



Munich Personal RePEc Archive

## **Wage inequality and education in Metropolitan Lima 1970-1984**

Rodriguez, Jose

December 1991

Online at <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/21196/>  
MPRA Paper No. 21196, posted 26 Mar 2010 17:46 UTC

# Desigualdade salarial e educação na Lima Metropolitana: 1970 a 1984\*

JOSÉ RODRÍGUEZ\*\*

*Neste artigo avalia-se o efeito da expansão nos níveis educacionais sobre a distribuição salarial na Lima Metropolitana entre 1970 e 1984. Tal avaliação é feita utilizando-se a decomposição dinâmica do segundo índice de concentração de Theil — o L de Theil —, fazendo uso das pesquisas domiciliares peruanas. Os resultados sugerem que tais efeitos dependem do tipo de expansão educacional, e não necessariamente contribuem para melhorar a distribuição salarial.*

## 1 - Introdução

O Peru tem, tradicionalmente, apresentado padrões distributivos altamente concentrados. Em diferentes estudos [Webb (1977), Amat e León (1981), Glewwe (1987) e Habich (1988)] para anos e distribuições distintos, o grau de concentração da distribuição de renda medido através do índice de Gini oscila entre 0,55 e 0,58 (ver Tabela 1). A parcela da renda total retida pelo estrato correspondente aos 20% mais ricos da população era de quatro a seis vezes maior que a retida pelos 50% mais pobres.

Apesar dos estudos existentes corresponderem a diversos anos do período compreendido entre 1961 e 1986, pode-se dizer muito pouco acerca da evolução temporal dos padrões distributivos. Entre as principais dificuldades para levar adiante esta avaliação estão as diferenças tanto no que tange às unidades de análise (indivíduos ou famílias) quanto em relação aos conceitos utilizados (rendimentos do trabalho ou de todas as fontes).

Neste trabalho privilegiamos o estudo da evolução temporal da distribuição de salários — que constitui uma componente importante do fluxo de renda familiar — e o papel da educação na dinâmica distributiva. O interesse em educação tem uma dupla motivação. Por um lado, o consenso existente na literatura no sentido de que educação é um dos instrumentos fundamentais para promover o desen-

---

\* Este artigo constitui uma versão resumida da Tese de Mestrado do autor na PUC/RJ, realizada durante o período em que este era pesquisador visitante no IPEA-Rio. O autor agradece os comentários de Ricardo Paes de Barros, Lauro Ramos, José Márcio Camargo e José Guilherme Almeida Reis, assim como as sugestões de dois pareceristas anônimos.

\*\* Pesquisador do Grupo de Análisis para el Desarrollo (Grade) em Lima, Peru.

TABELA 1

## Concentração de renda no Peru

	1961 <sup>a</sup>	1971/72 <sup>b</sup>	1985/86 <sup>c</sup>
50% <sup>-</sup>	12,3	10,7	15,1
20% <sup>+</sup>	77,3	60,9	60,3
Gini	0,58 <sup>d</sup>	0,55	0,57

<sup>a</sup>Webb (1977); distribuição da renda do trabalho na força de trabalho do Peru.

<sup>b</sup>Amat e León (1981); distribuição da renda familiar entre as famílias do Peru.

<sup>c</sup>Habich (1987); distribuição da renda familiar entre as famílias do Peru, excluindo Ayacucho, Apurímac e Huancavelica.

<sup>d</sup>Estimado a partir da curva de Lorenz.

volvimento econômico. Em particular, a educação é considerada um insumo essencial para contribuir na solução da pobreza tão flagrante nos países subdesenvolvidos, sendo a ela também atribuída uma certa capacidade redistributiva, no sentido de ser capaz de auxiliar a diminuir as grandes disparidades na distribuição da renda.

Por outro lado, a “explosão educacional”, como tem sido denominada a extraordinária ampliação da cobertura do sistema educacional peruano nas últimas décadas, tem se refletido em uma significativa elevação do nível de escolaridade da força de trabalho. Esta elevação se explica tanto pela substantiva redução nas taxas de analfabetismo — de 39% em 1961 para 16% em 1981 — como pelo aumento na proporção de pessoas com ao menos o primário completo — de 14% em 1961 para 41% em 1981 [Fernández (1986)].

O objetivo deste trabalho é avaliar a influência que esta expansão educacional teria exercido sobre o grau de concentração da distribuição de salários. Esta avaliação é feita de uma maneira dinâmica, ou intertemporal, para o período compreendido entre 1970 e 1984, entre os assalariados da Lima Metropolitana. A metodologia básica consiste na decomposição dinâmica do segundo índice de concentração de Theil — o *L* de Theil. Esta metodologia foi aplicada a algumas das *Encuestas de Hogares*<sup>1</sup> realizadas entre 1970 e 1984 no âmbito da Lima Metropolitana.

O artigo está organizado da seguinte maneira: na seção que se segue apresentamos uma avaliação sucinta do comportamento do sistema educacional peruano ao longo das últimas décadas. A terceira seção é dedicada aos detalhes metodológicos. Na quarta seção apresentamos, de um lado, a evolução da distribuição de salários,

<sup>1</sup> As *Encuestas de Hogares* são o equivalente peruano às Pesquisas Nacionais por Amostras de Domicílio (PNAD) realizadas no Brasil pelo IBGE.

e, de outro, os resultados empíricos da decomposição dinâmica do índice de concentração *L* de Theil. Finalmente, na quinta seção fazemos um balanço global dos resultados obtidos.

## 2 - Evolução do sistema educacional peruano

A partir das informações dos censos populacionais podemos descrever, desde 1940, a evolução do sistema educacional peruano, tanto através de indicadores de sua *abrangência* quanto em termos de indicadores de seus *resultados*. Os primeiros dizem respeito, basicamente, às taxas de matrícula da população em idade escolar. Os outros, em contrapartida, descrevem os níveis educacionais alcançados, independentemente da questão de matrícula, pela população adulta ou em idade de trabalhar.

Na Tabela 2 são reportadas as taxas *líquidas* de matrícula segundo os últimos quatro censos e a pesquisa nacional sobre padrão de vida (*Encuesta Nacional de Niveles de Vida*) de 1985/86. Estas taxas, apresentadas para diferentes grupos etários, acusam sensíveis progressos ao longo do tempo. Este fato sugere que a expansão da cobertura educacional não se limitou aos níveis de escolaridade básica (que, *grosso modo*, correspondem às crianças de seis a 14 anos de idade e parte dos jovens entre 15 e 19 anos).

Isto, de certa maneira, é confirmado pela distribuição da população de 15 anos de idade ou mais de acordo com o grau de escolaridade, reportada na Tabela 3. Efetivamente, a proporção da população sem instrução se reduz paulatinamente de 57% em 1940 para 14% em 1985/86, enquanto que a participação da população com nível secundário ou superior passa de 4,7 e 0,9% para 36 e 12%, respectivamente, entre 1940 e 1985/86.

A evolução temporal da cobertura do sistema educacional mostra que o grande impulso na ampliação deste sistema remonta a quatro ou cinco décadas atrás.<sup>2</sup> De certa maneira ele pode ser avaliado a partir do comportamento do orçamento público destinado à educação.<sup>3</sup> Até a década de 30, do total do orçamento do governo central, entre 8 e 10% eram destinados ao Ministério da Educação. A partir da segunda metade dos anos 40, este percentual eleva-se para 15% em média de 1945 a 1955, e para 25% daí em diante, até 1967. Durante todo o período compreendido entre 1945 e 1967, o aumento no percentual de gastos em educação traduziu-se em aumentos reais de recursos para este fim. Entre 1968 e 1975, durante a primeira

---

2 Neste sentido, a *Reforma de la Educación* de 1972 foi importante não pela ampliação do sistema, mas sim pela mudança na concepção do papel da educação e a forma como a sociedade como um todo deveria participar do sistema de ensino [ver Drysdale e Myers (1975)].

3 Deve-se ressaltar, todavia, que esta não é a única fonte de financiamento do sistema de ensino nacional. O setor público, no Peru, responde por cerca de 80% das matrículas escolares [Fernández (1986)].

TABELA 2

*Distribuição da população de 15 anos ou mais, segundo o nível de instrução —  
Peru: 1940, 1961, 1972, 1981 e 1985/86*

	1940	1961	1972	1981	1985/86
Total	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0
Sem instrução	57,3	38,9	27,5	16,2	14,2
Primária	36,7	47,6	47,0	42,8	37,1
Secundária	4,7	11,5	21,0	31,0	36,3
Superior	0,9	1,8	4,5	10,1	11,7
Média dos anos de estudo	1,9	3,1	4,4	6,0	n.d.

FONTES: Censos de Población e Encuesta Nacional de Niveles de Vida.

TABELA 3

*Proporção de pessoas em idade escolar que freqüentam a escola —  
Peru: 1940, 1961, 1972 e 1981*

Grupos etários	Taxas líquidas de escolaridade <sup>a</sup>			
	1940	1961	1972	1981
6 a 14 anos	29,7	57,6	78,3	89,8
15 a 19 anos	17,0	33,2	47,4	54,3
20 a 24 anos	n.d.	7,2	15,9	23,8
25 anos ou mais	n.d.	0,7	1,7	5,1

FONTE: Censos de Población.

<sup>a</sup>A taxa líquida de escolaridade é definida como a razão entre a população de um determinado grupo etário que freqüenta a escola e a população total deste mesmo grupo etário.

fase do governo militar presidido por Velasco Alvarado, a participação do gasto em educação diminuiu basicamente devido ao maior crescimento relativo dos outros setores administrativos do Estado.

A evolução do gasto público em educação nos últimos 15 anos foi bastante influenciada pelos desequilíbrios macroeconômicos e pelos diferentes programas de estabilização econômica, em particular a partir de 1976. Desde esta época, a tendência do gasto real *total* em educação tem sido de declínio, salvo algumas exceções em períodos eleitorais. Não obstante, a taxa de matrícula na rede de ensino

público tem continuado a crescer, às custas de um inexorável ajuste na qualidade dos serviços.

### 3 - Aspectos operacionais do estudo

#### 3.1 - Metodologia

Para avaliar a contribuição das mudanças na composição educacional da população sobre o grau de desigualdade da distribuição de salários utilizaremos a decomposição estatística do índice de concentração de Theil conhecido por *segundo índice* ou *L* de Theil. O próprio Theil (1967) apresentou e descreveu a decomposição *estática* de seus índices. A metodologia apresentada a seguir utiliza o *L* de Theil para proceder a uma decomposição *dinâmica*.<sup>4</sup>

##### 3.1.1 - Definição do *L* de Theil

Seja  $A = \{1, \dots, N\}$  um conjunto de  $N$  pessoas de uma população;  $x_j$  o salário da pessoa  $j \in A$ ; e  $X$  a massa de salários da população que pertence a  $A$ . O índice de desigualdade *L* de Theil é, então, definido como [ver Theil (1967)]:

$$L = \sum_{j \in A} P \cdot \ln(P/R_j)$$

onde:

$$P = 1/N \quad (1a)$$

$$R_j = X_j/X \quad (1b)$$

$$X = \sum_{j \in A} X_j \quad (1c)$$

---

<sup>4</sup> Ver Mookherjee e Shorrocks (1982) para uma decomposição similar para o *L* de Theil, e Reyes (1988), Moreno (1989) e Ramos (1990a) para o *T* de Theil.

Seja  $\bar{X}$  o salário médio dessa população. Podemos mostrar que o  $L$  de Theil é igual à diferença entre o logaritmo do salário médio e a média dos logaritmos dos salários:

$$L = \ln(\bar{X}) - P \cdot \sum_{j \in A} \ln(X_j) \quad (2)$$

ou, o que é a mesma coisa, o logaritmo da razão da média aritmética ( $\bar{X}$ ) e a média geométrica dos salários ( $\tilde{X}$ ):

$$L = \ln(\bar{X}/\tilde{X}) \quad (3)$$

O  $L$  de Theil possui várias propriedades importantes [ver Bourguignon (1979), Anand (1983) e Reis e Barros (1990)], entre as quais o fato de ele ser aditivamente decomponível é de particular interesse para os nossos objetivos. Por esta propriedade é possível expressar o índice como a soma de dois termos. Um deles representa a desigualdade associada à distribuição dos salários *entre* os grupos definidos de acordo com os critérios específicos desejados, enquanto que o outro representa a desigualdade associada à distribuição de salários no *interior* dos grupos.

### 3.1.2 - Decomposição do Índice $L$ de Theil

Seja  $A_i, i = 1, \dots, G$  uma partição de  $A$ , e seja  $N_i$  o número de elementos de cada  $A_i$ . É imediato que:

$$\sum_{i=1}^G N_i = N \quad (4a)$$

Definimos  $x_j, j \in A_i$  (o salário da pessoa  $j$  que pertence ao subconjunto  $A_i$ ), e  $X_i$  a massa de salários do grupo de pessoas que pertencem ao subconjunto  $A_i$ , de forma que:

$$X_i = \sum_{j \in A_i} x_j, \quad i = 1, \dots, G \quad (4b)$$

Podemos expressar (1a) e (1b) da seguinte forma:

$$P = 1/N = (1/N_i) \cdot (N_i/N) = P_{j/i} \cdot P_i, \quad i = 1, \dots, G \quad j \in A_i \quad (5)$$

$$R_i = x_j/X = (x_j/X_i) \cdot (X_i/X) = R_{j/i} \cdot R_i, \quad i = 1, \dots, G \quad j \in A_i \quad (6)$$

onde  $P_{j/i}$  representa a ponderação da pessoa  $j$  no seu respectivo subconjunto  $i$ .  $P_i$  representa a participação do grupo de pessoas pertencentes ao subconjunto  $i$  da população total. De maneira similar,  $R_{j/i}$  representa a fração da massa salarial do grupo  $i$  que é repetida pela pessoa  $j$ , e,  $R_i$  a participação da massa de salários do subconjunto  $i$  na massa salarial total.<sup>5</sup>

Utilizando-se as definições (5) e (6) podemos expressar (1) da seguinte forma:<sup>6</sup>

$$L = \sum_i P_i \cdot \ln \left( \frac{P_i}{R_i} \right) + \sum_j P_{j/i} \cdot \sum_i P_i \cdot \ln \left( \frac{P_{j/i}}{R_i} \right) \quad (7)$$

ou:

$$L = LE + LI \quad (8)$$

O primeiro termo da expressão (7), que denominamos  $LE$  em (8), representa o componente *entre* grupos do índice, e o segundo termo,  $LI$ , o componente *intra*-grupos. Note-se que  $LE$  corresponde a aplicação de (1), à definição do  $L$  de Theil, à distribuição dos salários entre os  $G$  grupos e, portanto, mede o grau de concentração dos salários sem levar em consideração como esses estão distribuídos no interior de cada grupo (*i.e.*, assumindo uma distribuição uniforme no interior de cada grupo).

De maneira similar, podemos observar que  $LI$  corresponde à média ponderada de  $G$  termos, cada um dos quais representando a aplicação de (1) ao interior de cada um dos  $G$  grupos, que denominamos  $LI_i$ . Ao contrário de  $LE$ , nesse caso, somente são consideradas as distribuições ao interior de cada grupo, negligenciando-se a distribuição da renda entre grupos.

Podemos encontrar uma expressão similar a (2) para cada um dos componentes:

<sup>5</sup> Adiante utiliza-se o termo grupo ao invés de subconjunto.

<sup>6</sup> Salvo indicação expressa, os somatórios em  $i$  serão doravante aplicados  $i \in \{1, \dots, G\}$  e os somatórios em  $j$  serão aplicados em  $j \in A_i$ .



$$\begin{aligned}
LE &= \sum_i P_i \cdot \ln \left( \frac{N_i/N}{X_i/\bar{X}} \right) = \\
&= \sum_i P_i \cdot \{ \ln(\bar{X}) - \ln(X_i) \} \\
LE &= \ln(\bar{X}) - \ln(\hat{X})
\end{aligned} \tag{9a}$$

e:

$$\begin{aligned}
LI &= \sum_i P_i \cdot \left\{ \sum_j P_{j/i} \cdot \left[ \ln \left( \frac{1/N_i}{X_j/X_i} \right) \right] \right\} = \\
&= \sum_i P_i \cdot \{ \sum_j P_{j/i} \cdot [ \ln(X_i) - \ln(X_j) ] \} \\
LI &= \ln(\hat{X}) - \ln(\tilde{X})
\end{aligned} \tag{9b}$$

onde  $\hat{X}$  representa a média geométrica ponderada das médias aritméticas.

É interessante ressaltar que, com os resultados em (9a) e (9b), a expressão (8) pode ser escrita de outra forma:

$$L = \underbrace{\ln(\bar{X}) - \ln(\hat{X})}_{LE} + \underbrace{\ln(\hat{X}) - \ln(\tilde{X})}_{LI}$$

ou seja, operacionalmente só precisamos de três termos para estimar os dois componentes do  $L$  de Theil: *a*) a média aritmética de todos os salários; *b*) a média geométrica de todos os salários; e *c*) a média geométrica das médias aritméticas dos salários de cada um dos grupos. É possível mostrar que o componente *entre* grupos será nulo se, e somente se, as médias aritméticas dos grupos forem iguais.

Finalmente, note-se que  $LE$  é determinado uma vez conhecidas a composição da população por grupos,  $(N_1/N, \dots, N_G/N) = (P_1, \dots, P_G)$ , e a distribuição da massa salarial entre os grupos,  $(X_1/\bar{X}, \dots, X_G/\bar{X}) = (R_1, \dots, R_G)$ :

$$LE = f(P_1, \dots, P_G; R_1, \dots, R_G) \tag{10a}$$

onde  $f$  é uma função definida segundo (1).<sup>7</sup>

7. Em (1) o  $L$  de Theil é definido como uma função  $f_N: \mathbb{R}_+^{2N} \rightarrow \mathbb{R}_+$ , tal que  $f(\mathbf{V}, \mathbf{Z}) = \sum_{j \in \mathbf{A}} V_j \cdot \ln(V_j/Z_j)$ , onde  $\mathbf{V} = (P_1, \dots, P_N)$  e  $\mathbf{Z} = (R_1, \dots, R_N)$  são vetores com  $N$  componentes cada um, e,  $\mathbf{A} = \{1, \dots, N\}$  o conjunto cujos elementos são as  $N$  pessoas.

De forma similar,  $L_I$  é determinado uma vez conhecidos  $P$  e o grau de concentração dos salários ao interior de cada grupo,  $L_i = (L_{I_1}, \dots, L_{I_G})$ :

$$L_I = h(P_1, \dots, P_G; L_{I_1}, \dots, L_{I_G}) \quad (10b)$$

onde, como já mencionamos ao comentar a equação (7),  $L_I$  define-se como a função  $h$  que calcula a média ponderada dos índices de  $L$  de Theil dos  $G$  grupos;<sup>8</sup> portanto, cada  $L_{I_i}$  é o resultado da aplicação da função  $f_{N_i}$  aos vetores  $P_i = (1/N_i, \dots, 1/N_i)$  e  $R_i = (R_{1/i}, \dots, R_{N_i/i})$  correspondentes a cada grupo.

É fácil perceber que em (1), se todos os salários fossem multiplicados por um escalar qualquer,  $R_i = x_j/X$  não seria afetado, mantendo-se inalterado o valor do índice. Portanto, podemos obter  $LE$  a partir dos salários médios relativos:

$$LE = \sum_i P_i \cdot \ln \left( \frac{X/\bar{X}_m}{\bar{X}_i/\bar{X}_m} \right) = \sum_i P_i \cdot \ln \left( \frac{S}{S_i} \right) \quad (11)$$

onde  $S_i$  representa o salário médio relativo do grupo  $i$  em relação ao salário médio do grupo  $m$ ; e  $S$  representa o salário médio total em termos do grupo  $m$ .<sup>9</sup> Desse modo alternativamente a (10a):

$$LE = f(P_1, \dots, P_G; S_1, \dots, S_G) \quad (12)$$

### 3.1.3 - Contribuição estática da educação

O componente *entre* grupos pode ser interpretado como [ver Anand (1983) e Reis e Barros (1989)]: *a*) o grau de concentração da distribuição dos salários entre os grupos, isto é, como se os grupos (ou subconjuntos) fossem as unidades de análise; *b*) o grau de concentração da distribuição de salários entre os indivíduos, resultante de um processo no qual são “eliminadas” as diferenças salariais entre indivíduos que pertencem ao mesmo grupo e são mantidos constantes os salários médios de cada um dos grupos; e *c*) a diminuição no grau de concentração da distribuição de salários entre indivíduos quando são “eliminadas” as diferenças nos salários médios entre os grupos.

<sup>8</sup> Formalmente,  $L_I = \sum_i P_i \cdot L_{I_i}$ .

<sup>9</sup> Formalmente,  $S = \sum_i P_i \cdot S_i$ .

Essas interpretações provêm da própria definição *estrita* de uma medida de desigualdade aditivamente decomponível. Em particular, a terceira interpretação é própria dos índices estritamente decomponíveis, como é o caso do  $L$  de Theil.

Definimos  $\Delta$  como a diminuição relativa do grau de concentração associado à eliminação da desigualdade entre os grupos:

$$\Delta = (LE / L) \cdot 100 \quad (13)$$

e interpretamos como *contribuição estática* da educação à desigualdade salarial, mantida constante a composição da população pelos respectivos grupos.

### 3.1.4 - Contribuição dinâmica da educação

Denominamos decomposição dinâmica o método que permite dividir as mudanças intertemporais do índice em cada um dos seus elementos básicos definidos na seção anterior, isto é, a composição educacional da população,  $\mathbf{P} = (P_1, \dots, P_G)$ , a estrutura de salários relativos,  $\mathbf{S} = (S_1, \dots, S_G)$ , e o grau de concentração salarial no interior de cada um dos grupos,  $\mathbf{L} = (L_1, \dots, L_G)$ .

Para obter a expressão da contribuição dinâmica da educação às modificações temporais no grau de desigualdade salarial diferenciamos o índice. Para isso definimos:

$$\Delta L = L_1 - L_0 \quad (14)$$

onde os supra-índices 1 e 0 indicam os anos aos quais pertencem os índices sujeitos a comparação. Aplicando-se (14) a cada um dos termos do lado direito da equação (8):

$$\begin{aligned} \Delta L_E &= \sum_i P_i^1 \cdot \ln \left( \frac{S_i^1}{S_i^0} \right) - \sum_i P_i^0 \cdot \ln \left( \frac{S_i^0}{S_i^0} \right) = \\ &= \sum_i P_i^1 \cdot \ln \left( \frac{S_i^1}{S_i^0} \right) - \sum_i P_i^1 \cdot \ln \left( \frac{S(\mathbf{P}^1, \mathbf{S}^0)}{S_i^0} \right) + \\ &+ \sum_i P_i^1 \cdot \ln \left( \frac{S(\mathbf{P}^1, \mathbf{S}^0)}{S_i^0} \right) - \sum_i P_i^0 \cdot \ln \left( \frac{S_i^0}{S_i^0} \right) \end{aligned} \quad (15)$$

É importante ressaltar alguns aspectos dessa decomposição. Lembre-se que  $S$  é uma função,<sup>10</sup> tanto da composição da população segundo a variável em questão,  $P$ , como dos salários médios relativos,  $S$ . De maneira que a expressão  $S(P^0, S^1)$  recolhe o efeito da mudança em  $P$  sobre o salário médio total relativo,  $S$ , dada a mesma estrutura salarial. De outro lado, os salários relativos,  $S = \{S_1, \dots, S_G\}$ , não dependem de  $P$ .<sup>11</sup> Desse modo, a primeira diferença da expressão (15) pretende captar a mudança de  $LE$  quando são levadas em consideração somente as mudanças em  $P$  ( $P^0 \rightarrow P^1$ ), enquanto que a segunda diferença capta as mudanças em  $S$  ( $S^0 \rightarrow S^1$ ):

$$\begin{aligned} \Delta LE &= \{f(P^1, S^1) - f(P^1, S^0)\} + \{f(P^1, S^0) - f(P^0, S^0)\} \\ \Delta LE &= \Delta LE_S + \Delta LE_P \end{aligned} \quad (16)$$

Para o componente intra-grupos procedemos de maneira similar:

$$\begin{aligned} \Delta LI &= \sum_i P_i^1 \cdot LI_i^1 - \sum_i P_i^0 \cdot LI_i^0 = \\ &= \sum_i P_i^1 \cdot LI_i^1 - \sum_i P_i^1 \cdot LI_i^0 + \\ &+ \sum_i P_i^1 \cdot LI_i^0 - \sum_i P_i^0 \cdot LI_i^0 \end{aligned} \quad (17)$$

onde a primeira diferença capta a mudança em  $P$ , e a segunda a mudança de  $LI$ . Utilizando-se uma notação similar à de (16):

$$\begin{aligned} \Delta LI &= \{h(P^1, LI^1) - h(P^1, LI^0)\} + \{h(P^1, LI^0) - h(P^0, LI^0)\} \\ \Delta LI &= \Delta LI_{LI} + \Delta LI_P \end{aligned} \quad (18)$$

Denominaremos, como é usual na literatura, efeito *composição*  $\Delta L_P = \Delta LI_P + \Delta LE_P$ , isto é, a variação no grau de concentração associada à mudança na compo-

10 Formalmente, podemos expressá-la também como o seguinte produto vetorial,  $S = P \cdot S$ .

11 Vale lembrar que estamos trabalhando com uma identidade e não com equações de comportamento. Portanto, quando nos referimos a relações funcionais nesta seção, nada está sendo assumido acerca do conteúdo teórico e muito menos acerca das relações de causalidade. Este aspecto será tratado mais adiante, quando discutirmos como interpretar a contribuição de educação.

sição da população; e, efeito *estrutural*  $\Delta L_S = \Delta L_{E_S}$ , ou seja, a variação em  $L$  associada à mudança na estrutura salarial; e, finalmente,  $\Delta L_{L_I} = \Delta L_{L_I}$  como parte da variação “não explicada”.

Interpretamos  $\Delta^* = \Delta L_P + \Delta L_S$  como a *contribuição dinâmica* da variável sob análise, sendo que o primeiro termo do lado direito será considerado como o efeito *direto*, enquanto que o segundo como efeito *indireto* ou *induzido*.

### 3.2 - Definições operacionais

Nesse estudo trabalhamos com duas variáveis: salário e educação. Os *salários* são definidos como a taxa salarial, isto é, a remuneração para uma mesma jornada de trabalho, e correspondem à remuneração líquida (descontadas a carga tributária e as contribuições para o fundo de desemprego e seguridade social).

Como variável *proxy* para *educação* foi utilizada a informação sobre anos de instrução formal. No Peru o sistema educacional é composto de três níveis consecutivos: *a*) primário; *b*) secundário; e *c*) superior. O primário (ao qual têm acesso os menores com pelo menos seis anos de idade) tem seis anos (séries), o secundário cinco e o superior pelo menos cinco.

A população foi classificada de acordo com cinco grupos educacionais: primário incompleto (até cinco anos de escolaridade), primário completo (seis anos), secundário incompleto (de sete a 10 anos), secundário completo (11 anos) e superior, completo ou não (12 ou mais anos).

A definição destes cinco grupos foi resultado da observação do comportamento da taxa salarial para cada ano de educação em 1970. Observamos que esta taxa de salários crescia “suavemente” até ser atingido um número de anos de escolaridade correspondente ao término do primário (GE-2) e secundário (GE-4). É possível perceber também que a distribuição da população segundo anos de escolaridade é bimodal, sendo justamente os estágios supracitados os que apresentam as maiores concentrações de pessoas na população. Tudo isto leva a pensar que, no mercado, os níveis educacionais completos são considerados mais importantes.

### 3.3 - Fonte de dados e universo de análise

A principal fonte de dados para o estudo foram as *Encuestas de Hogares* por amostra, realizadas pelo *Ministerio de Trabajo y Promoción Social* para a medição dos níveis de emprego na Lima Metropolitana.<sup>12</sup>

---

12 Isto é, as províncias de Lima e Callao.

A seção destas pesquisas destinada a avaliar a participação no mercado de trabalho é usualmente aplicada à população com 14 anos de idade ou mais. O período de referência, em todos os casos, corresponde aos sete dias imediatamente anteriores à aplicação do questionário.

O universo de análise para este trabalho é constituído pelo conjunto de indivíduos com as seguintes características:

1) residentes na Lima Metropolitana;

2) homens;

os quais, durante o período de referência:

3) pertenciam à PEA ocupada;

4) efetivamente trabalhavam;

e que, em sua ocupação principal:

5) eram assalariados;

6) trabalhavam em setores de atividades bem definidos (exceto mineração e agricultura);

7) tinham salário e horas trabalhadas bem definidos;

8) tinham um número definido de anos de escolaridade;

9) tinham somente uma ocupação;

10) tinham uma jornada de trabalho de 20 ou mais horas por semana.

A característica (1) reflete basicamente uma restrição na disponibilidade de informação. O filtro (2) foi introduzido de modo a eliminar a componente associada a gênero na diferenciação salarial, quer dizer, diferenças de salário associadas à segmentação ou discriminação. As condições (3) e (4) excluem as pessoas ocupadas que durante o período de referência estavam em férias ou de licença.

Por intermédio da condição (5) restringimos a análise à informação sobre a ocupação principal. Em particular, (5) corresponde à unidade de análise escolhida, e (6) elimina o grupo de pessoas que trabalhavam em atividades de mineração e agricultura, pouco frequentes na Lima Metropolitana. Os filtros em (7) fazem-se necessários para que possamos trabalhar com o  $L$  de Theil, como será visto na próxima seção. Através de (8) eliminamos da amostra os casos em que não dispomos de informação sobre anos de escolaridade.

A condição (9) destina-se a evitar um cálculo equivocado da taxa de salário, já que nem todas as pesquisas reportam separadamente as horas de trabalho na ocupação principal e as horas de trabalho nas ocupações secundárias. Finalmente, com (10) pretendemos selecionar o grupo de indivíduos cuja atividade principal é o trabalho.

## 4 - Educação e distribuição de salários na Lima Metropolitana

### 4.1 - Distribuição de salários na Lima Metropolitana entre 1970 e 1984

Na Tabela 4 são reportados alguns indicadores do grau de concentração da distribuição salarial para alguns anos entre 1970 e 1984. O coeficiente de Gini destas distribuições revela níveis de concentração relativamente menores que os associados à distribuição da renda individual (que inclui outras fontes de renda além do trabalho), assim como à distribuição da renda familiar (ver a Tabela 1). Estes níveis são, inclusive, menores que os estimados para distribuições análogas nas regiões metropolitanas do Brasil.<sup>13</sup>

A evolução temporal destes indicadores revela um padrão de concentração em forma de "U": uma maior concentração no início e no final do período, e menor nos anos intermediários. Quase todos os indicadores reportados na Tabela 4 mostram indícios de processos redistributivos: desconcentração entre 1970 e 1978, e concentração entre 1978 e 1984.

As mudanças nos níveis de concentração foram significativas. Por exemplo, o índice de concentração em 1978, medido pelo *L* de Theil, somente seria obtido em 1970 caso fosse implantado um imposto proporcional à renda de 13% incidindo sobre a metade mais rica da população, e transferida a arrecadação para os 50% mais pobres via um subsídio igual a 44%.<sup>14</sup>

### 4.2 - Decomposição do índice *L* de Theil

Os anos de 1970, 1978 e 1984 foram escolhidos para a realização dos exercícios de decomposição por delimitarem períodos distintos em termos de tendências concentradoras ou desconcentradoras do processo redistributivo, e pela dominância da distribuição de 1978 sobre as de 1970 e 1984.<sup>15</sup>

Os três elementos nos quais o índice *L* de Theil pode ser decomposto são: *a*) a composição da população por grupos educacionais, *P*; *b*) a estrutura salarial dos

---

13 Reis e Barros (1989) obtiveram índices de Gini cuja média anual oscilava entre 0,522 e 0,560 para os anos compreendidos entre 1976 e 1986.

14 Agradeço a Ricardo Paes de Barros por haver sugerido esta forma de ilustrar os processos redistributivos. Ver Ramos (1990a) para a formalização deste método para os índices *L* e *T* de Theil.

15 Graficamente, a curva de Lorenz de 1978 está estritamente acima das curvas de 1970 e 1984. Por isso, podemos dizer que a distribuição de 1978 domina as de 1970 e 1984.

TABELA 4

*Distribuição de salários na Lima Metropolitana: indicadores sintéticos do grau de concentração — 1970/84*

	1970	1973	1975	1978	1981	1982	1984
40% <sup>-</sup>	15,49	16,85	18,78	19,36	19,12	18,51	17,05
10% <sup>+</sup>	32,02	34,29	28,80	25,12	27,03	26,92	31,14
D10/D40 <sup>a</sup>	2,07	2,04	1,53	1,30	1,41	1,45	1,83
Gini	0,426	0,418	0,366	0,277	0,350	0,358	0,396
L Theil	0,305	0,291	0,220	0,189	0,209	0,216	0,269

<sup>a</sup>Razão entre a participação no total de salários do decil mais rico e a dos quatro decis mais pobres.

grupos educacionais, S; e c) os índices de concentração *L* de Theil no interior de cada grupo educacional, *L<sub>i</sub>*.

#### 4.2.1 - Composição educacional da população — P

Na Tabela 5 é apresentada a distribuição da população segundo anos de escolaridade. Em 1970 a composição da população de acordo com níveis educacionais era a seguinte: 41% possuía no máximo, primário completo, 42% possuía secundário completo ou menos, e os restantes 17% tinham um número de anos de estudo correspondente ao nível superior.

Tanto em 1978 como em 1984 a distribuição da população por anos de escolaridade deslocou-se em direção a níveis educacionais mais elevados. Enquanto que a proporção de pessoas com primário completo ou menos diminuiu para 30% em 1978 e para 18% em 1984, os níveis secundário e superior cresceram. O secundário apresenta um maior crescimento relativo entre 1970 e 1978, quando chegou a constituir 52% da população; o superior expandiu-se mais entre 1978 e 1984, quando atingiu 25% da população.<sup>16</sup>

Nas três distribuições a população se concentra em alguns anos de escolaridade específicos. O décimo primeiro ano representa um dos valores modais importantes

<sup>16</sup> Esta surpreendentemente elevada proporção de pessoas com alguma educação superior é basicamente a mesma encontrada por Stelcner, Arriagada e Moock (1987) com base na *Encuesta Nacional de Niveles de Vida (ENNV)* para o período 1985/86.



TABELA 5

*Distribuição da população por anos de escolaridade: média, mediana e desvio-padrão dos anos de escolaridade — Lima Metropolitana: 1970, 1978 e 1984*

Anos de escolaridade	1970	1978	1984
Sem instrução	1,2	0,7	1,0
0 ano	1,2	0,7	1,0
Nível primário	40,1	30,1	18,0
1 ano	0,0	0,0	0,0
2 anos	2,2	2,0	0,4
3 anos	3,8	1,9	0,7
4 anos	5,9	4,1	2,0
5 anos	4,7	2,3	1,1
6 anos	23,5	19,8	13,8
Nível secundário	41,8	51,9	55,6
7 anos	3,0	4,5	2,4
8 anos	7,7	6,6	5,6
9 anos	7,6	8,9	7,8
10 anos	3,6	2,7	2,7
11 anos	19,9	29,2	37,1
Nível pós-secundário	17,0	17,3	25,4
12 anos	2,3	0,9	1,8
13 anos	3,1	2,1	1,8
14 anos	3,0	2,4	3,0
15 anos	3,1	1,9	2,0
16 anos	5,5	10,0	16,9
Média	8,5	9,3	10,5
Mediana	8	9	11
Desvio-padrão	3,7	3,6	3,6

FONTE: *Encuestas de Hogares*.

nas três distribuições. Paralelamente, em 1970 o sexto ano também concentra uma proporção importante da população que, em 1984, é substituído pelo décimo sexto ano. Estes anos representam o último grau de algum dos três níveis educacionais. O sexto e o décimo primeiro correspondem ao primário e secundário completos, enquanto o décimo sexto refere-se ao menor número de anos necessários para concluir algum curso universitário. Em 1970 estes três grupos representavam 49% da população, atingindo 59% em 1978 e 68% em 1984.

O grupo de pessoas com secundário completo praticamente duplicou sua participação no período: de 19,9% em 1970, passou a 29,2% em 1978 e 37,1% em 1984. O crescimento relativo do grupo com nível superior completo foi ainda maior; em 1984 respondia por 17% da população, ou seja, quase três vezes a proporção correspondente em 1970.

Como seria de se esperar, as mudanças na distribuição da população por anos de escolaridade traduziram-se em incrementos significativos, tanto nas médias quanto nas medianas desta variável. Ambas cresceram continuamente ao longo de todo o período. Paralelamente, a variância da distribuição dos anos de estudo permaneceu praticamente constante, refletindo, por conseguinte, uma dispersão relativamente menor (ver a Tabela 3).

#### 4.2.2 - Estrutura salarial — S

São duas as características mais importantes da evolução da estrutura salarial apresentada na Tabela 6: em primeiro lugar, a sensível diminuição da dispersão dos salários médios, e, em segundo, o padrão particularmente assimétrico com que os salários se aproximaram entre si.

Em relação à diminuição na dispersão, vale notar que o salário do grupo mais educado, GE-5, relativamente ao segundo grupo, GE-2, caiu de 2,9 em 1970 para 2,4 em 1984. A maior parte desta diminuição aconteceu até 1978, quando a relação foi igual a 2,1, sendo em seguida ligeiramente revertida entre 1978 e 1984.

Apesar de todos os salários médios tenderem a aproximar-se, este processo se dá de forma assimétrica. Os grupos menos educados, GE-1 até GE-3, inclusive, apresentaram salários praticamente iguais em 1984. Em 1970 o grupo com primário incompleto (GE-1) tinha um salário médio equivalente a 78% do salário médio do grupo com primário completo (GE-3), enquanto que o grupo com secundário tinha uma média 15% mais elevada. Em 1978 praticamente só existia diferença entre os dois grupos menos educados; a média de GE-1 representava 92% da de GE-2. Entre GE-3 e GE-2 a diferença entre os salários médios praticamente inexistia.<sup>17</sup>

Entre os grupos mais educados o comportamento é diferente. Em 1970 o grupo com educação superior (GE-5) tinha um salário médio 75% mais elevado que a média do grupo GE-4. Em 1978 esta relação caiu para 59%, tendo aumentado para 91% em 1984.

---

17 Parte da explicação deste fenômeno reside nas mudanças na composição etária no interior de cada um dos grupos educacionais. De fato, a idade média em GE-1 e GE-2 aumentou de 38 e 36 para 41 e 37 anos, respectivamente, entre 1970 e 1978. Deste modo, os níveis de escolaridade mais baixos foram, ao menos parcialmente, compensados pela maior experiência.

TABELA 6

*Distribuição, estrutura e desigualdade interna por grupos educacionais — Lima Metropolitana: 1970, 1978 e 1984*

Grupo educacional (GE)	1970	1978	1984
<b>Distribuição - P</b>			
1. Primário incompleto	17,7	11,0	5,1
2. Primário completo	23,5	19,8	13,8
3. Secundário incompleto	21,9	22,8	18,5
4. Secundário completo	19,9	29,2	37,1
5. Superior	17,1	17,2	25,4
<b>Estrutural salarial - S</b>			
1. Primário incompleto	0,78	0,92	1,02
2. Primário completo	1,00	1,00	1,00
3. Secundário incompleto	1,15	0,99	1,02
4. Secundário completo	1,67	1,29	1,23
5. Superior	2,92	2,05	2,35
GE-5/GE-1	3,75	2,23	2,32
<b>Desigualdade interna - L</b>			
1. Primário incompleto	0,137	0,122	0,178
2. Primário completo	0,166	0,130	0,175
3. Secundário incompleto	0,209	0,158	0,160
4. Secundário completo	0,236	0,168	0,169
5. Superior	0,268	0,144	0,318

FONTE: *Encuestas de Hogares*.

#### 4.2.3 - Desigualdade intra-grupos — L

É interessante observar na Tabela 6 que os índices de concentração mais baixos aparecem geralmente nos grupos menos educados (particularmente em 1970 e 1978), enquanto que os índices mais elevados ocorrem nos grupos mais educados (especialmente em 1970 e 1984). As diferenças em magnitude absoluta destes índices são grandes nos dois anos que apresentaram os maiores índices de concentração (em 1970 e 1984); nestes casos o valor máximo foi igual ao dobro do valor mínimo. Em 1978, ao contrário dos dois outros anos, os índices de concentração foram relativamente baixos e apresentaram uma menor variabilidade.

É interessante notar também que quando comparamos os índices de cada grupo, período a período, observamos que em 1978 todos eles foram inferiores aos

encontrados tanto em 1970 quanto em 1984. Isto é, as oscilações no  $L$  de Theil total e no  $L$  de Theil de cada grupo são paralelas. Certamente isto se refletirá na decomposição dinâmica realizada mais à frente.

#### 4.2.4 - Distribuição de educação, perfil salarial e desigualdade interna

Devido à forma como têm sido apresentados os componentes do índice  $L$  de Theil, a comparação dos três anos em estudo pode não ser transparente em relação a: a) o grau de concentração na distribuição de escolaridade; b) a inclinação dos perfis salariais; e c) o nível da desigualdade total no interior de cada grupo educacional.

Reis e Barros (1989) propõem alguns indicadores sintéticos que permitem comparar os  $P$ ,  $S$  e  $L$  de diferentes distribuições. Os índices por eles propostos são construídos com base no componente *entre* grupos do  $L$  de Theil no caso da avaliação de  $P$  e  $S$ , e do componente *intra* para a avaliação de  $L$ .

Para avaliar a tendência da distribuição de escolaridade, estes autores consideram adequado ponderar os anos de escolaridade pelos salários relativos do respectivo nível. Isto equivale a avaliar as diferenças nos conteúdos educacionais dos diferentes níveis de escolaridade de acordo com as diferenças nos preços de mercado. O fato de trabalhar com grupos educacionais, admitindo que no interior dos mesmos as diferenças salariais não se devem à educação, nos leva a avaliar o conteúdo educacional através das médias salariais dos respectivos grupos. Por conseguinte, o componente *entre* do  $L$  de Theil constitui um índice adequado para efetuar as comparações. Para isso, basta estabelecer uma mesma estrutura salarial para as diferentes distribuições de educação.

Utilizando a notação da seção anterior, expressamos o indicador da desigualdade na distribuição de educação da seguinte forma:

$$E^i = f(P^i, S^{78}), \quad i = 70, 78, 84$$

Para medir e avaliar as mudanças nas inclinações dos perfis salariais o procedimento é similar. Utilizamos o componente *entre* mantendo fixo o vetor  $P$  para as diferentes estruturas salariais. Para medir a desigualdade interna de cada grupo educacional, utilizamos como índice o componente *intra*, mantendo também fixo o  $P$ . Formalmente, as expressões para os indicadores da inclinação do perfil de salários,  $I$ , e da desigualdade interna,  $D$ , são as seguintes:

$$I^i = f(P^{78}, S^i), \quad i = 70, 78, 84$$

$$D^i = h(P^{78}, L^i) \quad i = 70, 78, 84$$

A evolução destes três índices é mostrada na Tabela 7. Podemos observar que, apesar das variações no indicador *E* serem relativamente pequenas nos três anos, a distribuição de 1970 foi a mais desigual. Houve uma melhora em 1978 em relação a 1970, e uma piora em 1984, que apresentou um “grau” de desigualdade semelhante ao de 1970. As mudanças nos perfis salariais induzidas pelas variações nas estruturas salariais mostram que em 1970 esta inclinação foi maior que nos outros dois anos. A desigualdade interna apresenta uma evolução semelhante, atingindo seu menor nível em 1978 e seu máximo em 1970.

TABELA 7

*Desigualdade na distribuição de educação (E), inclinação dos perfis salariais (I) e desigualdade interna (D) — Lima Metropolitana: 1970, 1978 e 1984*

Índice	1970	1978	1984
<i>E</i>	0,0432	0,0402	0,0431
<i>I</i>	0,0906	0,0402	0,0534
<i>D</i>	0,2107	0,1491	0,1702

FONTE: *Encuestas de Hogares*.

### 4.3 - Contribuição estática da educação para a desigualdade de salários

A estimação da contribuição estática da educação é apresentada na Tabela 8. Dependendo do ano, esta contribuição varia entre 21 e 34%. Ela é maior em 1970, ano que também apresenta o maior grau de concentração.

Utilizando métodos similares de decomposição de índices de concentração, foram realizadas duas outras estimativas da contribuição da educação para a desigualdade no Peru. Altimir e Piñera (1982) estimaram a contribuição da educação para a concentração de rendimentos nas áreas urbanas do Peru como sendo igual a 31% em 1970. Glewwe (1987), por sua vez, estimou em 24% a contribuição da educação do chefe do domicílio para a desigualdade na distribuição dos gastos familiares *per capita* no Peru em 1985/86 (ver a Tabela 9).

Na Tabela 9 são também apresentadas estimativas de  $\Delta$  para outros países da América Latina. As estimativas para Brasil e Colômbia são mais elevadas que aquelas para o Peru. A diferença em relação ao Brasil é muito mais significativa, especialmente quando consideramos a estimativa de Reis e Barros (1989).

Na realidade, em função de suas semelhanças metodológicas, o trabalho de Reis e Barros e o presente estudo possibilitam uma comparação mais apurada dos resultados. De fato, em ambos os estudos o universo de análise restringe-se aos

TABELA 8

*Contribuição estática da educação — Lima Metropolitana: 1970, 1978 e 1984*

Componente	1970	1978	1984
L de Theil total	0,305	0,189	0,269
Componente <i>entre</i>	0,104	0,040	0,062
Componente <i>intra</i>	0,202	0,149	0,207
Contribuição estática da educação - $\Delta$	33,9	21,2	23,0

FONTE: *Encuestas de Hogares*.

homens assalariados residentes em áreas metropolitanas e, o que é mais importante, ambos utilizam a taxa de salário como variável de análise. A principal diferença reside no fato de que, no caso brasileiro, o universo se restringe ao grupo de indivíduos com idade entre 25 e 50 anos. Isto pode ter diminuído a heterogeneidade salarial no interior das categorias educacionais ao eliminar os mais jovens, ou seja, aqueles com menor experiência no mercado de trabalho.

Em primeiro lugar, vale notar que o grau de concentração de salários nas regiões metropolitanas brasileiras é bem maior que o da Lima Metropolitana. A média da desigualdade nas nove regiões metropolitanas, conforme medida pelo *L* de Theil, oscila entre 0,47 e 0,55 de 1976 a 1986. Mesmo as regiões do Sul e Sudeste, que apresentam os melhores padrões distributivos, têm índices de, no mínimo, 0,42 (que é o caso de São Paulo).

Em segundo lugar, a contribuição estática da educação para a desigualdade de salários no Brasil situa-se ao redor de 50%. Esta estimativa também é bastante superior aos valores calculados para a Lima Metropolitana, que atingem no máximo 33%.

As diferenças observadas nos níveis de concentração, assim como na contribuição da educação, nas áreas metropolitanas do Brasil em relação à Lima Metropolitana, podem ser atribuídas a dois fatores: *a*) a estrutura educacional da população, bastante concentrada nos níveis educacionais mais baixos no caso brasileiro; e *b*) uma inclinação relativamente menor dos perfis salariais no caso da Lima Metropolitana.

TABELA 9

Contribuição estática da educação ( $\Delta$ ) — América Latina

País e estudo	Período	$\Delta$ (%)
América Latina		
Altimir e Piñera (1982)	1966/74	17-38
Brasil		
Reis e Barros (1989)	1976/86	39-52
Ramos (1990)	1977/85	32-36
Colômbia		
Reyes (1988)	1976/86	29-35
Moreno (1989)	1976/88	26-35
Peru		
Altimir e Piñera (1982)	1970	31
Glewwe (1987)	1985/86	24
Este trabalho	1970/84	21-34

#### 4.4 - Contribuição dinâmica da educação à desigualdade salarial

##### 4.4.1 - Período de 1970 a 1978

De acordo com a decomposição dinâmica apresentada na Tabela 10, o efeito direto da educação, medida através das mudanças em P, contribuiu com 3,4% da diminuição do nível de concentração. O efeito indireto, medido através das mudanças em S, contribuiu com 44%. Portanto, cerca de 47% da diminuição na desigualdade salarial seriam atribuídos, de acordo com nossa definição, às mudanças na educação.

A baixa contribuição de P para este processo distributivo deve-se, em parte, a dois efeitos contrários. Por um lado, através do componente *entre* grupos do índice, as mudanças em P explicam uma elevação em torno de 11% da diminuição. Por outro lado, através do componente *intra* podemos explicar uma elevação equivalente a 7,7% na desigualdade.

A diminuição no valor de LE parece ter sido causada pelo tipo de expansão educacional. Em termos da composição educacional houve uma transferência

relativa de pessoas dos grupos com níveis educacionais mais baixos para os grupos educacionais médios e acima da média.<sup>18</sup> Em compensação, as mudanças em P também acarretaram um crescimento relativo dos grupos com maiores níveis de desigualdade interna, o que induziu uma piora na distribuição, que se manifestou via um crescimento do componente *intra* grupos.

As mudanças nos salários relativos, S, acarretaram uma diminuição tanto na dispersão salarial como na inclinação do perfil salarial. Da mesma maneira, os índices de concentração no interior de cada grupo educacional foram menores, em todos os casos, em 1978 do que em 1970. Ambas as tendências já foram mencionadas quando mostramos os indicadores de inclinação (I) e de desigualdade interna (D). Conseqüentemente, tanto em função de mudanças em S como em LI, o grau de concentração em 1978 também foi menor do que em 1970.

#### 4.4.2 - Período de 1978 a 1984

Ao contrário do que observamos no período anterior, o poder explicativo da educação para o processo de concentração ocorrido entre 1978 e 1984 foi relativamente menor. O efeito direto através de P representou cerca de 8,2% da variação total no grau de concentração, enquanto que o efeito indireto, através de S, contribuiu com 23,6% do crescimento da desigualdade, resultado previsível dado o aumento na inclinação dos perfis salariais de 1978 a 1984. Portanto, o efeito total da educação no processo de concentração ficou em torno de 32%. Neste caso, as duas “vias” pelas quais P afeta o índice atuaram na mesma direção.

A parte não explicada da variação no nível de desigualdade desempenha um papel importante nas mudanças do grau de concentração, basicamente devido ao surpreendente aumento no nível de desigualdade no interior dos grupos com maior nível educacional.

Por fim, é interessante notar que em ambos os subperíodos a contribuição do efeito direto da educação — através das mudanças em P — pode ser considerada moderada. Enquanto isso, o que temos denominado efeito indireto — através de mudanças em S — se revelou muito mais forte.<sup>19</sup> Sendo assim, são as mudanças na estrutura salarial que determinam a direção do impacto nas mudanças associadas à educação sobre a concentração de salários.

---

18 Reis e Barros (1989) mostram que a condição suficiente para que o *efeito composição* (como é denominada a mudança na composição por grupos) seja positivo sobre a componente *entre*, é que a expansão educacional tenha por base os grupos educacionais cujos salários médios sejam inferiores à média de toda a distribuição.

19 Langoni (1973) encontrou resultados diferentes para o período 1960/70. Este autor estimou que 58% do aumento na concentração tiveram origem nas mudanças na composição e na estrutura salarial por níveis educacionais, a maior parte desta percentagem sendo atribuída ao efeito composição (35% aproximadamente). Ver Ramos e Reis (1991).



TABELA 10

*Contribuição dinâmica da educação ( $\Delta^*$ ) — Lima Metropolitana: 1970/78 e 1978/84*

Efeito da educação	1970/78	1978/84
Direto ou composição - $\Delta L_p$	3,4	8,2
Indireto ou compressão - $\Delta L_s$	43,5	23,6
Contribuição dinâmica da educação - $\Delta^*$	46,9	31,8

FONTE: *Encuestas de Hogares.*

#### 4.5 - Síntese

Durante o período que vai de 1970 a 1984, a distribuição salarial apresenta duas tendências distributivas bastante claras. Entre 1970 e 1978 a desigualdade foi diminuindo paulatina e continuamente, apresentando em 1978 padrões distributivos claramente superiores aos de 1970. De 1978 a 1984 foi observado o processo inverso. Tanto a “distância” entre os decis extremos quanto o coeficiente de Gini aumentaram. Todavia, este processo inverso não parece haver levado a distribuição salarial, pelo menos até 1984, de volta aos padrões de concentração de 1970.

O segmento do mercado de trabalho que estamos analisando apresenta uma composição educacional: *a)* em que praticamente não existem pessoas sem instrução; e *b)* significativa e cada vez mais concentrada nos níveis educacionais médios e altos. O primário completo não representava mais de 17% em 1970, e não passava de 5% em 1984. De alguma forma este é um segmento específico dentro da Lima Metropolitana (fundamentalmente pela diferença na PEA feminina), e sem dúvida é bastante diferente da PEA do Peru (pela diferença da PEA rural).

A distribuição da população é concentrada nos anos de escolaridade que equivalem ao término de um dos três níveis educacionais. Este fato poderia ser interpretado como o reconhecimento — ou preferência, por parte dos agentes que participam do mercado de trabalho — da importância dos níveis completos de escolaridade, mais do que simplesmente dos anos de estudo acumulados. Isto poderia indicar que, para participar deste mercado, é necessário passar por um processo de seleção comandado pelos níveis de educação formal.

Entre 1970 e 1984 os níveis de escolaridade cresceram continuamente. Neste sentido, este segmento do mercado de trabalho experimentou um processo contínuo de acumulação de “capital humano”. A distribuição de tais frutos, todavia, nem sempre foi igualitária. Enquanto que, entre 1970 e 1978, ocorreu um processo desconcentrador da educação, entre 1978 e 1984, ao contrário, a expansão educacional foi acompanhada de um processo concentrador de educação.

É possível diferenciar os dois períodos, 1970/78 e 1978/84, de acordo com o tipo de expansão educacional. Entre 1970 e 1978 a expansão se deu basicamente no nível secundário, enquanto que o nível superior permaneceu constante. Em contrapartida, de 1978 a 1984 este processo ocorreu fundamentalmente no nível superior.

Não houve um movimento uniforme dos perfis salariais dos grupos educacionais. O perfil salarial de 1984 tornou-se menos inclinado em comparação ao de 1970. Grande parte desta mudança se deu entre 1970 e 1978, sendo que entre 1978 e 1984 ele se tornou, inclusive, um pouco mais inclinado.

Com respeito à contribuição da educação, tanto em termos estáticos quanto dinâmicos, esta se revelou um fator importante para a determinação tanto do nível quanto das *variações* na desigualdade de salários.

É possível depreender da análise da evolução temporal da contribuição estática uma diminuição do poder explicativo da educação de 34% em 1970 para 21 e 23% em 1978 e 1984, respectivamente. Da avaliação da contribuição dinâmica também se observa um comportamento similar, embora isto aconteça no contexto de processos distributivos distintos. Entre 1970 e 1978, a educação explicou 44% da melhora na distribuição, enquanto que de 1978 a 1984 ela foi responsável por 32% da deterioração da mesma.

## 5 - Conclusões

Sem dúvida, as mudanças observadas nos níveis educacionais da população seguiram em uma direção “desejável”: houve uma substantiva acumulação de capital humano — conforme medido por anos de escolaridade — durante o período de análise. A capacidade produtiva da economia deve ter se ampliado, e com isso tornado possivelmente mais ricos tanto a sociedade como cada um de seus membros.

Não obstante, a distribuição de renda e o processo de expansão educacional não necessariamente exibem uma relação com direção bem definida. Neste trabalho mostramos que as mudanças na distribuição de educação consideradas “boas”, ou “desejáveis”, podem gerar distribuições de salário concentradas — consequência, em princípio, indesejável.

Neste estudo mostramos que a expansão educacional de 1970 a 1978 esteve associada a um processo desconcentrador de salários. Ao mesmo tempo, a expansão educacional ocorrida de 1978 a 1984 foi acompanhada de um processo concentrador.

Este efeito desconcentrador da expansão educacional geralmente aparece, na literatura, associado à compressão da estrutura salarial, efeito este que seria induzido — em um mercado competitivo — pelas mudanças na escassez relativa dos diferentes tipos de trabalhadores de acordo com os seus níveis de escolaridade.

Ao contrário, as mudanças na composição educacional da população estão, em geral, associadas a um efeito concentrador. De modo genérico, o primeiro efeito é relativamente mais forte que o segundo, resultando assim em um efeito desconcentrador [ver Knight e Sabot (1983 e 1987), Reis e Barros (1989), Moreno (1989), Reyes (1988) e Ramos (1990b)].

Mostramos também que de 1970 a 1978 (quando ocorreu um processo de desconcentração), contrariamente ao que parece ser um resultado comum em outros estudos empíricos, o efeito composição contribuiu de forma positiva para o processo desconcentrador. Já no período entre 1978 e 1984 (quando houve um aumento na concentração) este efeito exibiu o comportamento "usual".

Estes resultados são explicados, em grande parte, pelo *tipo* de expansão educacional. Entre 1970 e 1978, como já mencionamos, esta expansão se deu nos níveis de escolaridade mais baixos (secundário incompleto e completo), com a proporção de pessoas com instrução superior permanecendo praticamente inalterada. Por outro lado, de 1978 a 1984, houve uma expansão significativa na categoria de educação superior. Isto poderia ser considerado como evidência de que a expansão dos níveis educacionais mais altos é concentradora, um resultado já bastante discutido em outros trabalhos [ver Reis e Barros (1989)].

Alternativamente, podemos abordar a relação entre a desigualdade salarial e a educação analisando o padrão de concentração da educação e os perfis salariais dos grupos educacionais. Mostramos que entre 1970 e 1978 houve uma diminuição no grau de concentração da distribuição da educação, conforme medido através do índice  $E$ . O grau de inclinação do perfil salarial  $I$  também diminuiu no mesmo período. Já no período entre 1978 e 1984 sucedeu exatamente o contrário com os dois indicadores: a distribuição da educação tornou-se mais concentrada e o perfil de salários mais inclinados. Estes resultados permitem estabelecer uma relação positiva entre o grau de desigualdade salarial ( $L$ ), o nível de concentração da distribuição de educação ( $E$ ) e a inclinação do perfil de salários ( $I$ ).

No que se refere a implicações de política, a conclusão desta discussão pode ser colocada da seguinte maneira: a expansão do sistema educacional em direção a níveis superiores *per se* não é necessariamente concentradora. O que define o caráter concentrador ou desconcentrador da expansão do sistema de educação é o tipo de expansão, o qual é definido em função de duas variáveis: *a*) a distribuição inicial da educação; e *b*) a inclinação dos perfis salariais.

Portanto, todo processo de expansão educacional que redunde em redução da desigualdade da distribuição da educação e reduza a inclinação dos perfis salariais será necessariamente redistribuidor de renda.

O caráter descritivo e exploratório deste estudo não nos permite, todavia, obter implicações de política totalmente claras a partir de seus resultados. Há pelo menos três aspectos a limitar este esforço:

*a*) o problema, discutido na Seção 4, que diz respeito aos salários relativos dos grupos menos educados. Tudo indica que esta é uma implicação da associação

negativa entre idade e nível educacional.<sup>20</sup> Isto nos induz a pensar em formas mais refinadas de controlar para o efeito da experiência sobre os diferenciais salariais entre os grupos educacionais (talvez restringindo a amostra ao conjunto de indivíduos em sua *prime age*, eliminando com isto os grupos etários que ainda se encontram em processo de aquisição de educação).

b) Um outro aspecto, que já foi destacado em outros trabalhos que analisam os diferenciais salariais, diz respeito à qualidade do ensino público.<sup>21</sup> A “explosão educacional” no Peru foi em grande parte baseada na expansão das escolas públicas. Tal expansão deu-se, todavia, em presença de gastos públicos reais declinantes nos últimos 15 anos. Esta questão poderia ser abordada através do controle por algum indicador da qualidade, usando como *proxy* a natureza pública ou privada da instituição educacional freqüentada pelo indivíduo. Infelizmente, este tipo de informação não é fornecido pela *Encuestas de Hogares*.

c) Um terceiro aspecto está relacionado ao *subemprego da qualificação*, isto é, indivíduos com qualificação (anos de estudo) superior ao que é aparentemente requerido pelos postos de trabalho que ocupam. Mesmo que não contando com respaldo estatístico, dois exemplos podem ajudar a ilustrar este aspecto. Por um lado o crescente nível de escolaridade das empregadas domésticas, que têm sido tradicionalmente um tipo de mão-de-obra pouco qualificada. Por outro, a existência de profissionais (pessoas com instrução superior) que exercem tarefas corriqueiras de escritório e não estão vinculadas a sua profissão original.

Este fenômeno pode ter suas raízes na questão da qualidade da educação, problema este possivelmente associado ao grande número de profissionais formados em universidades do Estado, ou em cursos superiores não universitários ministrados em instituições de ensino superior, que começaram a proliferar de maneira indiscriminada há alguns anos em Lima e em outras cidades. É possível, por exemplo, que a crescente participação do componente *intra* grupos, tanto na composição estática como na dinâmica, possa ter em sua origem fatores como os supracitados. Por outro lado, é certo também que o próprio crescimento da oferta de trabalho nos vários níveis pode levar a um resultado similar.

Estas considerações finais servem como um indicador de que ainda há muito para ser feito em termos de esforços para o entendimento dos problemas distributivos do Peru.

---

20 De fato, nos três anos analisados, a idade média diminui à medida que aumenta o nível educacional. Esta diminuição é mais pronunciada nos anos mais recentes, de sorte que os perfis etários se tornam mais inclinados.

21 Ver, por exemplo, Stelcner, Arriagada e Mook (1987), o qual menciona este ponto ao comentar a “explosão educacional”.

## Abstract

*This paper evaluates the effects of an educational expansion on the wage distribution in Metropolitan Lima from 1970 to 1984. The analysis is based on the dynamic decomposition of the second inequality measure proposed by Theil — the Theil-L —, and makes use of Peruvian household surveys. The main results suggest that such effects depend on the kind of educational expansion that takes place, and that they do not necessarily contribute to improve the distribution.*

## Bibliografía

- ALTIMIR, O., PIÑERA, S. Análisis de descomposición de las desigualdades de ingresos en la América Latina. *El Trimestre Económico*, México, v. XLIX(4), n. 196, 1982.
- AMAT Y LEON, C., LEON, H. *La distribución del ingreso familiar en el Perú*. Lima: Centro de Investigaciones de la Universidad del Pacífico, 1981.
- ANAND, S. *Inequality and poverty in Malaysia*. Oxford: Oxford University Press, 1983.
- BARROS, R. P. A sensibilidade das medidas de desigualdade à padronização da jornada de trabalho. In: SEDLACEK, G., BARROS, R. P. (eds.). *Mercado de trabalho e distribuição de renda: uma coletânea*. Rio de Janeiro: IPEA, 1989. (Série Monografia, 35.)
- BEHRMAN, J. R. Schooling in developing countries: which countries are the over- and underachievers and what is the schooling impact? *Economics of Education Review*, v. 6, n. 2, 1987.
- BOURGUIGNON, F. Decomposable income inequality measures. *Econometrica*, v. 47, 1979.
- DRYSDALE, R., MYERS, R. G. Continuity and change: Peruvian education. In: LOWENTHAL, A. F. (ed.). *The Peruvian experiment: continuity and change under military rule*. New Jersey: Princeton University Press, 1975.
- FERNÁNDEZ, H. Aspectos sociales y económicos de la educación en el Perú. In: GARCIA, R. G. *Problemas poblacionales peruanos II*. Lima: Asociación Multidisciplinar de Investigación y Docencia en Población, 1986.
- FLORES, R. *La segmentación del mercado laboral y la determinación de los ingresos: el caso de Lima Metropolitana*. s/l: The American University, 1980.
- GLEWWE, P. *The distribution of welfare in Peru in 1985-86*. Washington, D.C.: World Bank, 1987. (Living Standards Measurement Study Working Paper, 42.)

- HABICH, M. de. *An exploratory analysis of household income inequality in Peru*. The Hague: Institute of Social Studies, 1988. (Ms. A. Research paper.)
- INE. *Encuesta Nacional de Hogares sobre medición de niveles de vida ENNIV (1985/1986). Análisis de Resultados*. Lima, 1988.
- KNIGHT, J. B., SABOT, R. H. Educational expansion and the Kuznets effect. *American Economic Review*, v. 73, n. 5, 1983.
- . Educacional expansion, government policy and wage compression. *Journal of Development Economics*, v. 26, 1987.
- LANGONI, C. G. *Distribuição de renda e desenvolvimento econômico no Brasil*. Rio de Janeiro: Expressão e Cultura, 1973.
- MOHAN, R., SABOT, R. Educational expansion and the inequality of pay: Colombia, 1973-78. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, v. 50, n. 2, 1988.
- MOOKHERJEE, A., SHORROCKS, A. A decomposition analysis of the trend in UK income inequality. *The Economic Journal*, v. 92, n. 368, 1982.
- MORENO, A. A. La distribución del ingreso laboral urbano en Colombia - 1976-1988. *Desarrollo y Sociedad*, Bogotá, n. 24, 1989.
- RAMOS, L. R. Interpretando variações nos índices de Theil: uma aplicação para a evolução da distribuição de rendimentos no Brasil de 1977 a 1985. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, v. 20, n. 3, 1990a.
- . *The distribution of earnings in Brazil: 1976-1985*. Berkeley: University of California, 1990b (Ph.D. Dissertation.)
- RAMOS, L. R., REIS, J. G. Distribuição da renda: aspectos teóricos e o debate no Brasil. In: CAMARGO, J. M., GIAMBIAGI, F. (orgs.). *Distribuição de Renda no Brasil*. São Paulo: Paz e Terra, 1991.
- REIS, J. G., BARROS, R. P. *Um estudo da evolução das diferenças regionais de desigualdade no Brasil*. Rio de Janeiro: IPEA, 1989 (Texto para discussão interna, 178.)
- . *Wage inequality and the distribution of education: a study of the evolution of regional differences in inequality in metropolitan Brazil*. 1990, mimeo.
- REYES, A. Evolución de la distribución del ingreso en Colombia. *Desarrollo y Sociedad*, Bogotá, n. 21, 1988.
- ROBINSON, S. A note on the U hypothesis relating income inequality and economic development. *American Economic Review*, v. 66, n. 3, 1976.

SHORROCKS, A. Inequality decomposition by factor components. *Econometrica*, v. 48, n. 3, 1982.

SHORROCKS, A., FOSTER, J. Transfer sensitive inequality measures. *Review of Economic Studies*, v. 54, n. 3, 1987.

STELCNER, M., ARRIAGADA, A. M., MOOCK, P. *Wage determinants and school attainment among men in Peru*. Washington, D.C.: World Bank, 1987. (Living Standards Measurement Study Working paper, 38.)

THEIL, H. *Economics and information theory*. Chicago: Rand McNally, 1967.

WEBB, R. *Government policy and distribution of income in Peru, 1963-1973*. Cambridge: Harvard University Press, 1977.

(Originais recebidos em junho de 1991. Revisos em dezembro de 1991.)