

INDICE

ARTICULOS	MICHAEL J. TWOMEY. Términos de intercambio, afluencia extraordinaria de divisas y tipo de cambio real en América Latina	275
	JOSE RODRIGUEZ G. Distribución salarial y educación en Lima Metropolitana, 1970-1984	307
	HECTOR NOEJOVICH. Normatividad, institucionalidad y tecnología: el comportamiento peculiar de agentes en la industria pesquera	345
	JORGE ROJAS. Deuda externa peruana: ¿problema solucionado?	399
RESEÑAS	MAXIMO VEGA-CENTENO B. Educación y Conocimiento: eje de la transformación productiva con equidad, Comisión para América Latina y El Caribe y Organización de la Naciones Unidas para la Educación, la Ciencia y la Cultura (CEPAL-UNESCO). SILVIO RENDON S. El péndulo peruano. Políticas económicas, gobernabilidad y subdesarrollo, 1963-1990 de Efraín Gonzales de Olarte y Lilian Samamé. GABRIEL H. RODRIGUEZ B. Keynes et les Keynésiens aujourd'hui. Des solutions pour sortir de la crise? de Janine Bremond	433

DISTRIBUCION SALARIAL Y EDUCACION ÉN LIMA METROPOLITANA, 1970-1984¹

José Rodríguez G.²

RESUMEN

En este artículo se evalúa el efecto de la expansión educativa sobre la distribución de los salarios en Lima Metropolitana entre 1970 y 1984. El análisis consiste en la descomposición dinámica del segundo índice de concentración propuesto por Theil —el Theil-L—, utilizando la información de las Encuestas de Hogares. Los resultados sugieren que tal efecto depende del tipo de expansión educativa que se observe, y que no necesariamente contribuye con mejorar la distribución.

ABSTRACT

This paper evaluates the effects of 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 measured proposed

-
1. Este artículo constituye una versión resumida de la Tesis de Maestría del autor en la PUC/RJ, que fue realizada mientras era investigador visitante en el IPEA/Rio. El autor agradece los comentarios de Ricardo Paes de Barros, Lauro Ramos, José Márcio Camargo y José Guilherme Almeida Reis.
 2. Docente del Departamento de Economía de la PUC.

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 not necessarily contribute to improve the distribution.

1. INTRODUCCION

Tradicionalmente el Perú ha presentado patrones distributivos altamente concentrados. En diferentes estudios,³ para años y distribuciones distintas, el grado de concentración medido a través del índice de Gini oscila entre 0.55 y 0.58 (ver el cuadro 1). La proporción del ingreso total que concentraban los estratos que correspondían al 20% más rico representaba entre 4 y 6 veces la proporción retenida por el 50% más pobre.

A pesar de que los estudios existentes corresponden a diversos años del período comprendido entre 1961 y 1986, es poco lo que se puede decir acerca de la evolución temporal de los patrones distributivos. Entre las principales dificultades para llevar adelante tal evaluación están las diferencias tanto en las unidades de análisis (individuos o familias) como en los conceptos de ingreso utilizados (laborales o de todas las fuentes).

En este trabajo se aborda el estudio de la evolución temporal de la distribución de los salarios —que constituye un importante componente del flujo de ingresos familiares— y el papel de la educación en la dinámica distributiva. El interés en la educación tiene una doble motivación. Por un lado, el consenso existente en la literatura en el sentido de que la educación es uno de los instrumentos fundamentales para promover el desarrollo. En particular, es considerada insumo esencial para contribuir a solucionar la pobreza tan extendida en los países subdesarrollados, y se le atribuye también una cierta capacidad redistributiva, en el sentido de ayudar a disminuir las grandes disparidades en la distribución de los ingresos.

Por otro lado, la explosión educativa, como ha sido denominada la extraordinaria ampliación de la cobertura educativa en el Perú en las últimas décadas, se ha manifestado en una significativa elevación de los niveles de

3. Webb (1977), Amat y León (1981), Glewwe (1987) y Habich (1988).

CUADRO 1
Concentración del Ingreso en el Perú.

	1961 ¹	1971/72 ²	1985/86 ³
50% más pobre	12.3	10.7	15.1
20% más rico	77.3	60.9	60.3
Gini	0.58 ⁴	0.55	0.57

Fuentes:

1. Webb (1977); distribución del ingreso laboral entre la fuerza de trabajo del Perú.
2. Amat y León (1981); distribución del ingreso familiar entre las familias del Perú.
3. Habich (1987); distribución del ingreso familiar entre las familias del Perú, excluyendo Ayacucho, Apurímac y Huancavelica.
4. Estimado a partir de la curva de Lorenz.

escolaridad de la fuerza laboral. Tal elevación se explica tanto por la sustantiva reducción en las tasas de analfabetismo, de 39% en 1961 a 16% en 1981, como por el incremento de la proporción de personas con primaria completa o más, de 14% en 1961 a 41% en 1981 [Fernández (1986)].

El objetivo del presente documento es evaluar el papel que la mencionada expansión educacional habría tenido sobre el grado de concentración de la distribución salarial. Dicha evaluación es hecha de manera dinámica, o intertemporal, para el período comprendido entre 1970 y 1984, entre los asalariados de Lima Metropolitana. La metodología básica consiste en la descomposición dinámica del segundo índice de concentración de Theil. Dicha metodología fue aplicada a algunas de las Encuestas de Hogares de Lima Metropolitana realizadas entre 1970 y 1984.

El artículo está organizado de la siguiente manera: en la sección que sigue se presenta una sucinta evaluación de largo plazo del comportamiento del sistema educativo peruano. La tercera sección es dedicada a los detalles metodológicos. En la cuarta sección son presentados, por un lado, la evolución de la distribución salarial, y, por otro lado, los resultados empíricos de la descomposición dinámica del índice de concentración. Finalmente, en la quinta sección hacemos un balance global de los resultados.

2. EVOLUCION DEL SISTEMA EDUCATIVO PERUANO

A partir de la información de los censos de población podemos describir, desde 1940, la evolución del sistema educativo peruano tanto a través de sus indicadores de funcionamiento como los de resultado. Los primeros son básicamente los que muestran la matrícula en las instituciones educativas de la población en edad escolar. Los segundos, en cambio muestran los niveles educativos alcanzados (independientemente si continúan matriculados o no) por la población adulta o en edad de trabajar.

En el cuadro 2, se muestran las tasas netas de matrícula según los últimos cuatro censos. Dichas tasas, presentadas para diferentes grupos etários, muestran sensibles incrementos a lo largo del tiempo. Esto sugiere que la expansión de la cobertura educativa no se limitó a los niveles educativos básicos (que, grosso modo, corresponderían a los menores de 6 a 14 años y parte de los jóvenes de 15 a 19 años).

CUADRO 2

Proporción de personas en edad escolar que
asisten a instituciones educativas.
Perú: 1940, 1961, 1972 y 1981.

GRUPOS ETARIOS	<u>TASAS NETAS DE ESCOLARIDAD¹</u>			
	1940	1961	1972	1981
6 a 14 años:	29,7	57,6	78,3	89,8
15 a 19 años:	17,0	33,2	47,4	54,3
20 a 24 años:	nd	7,2	15,9	23,8
25 años o más:	nd	0,7	1,7	5,1

1. La tasa neta de escolaridad se define como la razón entre la población de un determinado grupo etáριο que asiste a instituciones educativas y la población total que pertenece al mismo grupo etáριο.

Fuente: Censos de Población.

Esto se confirma de alguna manera con la distribución de la población de 15 o más años por niveles educativos alcanzados reportada en el cuadro 3. Efectivamente, la proporción de la población sin instrucción se reduce paulatinamente de 57% en 1940 a 14% en 1985/86; mientras que la participación de la población con secundaria y superior pasa de 4.7% y 0.9% a 36% y 12%, respectivamente, entre 1940 y 1985/86.

CUADRO 3

Distribución de la población de 15 años o más
según el nivel de instrucción alcanzado.
Perú: 1940, 1961, 1972, 1981.

	1940	1961	1972	1981	1985/86
Total	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0
Sin instrucción	57,3	38,9	27,5	16,2	14,2
Primaria	36,7	47,6	47,0	42,8	37,1
Secundaria	4,7	11,5	21,0	31,0	36,3
Superior	0,9	1,8	4,5	10,1	11,7
Promedio de años de instrucción	1,9	3,1	4,4	6,0	nd

Fuente: Censos de Población y Encuesta Nacional de Niveles de Vida.

La evolución temporal de la cobertura del sistema educativo muestra que el gran impulso en la ampliación del sistema se remonta a cuatro o cinco décadas atrás.⁴ De alguna manera ello puede ser evaluado a partir del com-

4. En ese sentido, la Reforma de la Educación de 1972, fue importante no por la ampliación del sistema sino por la diferente concepción del papel de la educación y la forma como la sociedad en su conjunto debería participar en el sistema educativo. Véase Drysdale y Myers (1975).

portamiento del presupuesto público destinado a la educación.⁵ Hasta la década de los años treinta, del total del presupuesto del Gobierno Central, entre 8% y 10% era destinado al Ministerio de Educación. A partir de la segunda mitad de los años cuarenta, dicha proporción se eleva a 15% en promedio entre 1945 y 1955, y a 25%, en promedio, en adelante hasta 1967. Durante todo el período comprendido entre 1945 y 1967, el incremento en la participación en el gasto en educación estuvo acompañada por incrementos en los recursos reales. Entre 1968 y 1975, durante la primera fase del gobierno militar que presidiera Velasco Alvarado, la participación del gasto en educación disminuyó básicamente por el mayor crecimiento relativo de otros sectores administrativos del Estado.

La evolución del gasto público en educación en la pasada década y media estuvo influida en gran medida por los desequilibrios macroeconómicos y los diferentes programas de estabilización, en especial desde 1976. Desde esa fecha, la tendencia del gasto real total en educación ha sido decreciente salvo algunas excepciones en los periodos electorales. A pesar de ello la matrícula en el sistema educativo público ha continuado expandiéndose, con el consiguiente ajuste en la calidad del servicio.

3. ASPECTOS OPERACIONALES DEL ESTUDIO

3.1 *Metodología*

Para evaluar la contribución de los cambios en la composición de la población por niveles educativos, sobre el grado de desigualdad, utilizaremos la descomposición estadística del índice de concentración de Theil, conocido como el segundo índice o Theil-L. El propio Theil (1967) presentó las cualidades de descomponibilidad de sus dos índices de manera estática. En el presente trabajo utilizaremos el índice Theil-L, para hacer una descomposición dinámica.⁶

5. Si bien no es la única fuente de financiamiento del sistema educativo nacional, el sector público abarca aproximadamente 80% de la matrícula escolar. Véase Hernández (1986).

6. Véase en Mookherjee y Shorrocks (1982) una descomposición similar para el Theil-L y, Reyes (1988), Moreno (1989) y Ramos (1990) para el Theil-T.

3.1.1 *Definición del Índice Theil-L.*

Sean, $A = \{1, \dots, N\}$ que representa un conjunto de N personas de una población, x_j el salario de la persona $j \in A$, y X la masa de salarios de la población que pertenece a A . El Theil-L se define como:⁷

$$L = \sum_{j \in A} P \ln(P/R_j) \quad (1).$$

donde: $P = 1/N \quad (1a).$

$$R_j = x_j/X \quad (1b).$$

$$X = \sum x_j \quad (1c).$$

Sea Y el salario promedio de esta población. Es posible mostrar que el Theil-L es igual a la diferencia entre el logaritmo del salario promedio y el promedio de los logaritmos de los salarios:

$$L = \ln(Y) - P \sum_{j \in A} \ln(x_j) \quad (2).$$

o, lo que es lo mismo, el logaritmo de la razón del promedio aritmético (Y) y el promedio geométrico de los salarios que denotamos con Z :

$$L = \ln(Y/Z) \quad (3).$$

El Theil-L cumple con varias propiedades importantes,⁸ entre las cuales, la de ser aditivamente descomponible resulta de particular interés para nuestros objetivos. Por esta propiedad es posible expresar el índice como la suma de dos términos. Uno de ellos representa la desigualdad asociada a la distribución de salarios entre grupos definidos de acuerdo a criterios específicos; mientras el segundo representa la desigualdad asociada a la distribución de salarios al interior de los grupos.

7. Véase Theil (1967).

8. Véase Bourguignon (1979), Anand (1983), Almeida Reis y Barros (1990).

3.1.2. Descomposición del índice de Theil-L.

Sea $A_i, i=1, \dots, G$ una partición de A , y sea N_i el número de elementos de cada A_i . Obviamente:

$$\sum_1^G N_i = N \quad (4c).$$

Definimos, $x_j \in A_i$ (el salario de la persona j que pertenece al subconjunto A_i), y X_i la masa de salarios del grupo de personas que pertenecen al subconjunto A_i , de forma que:

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

Podemos expresar (1a) y (1b) de la siguiente forma:

$$P = 1/N = (1/N_i) * (N_i/N) = P_{jA} * P_i, \quad i=1 \dots G \quad (5).$$

$$R_j = x_j/X = (x_j/X_i) * (X_i/X) = R_{jA} * R_i, \quad i=1 \dots G \quad (6).$$

donde P_{jA} representa la ponderación de la persona j en su respectivo subconjunto i . P_i representa la participación del grupo de personas pertenecientes al subconjunto i en la población total. De manera similar, R_{jA} representa la fracción de la masa salarial del grupo i que es retenida por la persona j ; y, R_i es la participación de la masa de salarios del subconjunto i en la masa salarial total.⁹

Utilizando las definiciones (5) y (6) podemos expresar (1) de la siguiente forma:¹⁰

$$L = \sum_i P_i * \ln(P_i/R_i) * \sum_j P_{jA} + \sum_i P_i * \sum_j P_{jA} * \ln(P_{jA}/R_{jA}) \quad (7).$$

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

9. En adelante será utilizado el término grupo en reemplazo del término subconjunto.

10. Salvo indicación expresa, en adelante las sumatorias en i serán aplicadas en $i \in \{1 \dots G\}$ y las sumatorias en j serán aplicadas en $j \in A_i$.

El primer término de la expresión (7), que hemos denominado LE en (8), representa el componente *entre-grupos* del índice, y el segundo término, LI, el componente *intra-grupos*. Nótese que LE corresponde a la aplicación de (1), la definición del Theil-L, a la distribución de los salarios entre los G grupos, por tanto, mide el grado de concentración de los salarios sin llevar en consideración como éstos son distribuidos al interior de cada grupo (i.e. asumiendo una distribución uniforme al interior de cada grupo).

De manera similar, podemos observar que LI corresponde al promedio ponderado de G términos, cada uno de los cuales representa la aplicación de (1) al interior de cada uno de los G grupos, que denominaremos con $L_{i\pi}$. Al contrario de LE, en este caso solamente son consideradas las distribuciones al interior de cada grupo y negligida como es la distribución de la renta entre los grupos.

Podemos hallar una expresión similar a (2) para cada uno de los componentes:

$$\begin{aligned} LE &= \sum_i P_i * \text{Ln}[(N_i/N) / (X_i)] = \\ LE &= \sum_i P_i * \{\text{Ln}(Y) - \text{Ln}(Y_i)\} = \\ LE &= \text{Ln}(Y) - \text{Ln}(W) \end{aligned} \quad (9a).$$

y,

$$\begin{aligned} LI &= \sum_i P_i * \{\sum_j P_{j\pi} * (\text{Ln}[(1/N_j) / (X_j/X_i)])\} = \\ LI &= \sum_i P_i * \{\sum_j P_{j\pi} * [\text{Ln}(Y_j) - \text{Ln}(X_j)]\} = \\ LI &= \text{Ln}(W) - \text{Ln}(Z) \end{aligned} \quad (9b).$$

donde W representa el promedio geométrico ponderado de los promedios aritméticos.

Es interesante resaltar que con los resultados en (9a) y (9b), la expresión (8) puede ser escrita de otra forma:

$$L = \text{Ln}(Y) - \text{Ln}(W) + \text{Ln}(W) - \text{Ln}(Z)$$

es decir, operacionalmente sólo precisamos de tres términos para estimar los dos componentes del Theil-L: (i) el promedio aritmético de todos los salarios, (ii) el promedio geométrico de todos los salarios, y (iii) el promedio geométrico de los promedios aritméticos de los salarios de cada uno de los grupos. Es posible mostrar que el componente *entre*-grupos será nulo si, y solamente si, los promedios aritméticos de los grupos son iguales.

Finalmente, nótese que LE es determinado una vez conocida la composición de la población por grupos, $(N_1/N \dots N_G/N) = (P_1 \dots P_G) = P$, y la distribución de la masa salarial entre los grupos, $(X_1/X \dots X_G/X) = (R_1 \dots R_G) = R$:

$$LE = f (P_1, \dots, P_G ; R_1, \dots, R_G) \quad (10a).$$

donde f es una función definida de acuerdo a (1).¹¹

De forma similar, LI es determinado una vez conocidos P , y el grado de concentración de los salarios al interior de cada grupo, $I = (L_{11} \dots L_{1G})$:

$$LI = h (P_1, \dots, P_G ; L_{11}, \dots, L_{1G}) \quad (10b).$$

donde, como ya mencionamos al comentar la ecuación (7), LI se define con la función h que calcula el promedio ponderado de los índices de Theil-L de los G grupos;¹² por tanto, cada L_{1i} es el resultado de aplicar la función f_{N_i} a los vectores $P_i = (1/N_i, \dots, 1/N_i)$ y $R_i = (R_{1i}, \dots, R_{Ni})$ correspondientes a cada grupo.

Es fácil percibir en (1) que, si todos los salarios fuesen multiplicados por un escalar cualquiera, $R_j = x_j/X$ no se vería afectado, dejando inalterado el valor del índice. Por tanto, podemos obtener LE a partir de los salarios promedio relativos:

$$\begin{aligned} LE &= \sum_i P_i * \text{Ln}[(Y/Y_m) / (Y_i/Y_m)] = \\ LE &= \sum_i P_i * \text{Ln}(S/S_i) \end{aligned} \quad (11).$$

11. En (1) el Theil-L se define como una función $f_N: R^{2n}$, R_i tal que $f(V,Z) = \sum_{j \in A} V_j \text{Ln}(V_j/Z_j)$, donde $V = (P \dots P)$, $Z = (R_1 \dots R_N)$ son vectores con N componentes cada uno y $A = \{1 \dots N\}$ el conjunto cuyos elementos son las N personas.

12. Formalmente, $LI = \sum_i P_i L_{1i}$.

donde S_i representa el salario promedio relativo del grupo i respecto al del grupo m ; y S representa el salario promedio total en términos del grupo m .¹³ De este modo la expresión alternativa a (10a) es:

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

3.1.3. Contribución estática de la educación.

El componente *entre-grupos* puede ser interpretado como:¹⁴ (i) el grado de concentración de la distribución de los salarios entre los grupos, esto es, como si los grupos, o subconjuntos, fuesen las unidades de análisis, (ii) el grado de concentración de la distribución de salarios entre los individuos, resultante de un proceso por el cual son "eliminadas" las diferencias salariales entre individuos que pertenecen al mismo grupo y mantenidos constantes los salarios promedio de cada uno de los grupos, y (iii) la disminución en el grado de concentración de la distribución de salarios entre individuos cuando son "eliminadas" las diferencias en los salarios promedio entre los grupos.

Estas interpretaciones provienen de la propia definición estricta de una medida de desigualdad aditivamente descomponible. En particular, la tercera interpretación, es propia de los índices estrictamente descomponibles, como es el caso del Theil-L.

Definimos δ como la disminución relativa del grado de concentración asociado a la eliminación de la desigualdad entre grupos educacionales:

$$\delta = (LE/L) * 100 \quad (13).$$

y la interpretamos como la **contribución estática** de la educación a la desigualdad salarial, manteniendo constante la composición de la población por grupos educativos.

13. Formalmente, $S = \sum_i P_i S_i$.

14. Véase Anand (1983) y Almeida Reis y Barros (1989).

3.1.4. Contribución dinámica de la educación.

Denominamos descomposición dinámica de la educación a la desagregación de los cambios intertemporales del índice en cada uno de sus elementos básicos definidos en la sección anterior, esto es, la composición educacional de la población, $P = (P_1, \dots, P_G)$, la estructura de salarios relativos, $S = (S_1, \dots, S_G)$, y el grado de concentración de salarios al interior de cada uno de los grupos, $I = (I_1, \dots, I_{10})$.

Para obtener la expresión de la contribución dinámica de la educación a las modificaciones temporales en el grado de desigualdad salarial se diferencia el índice. Para ello definimos:

$$\Delta L = L^1 - L^0 \quad (14).$$

donde los supra índices 1 y 0 indican los años a los que pertenecen los índices sujetos en comparación. Aplicando (14) a cada uno de los términos del lado derecho de (8):¹⁵

$$\begin{aligned} \Delta LE &= \sum_i P_i^1 * \text{Ln}(S^1/S^0) - \sum_i P_i^0 * \text{Ln}(S^0/S^0) = \\ &= \sum_i P_i^1 * \text{Ln}(S^1/S^0) - \\ &\quad \sum_i P_i^1 * \text{Ln}[S(P^1, S^0)/S^0] \\ &+ \sum_i P_i^1 * \text{Ln}[S(P^1, S^0)/S^0] - \\ &\quad \sum_i P_i^0 * \text{Ln}(S^0/S^0) \end{aligned} \quad (15).$$

Es importante resaltar algunos aspectos de esta descomposición. Recuérdese que S (el salario promedio de toda la población) es función¹⁶ tanto de la composición educacional de la población, P, como de la estructura de salarios relativos, S. De manera que la expresión $S(P^0, S^1)$ recoge el efecto del cambio en P sobre el salario promedio total relativo, S, dada la misma es-

15. Véase las expresiones (11) y (14a)-(14d) en Mookherjee y Shorrocks (1982).

16. Formalmente, puede expresarse también como el siguiente producto vectorial, $S = P S$.

estructura salarial. De otro lado, los salarios relativos, $S = \{S_1, \dots, S_G\}$, no dependen de P .¹⁷ De ese modo, la primera diferencia de la expresión (15) pretende captar el cambio del LE cuando son llevados en consideración solamente los cambios en P ($P^0 \rightarrow P^1$), mientras que la segunda diferencia capta los cambios en 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 el componente *intra*-grupos procedemos de manera similar:

$$\begin{aligned}\Delta LI &= \sum_i P_i^1 * L_{ii}^1 - \sum_i P_i^0 * L_{ii}^0 = \\ &= \sum_i P_i^1 * L_{ii}^1 - \sum_i P_i^1 * L_{ii}^0 + \\ &+ \sum_i P_i^1 * L_{ii}^0 - \sum_i P_i^0 * L_{ii}^0\end{aligned}\quad (17).$$

donde la primera diferencia capta el cambio en P , y la segunda el cambio en I . Utilizando una notación similar a la de (16):

$$\begin{aligned}\Delta LI &= \{h(P^1, I^1) - h(P^1, I^0)\} + \{h(P^1, I^0) - h(P^0, I^0)\} \\ \Delta LI &= LI_I + LI_p\end{aligned}\quad (18).$$

Denominaremos, como es usual en la literatura, de efecto composición, a $\Delta L_p = \Delta LI_p + \Delta LE_p$, es decir, la variación en el grado de concentración asociada al cambio en la composición educacional de la población; y de efecto estructural a $\Delta L_s = \Delta LE_s$, esto es, la variación en L asociada al cambio en la estructura salarial; y, finalmente, $\Delta L_I = \Delta LI_I$ será denominada la parte de la variación "no explicada".

17. Recuérdese que estamos trabajando con una identidad y no con ecuaciones de comportamiento. Por tanto, cuando nos referimos a relaciones funcionales en esta sección nada se esta asumiendo acerca del contenido teórico y mucho menos de las relaciones de causalidad. Este aspecto será tratado mas adelante cuando sea discutida la interpretación de la contribución de la educación.

Interpretaremos $\delta^* = \Delta L_p + \Delta L_s$ como la **contribución dinámica** de la educación, en la que el primer término del lado derecho será considerado como el efecto **directo**, y el segundo como el efecto **indirecto o inducido**.

3.2. *Definiciones operacionales.*

Son dos las variables con las que trabajamos en este estudio, salario y educación. Los salarios fueron definidos como la **tasa salarial**, esto es, remuneración para una misma jornada de trabajo. Estos constituyen la remuneración líquida (descontadas las cargas tributarias y contribuciones al fondo de jubilaciones y para el seguro social).

Como variable **proxy** de educación se utilizó la información de años de instrucción formal o escolarizada. En el Perú, el sistema de educación escolarizado está compuesto por tres niveles consecutivos (a) primario (b) secundario, y (c) superior. El primario (al cual pueden acceder los menores de por lo menos 6 años de edad) consta de 6 años, el secundario de 5 años y el superior de por lo menos 5 años.

La población fue clasificada en cinco grupos educativos: primaria incompleta (hasta 5 años de escolaridad), primaria completa (6 años), secundaria incompleta (de 7 a 10 años), secundaria completa (11 años) y superior completa o no (12 años o más).

La definición de estos cinco grupos se realizó a partir de la observación del comportamiento de la tasa salarial para cada año de educación en 1970. Se observó que la tasa salarial crecía "suavemente" hasta que se alcanzaba el número de años de escolaridad que correspondía al término de los niveles educativos primario (GE-2) y secundario (GE-4). También se observó que la distribución de la población por años de escolaridad era bimodal, siendo los mismos años arriba mencionados en donde se presentaban las mayores concentraciones de población. Todo ello induce a pensar que en el mercado se da mayor importancia a los niveles educativos completos.

3.3. *La fuente de datos y delimitación del universo.*

La principal fuente de datos para el estudio fueron las Encuestas de Hogares por muestreo realizadas por el Ministerio de Trabajo y Promoción Social para la medición de los niveles de empleo en Lima Metropolitana.

La sección de dichas encuestas destinada a evaluar la participación de cada uno de los miembros de los hogares en el mercado laboral es usualmente aplicada a la población de 14 o más años de edad. El período de referencia, en todos los casos, corresponde a los últimos siete días anteriores a la aplicación del cuestionario.

El universo de referencia para este estudio estaba constituido por el conjunto de individuos con las siguientes características:

(1) Residían en Lima Metropolitana.

(2) Eran hombres.

Que durante el período de referencia:

(3) Pertenecían a la PEA ocupada.

(4) Trabajaban efectivamente.

Que en la ocupación principal:

(5) Eran asalariados.

(6) Trabajaban en sectores de actividad definidos, excepto minería y agricultura.

(7) Tenían salario y horas de trabajo definidos.

(8) Tenían años de escolaridad definidos.

(9) Tenían solamente una ocupación.

(10) Trabajaban una jornada semanal de 20 o más horas.

La característica (1) refleja básicamente una restricción de la información disponible. El filtro (2) fue introducido para eliminar el componente de género en la diferenciación salarial, es decir, diferencias en los salarios asociadas a segmentación o discriminación. Las condiciones (3)-(4) excluyen las personas ocupadas que durante el período de referencia estaban de vacaciones o de licencia.

A partir de la condición (5) se restringe la información a la ocupación principal. En particular (5) corresponde a la unidad de análisis escogida, (6) elimina el grupo de personas que trabajan en actividades poco frecuentes en Lima Metropolitana. Los filtros en (7) son necesarios para poder trabajar con el Theil-L, como veremos en la sección siguiente. Con (8) se eliminan los casos en los que no se dispone de la información de años de escolaridad.

La condición (9) pretende evitar un cálculo equivocado de la tasa de salario, ya que no todas las encuestas reportan separadamente las horas de trabajo de la ocupación principal de las horas de trabajo de las ocupaciones secundarias. Finalmente con (10) se pretende seleccionar el grupo de individuos cuya actividad principal era laboral.

4. EDUCACION Y DISTRIBUCION DE LOS SALARIOS EN LIMA METROPOLITANA.

4.1. *Distribución Salarial en Lima Metropolitana entre 1970 y 1984.*

En el cuadro 4 son reportados algunos indicadores del grado de concentración de la distribución salarial para algunos años comprendidos entre 1970 y 1984. El coeficiente Gini de estas distribuciones muestra grados de concentración relativamente menores comparados con los de los ingresos personales (que incluyen otras fuentes de ingreso además del trabajo) o de los ingresos familiares (ver el cuadro 1). Inclusive son menores a los estimados para similares distribuciones en las regiones metropolitanas de Brasil.¹⁸

La evolución temporal de estos indicadores muestra un patrón de concentración en forma de "U": mayor concentración al inicio y final del período y menor en los años intermedios. Casi todos los indicadores mostrados en el cuadro 4 muestran que hubieron dos tendencias en los procesos redistributivos: de desconcentración entre 1970 y 1978, y de reconcentración entre 1978 y 1984.

Los cambios en el grado de concentración fueron significativos. Por ejemplo, el índice de concentración en 1978, medido por el Theil-L, podría ser obtenido en 1970 si se hubiese gravado con un impuesto proporcional al ingreso de 13% a la mitad más rica, y transferido con una tasa igual a 44% al 50% más pobre.¹⁹

18. Almeida Reis y Barros (1989) obtuvieron índices de Gini cuyo promedio anual oscilaba entre 0.522 y 0.560 para los años comprendidos entre 1976 y 1986.

19. Agradezco a Ricardo Paes de Barros por haberme sugerido esta forma de ilustrar los procesos redistributivos. Véase en Ramos (1991) la formalización de este método para el Theil-L y para el Theil-T.

CUADRO 4

Distribución de Salarios en Lima Metropolitana, 1970-1984.
Indicadores Sintéticos del Grado de Concentración.

	1970	1973	1975	1978	1981	1982	1984
40%*	15.5	16.9	18.8	19.4	19.1	18.5	17.1
10%*	32.0	34.3	28.8	25.1	27.0	26.9	31.1
D10/D40 ¹ /	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
Theil-L	0.305	0.291	0.220	0.189	0.209	0.216	0.269

1. Razón de las participaciones en los salarios totales del decil más rico y de los 4 deciles más pobres.

Fuente: Encuestas de Hogares.

4.2. Descomposición del índice de Theil.

Escogimos las distribuciones de los años 1970, 1978 y 1984 para hacer los ejercicios de descomposición porque ellos representan los valores extremos de los grados de concentración en las dos tendencias de los procesos redistributivos y por el carácter dominante de la distribución de 1978 sobre las de 1970 y 1984.²⁰

La evolución de los tres elementos en los que el índice de Theil-L puede ser descompuesto son: (i) la composición por grupo educacional de la población, P; (ii) la estructura salarial de los grupos educacionales, S; y (iii) los índices de concentración de Theil-L al interior de los grupos educacionales, I.

20. Gráficamente, la curva de Lorenz de 1978 está estrictamente por encima de las curvas de 1970 y 1984. Por ello, se puede decir que la distribución de 1978 *domina* las distribuciones de 1970 y 1984.

4.2.1. *Composición educacional de la población - P.*

En el cuadro 5 se presenta la distribución de la población según años de escolaridad. En 1970 la composición de la población por niveles educativos era la siguiente: con primaria completa o menos 41%, con secundaria completa o menos 42% y, el restante 17% tenía años de estudio correspondientes al nivel superior.

CUADRO 5

Distribución de la Población por Años de Escolaridad Promedio, Mediana y Desvío Estandar de los Años de Escolaridad. Lima Metropolitana 1970, 1978 y 1984.

Años de Escolaridad	1970	1978	1984
<u>Sin Instrucción</u>	<u>1.2</u>	<u>0.7</u>	<u>1.0</u>
0 años	1.2	0.7	1.0
<u>Nivel Primario</u>	<u>40.1</u>	<u>30.1</u>	<u>18.0</u>
1 año	0.0	0.0	0.0
2 años	2.2	2.0	0.4
3 años	3.8	1.9	0.7
4 años	5.9	4.1	2.0
5 años	4.7	2.3	1.1
6 años	23.5	19.8	13.8
<u>Nivel Secundario</u>	<u>41.8</u>	<u>51.9</u>	<u>55.6</u>
7 años	3.0	4.5	2.4
8 años	7.7	6.6	5.6
9 años	7.6	8.9	7.8
10 años	3.6	2.7	2.7
11 años	19.9	29.2	37.1
<u>Nivel Post-secundario</u>	<u>17.0</u>	<u>17.3</u>	<u>25.4</u>
12 años	2.3	0.9	1.8
13 años	3.1	2.1	1.8
14 años	3.0	2.4	3.0
15 años	3.1	1.9	2.0
16 años	5.5	10.0	16.9
.....			
Promedio	8.5	9.3	10.5
Mediana	8	9	11
Desvío estandar	3.7	3.6	3.6

Fuente: Encuestas de Hogares.

Tanto en 1978 como 1984 la distribución de la población por años de escolaridad se trasladó hacia mayores niveles educativos. Mientras la proporción de personas con primaria completa o menos disminuyó a 31% en 1978 y a 19% en 1984, los niveles secundario y superior crecieron. El nivel secundario muestra su mayor crecimiento relativo entre 1970 y 1978 cuando llegó a constituir 52% de la población; el nivel superior se expandió más aceleradamente entre 1978 y 1984, representando 25% de la población.²¹

En las tres distribuciones la población se concentra en algunos años de escolaridad específicos. El décimo primer año representa uno de los valores modales importantes en las tres distribuciones. Paralelamente, en 1970 el sexto año también concentra una proporción importante de la población; en 1984 es desplazado en importancia por el décimo sexto año. Estos años representan el último grado de alguno de los tres niveles educativos. El sexto y el décimo primer año, corresponden a primaria y secundaria completas, y el décimo sexto año corresponde al mínimo de años para concluir algún curso profesional universitario. En 1970 estos tres grupos representaban 49% de la población, 59% en 1978 y 68% en 1984.

El grupo de personas con secundaria completa prácticamente duplicó su participación: de 19.9% en 1970 pasóa 29.2% en 1978 y a 37.1% en 1984. El crecimiento relativo del grupo con superior completa fue aún mayor, en 1984 representaba 17% lo cual significaba casi el triple de la proporción correspondiente de 1970.

Como era de esperarse, los mencionados cambios en la distribución de la población por años de escolaridad se manifestaron en incrementos significativos tanto en los promedios como en las medianas de esta variable. Ambas crecen continuamente durante todo el periodo. Paralelamente, la variancia de la distribución de los años de estudio permaneció prácticamente constante reflejando, por tanto, una dispersión relativamente menor (véase el cuadro 5).

21. Esta alta y sorprendente proporción de personas con algún año de educación del nivel superior corresponde aproximadamente a la misma que Stelcner, Arriagada y Mook (1987) encontraron en base a Encuesta Nacional de Niveles de Vida (ENNV) para el período 1985/1986.

4.2.2. Estructura Salarial - S.

Son dos las características más relevantes de la evolución de la estructura salarial mostrada en el cuadro 6: primero, la sensible disminución de la dispersión de los salarios promedio, y, segundo, el patrón particularmente asimétrico con el que los salarios se aproximaron entre sí.

CUADRO 6
Distribución por Grupo Educativo - P.
Estructura Salarial por Grupos Educativos - S.
Desigualdad Interna de los Grupos Educativos - I.
Lima Metropolitana 1970, 1978 y 1984.

Grupo Educativo - GE	1970	1978	1984
Distribución - P			
1. Primario Incompleto	17.7	11.0	5.1
2. Primario Completo	23.5	19.8	13.8
3. Secundario Incompleto	21.9	22.8	18.5
4. Secundario Completo	19.9	29.2	37.1
5. Superior	17.1	17.2	25.4
Estructura Salarial - S			
1. Primario Incompleto	0.78	0.92	1.02
2. Primario Completo	1.00	1.00	1.00
3. Secundario Incompleto	1.15	0.99	1.02
4. Secundario 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
Desigualdad Interna - I			
1. Primario Incompleto	0.137	0.122	0.178
2. Primario Completo	0.166	0.130	0.175
3. Secundario Incompleto	0.209	0.158	0.160
4. Secundario Completo	0.236	0.168	0.169
5. Superior	0.268	0.144	0.318

Fuente: Encuestas de Hogares.

Respecto a la disminución de la dispersión nótese que el salario del grupo más educado, GE-5, relativo al segundo grupo, GE-2, cae de 2.9 en 1970 a 2.4 en 1984. La mayor parte de esta disminución es explicada en 1978 cuando dicha relación es 2.1, para luego ser ligeramente compensada entre 1978 y 1984.

A pesar que todos los salarios promedio tienden a aproximarse, dicho proceso se da de forma asimétrica. Los grupos menos educados, GE-1 hasta GE-3 inclusive, presentan sus salarios prácticamente iguales en 1984. En 1970, el grupo con primaria incompleta (GE-1) tenía un salario promedio que representaba 78% del promedio del grupo con primaria completa (GE-3), mientras que el grupo con secundaria incompleta tenía un promedio 15% más alto. En 1978 prácticamente sólo existía diferencia entre los dos grupos menos educados; el promedio de GE-1 representaba 92% del de GE-2. Entre GE-3 y GE-2 la diferencia en los salarios promedio, prácticamente desaparece²²

Entre los dos grupos más educados el comportamiento es diferente. En 1970 el grupo con educación superior (GE-5) tenía un salario promedio 75% más alto que el promedio de GE-4. En 1978 esta relación cayó a 59%, mientras que en 1984 aumentó a 91%.

4.2.3 *Desigualdad intra-grupos - I.*

Obsérvese en el cuadro 6 que los más bajos índices de concentración aparecen generalmente en los grupos menos educados (particularmente en 1970 y 1978), mientras que los índices más altos lo hacen en los grupos más educados (especialmente en 1970 y 1984). Las diferencias en magnitud absoluta de estos índices son grandes en los 2 años que tienen los más altos índices de concentración (en 1970 y 1984); en estos casos el valor máximo duplica el valor mínimo. En 1978, a diferencia de los otros dos años, los índices de concentración son relativamente bajos y muestran una menor variabilidad.

22. Parte de la explicación de este fenómeno radica en los cambios de la composición etárea al interior de cada uno de los grupos educativos. Efectivamente, la edad promedio en GE-1 y GE-2 aumentó de 38 y 36 a 41 y 37 años, respectivamente, entre 1970 y 1978. De ese modo, los menores niveles educativos habrían sido compensados, al menos en parte, por mayor experiencia.

Es interesante notar también que cuando son comparados los índices de cada grupo, periodo a periodo, observamos que en 1978 todos ellos son inferiores a los encontrados tanto en 1970 como en 1984. Es decir, las oscilaciones en el Theil-L total y en los Theil-L de cada grupo son paralelas. Ciertamente esto se verá reflejado en la descomposición dinámica como veremos más adelante.

4.2.4 *Distribución de educación, estructura salarial y desigualdad interior.*

Debido a la forma como han sido presentados los componentes del índice L de Theil, puede no ser transparente la comparación de los tres años en estudio en relación a: (i) el grado de concentración en la distribución de la escolaridad, (ii) la estructura de salarios relativos, y (iii) el grado de desigualdad total al interior de los grupos educativos.

Almeida Reis y Barros (1989) proponen indicadores sintéticos que permiten comparar P, S y LI de diferentes distribuciones. Los índices propuestos son contruidos sobre la base del componente entre del Theil-L para evaluar P y S, y del componente intra para evaluar I.

Para evaluar la tendencia de la distribución de la escolaridad dichos autores consideraron adecuado ponderar los años de escolaridad con los salarios relativos del respectivo nivel. Esto equivale a evaluar las diferencias en contenidos educativos entre diferentes niveles educativos según las diferencias en los precios del mercado. El hecho de trabajar con grupos educativos, y asumir que al interior de los mismos las diferencias salariales no se deben a educación, nos lleva a evaluar el contenido educacional a través de los promedios salariales de los respectivos grupos. Por tanto, el componente entre del Theil-L constituye un índice adecuado para hacer las comparaciones. Para ello basta establecer una misma estructura salarial para las diferentes distribuciones de educación.

Utilizando la nomenclatura de la sección anterior, expresamos el indicador de la desigualdad en la distribución de la educación de la siguiente forma:

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

Para medir y evaluar los cambios en las inclinaciones de los perfiles salariales el procedimiento es similar. Se utiliza el componente entre fijando el vector P para las diferentes estructuras salariales. Para medir la desigualdad interna de los grupos, se utiliza como índice el componente intra fijando también P. Formalmente, las expresiones para los indicadores de la inclinación del perfil salarial, Is, y de la desigualdad interna, D, son las siguientes:

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

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

En el cuadro 7 son mostrados los tres índices. Obsérvese que a pesar de ser relativamente pequeñas las variaciones en el indicador E entre los tres años, se puede percibir que la distribución de la educación de 1970 era la más desigual. En 1978 mejoró en relación a 1970, pero en 1984 empeoró mostrando un "grado" de desigualdad semejante al de 1970. Los cambios en la inclinación de los perfiles salariales inducidos por las variaciones en las estructuras salariales muestran que en 1970 dicha inclinación fue la mayor en relación a los otros dos años. La desigualdad interna muestra una evolución similar: en 1978 se presenta el menor grado conjunto de desigualdad interior mientras que en 1970 aparece el mayor.

CUADRO 7

Desigualdad en la Distribución de Educación (E),
Inclinación de los Perfiles Salariales (Is)
y Desigualdad Interna (D).
Lima Metropolitana 1970, 1978 y 1984.

Indice	1970	1978	1984
E	0.0432	0.0402	0.0431
Is	0.0906	0.0402	0.0534
D	0.2107	0.1491	0.1702

Fuente: Encuestas de Hogares.

4.3. Contribución estática de la educación a la desigualdad salarial

La estimación de la contribución estática de la educación es presentada en el cuadro 8. Dependiendo del año, la contribución varía entre 21% y 34%, siendo mayor en 1970, año que también presenta el mayor grado de concentración.

CUADRO 8
Contribución Estática de la Educación.
Lima Metropolitana, 1970-1984.

Componente	1970	1978	1984
Theil-L Total	0.305	0.189	0.269
Componente <i>Entre</i> - LE	0.104	0.040	0.062
Componente <i>Intra</i> - LI	0.202	0.149	0.207
Contribución estática de la Educación - δ	33.9	21.2	23.0

Fuente: Encuestas de Hogares.

Utilizando métodos semejantes de descomposición de índices de concentración se han realizado otras dos estimaciones de la contribución de la educación en la desigualdad en el Perú. Altimir y Piñera (1982) estimaron una contribución de 31% en la concentración de los ingresos laborales en las áreas urbanas de Perú en 1970. Glewwe (1987), por su parte, estimó en 24% la contribución de la educación del jefe del domicilio en el grado de desigualdad en la distribución del gasto familiar per cápita en el Perú en 1985/86 (ver el cuadro 9).

En el cuadro 9 son presentadas también estimaciones de δ para otros países de América Latina. Las estimaciones para Brasil y Colombia son mayores a las de Perú, siendo la diferencia con Brasil mucho más significativa, especialmente si se considera la estimación de Almeida Reis y Barros (1989).

CUADRO 9
Contribución Estática de la Educación (δ).
América Latina

País y Estudio	Periodo	δ
América Latina		
Altimir y Piñera	1966-74	17-38%
Brasil		
Almeida R. y Barros	1976-86	39-52%
Ramos	1977-85	32-36%
Colombia		
Reyes	1976-86	29-35%
Moreno	1976-88	26-35%
Perú		
Altimir y Piñera	1970	31%
Glewwe	1985-86	24%
Este estudio	1970-84	21-34%

Fuentes:

Altimir y Piñera (1982), Almeida Reis y Barros (1989), Ramos (1990), Reyes (1988), Moreno (1989), Glewwe (1987).

En realidad el trabajo de Almeida Reis y Barros y el presente estudio permiten una comparación más detallada dadas las semejanzas metodológicas de ambos trabajos. Efectivamente, en ambos el universo de análisis se restringe a los hombres asalariados residentes en las áreas metropolitanas y, lo que es más importante, en ambos se trabaja con la tasa salarial. La principal diferencia radica en que en el caso brasilero el universo se restringe al grupo de individuos con edades comprendidas entre 25 y 50 años. Esto puede haber disminuído la heterogeneidad salarial al interior de los grupos educacionales al eliminar los grupos menos experimentados en el mercado de trabajo (especialmente los más jóvenes).

En primer lugar, el grado de concentración en las regiones metropolitanas brasileras es sensiblemente mayor al de Lima Metropolitana. En promedio las nueve regiones tienen un índice de concentración, medido con el Theil-L, que oscila de 0.47 a 0.55 entre 1976 y 1986. Incluso las regiones del sur y sur-este que presentan mejores patrones distributivos, tienen índices no menores de 0.42 (como es el caso de São Paulo).

En segundo lugar, la contribución estática de la educación en Brasil es alrededor de 50% del total de la desigualdad. Este estimado también es bastante superior al calculado para Lima Metropolitana, donde a lo sumo asciende a 33%.

Las diferencias en los niveles de concentración así como en las contribuciones de la educación en las áreas metropolitanas de Brasil comparadas con las de Lima Metropolitana pueden ser atribuidas a dos factores: (i) la composición educacional de la población, bastante concentrada en los niveles educativos bajos en Brasil, y (ii) una estructura salarial menos diferenciada en Lima Metropolitana.

4.4. *Contribución dinámica de la educación a la desigualdad salarial.*

4.4.1 *Período de 1970 a 1978.*

De acuerdo a la descomposición dinámica presentada en el cuadro 10 el efecto directo de la educación, medido a través de los cambios en P, contribuyó con 3.4% de la disminución en el grado de concentración y el efecto indirecto, medido por los cambios en S, contribuyó con 44%. Por tanto, cerca de 47% de la disminución en la desigualdad salarial total sería atribuible, en nuestros términos, a los cambios en la educación.

La baja contribución de P en este proceso redistributivo se debería, en parte, a dos efectos compensatorios. De un lado, a través del componente entre-grupos del índice, los cambios en P explican cerca de 11% de la disminución. Por otro lado, a través del componente *intra*-grupos se explica un incremento de 7.7% en la desigualdad.

La disminución en el valor de LE parece deberse al tipo de expansión educacional. En términos de la composición educacional hubo una transfe-

CUADRO 10

Contribución Dinámica de la Educación (δ^*).
Lima Metropolitana 1970/1978 y 1978/1984.

Efecto de la Educación:	1970/1978	1978/1984
Directo o composición - ΔL_p	3.4	8.2
Indirecto o compresión - ΔL_s	43.5	23.6
Contribución Dinámica de la Educación - δ^*	46.9	31.8

Fuente: Encuestas de Hogares.

rencia relativa de personas desde los grupos con niveles educacionales más bajos hacia los grupos educacionales medio y medio alto.²³ En compensación, los cambios en P también significaron un crecimiento relativo de los grupos con mayores grados de concentración internos, lo cual indujo un deterioro en la distribución, que se manifestó en un incremento del componente intra-grupos.

Los cambios en los salarios relativos, S, representaron una disminución tanto en la dispersión salarial como en la inclinación del perfil salarial. Asimismo, los índices de concentración al interior de cada grupo educacional fueron menores en todos los casos en 1978 comparados con los respectivos de 1970. Ambas tendencias ya fueron señaladas cuando mostramos los indicadores de inclinación (I_s) y de desigualdad interna (D). Consecuentemente, tanto a través de los cambios en S como en LI, el grado de concentración en 1978 se redujo en relación al de 1970.

23. Almeida Reis y Barros (1989) muestran que la *condición suficiente* para que el efecto composición (como es llamado el cambio en la composición por grupos) sea positivo sobre el componente *entre*, es que la expansión educativa sea sobre la base de la expansión de los grupos educativos cuyos salarios promedio sean inferiores al promedio de toda la distribución.

4.4.2 *Período de 1978 a 1984.*

A diferencia de lo que observamos en el periodo anterior, el poder explicativo de la educación en el proceso reconcentrador acontecido entre 1978 y 1984 es relativamente menor. El efecto directo a través de P representó un 8.2% del incremento total en el grado de concentración, mientras que el efecto indirecto, a través de S, contribuyó al crecimiento de la desigualdad con 23.6%, resultado previsible dado el aumento en la inclinación de los perfiles salariales de 1978 a 1984. Por tanto, el efecto total de la educación explicó alrededor de 32%. En este caso las dos vías a través de las cuales P afecta el índice fueron en la misma dirección.

La parte de la variación del grado de desigualdad no explicada aparece con un papel significativo en el cambio operado en el grado de concentración básicamente por el sorprendente aumento en el grado de desigualdad al interior del grupo con mayor nivel educativo.

Finalmente, es interesante notar que en ambos subperiodos la contribución del efecto directo de la educación —a través de los cambios en P— puede considerarse como moderado; mientras que lo que hemos denominado de efecto indirecto —a través de los cambios en S— se muestra mucho más vigoroso.²⁴ De ese modo son los cambios en la estructura salarial los que determinan la dirección del impacto de los cambios en la educación sobre el grado de concentración.

4.5. *Síntesis*

Durante los años comprendidos entre 1970 y 1984, la distribución salarial muestra dos tendencias en los procesos redistributivos bastante claros. Entre 1970 y 1978 la desigualdad fue disminuyendo de manera paulatina y continúa, mostrando en 1978 patrones de concentración notablemente meno-

24. Resultados diferentes encontró Langoni (1973) para Brasil entre 1960 y 1970. Este autor estimó que 58% del incremento en el grado de concentración, tuvo origen en los cambios en la composición y en la estructura salarial por niveles educativos, siendo la mayor parte de este porcentaje atribuible al efecto composición (35% aproximadamente). Véase Ramos y Almeida Reis (1991).

res, a los de 1970. De 1978 a 1984 se dió un proceso redistributivo en el sentido contrario. Tanto la "distancia" entre los deciles extremos como el coeficiente de Gini aumentaron. Sin embargo, por lo menos hasta 1984, dicho proceso no parecía haber llevado la distribución salarial a los patrones de concentración de 1970.

El segmento del mercado de trabajo que estamos analizando presenta una composición educacional (a) en donde prácticamente no existen personas sin instrucción, y (b) está significativa y crecientemente concentrada en los niveles educativos medios y altos. La primaria incompleta, que no representaba más de 17% de las personas en 1970, no pasaba de 5% en 1984. En cierta forma es un segmento del mercado de trabajo sumamente específico, inclusive dentro de Lima Metropolitana (fundamentalmente por sus diferencias con la PEA femenina), y sin duda es bastante diferente a la PEA del Perú (por su diferencia con la PEA rural).

La población tiende a concentrarse en los años de escolaridad que representan el final de cada uno de los tres niveles educativos. Este hecho podría ser interpretado como el reconocimiento —o preferencia—, por parte de los agentes que participan del mercado de trabajo, de la importancia de los niveles educativos completos y no simplemente años de escolaridad acumulados. Esto podría indicar que para participar en este mercado el proceso de selección es arbitrado por los niveles de educación formal.

Entre 1970 y 1984 los niveles de escolaridad crecieron continuamente. En ese sentido, este segmento del mercado de trabajo presentó un continuo proceso de acumulación de capital humano. La distribución de estos fondos, sin embargo, no siempre fue igualitaria. Mientras que entre 1970 y 1978 se dió un proceso desconcentrador de la educación, entre 1978 y 1984 la expansión educativa estuvo acompañada de un proceso concentrador de la educación.

Es posible diferenciar los dos periodos, 1970/78 y 1978/84, de acuerdo al tipo de expansión educacional. Entre 1970 y 1978 la expansión se manifestó básicamente en el nivel secundario, mientras que el nivel superior permaneció constante. En cambio, de 1978 a 1984 dicho proceso se dió fundamentalmente en el nivel superior.

No hubo un movimiento uniforme de los perfiles salariales de los grupos educativos. El perfil salarial de 1984 comparado con el de 1970 se tornó menos inclinado. Sin embargo, gran parte de ese cambio se dió entre 1970 y 1978, siendo que entre 1978 y 1984 se tornó un poco más inclinado.

Con respecto a la contribución de la educación, tanto en términos estáticos como dinámicos, ésta se muestra como un factor importante en la determinación tanto del nivel como de los cambios en la desigualdad.

Se desprende de la evolución temporal de la contribución estática una disminución del poder explicativo de la educación de 34% en 1970 a 21% y 23% en 1978 y 1984, respectivamente. De la evaluación de la contribución dinámica también se observa un comportamiento similar a pesar que en procesos redistributivos totalmente distintos. De 1970 a 1978, la educación explicó 44% de la mejora en la distribución, mientras que de 1978 a 1984, sería responsable por 32% del deterioro de la misma.

5. CONCLUSIONES

Sin duda los cambios mostrados en los niveles educativos de la población fueron en una de las direcciones "deseables": el capital humano acumulado —medido por años de escolaridad— durante todo el período en análisis fue sustantivo. Las posibilidades de producción de la economía deben haberse ampliado y con ello tornado potencialmente más ricos tanto la sociedad como cada uno de sus miembros.

Sin embargo, la distribución de ingresos y los procesos de expansión educativa no necesariamente tienen una relación cuya dirección sea bien definida. En este trabajo se ha mostrado que cambios en la distribución de la educación considerados "buenos" o "deseables" pueden generar distribuciones salariales concentradas (consecuencia, en principio, no deseable).

En este estudio se ha mostrado que la expansión educativa de 1970 a 1978 estuvo acompañada de un proceso desconcentrador. Mientras que la expansión educativa de 1978 a 1984 fue acompañada por un proceso concentrador.

En la literatura el efecto desconcentrador de la expansión educativa usualmente aparece asociado a la compresión de la estructura salarial, efecto que sería inducido —en un mercado competitivo— por los cambios en las escaseces relativas de los diferentes tipos de trabajadores de acuerdo a sus niveles educativos. Por el contrario, los cambios en la composición educativa de la población generalmente están asociados a un efecto concentrador. Por lo general, el primer efecto es relativamente más poderoso que el segundo, dando como resultado final un efecto desconcentrador.²⁵

Se ha mostrado también que de 1970 a 1978 (cuando hubo un proceso de desconcentración), contrariamente a lo que parece ser un hecho común en otros estudios empíricos, el efecto composición contribuyó positivamente con el proceso desconcentrador. Mientras que en el período 1978 a 1984 (cuando la distribución se reconcentró) presentó el comportamiento usual.

Estos resultados son explicados, en gran medida, por el tipo de expansión educativa. Entre 1970 y 1978, como ya mencionamos, dicha expansión fue en los niveles educativos medios (secundario incompleto y completo) permaneciendo inalterada la proporción de personas con educación superior. Por otro lado, de 1978 a 1984, se expandió significativamente el nivel educativo superior. Esto podría ser considerado como evidencia de que la expansión en los niveles educativos altos son concentradores, resultado que ya fue discutido en otros trabajos.²⁶

Alternativamente se podría abordar la relación de la desigualdad salarial y la educación analizando el patrón de concentración de la educación y los perfiles salariales de los grupos educativos. Se ha mostrado que entre 1970 y 1978 disminuyó el grado de concentración en la distribución de la educación, medido a través del índice E. En el mismo período el grado de inclinación del perfil salarial I_s también disminuyó. En el período 1978 y 1984 sucede exactamente lo contrario con los dos indicadores: la educación se tomó más concentrada y los salarios más inclinados. Estos resultados permiten establecer una relación positiva del grado de desigualdad salarial

25. Véase Knight y Sabot (1983 y 1987), Almeida Reis y Barros (1989), Moreno (1989), Reyes (1988) y Ramos (1990).

26. Véase Almeida Reis y Barros (1989).

(L) y, el grado de concentración en la educación (E) y la inclinación del perfil salarial (Is).

En lo que se refiere a implicancias de política, la conclusión de esta discusión podría ser formulada de la siguiente manera: la expansión del sistema educativo a nivel superior per se no es necesariamente concentrador. Lo que define el carácter concentrador o desconcentrador de la expansión del sistema educativo es el tipo de expansión educativa, el cual se define en función de dos variables: (i) la distribución de la educación y (ii) la inclinación de los perfiles salariales.

Por tanto, todo proceso de expansión educativa que reduzca la desigualdad en la distribución de la educación y reduzca la inclinación de los perfiles salariales será necesariamente desconcentrador de ingresos.

Sin embargo, el carácter descriptivo y exploratorio de este estudio no nos permite obtener, a partir de los resultados, implicancias de política totalmente claras. Son al menos tres los aspectos que consideramos limitan ese esfuerzo:

1. El problema mencionado en la sección 4 en relación a los salarios relativos de los grupos menos educados. Todo indica que esto es resultado de la asociación negativa entre edad y nivel educativo.²⁷ Esto induce a pensar en formas más refinadas de controlar el efecto de la experiencia sobre los diferenciales salariales entre los grupos educativos, tal vez restringiendo la muestra a los *prime age*, eliminando con ello los grupos etáricos que aún están en proceso de educación.
2. El otro aspecto, que ha sido mencionado en otros trabajos en los que se analizan los diferenciales salariales, está relacionado con la *calidad* de la instrucción pública.²⁸ La "explosión educativa" en el Perú ha sido en gran

27. Efectivamente, en los tres años estudiados, la edad promedio disminuye a medida que aumenta el nivel educativo. Dicha disminución es más pronunciada en los años más recientes, de modo que los perfiles etáreos se toman más inclinados.

28. Véase, por ejemplo, Stelcner, Arriagada y Mook (1987) y Suárez (1987) quienes mencionan este punto comentando la explosión educativa.

medida en base a la expansión de las escuelas públicas. Dicha expansión se ha dado, sin embargo, con un gasto público real en educación decreciente en los últimos 15 años. Este problema podría ser abordado controlando con algún indicador de calidad educativo utilizando como proxy la naturaleza pública o privada de la institución educativa a la que la persona asistió. Este tipo de información, desgraciadamente, no se encuentra disponible en las Encuestas de Hogares.

3. El tercer aspecto está relacionado con lo que se podría denominar un problema de subempleo por calificación, esto es, individuos con calificaciones (años de educación) superiores a los que aparentemente son requeridos por los puestos de trabajo en los que se desempeñan. Aunque no contamos con la evidencia estadística, dos ejemplos pueden ilustrar este aspecto. Por un lado los crecientes niveles de educación de las empleadas domésticas que tradicionalmente ha sido mano de obra poco calificada. De otro lado, la existencia de profesionales (personas con estudios de nivel superior) que ejercen labores de escritorio simples y que no están asociadas a sus profesiones originales.

Este fenómeno puede haberse derivado de un problema de la calidad de la educación, al cual podría estar asociado el importante número de profesionales formados en universidades del Estado, o en cursos superiores no universitarios impartidos en institutos superiores, que comenzaron a proliferar de manera indiscriminada hace algunos años en Lima y otras ciudades. Es posible, por ejemplo, que la creciente participación del componente intra-grupos, tanto en la descomposición estática como en la dinámica, pueda tener su origen en factores como los mencionados. Por otro lado, es cierto también que el propio crecimiento de la oferta de trabajo en los distintos niveles puede inducir un resultado similar.

Estas consideraciones finales sirven para indicar que aún será necesario hacer mucho esfuerzo para entender los problemas distributivos en el Perú.

BIBLIOGRAFIA

- ALMEIDA REIS, J. G. y BARROS, R. P.
1989 *Um Estudo da Evolução das Diferenças Regionais de Desigualdade no Brasil*. Texto para Discussão Interna 178. Instituto de Pesquisas do Instituto de Planejamento Econômico e Social. Rio de Janeiro.
- ALMEIDA REIS, J. G. y BARROS, R. P.
1990 "Wage Inequality and the Distribution of Education: a Study of the Evolution of Regional Differences in Inequality in Metropolitan Brazil. Mimeo.
- ALTIMIR, O. y PIÑERA, S.
1982 "Análisis de Descomposición de las Desigualdades de Ingresos en la América Latina". *El Trimestre Económico*, vol XLIX(4), Nº 196. México.
- AMAT Y LEON, C. y LEON, H.
1981 *La Distribución del Ingreso Familiar en el Perú*. Centro de Investigaciones de la Universidad del Pacífico. Lima,.
- ANAND, S.
1983 *Inequality and Poverty in Malaysia*. Oxford University Press. Oxford.
- BARROS, R. P.
1989 "A sensibilidade das medidas de desigualdade a padronização da jornada de trabalho". En: SEDLACEK, G.L. y BARROS, R. *Mercado de Trabalho e Distribuição de Renda: uma coletânea*. Serie Monografia 35. INPES/IPEA. Rio de Janeiro.
- BEHRMAN, J. R.
1987 "Schooling in developing countries: which countries are the over-and underachievers and what is the schooling impact? *Economics of Education Review*. Vol 6, Nº 2.

BOURGUIGNON, F

1979 "Decomposable Income Inequality Measures". *Econometrica*, vol 47.

DRYSDALE, R. y R. G. MYERS

1975 "Continuity and change: peruvian education. En: LOWENTHAL, A. F.: *The Peruvian Experiment. Continuity and change under Military Rule*. Princeton University Press. New Jersey.

FERNANDEZ, H.

1986 Aspectos Sociales y Económicos de la Educación en el Perú. En: GUERRA GARCIA, R (ed.): *Problemas Poblacionales Peruanos II*. Asociación Multidisciplinar de Investigación y Docencia en Población. Lima.

FLORES, R.

1980 "La Segmentación del Mercado Laboral y la Determinación de los Ingresos: el caso de Lima Metropolitana". The American University.

GLEWWE, P.

1987 *The Distribution of Welfare in Peru in 1985-86*. Living Standards Measurement Study Working Paper 42. World Bank. Washington.

HABICH, M. de

1988 *An Exploratory Analysis of Household Income Inequality in Peru*. Ms.A. Research Paper. Institute of Social Studies. The Hague.

INE (Instituto Nacional de Estadística)

1989 *Encuesta Nacional de Hogares sobre Medición de Niveles de Vida ENNIV (1985-1986)*. Análisis de Resultados. Lima.

KNIGHT, J. B. y SABOT, R. H.

1983 "Educational Expansion and the Kuznets Effect". *The American Economic Review*, vol 73, Nº 5.

KNIGHT, J. B. y SABOT, R. H.

1987 "Educational Expansion, Government Policy and Wage Compression". *Journal of Development Economics*, 26.

LANGONI, C. G.

1973 *Distribuição de renda e desenvolvimento econômico no Brasil*. Expressão e Cultura. Rio de Janeiro.

MOHAN, R. y SABOT, R.

1988 "Educational Expansion and the Inequality of Pay: Colombia 1973-78". *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol 50, Nº 2.

MOOKHERJEE, A. y SHORROCKS, A.

1982 "A Decomposition Analysis of the Trend in UK Income Inequality". *The Economic Journal*, vol 92, Nº 368.

MORENO, A. A.

1989 "La Distribución del Ingreso Laboral Urbano en Colombia 1976-1988". *Desarrollo y Sociedad*, Nº 24. Bogotá.

RAMOS, L.R.

1991 "Interpretando variações nos índices de Theil: uma aplicação para a evolução da distribuição de rendimentos no Brasil de 1977 a 1985". Instituto de Pesquisas do Instituto de Planejamento Econômico e Social. Rio de Janeiro, Mimeo.

RAMOS, L. R.

1990 *The Distribution of Earnings in Brazil: 1976-1985*. Ph. D. Dissertation, University of California. Berkeley.

RAMOS, L. R. y ALMEIDA REIS, J. G.

1991 "Distribuição da renda: aspectos teóricos e o debate no Brasil". En: CAMARGO, J. M. y GIAMBIAGI, F. (org.): *Distribuição de Renda no Brasil*. Paz e Terra. So Paulo.

REYES, A.

1988 "Evolución de la Distribución del Ingreso en Colombia". *Desarrollo y Sociedad*, Nº 21. Bogotá.

ROBINSON, S.

1976 "A Note on the U Hypothesis Relating Income Inequality and Economic Development". *The American Economic Review*, vol 66, Nº 3.

RODRIGUEZ, J.

1991 *Desigualdade Salarial e Educaço em Lima Metropolitana: 1970 a 1984*. Tesis de Magister. Pontificia Universidade Católica do Rio de Janeiro. Rio de Janeiro.

SHORROCKS, A.

1982 "Inequality Decomposition by Factor Components. *Econometrica*, 48: 3.

SHORROCKS, A. y FOSTER, J.

1987 "Transfer Sensitive Inequality Measures". *Review of Economic Studies*, 54: 3.

STELCNER, M., ARRIAGADA, A. M. y MOOCK, P.

1987 *Wage Determinants and School Attainment Among men in Peru*. Living Standards Measurement Study Working Paper 38. World Bank. Washington.

THEIL, H.

1967 *Economics and Information Theory*. North Holland.

WEBB, R.

1977 *Government Policy and Distribution of Income in Peru, 1963-1973*. Harvard University Press. Cambridge.

