionais de cada grupo.

4 - Seleção da amostra

A amostra a ser analisada consiste de homens e mulheres entre 18 e 65 anos, que residem em áreas urbanas e trabalham pelo menos 20 horas por semana. Além disso, foram excluídos da amostra os indivíduos que não possuem informações a respeito das características (variáveis) investigadas. No Apêndice 1 é fornecido o tamanho da amostra após a aplicação de cada filtro (*sample screening*).

5 - Evolução da desigualdade nos anos 90

Na Tabela 2 são apresentados os valores calculados para o índice T de Theil nos anos 90. Houve uma grande deterioração entre 1992 e 1993. No período imediatamente posterior à implementação do Plano Real observamos progressos distributivos não-desprezíveis, mas ainda insuficientes para voltar aos níveis de 1992. Já em 1997 há uma inversão na tendência de queda, com o T de Theil voltando a apresentar um ligeiro crescimento.

Quer dizer, até o ponto em que os dados disponíveis permitem avaliar, houve um aumento na desigualdade na década. Vale acrescentar que o panorama econômico delineado em 1998 e 1999 não é alentador no sentido de permitir especular um agravamento no quadro distributivo.

Tabela 2

Evolução da desigualdade de rendimentos

ANO	T DE THEIL
1992	0,563
1993	0,677
1995	0,599
1996	0,586
1997	0,595

6 - Resultados da decomposição estática

As variáveis incluídas na análise de decomposição foram educação e idade, relacionadas com a heterogeneidade dos trabalhadores, posição na ocupação, região geográfica e setor de atividade econômica, que permitem captar algumas formas de segmentação no mercado de trabalho, além de gênero e cor, associadas a possíveis práticas discriminatórias. A enumeração das categorias utilizadas para cada uma destas variáveis, bem como as estatísticas gerais para os exercícios de decomposição, são fornecidas no Apêndice 2.

Os resultados obtidos para a decomposição estática para os anos de 1992, 1995 e 1997 são apresentados na Tabela 3. Nela podemos ver que, tanto em termos de contribuição bruta quanto marginal, a variável escolaridade assume um papel de destaque, sendo responsável por até 30% da desigualdade quando considerada isoladamente, e por mais de 20% em termos marginais, sendo que em ambos os casos observamos uma relativa estabilidade ao longo da década (no sentido de que não há uma tendência de aumento ou diminuição nesses números).

Se a heterogeneidade dos trabalhadores, quanto à sua qualificação, se revelou bastante importante, o mesmo não pode ser afirmado, ao menos com a mesma ênfase, para a sua composição etária. A contribuição bruta da variável idade fica ao redor de 7% nos três anos, enquanto a marginal situa-se na casa dos 9%.⁴

Em relação às variáveis incorporadas à análise com o propósito de captar elementos de segmentação no mercado de trabalho urbano, podemos ver que apenas a posição na ocupação se revela mais importante, ainda assim em termos brutos. Em boa parte isso pode ser atribuído ao crescimento da economia informal no período, em conjunto com o fato de que nesse tipo de inserção prevalecem os trabalhadores jovens e pouco instruídos.

Já no tocante à discriminação, tanto as variáveis gênero quanto cor têm uma baixa contribuição para a explicação da desigualdade. É interessante notar, todavia, que as magnitudes das contribuições bruta e marginal de cada uma

Tabela 3

Principais determinantes da desigualdade (%)

ANO	1992		1995		1997	
	CB	CM	CB	CM	CB	CM
Idade	6,7	9,7	7,4	8,9	7,7	9,5
Educação	27,7	22,3	30,3	23,4	29,5	23,0
Posição na ocupação	13,3	9,2	16,4	9,5	15,9	10,3
Região geográfica	3,5	5,6	3,6	4,6	3,6	5,0
Setor de atividade	7,6	9,0	5,6	6,0	5,9	7,0
Gênero	2,3	5,6	2,2	5,6	1,5	5,2
Cor	6,1	2,5	6,3	2,1	7,7	2,5

Fonte: Elaboração própria a partir das PNADs.

CB = contribuição bruta.

CM = contribuição marginal.

4 O fato de a contribuição marginal ser maior que a bruta provém, provavelmente, de uma correlação negativa entre educação e idade, uma vez que as coortes mais recentes têm maior nível de escolaridade e menor experiência.

são diferentes. Em termos brutos, a variável cor parece mais importante, enquanto gênero é praticamente irrelevante. O inverso ocorre com as contribuições marginais. Uma vez mais, a natureza da correlação com educação parece ser a razão para esse comportamento (ver Apêndice 3).

Em suma, dentre as causas de dispersão salarial investigadas, a heterogeneidade dos trabalhadores, principalmente em termos de escolaridade, é aquela que se sobressai como o principal fator responsável pela desigualdade de rendimentos. A segmentação associada à forma de inserção no mercado também possui alguma importância, enquanto a discriminação responde por uma parcela pequena da desigualdade total.

O fato de a escolaridade ser a variável mais relevante não chega a surpreender, haja vista que conclusões similares para educação foram encontradas em outros estudos, como em Ramos e Trindade (1992), que abordam o final da década de 70 e os anos 80. Na Tabela 4 são apresentados os resultados de análises semelhantes realizadas para outros países da América Latina.⁵ De modo geral, o poder explicativo de educação é alto, com a nítida exceção de Argentina e Chile. Não obstante, o Brasil ainda apresenta resultados bem acima da média, junto à Colômbia. Vale lembrar que essa constatação se agrava mais se levarmos em conta que o Brasil possui um nível de desigualdade maior que o dos outros países

Tabela 4

Contribuição bruta da educação para a desigualdade de rendimentos: uma comparação internacional

PAÍS	AUTOR	PERÍODO	CONTRIBUIÇÃO BRUTA (%)
América Latina	Altimir e Piñera (1982)	1966/74	17-38
Argentina	Fiszbein (1991)	1974/88	16-24
Brasil	Ramos e Trindade (1992)	1977/89	30-36
Colômbia	Reyes (1988)	1976/86	29-35
	Moreno (1989)	1976/88	26-35
Costa Rica	Psacharapoulos <i>et alii</i> (1992)	1981/89	23-26
México	Acevedo (1999)	1988/97	20-32
Peru	Rodríguez (1991)	1970/84	21-34
Uruguai	Psacharapoulos <i>et alii</i> (1992)	1981/89	10-13
Venezuela	Psacharapoulos <i>et alii</i> (1992)	1981/89	23-26

5 Merece ser destacado o fato de que tanto a categorização da variável educação quanto a definição do universo de análise podem ser diferentes em diferentes trabalhos.

em questão, ou seja, em termos absolutos, a desigualdade associada à escolaridade é ainda mais alta no caso brasileiro do que o revelado em termos relativos.

7 - Resultados da decomposição dinâmica

Tendo em vista que educação revelou-se, por larga margem, a variável mais importante na explicação da desigualdade de rendimentos em todos os anos investigados, é interessante examinar como as variações na composição educacional da força de trabalho ocupada e nas rendas relativas dos grupos educacionais estão relacionadas com as variações na desigualdade total. A combinação desses dois resultados — efeito composição e efeito renda, respectivamente — representa a contribuição da variável educação para as mudanças na desigualdade. O resíduo, que se deve a alterações na dispersão dentro dos grupos educacionais, está relacionado com outras alterações que não aquelas ligadas à educação. Os resultados desse exercício, baseado na metodologia descrita no Apêndice 4, são mostrados na Tabela 5 para o período 1992/97.

O fato de o efeito alocação ser negativo significa que as alterações da composição da força de trabalho ocupada segundo os grupos educacionais, ou da desigualdade educacional entre o pessoal ocupado, operaram no sentido de reduzir a desigualdade no período. Já o efeito renda foi positivo e de grande magnitude, o que revela que o perfil de rendimentos associado à educação tornou-se bem mais inclinado, aumentando o grau de amplificação da desigualdade educacional em desigualdade de rendimentos, via operação do mercado de trabalho.

A contribuição bruta da educação no período foi de 70%, valor bem superior aos encontrados por Ramos e Trindade (1992) para o intervalo 1977/89, conforme mostrado na Tabela 6. A mesma observação é válida para o efeito renda, que quadruplicou na década de 90 comparativamente ao período anterior.⁶

Na comparação com resultados obtidos em exercícios semelhantes para alguns dos países latino-americanos, também mostrados na Tabela 6, a diferença

Tabela 5

Resultados da decomposição dinâmica (1992/97)

EDUCAÇÃO	% ΔT
Efeito alocação	-7,7
Efeito renda	77,7
Contribuição	70,0

6 Embora pareça tentador atribuir, ao menos em parte, essa mudança de comportamento ao processo de abertura comercial que levou à adoção de tecnologias mais intensivas em mão-de-obra qualificada, esta tarefa escapa ao escopo do trabalho.

Tabela 6

Educação e variações na desigualdade: uma comparação internacional

PAÍS	AUTOR	PERÍODO	CONTRIBUIÇÃO (%)	EFEITO RENDA (%)
Brasil	Ramos e Trindade (1992)	1977/89	6-20	10-17
Argentina	Fiszbein (1991)	1974/88	54-56	38-46
Peru	Rodríguez (1991)	1970/84	32-47	34-43
México	Acevedo (1999)	1988/96	57-70	33-59

não é tão flagrante quanto no caso anterior. Não obstante, a importância da educação no Brasil na década de 90 revela-se bem maior do que para a Argentina, o Peru e o México, tanto no que tange à contribuição total para a explicação na variação da desigualdade quanto no que se refere ao efeito renda.

8 - Conclusão

Os resultados apresentados revelam que a tão difundida faceta redistributiva do Plano Real de fato parece ter existido, mas não foi suficiente para compensar o desempenho negativo do período imediatamente anterior à sua adoção, de tal modo que o índice T de Theil em 1997 ainda era superior ao computado para 1992.

Entre as fontes de dispersão de rendimentos, além da segmentação de acordo com a posição da ocupação, destaca-se sobremaneira o papel da heterogeneidade dos trabalhadores quanto à sua qualificação. A contribuição bruta da variável educação chega a 30% na explicação da desigualdade de rendimentos, enquanto a explicação marginal é superior a 20%. Aspectos ligados a práticas discriminatórias no mercado de trabalho não se revelaram importantes nesse particular.

Por fim, mudanças associadas ao perfil de rendimentos por grupos educacionais ou, em última análise, nos retornos à educação, parecem ter sido as principais responsáveis pelo aumento da desigualdade entre 1992 e 1997. Sem dúvida, esse é um ponto que merece ser aprofundado e melhor compreendido em estudos posteriores.

Apêndice 1

Evolução da amostra

VARIÁVEL	1992	1995	1997
Áreas urbanas	255.490	272.188	283.273
Mais de 18 anos	155.834	169.440	179.721
Menos de 65 anos	143.424	155.032	164.087
Renda positiva	89.792	99.236	102.725
Mais de 20 horas por semana	86.505	95.222	98.418
Educação definida	86.429	95.153	98.346
Sector definido	85.554	94.261	97.424
Ocupação	78.865	86.064	88.871

Apêndice 2

Estatísticas gerais por variável

	1992			1995			1997		
	α	β	T	α	β	T	α	β	T
Idade									
18-24	0,556	0,209	0,297	0,515	0,197	0,340	0,503	0,198	0,293
25-34	0,972	0,328	0,447	0,923	0,315	0,471	0,933	0,312	0,486
35-44	1,258	0,261	0,526	1,247	0,269	0,550	1,250	0,271	0,532
45-54	1,261	0,140	0,706	1,320	0,154	0,683	1,296	0,156	0,653
55-65	0,974	0,063	0,716	1,059	0,065	0,792	1,089	0,063	0,823
Escolaridade									
Sem instrução	0,421	0,089	0,355	0,381	0,076	0,358	0,378	0,070	0,342
1 a 4	0,660	0,314	0,416	0,615	0,296	0,390	0,596	0,263	0,394
5 a 8	0,760	0,247	0,371	0,718	0,252	0,372	0,712	0,259	0,387
9 a 11	1,108	0,225	0,391	1,054	0,244	0,456	1,027	0,268	0,438
12 ou mais	2,557	0,124	0,423	2,657	0,132	0,420	2,549	0,140	0,416

(continua)

(continuação)

	1992			1995			1997		
	α	β	T	α	β	T	α	β	T
Posição na ocupação									
Funcionário público	1,249	0,184	0,476	1,206	0,177	0,512	1,226	0,169	0,482
Empregado com carteira	0,980	0,403	0,437	0,883	0,386	0,461	0,883	0,386	0,433
Empregado sem carteira	0,465	0,144	0,458	0,506	0,148	0,533	0,520	0,157	0,507
Conta própria	0,849	0,223	0,588	0,909	0,239	0,555	0,925	0,237	0,583
Empregador	2,581	0,046	0,480	3,044	0,051	0,451	2,943	0,051	0,492
Região									
Norte	0,784	0,049	0,499	0,832	0,051	0,594	0,807	0,051	0,609
Nordeste	0,660	0,200	0,627	0,637	0,203	0,685	0,645	0,203	0,671
Sudeste	1,136	0,519	0,503	1,144	0,513	0,550	1,150	0,508	0,537
Sul	1,070	0,161	0,562	1,064	0,161	0,551	1,031	0,163	0,529
Centro-Oeste	0,957	0,072	0,588	0,978	0,072	0,581	1,010	0,075	0,628
Gênero									
Homem	1,108	0,676	0,563	1,111	0,666	0,600	1,092	0,668	0,595
Mulher	0,775	0,324	0,481	0,779	0,334	0,526	0,815	0,332	0,522
Cor									
Branco	1,207	0,599	0,542	1,216	0,605	0,572	1,232	0,610	0,567
Não-branco	0,690	0,401	0,466	0,670	0,395	0,510	0,637	0,390	0,455
Setor									
Indústria pesada	1,400	0,093	0,469	1,256	0,087	0,474	1,198	0,086	0,478
Indústria leve	0,788	0,089	0,483	0,772	0,084	0,530	0,764	0,081	0,586
Construção civil	0,688	0,090	0,423	0,738	0,087	0,447	0,703	0,092	0,425
Comércio	0,968	0,161	0,582	0,963	0,173	0,606	0,958	0,173	0,605
Crédito	2,296	0,024	0,339	2,092	0,020	0,339	2,061	0,018	0,311
Transportes	1,180	0,056	0,400	1,078	0,058	0,387	1,170	0,061	0,484
Serviços	0,972	0,254	0,610	1,058	0,269	0,689	1,071	0,275	0,640
Administração pública	1,103	0,161	0,470	1,129	0,158	0,533	1,159	0,153	0,506
Agricultura	0,480	0,070	0,601	0,426	0,064	0,548	0,394	0,061	0,502

α : renda média relativa;
 β : fração populacional; e
 T : desigualdade interna.

Determinantes da desigualdade de rendimentos no Brasil nos anos 90: discriminação, segmentação e heterogeneidade dos trabalhadores

Apêndice 3

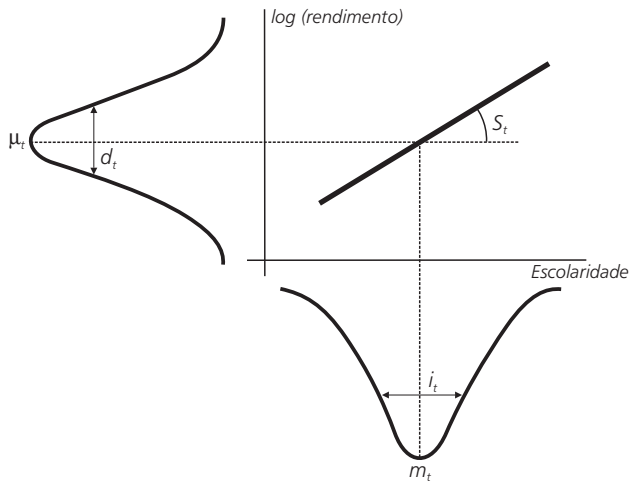
Correlação entre educação e algumas variáveis

Como visto na Tabela 3, existem, de modo geral, diferenças palpáveis entre as contribuições bruta e marginal das variáveis analisadas. No texto sugerimos que tais diferenças poderiam ser fruto de uma eventual correlação entre essas variáveis com a variável educação. A meta deste apêndice é, então, avançar um pouco na investigação da existência, e natureza, da correlação entre educação e algumas das variáveis utilizadas.

Antes, contudo, é interessante fazer uma breve descrição da interação entre a distribuição de educação e o funcionamento do mercado de trabalho, e suas implicações em termos da desigualdade de rendimentos. Uma visão estilizada desses fatores é ilustrada no gráfico a seguir.

Por um lado, quanto maior a escolaridade média (m^t), maior o rendimento médio (μ^t). Por outro, quanto maior a desigualdade da distribuição de educação (i^t) e quanto mais inclinado o perfil de rendimentos associados à escolaridade (s^t), resultante da interação da distribuição de educação e do *modus operandi* do mercado, maior será a desigualdade de rendimentos (d^t). Posto de outra forma, dada uma desigualdade preexistente, o funcionamento do mercado de trabalho a traduzirá em uma desigualdade de rendimentos de forma mais ou menos intensa conforme a inclinação do perfil de rendimentos seja maior ou menor.

Uma visão estilizada da interação de educação e mercado de trabalho



A média⁷ e a desigualdade educacionais, assim como a inclinação do perfil de rendimentos, podem ser calculadas segundo a maneira sugerida por Reis e Barros (1991), qual seja:

$$m^t = \sum_i \alpha_i^* \beta_i$$

$$i^t = (1/m^t) \cdot \sum_i \alpha_i^* \beta_i^t \ln(\alpha_i^*) - \ln(m^t)$$

$$s^t = \left(\frac{1}{\sum_i \alpha_i^t \beta_i^{97}} \right) \sum_i \alpha_i^t \beta_i^{97} \log(\alpha_i^t) - \log(\sum_i \alpha_i^t \beta_i^{97})$$

Assim, a média de escolaridade é dada por uma média ponderada da distribuição de um determinado grupo segundo os diferentes níveis de escolaridade (β_i), sendo que os pesos são proporcionais à valorização dada pelo mercado em um instante do tempo (no caso o ano de 1997) em termos de remuneração média de cada grupo educacional (α_i^*), padronizados de tal forma que o peso do grupo com instrução superior fosse igual a 1.⁸ Já a desigualdade da distribuição de educação e a inclinação do perfil de rendimentos correspondem às desigualdades entre grupos educacionais caso as rendas relativas ou as frações populacionais de cada grupo, respectivamente, permanecessem inalteradas e iguais às do ano de referência (1997).

Na Tabela A.1 são apresentados os resultados obtidos segundo esses índices para os grupos de algumas variáveis selecionadas:

No que diz respeito à idade, a Tabela A.1 revela que a média educacional nas faixas etárias mais baixas é bastante superior à das faixas mais elevadas. Como a experiência afeta positivamente os salários, temos então uma correlação negativa entre idade e educação, o que explica a contribuição bruta da variável idade ser menor do que sua contribuição marginal.

Situação semelhante ocorre no que diz respeito à variável gênero. As mulheres que estão no mercado de trabalho, apesar de possuírem mais escolaridade que os homens, têm um perfil de rendimentos bem menos inclinado que aquele associado aos homens. Além disso, a possível existência de práticas

7 Em que pese a média de anos de estudo ser uma candidata natural, e largamente empregada, não necessariamente é a mais indicada para ser empregada no contexto deste trabalho, porque a média atribui pesos iguais a todos os anos/níveis de educação. Ora, quando a preocupação maior é a desigualdade de salários, parece mais interessante ponderar os incrementos de escolaridade de acordo com o seu conteúdo educacional, que pode perfeitamente diferir ao longo do espectro educacional. A idéia por detrás do indicador sintético proposto por Barros e Reis (1989) é utilizar como *proxies* para o conteúdo educacional dos diferentes níveis os próprios rendimentos médios relativos.

8 Neste trabalho o ano escolhido como referência foi 1997, e os pesos daí resultantes foram 0,1485, 0,2338, 0,2792, 0,4029 e 1,0.

Tabela A.1

Indicadores sintéticos da distribuição de educação (VARIÁVEIS E GRUPOS SELECIONADOS)

INDICADOR ANO	<i>m^t</i>			<i>it</i>			<i>st</i>		
	1992	1995	1997	1992	1995	1997	1992	1995	1997
Idade									
18 a 24	0,498	0,512	0,523	0,042	0,044	0,043	0,045	0,050	0,043
25 a 34	0,428	0,434	0,442	0,148	0,143	0,139	0,113	0,133	0,139
35 a 44	0,406	0,421	0,437	0,201	0,188	0,182	0,157	0,187	0,182
45 a 54	0,325	0,348	0,368	0,256	0,260	0,250	0,234	0,253	0,250
55 a 65	0,259	0,266	0,284	0,286	0,268	0,276	0,223	0,337	0,276
Cor									
Branco	0,436	0,447	0,461	0,158	0,155	0,152	0,134	0,158	0,152
Não-branco	0,328	0,336	0,343	0,099	0,100	0,101	0,091	0,111	0,101
Gênero									
Homem	0,315	0,324	0,333	0,205	0,206	0,204	0,187	0,219	0,204
Mulher	0,426	0,438	0,455	0,189	0,181	0,175	0,137	0,163	0,175
Posição na ocupação									
Funcionário público	0,531	0,541	0,557	0,171	0,164	0,158	0,124	0,157	0,158
Com carteira	0,355	0,363	0,375	0,140	0,140	0,142	0,138	0,156	0,142
Sem carteira	0,272	0,285	0,299	0,116	0,125	0,135	0,133	0,161	0,135
Conta própria	0,293	0,308	0,319	0,151	0,161	0,164	0,120	0,149	0,164
Empregador	0,629	0,653	0,652	0,063	0,062	0,060	0,055	0,065	0,060

Fonte: Elaboração própria a partir das PNADs.

discriminatórias e segregação no mercado de trabalho, aliada a uma também possível existência de diferenciais compensatórios, fazem com que a correlação entre gênero e educação seja negativa.

No que diz respeito a cor e posição na ocupação a história é oposta, com os grupos que tendem a ser prejudicados no mercado de trabalho — trabalhadores não-brancos e empregados sem carteira de trabalho assinada, por exemplo —, seja por discriminação ou segmentação, apresentando menor escolaridade, o que caracteriza uma correlação positiva entre educação e essas variáveis em termos do funcionamento daquele mercado. Assim, a contribuição marginal dessas variáveis é menor do que a sua contribuição bruta.

Apêndice 4

Decomposição do índice T de Theil

O índice T de Theil é definido da seguinte maneira:

$$T = (1/N) \sum_{i=1}^N (Y_i / \bar{Y}) \log (Y_i / \bar{Y}) \quad (1)$$

onde Y_i é a renda do i -ésimo indivíduo, \bar{Y} é a renda média e N é o tamanho da população.

Se a população é dividida em G grupos com n_g observações cada, podemos então escrever T como:

$$T = \sum_{g=1}^G (n_g / N) \sum_{i=1}^{n_g} (Y_{ig} / \bar{Y}) \log (Y_{ig} / \bar{Y}) \quad (2)$$

onde Y_{ig} é a renda do i -ésimo indivíduo do g -ésimo grupo.

Pela definição $\beta_g = n_g / N$ e $Z_g = \bar{Y}_g / K$ onde \bar{Y}_g é a renda média do g -ésimo grupo e K , uma renda de referência qualquer (a de um grupo específico, por exemplo), torna-se possível mostrar que, após alguma manipulação, podemos expressar T como:

$$T = (1/k) \sum_{g=1}^G \beta_g Z_g \log Z_g - \log k + (1/k) \sum_{g=1}^G \beta_g Z_g T_g \quad (3)$$

onde $k = \sum_{g=1}^G \beta_g Z_g$ e T_g é o índice T de Theil para o g -ésimo grupo isoladamente, ou

seja, é o T de Theil calculado apenas para o conjunto de membros daquele grupo. Os dois primeiros termos do lado direito correspondem à desigualdade entre grupos, enquanto o último refere-se à desigualdade intragrupos.

Se escolhermos a renda média da população como a renda de referência, isto é, se construirmos $Z_g = \alpha_g = \bar{Y}_g / \bar{Y}$, então a expressão (3) reduz-se a:

$$T = \sum_{g=1}^G \alpha_g \beta_g \log \alpha_g + \sum_{g=1}^G \alpha_g \beta_g T_g \quad (4)$$

O primeiro termo — a média ponderada dos logaritmos da razão entre as rendas médias de cada grupo e da população — é a desigualdade entre grupos nessa formulação, e o segundo — a média ponderada das desigualdades internas — é a desigualdade intragrupos. Em ambos os casos os pesos são as porções da renda total em poder de cada grupo, uma vez que $\alpha_g \beta_g = n_g \bar{Y}_g / Y$, onde Y é a renda total.⁹

De volta à expressão (3), podemos diferenciá-la de forma a obter:

$$dT = (\partial T / \partial \beta_g) d\beta_g + (\partial T / \partial Z_g) dZ_g + (\partial T / \partial T_g) dT_g \quad (5)$$

onde o primeiro termo à direita é o efeito composição ou alocação (ou seja, o que corresponde às mudanças em T causadas apenas pela realocação da população entre os grupos), o segundo termo é o efeito renda (mudanças em T induzidas apenas pelas alterações nas rendas médias de cada grupo) e o último termo é o efeito interno (causado apenas por variações nas dispersões no interior dos grupos). Mais especificamente:

$$\begin{aligned} \frac{\partial T}{\partial \beta_g} &= \frac{1}{k} (Z_g \log Z_g + Z_g T_g) - \frac{Z_g}{k^2} (\sum \beta_g Z_g \log Z_g + \sum \beta_g Z_g T_g) - \frac{Z_g}{k} = \\ &= \frac{1}{k} (Z_g \log Z_g + Z_g T_g) - \frac{Z_g}{k} \left(\frac{1}{k} \sum \beta_g Z_g \log Z_g + \frac{1}{k} \sum \beta_g Z_g T_g + 1 \right) = \\ &= \frac{1}{k} (Z_g \log Z_g + Z_g T_g) - \frac{Z_g}{k^2} (T + \log k + 1) \therefore \frac{\partial T}{\partial \beta_g} = \frac{Z_g}{k} (\log (Z_g / k) + T_g - T - 1) \quad (6) \end{aligned}$$

De maneira análoga:

$$\begin{aligned} \frac{\partial T}{\partial Z_g} &= \frac{1}{k} [\beta_g (1 + \log Z_g) + \beta_g T_g] - \frac{\beta_g}{k^2} (\sum \beta_g Z_g \log Z_g + \sum \beta_g Z_g T_g) - \frac{\beta_g}{k} = \\ &= \frac{1}{k} [\beta_g (1 + \log Z_g) + \beta_g T_g - \beta_g (T + \log k + 1)] \therefore \frac{\partial T}{\partial Z_g} = \frac{\beta_g}{k} [\log (Z_g / k) + T_g - T] \quad (7) \end{aligned}$$

e:

$$\frac{\partial T}{\partial T_g} = \frac{1}{k} \beta_g Z_g \quad (8)$$

9 No caso do L de Theil os pesos são as frações populacionais de cada grupo.

Substituindo (6), (7) e (8) em (5), obtém-se uma expressão para o incremento no índice T de Theil gerado por mudanças marginais na alocação da população ao longo dos grupos, nas rendas médias relativas destes e nas respectivas dispersões internas:

$$\begin{aligned} dT = & \sum \frac{Z_g}{k} [\log(Z_g/k) + T_g - T - 1] d\beta_g + & (\text{efeito alocação}) \\ & + \sum \frac{\beta_g}{k} [\log(Z_g/k) + T_g - T] dZ_g + & (\text{efeito renda}) \\ & + \sum \frac{1}{k} \beta_g Z_g dT_g & (\text{efeito interno}) \end{aligned}$$

Se as rendas relativas de cada grupo são expressas em termos da razão entre as respectivas rendas médias absolutas e a renda média da população, então o T de Theil pode ser escrito como:¹⁰

$$\begin{aligned} dT = & \sum \alpha_g (\log \alpha_g + T_g - T - 1) d\beta_g + & (\text{efeito alocação}) \\ & + \sum \beta_g (\log \alpha_g + T_g - T) d\alpha_g + & (\text{efeito renda}) \\ & + \sum \beta_g \alpha_g dT_g & (\text{efeito interno}) \end{aligned}$$

É claro que isso é apenas uma aproximação e, portanto, sua precisão depende bastante da magnitude das variações nas frações populacionais, nas rendas médias relativas e nas desigualdades internas. O teorema do valor médio assegura que a relação acima é exata para algum ponto entre os extremos, mas não há regras acerca de como determiná-los. No contexto deste trabalho optamos pela solução *ad hoc* de avaliá-la sempre nos respectivos pontos médios.

Bibliografia

- ACEVEDO, G. *Earnings inequality after Mexico's economic and educational reforms*. The World Bank, 1999, mimeo.
- ALTIMIR, O., PIÑERA, S. Análisis de descomposición de las desigualdades de ingreso en la América Latina. *El Trimestre Económico*, v. 49, n. 196, p. 813-860, 1982.
- BANCO MUNDIAL. *Do plano ao mercado*. Relatório sobre o desenvolvimento mundial 1996. Washington, 1996.

10 A decomposição análoga para o L de Theil é dada por: $dL = \sum \{(\alpha_g - \log \alpha_g) d\beta_g + (\beta_g / \alpha_g)(\alpha_g - 1) d\alpha_g + \beta_g dL_g\}$, onde L_g é o L de Theil no interior do g -ésimo grupo.

- BARROS, R., REIS, J. G. A. *Um estudo da evolução das diferenças regionais da desigualdade no Brasil*. Rio de Janeiro: IPEA, 1989 (Texto para Discussão Interna, 178).
- BID. *América Latina frente a la desigualdad*. Washington D.C., 1998.
- FISZBEIN, A. *Essays on labor markets and income inequality on less developed countries*. Berkeley: University of California, 1991 (Ph.D. Dissertation).
- MORENO, A. La distribución del ingreso laboral urbano en Colombia: 1976-1988. *Desarrollo y Sociedad*, Bogotá, n. 24, 1989.
- PSACHAROPOULOS, G., MORLEY, S., FISZBEIN, A., LEE, H., WOOD, B. *Poverty and income distribution in Latin America: the story of the 1980s*. The World Bank, 1992.
- RAMOS, L. *The distribution of earnings in Brazil: 1976-1985*, Berkeley: University of California, 1990 (Ph.D. Dissertation).
- RAMOS, L., TRINDADE, C. Educação e desigualdade de salários no Brasil: 1977/89. *Perspectivas da Economia Brasileira — 1992*. Rio de Janeiro: IPEA, 1992.
- REIS, J. G. A., BARROS, R. P. Wage inequality and the distribution of education: a study of the evolution of regional differences in inequality in Metropolitan Brazil. *Journal of Development Economics*, v. 36, p. 117-43, 1991.
- REYES, A. Evolución de la distribución del ingreso en Colombia. *Desarrollo y Sociedad*, Bogotá, n. 21, 1988.
- RODRÍGUEZ, J. G. *Desigualdad salarial y educación en Lima metropolitana: 1970 a 1984*. Rio de Janeiro: PUC, 1991 (Masters Dissertation).
- SHORROCKS, A. The class of additively decomposable inequality measures. *Econometrica*, v. 52, p. 1.369-1.385, 1980.