

EDUCACIÓN Y DESIGUALDAD EN LA REPÚBLICA DE COREA EN LA DÉCADA DE 1990.

Álvaro Choi de Mendizábal

Universidad de Barcelona

Correo electrónico: alvarochoi@ub.edu

Abstract

El caso de la República de Corea suele ser citado como ejemplo de crecimiento con equidad. El proceso de desarrollo fue acompañado de un fuerte y continuo incremento en la dotación educativa de su población desde la década de 1950, tendencia que se mantuvo durante la década de 1990. Ahora bien, durante ésta se alteraron algunos de los fundamentos estructurales de su modelo de industrialización, reduciéndose el ritmo de crecimiento e incrementándose la desigualdad en la distribución de la riqueza. El objetivo de la presente comunicación es averiguar el papel que jugó la educación sobre el nivel de desigualdad en Corea durante dicho decenio. Los resultados obtenidos a través de la descomposición de índices de entropía generalizada sugerida por Shorrocks (1980 y 1984) señalan una reducción del nivel de desigualdad salarial así como una menor dispersión salarial entre grupos educativos durante la primera mitad de la década de 1990; se observa, a su vez, la evolución inversa durante el lustro posterior.

1. Introducción

Desde inicios de la década de 1960 la República de Corea (Corea en adelante) experimentó un intenso proceso de crecimiento económico basado en la planificación económica, la orientación de su producción al mercado exterior y la mejora del capital humano, entre otros factores¹. A su vez, suele citarse el caso coreano como ejemplo de modelo de crecimiento compatible con el mantenimiento de reducidos niveles de desigualdad en la distribución de la renta, siendo la reforma agraria, la pobreza generalizada tras la Guerra Civil, el mantenimiento del pleno empleo, la rápida transición demográfica y la expansión secuencial del sistema educativo algunas de las posibles causas.

Centrándonos en el último de los puntos señalados, el crecimiento en la dotación educativa de la población coreana ha sido muy rápido. A mediados de la década de 1960 se alcanzó la universalización de la educación primaria; en 1975 se consiguió el 100% de escolarización en educación secundaria inferior y en el año 2003 la tasa de participación neta en secundaria superior superaba ya el 90% (OECD, 2005). En el mismo año, más del 90% de la población de entre 25 y 34 años de edad tenía, como mínimo, estudios de secundaria superior. A su vez, tres de cada cuatro estudiantes que acabaron educación secundaria superior ingresaron en instituciones de educación superior. Todo ello se consiguió con un importante estímulo estatal -el gasto público educativo coreano supuso el 4,2% del PIB del año 2002 (OECD, 2005); 2,2% en 1975-, obteniendo los estudiantes elevadas calificaciones en las evaluaciones internacionales -véase PISA 2003- y manteniendo niveles de ocupación cercanos al pleno empleo.

Sin embargo, a pesar del impulso estatal inicial -especialmente en los niveles educativos inferiores- la expansión del sistema educativo se llevó a cabo gracias al esfuerzo paralelo de financiación privada, el más importante entre los países de la OECD². Un esquema de financiación del sistema educativo que se sustenta en gran medida en fuentes privadas plantea dudas acerca del efecto global de dicha política sobre la equidad (Park, 2002). Tampoco debe obviarse a efectos de equidad la evolución de la desigualdad salarial

¹ Una revisión exhaustiva del “milagro” coreano pueden encontrarse en Amsden (1989).

² En concreto, en el año 2002, la participación pública media en la financiación de la educación era de un 58,3%; dicho porcentaje se reduce hasta un 14,9% para la educación superior (OECD, 2005).

entre géneros, si bien, como se expondrá más adelante, este tipo de desigualdad no es tratada en el presente trabajo.

Aparte de estas cuestiones vinculadas al sistema educativo y al mercado laboral, durante la década de 1990 algunas de las bases estructurales e institucionales de la economía coreana variaron sustancialmente. En este decenio, Corea empieza un proceso de liberalización económica, democratiza su sistema político, deja de ser considerado país en vía de desarrollo al ingresar en 1996 en la OCDE, se ve obligado a abandonar prácticas proteccionistas, afronta la llegada de nuevos competidores en sectores estratégicos y, en 1998, sufre el impacto de la crisis financiera iniciada en Indonesia en el verano de 1997³. Posteriormente afrontó un período de recuperación y de reconversión del entramado productivo. Los acontecimientos descritos afectaron tanto al ritmo de crecimiento como al nivel de equidad.

Existe consenso acerca del alto nivel de crecimiento y desarrollo alcanzado por Corea durante los últimos cuatro decenios, pero no puede afirmarse lo mismo acerca del *nivel* de desigualdad en la distribución de la renta⁴. Sin embargo, sí parece haber cierta unanimidad entre los diferentes estudios⁵ en cuanto a la *tendencia* en la desigualdad de la renta. Así, ésta mejoró en la segunda mitad de la década de 1960, empeoró entre 1971 y 1976, se fue reduciendo paulatinamente hasta 1981 y, durante los años siguientes, no experimentó cambios significativos, aunque a finales de la década de 1980 los índices de Gini de todos los estudios consultados tienden a empeorar. Éstos también señalan que el deterioro en la distribución de la renta se frenó durante el lustro siguiente a 1990, si bien desde 1995 -y más acentuadamente entre 1997 y 1999- aquélla alcanzó un nivel de desigualdad nunca antes experimentado en Corea. Trabajos recientes⁶ parecen confirmar una cierta mejoría en la distribución de la renta a partir del año 2000.

Ahora bien, el concepto de equidad es complejo y poliédrico y no puede limitarse a una mera estimación de la desigualdad en la renta; así pues, factores como el género, la

³ El Grupo de Estudios Económicos de Asia Oriental de la Universidad Complutense de Madrid recopila numerosos artículos de análisis de la crisis asiática, estando disponibles en www.ucm.es/info/eid/geeao.htm. El debate sobre la naturaleza estructural o coyuntural de la crisis de 1998 en Corea sigue abierto.

⁴ Gran parte de la diversidad en las estimaciones de, por ejemplo, índices de Gini, se debe a la utilización de encuestas diferentes, con dispares niveles de inclusión tanto de subgrupos poblacionales como de tipos de rentas.

⁵ Especialmente útil al respecto es el artículo sintético de Ahn (1997).

⁶ Véanse Choi (2003) o Kim y Kamiya (2005). El autor obtiene una estimación del índice de Gini en el año 2000 de 0,37.

estructura de la pirámide demográfica, el nivel educativo, o la estructura productiva no pueden ser omitidos en un análisis comprensivo de la materia. A su vez, el término genérico “renta” engloba una serie de componentes de naturaleza muy dispar.

Asumiendo lo expuesto hasta el momento, este trabajo se centra en estudiar la influencia de uno de dichos factores, la educación, sobre el nivel de desigualdad de una de las componentes de la renta, los salarios, entre los años 1991 y 2000. El análisis se realizará a través de la descomposición de índices de entropía generalizada propuesta por Shorrocks (1980 y 1984).

Tras la descripción de los datos (apartado 2) y la exposición de la metodología empleada (apartado 3), se procede a la presentación de los resultados (apartado 4) y, finalmente, de las conclusiones (apartado 5).

2. Descripción de los datos

Los datos utilizados corresponden a las olas de 1991, 1996 y 2000 de la *National Survey of Household Income and Expenditure* (NSHIE), encuesta realizada quinquenalmente por la Oficina de Estadística de Corea (KNSO).

Cuadro 1. Descripción de las bases de datos empleadas.

NSHIE	1991	1996	2000
Población representada (en miles de habitantes)	43.623	44.840	41.272
Número total de hogares en la encuesta	28.868	19.824	23.720
Tamaño medio del hogar (número de individuos)	3,63	3,35	3,10
Hogares con cabeza de familia o cónyuge varón asalariado	13.655	10.319	11.682

Para la estimación de los niveles de desigualdad salarial se toman los salarios brutos de los hombres cabezas de familia y cónyuges⁷ asalariados, mayores de 14 años. La elección de esta variable responde a cuestiones vinculadas a las limitaciones de la NSHIE.

En segundo lugar, la NSHIE no proporciona el indicador “ideal”, salario por hora trabajada. Ello se ve agravado por la omisión en las primeras dos olas de la encuesta de la

⁷ La NSHIE considera jefe del hogar al miembro de la familia que aporta un mayor volumen de ingresos, siendo el cónyuge la pareja estable de aquél.

información sobre la dedicación a tiempo completo o parcial de los asalariados. La imposibilidad de discriminación entre ambos tipos de trabajadores introduce un sesgo en la estimación, sesgo que será menor en el caso de los varones ya que, según datos del KOSIS⁸, la proporción de asalariados a tiempo parcial de las mujeres prácticamente duplica la de los varones -9,7 frente a 5%-. Esta situación impide realizar un análisis fiable para las mujeres asalariadas.

Debe advertirse una última consideración vinculada a las fuentes de datos: si bien para el año 2000 la NSHIE explicita la estimación anual del salario bruto, las olas de 1991 y 1996 tan solo proporcionan la cifra análoga para dos meses (octubre y noviembre de los años respectivos) por lo que no puede descartarse la introducción de un cierto sesgo debido a la estacionalidad de los salarios, pese a tomarse para los cálculos el salario medio en ambos meses.

3. Metodología

Shorrocks (1980) demostró que una de las ventajas de los índices de entropía generalizada⁹ es que pueden ser descompuestos aditivamente en dos subíndices que separen las aportaciones a la desigualdad generadas por diferencias dentro de cada subgrupo de aquellas achacables a diferencias entre éstos. El índice de entropía generalizada de orden β puede expresarse como:

$$E_{\beta} = \frac{1}{\beta(\beta+1)} \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{y_i}{y} \left[\left(\frac{y_i}{y} \right)^{\beta} - 1 \right] \quad (1)$$

Siendo n el tamaño de una población con distribución de los ingresos $(y_1, y_2, \dots, y_i, \dots, y_n)$, con una media \bar{y} . La distinción entre los índices de entropía generalizada -un ejemplo lo encontramos en Bourguignon (1979)- viene dada por el valor asignado a β , si bien Shorrocks advierte que tan sólo la descomposición que emplea $\beta=0$ admite una interpretación clara de los resultados.

⁸ KOSIS: Korean Statistical Information System.

⁹ Shorrocks a su vez demuestra que los índices de entropía generalizada satisfacen las condiciones de simetría, continuidad, el principio de transferencias de Pigou-Dalton y el principio de la población de Dalton. Gradín y Del Río (2001) ofrecen un buen resumen sobre las medidas de desigualdad que satisfacen las anteriores restricciones.

Asumiendo la existencia de k subpoblaciones, cada una de un tamaño n_j , para $j = 1, 2, \dots, k$, con $\sum_j n_j = n$, $((y_{11}, y_{12}, \dots, y_{1n_1}), \dots, (y_{j1}, y_{j2}, \dots, y_{jn_j}), \dots, (y_{k1}, y_{k2}, \dots, y_{kn_k}))$ será la distribución de los ingresos para cada una de las k subpoblaciones. Ello permite reformular el índice de entropía generalizada de la siguiente manera:

$$E_\beta = \frac{1}{\beta(\beta + 1)} \frac{1}{n} \sum_{j=1}^k \sum_{i=1}^{n_j} \frac{y_{ji}}{y} \left[\left(\frac{y_{ji}}{y} \right)^\beta - 1 \right] \quad (2)$$

Operando se llega a la siguiente expresión, que supone la descomposición de E_β en las dos componentes anteriormente expuestas:

$$\begin{aligned} E_\beta &= \sum_{j=1}^k \frac{n_j \bar{y}_j}{ny} \left(\frac{\bar{y}_j}{y} \right)^\beta \frac{1}{\beta(\beta + 1)} \frac{1}{n_j} \sum_{i=1}^{n_j} \frac{y_{ji}}{y} \left[\left(\frac{y_{ji}}{y_j} \right)^\beta - 1 \right] + \frac{1}{\beta(\beta + 1)} \sum_{j=1}^k \frac{n_j \bar{y}_j}{n y} \left[\left(\frac{\bar{y}_j}{y} \right)^\beta - 1 \right] = \\ &= \sum_{j=1}^k \frac{n_j \bar{y}_j}{ny} \left(\frac{\bar{y}_j}{y} \right)^\beta E_{\beta j} + E_{\beta b} = E_{\beta w} + E_{\beta b} \end{aligned} \quad (3)$$

$E_{\beta w}$ estima la contribución de la desigualdad que hay dentro de cada subpoblación a la desigualdad total, al ser una suma ponderada de los índices de desigualdad de cada una de las subpoblaciones. El valor de dicha suma dependerá de los ingresos acumulados en cada subpoblación, del tamaño de la subpoblación respecto a la población total y del valor de β . Con $\beta=0$ el peso de cada subpoblación en el término $E_{\beta w}$ coincide con su peso demográfico respecto a la población total. Ello conlleva que, de existir subpoblaciones con mayores niveles de desigualdad que otras, en el resultado final pesarán más aquéllas que representen una mayor proporción de la población total. Con $\beta=0$, la suma de los coeficientes asociados a cada subgrupo es 1, lo cual facilita la interpretación final. También cumple con esta característica el índice con $\beta=1$, si bien en este caso los coeficientes reflejan el nivel de renta relativo en cada una de las subpoblaciones, por lo que el cálculo de $E_{\beta w}$ será más sensible a la desigualdad existente en los grupos con mayores niveles de ingresos. Cuanto mayor es el valor de β , mayor es su sensibilidad a cambios en los niveles más elevados de renta; contrariamente, cuanto menor es su valor, mayor es su sensibilidad a alteraciones en los niveles más bajos de renta. $E_{\beta b}$ supone la aplicación de E_β a las medias de cada uno de los

subgrupos, y estudia la proporción de la desigualdad total que es explicada por las diferencias de ingresos entre las diversas subpoblaciones.

El análisis mediante índices de entropía generalizada se complementa con el cálculo de ecuaciones salariales siguiendo una especificación por niveles educativos (Psacharopoulos y Layard, 1979) de la clásica función minceriana (Mincer, 1974)

4. Resultados

El cuadro 2 informa acerca del nivel salarial por niveles educativos respecto al salario medio y al salario de los individuos con educación primaria y parece confirmar la reducción de la desigualdad salarial entre subgrupos educativos entre 1991 y 1996 (siendo la educación un factor que contribuyó, por tanto, a mejorar el nivel de desigualdad en dicho

<i>Salario (W)</i>	W medio subgrupo educativo / W medio			Salario relativo (primaria= 100)		
	1991	1996	2000	1991	1996	2000
Sin estudios	58,1	64,4	31,6	74,6	83,3	60
Primaria	77,8	77,4	52,6	100	100	100
Secundaria inferior	88,2	86,3	64	113,3	111,5	121,6
Secundaria superior	98	98	95,4	126	126,6	181,4
Superior (ciclo corto)	102,1	101,3	107,8	131,2	131	204,9
Superior (ciclo largo)	123,7	117,8	134,8	158,9	152,3	256,2
Tercer ciclo universitario	152,8	151,8	161,5	196,2	196,1	307
Salario medio	100	100	100	128,5	129,2	190,1

período).

Cuadro 2. Salarios relativos (cabezas de familia o cónyuges¹⁰, 1991-2000).

Fuente: Elaborado a partir de NSHIE 1991, 1996 y 2001.

Sin embargo, resulta interesante el importante ensanchamiento -especialmente intenso para la educación secundaria y superior- de la brecha entre los salarios de la población más formada respecto a la menos formada que se produce entre los años 1996 y 2000. Para aislar el posible efecto de la experiencia sobre los salarios se procede a estimar las ecuaciones de ganancias por niveles educativos. En concreto, la expresión estimada por mínimos cuadrados ordinarios ha sido la siguiente:

¹⁰ Para 1991 no se dispone ni del sexo, ni de la edad, ni de la educación del cónyuge, pero sí de su salario. Se imputa, por analogía con la NSHIE de 1996, el sexo contrario al del cabeza de familia y se le atribuyen tanto la edad como el nivel educativo de éste, dada la alta correlación (superior a 0,9 en el caso de la edad y rozando el 0,8 para los niveles educativos) existente entre ambos miembros en la NSHIE de 1996.

$$\ln w = \beta_0 + \beta_1 e + \beta_2 e^2 + \beta_{31} noedu + \beta_{32} mid + \beta_{33} high + \beta_{34} uncc + \beta_{35} uncl + \beta_{36} ter + \nu$$

siendo $\ln w$ el logaritmo neperiano del salario bruto, e la edad en años, e^2 la edad al cuadrado, $noedu$ el conjunto de asalariados que no han completado educación primaria, mid los asalariados cuyo nivel máximo de estudios es la educación secundaria inferior, y $high$, $uncc$, $uncl$ y ter variables análogas para los subgrupos de educación secundaria superior, educación universitaria de ciclo corto (hasta tres años), educación universitaria de ciclo largo (más de tres años) y tercer ciclo universitario, respectivamente. Por tanto, los coeficientes asociados a los niveles educativos toman como referencia al subgrupo que completó, como máximo, educación primaria.

Cuadro 3. Estimación MCO de la función de ganancias.

	1991	1996	Δ 91-96	2000	Δ 96-00
Edad	0,081**	0,087**	0,006	0,153**	0,066
Edad ²	-0,001**	-0,001**	0	-0,001**	0
Sin completar primaria	-0,277**	-0,096*	0,181	-0,306**	-0,210
Secundaria inferior	0,175**	0,085**	-0,09	0,170**	0,085
Secundaria superior	0,336**	0,265**	-0,071	0,608**	0,343
Estudios universitarios (ciclo corto – hasta 3 años)	0,396**	0,327**	-0,069	0,765**	0,438
Estudios universitarios (ciclo largo – más de 3 años)	0,545**	0,436**	-0,109	0,946**	0,510
Tercer ciclo universitario	0,689**	0,617**	-0,072	1,107**	0,490
Constante	11,411**	11,913**		2,487**	
Nº Observaciones	13.655	10.319		11.682	
Prob > F	0,000	0,000		0,000	
R ²	0,189	0,187		0,238	

Nota: la significatividad es al 5 por ciento (*), al 1 por ciento (**).

Los coeficientes obtenidos corroboran la idea de que, una vez aislado el efecto de la edad del individuo, las desigualdades salariales entre grupos educativos se redujeron entre 1991 y 1996 y, sin embargo, se incrementaron notoriamente en el lustro siguiente. Especialmente destacable resulta el fuerte incremento del beneficio marginal de la educación a partir del nivel de secundaria superior durante la segunda mitad del decenio. Así pues, entre 1991 y 1996 se dio una compresión de la banda salarial entre subgrupos educativos y en el siguiente período analizado, se amplió.

Entre las posibles causas de esta tendencia del último quinquenio pueden apuntarse la liberalización del comercio exterior, con la consecuente entrada de competidores en los sectores menos competitivos de la economía coreana (intensivos en el uso de mano de obra poco cualificada como, por ejemplo, el sector textil o semiconductores de bajo nivel tecnológico) y la reconversión industrial fruto de la crisis económica (autoselección de las empresas más productivas y reestructuración del entramado productivo hacia sectores más intensivos en el uso de capital humano). Coherentemente con lo anterior, el subgrupo poblacional que no concluyó estudios primarios vio cómo en dicho período su salario relativo empeoró notablemente con respecto al resto. Visto lo anterior, en la siguiente fase del análisis se intenta cuantificar la desigualdad salarial atribuible a diferencias en la dotación de formación formal desde otra perspectiva, utilizando índices de entropía generalizada.

El cuadro 4 recoge índices de desigualdad salarial dentro de cada subgrupo educativo en los años 1991, 1996 y 2000, como paso previo. Se añade el índice de Gini para complementar la información proporcionada por los índices de entropía generalizada. La tendencia general fue de una mejora en los niveles de desigualdad dentro de los diferentes subgrupos educativos entre 1991 y 1996. Contrariamente, todos los índices apuntan a un empeoramiento del nivel de desigualdad dentro de cada uno de los subgrupos poblacionales entre los años 1996 y 2000. Durante todo el período analizado la mayor desigualdad salarial se da dentro del subgrupo de individuos con una menor dotación educativa -aquella empeora en este subgrupo incluso entre 1991 y 1996-.

Cuadro 4. Índices de desigualdad salarial dentro de grupos educativos.

E_{β}	Sin	Primaria	Secund. inferior	Secund. superior	Superior hasta 3 años	Superior + 3 años	Tercer ciclo
1991							
$\beta=0$	0,1678	0,1184	0,0812	0,0729	0,0756	0,0762	0,1200
$\beta=1$	0,1158	0,1004	0,0729	0,0679	0,0717	0,0741	0,1108
$\beta=2$	0,1035	0,1028	0,0751	0,0709	0,0783	0,0798	0,1273
Gini	0,2575	0,2425	0,2067	0,2010	0,2041	0,2107	0,2518
1996							
$\beta=0$	0,1399	0,0963	0,0943	0,0722	0,0554	0,0780	0,1109
$\beta=1$	0,1197	0,0873	0,0845	0,0644	0,0516	0,0710	0,1030
$\beta=2$	0,1193	0,0907	0,0870	0,0649	0,0518	0,0749	0,1048
Gini	0,2709	0,2290	0,2252	0,1958	0,1770	0,2038	0,2509
2000							

$\beta=0$	0,4261	0,3061	0,2444	0,1906	0,1724	0,1927	0,1980
$\beta=1$	0,2768	0,2258	0,1882	0,1545	0,1292	0,1425	0,1557
$\beta=2$	0,2676	0,2298	0,2192	0,1570	0,1235	0,1388	0,1602
Gini	0,4021	0,3345	0,3667	0,3054	0,2751	0,2870	0,2978

Nota: hombres cabezas de familia o cónyuge asalariados mayores de 14 años.

En la primera mitad de la década las diferencias salariales entre subgrupos ($E_{\beta w}$) tendieron a estrecharse (cuadro 5). Ahora bien, en la segunda mitad del período, en la que se incrementa el nivel global de desigualdad salarial, la proporción de dicho nivel explicada por diferencias educativas crece de forma muy notable, independientemente del valor que tome β (por ejemplo, entre los años 1996 y 2000, el incremento porcentual fue de más de un 7%, para $\beta=1$). $E_{\beta w}$ muestra valores más reducidos para los $\beta=1$ y $\beta=2$ que para $\beta=0$ debido a que los niveles de desigualdad son menores en los niveles educativos superiores (ver cuadro 4) y los índices de entropía generalizada con $\beta=1$ y $\beta=2$ son más sensibles a la desigualdad existente en los grupos con mayores niveles salariales. A pesar de lo expuesto a lo largo del apartado, el incremento en la desigualdad entre subgrupos educativos mostrado por los índices de entropía generalizada deben ser interpretados con cautela ya que no permiten deducir directamente que el incremento de la desigualdad se deba exclusivamente al factor educativo.

Cuadro 5. Desigualdad entre ($E_{\beta b}$) y dentro ($E_{\beta w}$) de grupos educativos.

EG		1991	1996	2000
Valores absolutos				
$\beta=0$	$E_{\beta w}$	0,0816	0,0796	0,2079
	$E_{\beta b}$	0,0122	0,0114	0,0458
	E_{β}	0,0938	0,0910	0,2537
$\beta=1$	$E_{\beta w}$	0,0746	0,0715	0,1550
	$E_{\beta b}$	0,0124	0,0117	0,0428
	E_{β}	0,0870	0,0832	0,1978
$\beta=2$	$E_{\beta w}$	0,0813	0,0757	0,1637
	$E_{\beta b}$	0,0128	0,0121	0,0418
	E_{β}	0,0941	0,0878	0,2055
Contribución porcentual				
$\beta=0$	$E_{\beta w}$	86,99	87,45	81,95
	$E_{\beta b}$	13,01	12,55	18,05
	E_{β}	100	100	100
$\beta=1$	$E_{\beta w}$	85,72	85,95	78,35
	$E_{\beta b}$	14,28	14,05	21,65
	E_{β}	100	100	100
$\beta=2$	$E_{\beta w}$	86,35	86,16	79,68
	$E_{\beta b}$	13,65	13,82	20,32
	E_{β}	100	100	100

Nota: hombres cabezas de familia o cónyuge asalariados mayores de 14 años.

5. Conclusiones

El nivel global de desigualdad salarial mejoró ligeramente en Corea entre 1991 y 1996, siendo menguante la proporción de desigualdad atribuible a las diferencias educativas entre los individuos y reduciéndose a su vez la desigualdad dentro de los diferentes subgrupos educativos. Opuestamente, en el período comprendido entre los años 1996 y 2000, el nivel de desigualdad salarial se incrementó de forma notable. Tomando $\beta=2$, más del 20% del nivel de desigualdad salarial era debido en el año 2000 a las dispares dotaciones educativas de los trabajadores (frente al 13,82% del año 1996). De hecho, el diagnóstico de la situación en Corea entre 1991 y 1996 resulta similar al realizado por Gottschalk y Smeeding (1997) en su análisis de la relación entre salarios, educación y desigualdad en Estados Unidos para la década de 1980. Así, parte de la tendencia observada desde 1996 en la distribución de los salarios refleja grandes incrementos en los rendimientos de la educación. Los rendimientos de

la experiencia también crecieron entre los años 1996 y 2000, aunque de forma más moderada que los asociados a la educación formal.

Paralelamente al crecimiento en la desigualdad entre grupos tanto por educación como por experiencia, este estudio constata incrementos sustanciales en la dispersión de los salarios entre los años 1996 y 2000 dentro de los propios subgrupos (más acusados en los niveles educativos más bajos). Ello recuerda el limitado alcance de este estudio y la necesidad de aislar el efecto de la componente educación sobre la desigualdad salarial del de otras variables como, por ejemplo, el sector de producción en el que está ocupado el individuo. A efectos de ampliación de la presente investigación, parece también imprescindible la realización de un análisis que concrete la aportación de las rentas salariales al nivel de desigualdad de los ingresos totales. La inclusión de las rentas salariales femeninas -y más teniendo en cuenta la fuerte desigualdad salarial de género en Corea- también aparece como una vía de investigación a explorar.

Los resultados obtenidos parecen dotar a la política educativa de un mayor poder como herramienta para la corrección de desigualdades en Corea. Siendo Corea el país de la OCDE con una mayor proporción del gasto educativo financiado por fuentes privadas, pueden resultar aconsejables, en aras a la reducción de la desigualdad, la ampliación del número de plazas públicas en educación secundaria y superior o bien la articulación de un sistema de becas más generoso que permita cumplir el principio de igualdad de acceso en los niveles educativos superiores, cuyo gasto asociado puede desincentivar a las familias menos pudientes. El mantenimiento de un esquema de financiación de la educación superior basado en el gasto privado -en su momento una política óptima para incrementar el nivel educativo de Corea- en una economía cada vez más intensiva en el uso de capital humano puede perpetuar e incluso exacerbar las desigualdades ya existentes entre subgrupos educativos.

6. Bibliografía

- Ahn, K. (1997). "Trends in and Determinants of Income Distribution in Korea." *Journal of Economic Development* 22:2.
- Amsden, A.H. (1989). *Asia's next giant: South Korea and late industrialization*. New York: Oxford University Press.

- Bourguignon, F. (1979). "Decomposable Income Inequality Measures." *Econometrica*, 47:4, pp. 901-20.
- Calero, J. (2002). "The Distribution of Public Social Expenditure in Spain: A General Analysis with Special Reference to Age and Social Class." *Social Policy & Administration*, 36:5, pp. 443-464.
- Choi, K.-S. (2003). "Measuring and Explaining Income Inequality in Korea". EADN Income Distribution Project, July.
- Gottschalk, P. y T.M. Smeeding (1997). Cross-National Comparisons of Earnings and Income Inequality. *Journal of Economic Literature*, 35:2, pp. 633-687.
- Gradín, C. y C. Del Río (2001). "Desigualdad, Pobreza y Polarización en la Distribución de la Renta en Galicia." *Monografía*. Instituto de Estudios Económicos de Galicia y Fundación Pedro Barrié de la Maza: A Coruña.
- Kim H.-R. y D. Kamiya. (2005). "The Income Distribution of Korea: 1982-2002". Certosa di Pontignano (Siena, Italy).
- Mincer, J. (1974). *Schooling, Experience and Earnings*. New York: Columbia University Press.
- OECD (2005). *Education at a Glance 2005*. Paris: OECD.
- Park, H. (2002). "Educational Expansion and Inequality of Opportunity." *Meeting of the Comparative Project on Higher Education*: Prague.
- Psacharopoulos, G. y R. Layard. (1979). "Human Capital and Earnings: British Evidence and a Critique." *The Review of Economic Studies*, 46:3, pp. 485-503.
- Shorrocks, A.F. (1980). "The Class of Additively Decomposable Inequality Measures." *Econometrica*, 48, pp. 613-626.
- Shorrocks, A.F. (1984). "Inequality Decomposition by Population Subgroups." *Econometrica*, 52:6, pp. 1369-1386.

