temas de coyuntura

Educación y Distribución del Ingreso
Salud reproductiva del adolescente
Modelos de Crecimiento Económico
Escenarios Económicos, Políticos y Sociales

37

Instituto de Investigaciones
Económicas y Sociales
UCAB

Temas de Coyuntura
37/junio 1998

Publicación del Instituto de Investigaciones Económicas y Sociales
Facultad de Ciencias Económicas y Sociales
Universidad Católica Andrés Bello

Índice

Presentación 3

I. Desigualdad escolar y sus efectos en el ingreso. Caso venezolano
Klaus Väthröder 5

II. La salud sexual y reproductiva de las y los adolescentes en Venezuela
María Di Brienza
María Magdalena Comenares L. 57

III. Modelos básicos de crecimiento y su aplicación a Venezuela
Eduardo J. Ortiz F. 93

IV. Escenarios globales 1998-2003
Salvador Chang, Luis Pedro España,
Néstor Luis Luengo y Francisco Vivancos 131

Temas de Coyuntura/37
Instituto de Investigaciones Económicas y Sociales
Facultad de Ciencias Económicas y Sociales
Universidad Católica Andrés Bello
Edificio de Post-Grado - 1er. Piso
Montalbán. La Vega - Apartado Postal 20.332
Caracas 1020 - Venezuela
Depósito Legal pp. 92-0498
ISSN 1316-5003

COMISIÓN DE ARBITRAJE

Área Económica: *María Antonia Moreno (UCV)*
Rafael Muñoz (Essex University - Inglaterra)
Ricardo Penfold (IESA)
Francisco Vivancos (UCV-UCAB)

Área de Demografía: *Gabriel Bidegain (PNUD)*
Brenda Centeno (UNA)
Dalia Romero (Río de Janeiro - Brasil)

Área Socio-Política: *Ángel Álvarez (UCV)*
Alberto Gruson (CISOR)
Víctor Maldonado (INSOTEV)

Consejo Editorial: *Eduardo Ortiz*
Luis Zambrano S.
Luis Pedro España
María Di Brienza
José Ignacio Urquijo

Producción y Composición: Publicaciones UCAB
Diseño de Portada: Manuel Ponte/IMAGINART C.A.
Impresión: Editorial Texto, C.A.

PUBLICACIONES UCAB
Edificio de Biblioteca. Tercer Piso
Montalbán La Vega - Apartado 20.332
Caracas 1020 - Venezuela
Telf.: 4074.208
Fax: 4074.351

Presentación

El número de la Revista *Temas de Coyuntura* que ahora presentamos, dentro de los diferentes enfoques y estilos de sus artículos, mantiene cierta unidad de perspectiva.

Abrimos con un artículo de Klaus Väthröder, en el que se pone a prueba para el caso venezolano la tesis de que la educación mejora las remuneraciones de la población, al incrementar la calidad y productividad de su capital humano; y al mismo tiempo aminora las diferencias en la distribución del ingreso entre los diversos sectores de la población.

El estudio, que resume una investigación más amplia, analiza dicha proposición y matiza sus conclusiones en el contexto de una Venezuela signada por las crisis, y por la baja del poder adquisitivo de los salarios a nivel global.

Lo que en ese artículo aparece apenas como un señalamiento, a saber, que en las posibilidades de acceder a diferentes niveles de ingreso entran en juego componentes no sólo económicos, sino también, demográficos, sociales y políticos, se explicita más ampliamente en el segundo artículo, escrito por María Di Brienza y María Magdalena Colmenares, que versa sobre la salud sexual y reproductiva de las y los adolescentes en Venezuela.

Dicho estudio sirvió como insumo para el informe que nuestro país presentó en una reunión regional sobre el mismo tema convocada el año pasado en Costa Rica. Allí se tocan temas como el del embarazo precoz, la iniciación sexual temprana, el uso de anticonceptivos, el aborto y la prostitución, dentro de un contexto social donde inciden en algunos casos la exclusión escolar y laboral, y consecuentemente la escasez de recursos y horizontes.

Siempre se ha dicho que a largo plazo la solución de la pobreza no consiste únicamente en repartir mejor el producto nacional, sino en lograr un producto cada vez mayor. El artículo escrito por Eduardo J. Ortiz, que resume también una investigación más extensa, recoge y aplica a Venezuela los modelos básicos de crecimiento que

diversas escuelas han propugnado en los últimos años, ponderando la incidencia de diversos factores en el desarrollo final de la oferta y demanda agregadas.

Por fin, el trabajo de Salvador Chang, Luis Pedro España, Néstor Luis Luengo y Francisco Vivancos, hace frente al futuro, presentando algunos escenarios económicos, políticos y sociales que se pueden prever para los próximos cuatro años.

Reconociendo la dificultad que enfrenta toda predicción, especialmente en un año electoral donde los pronósticos y expectativas más dispares se presentan como posibles, el estudio formula diversos escenarios que permitan abrir el abanico de las alternativas factibles, ponderando cautamente las probabilidades de las diversas ocurrencias.

El conjunto de estas investigaciones, profundiza otra vez en lo que constituye una de las prioridades del Instituto de Investigaciones Económicas y Sociales, y de toda la Universidad. La búsqueda de un entorno más humano, donde todos deseen colaborar porque se sienten remunerados por su esfuerzo, y gratificados por los resultados obtenidos.

Nos unimos así al aporte teórico que otros departamentos de nuestra institución llevan también a cabo desde su propia disciplina.

Eduardo J. Ortiz F.
Director IIES-UCAB

Desigualdad escolar y sus efectos en el ingreso. Caso venezolano

Klaus Väthröder

Resumen

En Venezuela, tras la implantación de la democracia, la educación fue una de las herramientas principales de los gobiernos para lograr la modernización de la sociedad. Este trabajo investiga las consecuencias de esta expansión educativa sobre los cambios en la distribución de la escolaridad y analiza sus efectos sobre la distribución del ingreso.

El artículo propone que una expansión de la educación reduce la desigualdad en la distribución de la escolaridad, y es una herramienta útil para mejorar la distribución del ingreso, aunque las perturbaciones cíclicas de corto plazo puedan contrarrestar temporalmente esos efectos benéficos, haciendo que amplios sectores de la población vean reducida su capacidad adquisitiva a pesar de sus esfuerzos por mejorar su formación profesional.

A la hora de proponer una hipótesis, todas las ciencias tienen un matiz filosófico, social y político. Mucho más la economía, que se ocupa de las acciones humanas y sus motivaciones. La distribución del ingreso no es resultado de unos mecanismos económicos "objetivos", como los descritos por la tradición clásica. Más bien, es consecuencia de la interacción de un sinnúmero de factores sociales, culturales, políticos y económicos.

No tenemos una idea incuestionable de qué es una distribución ideal del ingreso, si es que ésta existe. Pero, considerando su actual distribución en Venezuela, preferimos una menor desigualdad, y consideramos la educación como una herramienta útil para caminar en esta dirección [1].

1 Este artículo es un resumen de la Tesis de Maestría presentada en el Postgrado de Teoría Económica en la UCAB. Nos concentramos en la parte empírica que estudia el caso venezolano.

La fuente de nuestros cálculos son tres muestras de la Encuesta de Hogares para los segundos semestres de 1982, 1988 y 1992.

1. Los efectos de edad, de cohorte y de período

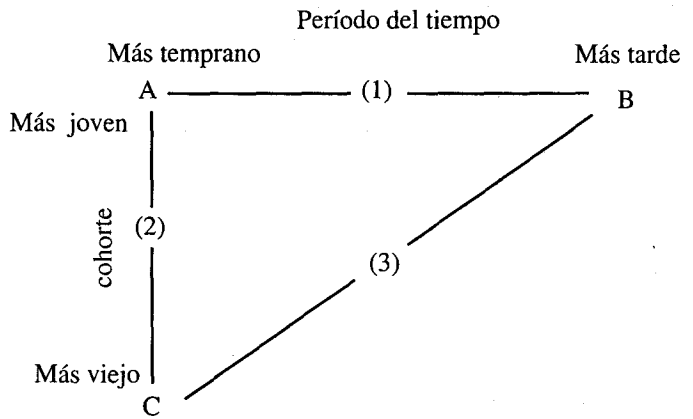
Para nuestra investigación es importante distinguir entre el efecto de cohorte (*C*), el efecto de edad (*E*) y el efecto de período o de tiempo (*T*). Esta distinción es esencial ya que se intenta identificar las constancias y los cambios de ciertas características de los individuos en el tiempo. A estos individuos los agrupamos en cohortes de nacimiento o grupos de edad. En nuestro caso, seleccionamos cohortes de cuatro años, hombres venezolanos con ingresos positivos. Componemos la muestra en grupos de cuatro años para tener un número razonable de grupos comparables y asegurar que hay una cierta cantidad de individuos en cada grupo. De hecho, para las tres muestras tenemos doce cohortes, compuestas de individuos entre 18 y 65 años de edad. Por razón de la entrada de cohortes jóvenes y la salida de cohortes ancianas, nos quedan nueve cohortes de nacimiento para la comparación entre 1982, 1988 y 1992.

Observamos en ellas los cambios de variables escolares, como el coeficiente de variación escolar, y variables de ingreso como el ingreso medio o la varianza log ingresos en diferentes puntos en el tiempo. Queremos presentar unos esquemas que nos pueden ayudar a entender la separación y la interacción de los diferentes efectos.

Hay acontecimientos que hacen que cada cohorte tenga características únicas. Estos pueden ser cambios graduales o cambios de tipo *shock*, como por ejemplo una política educacional expansiva, innovaciones tecnológicas o un *boom* petrolero. El tamaño de la cohorte está exógenamente establecido desde el principio, y la escolaridad está determinada después de una cierta edad de los individuos. Un efecto característico de edad es el cambio de los ingresos durante el ciclo de vida, que se refleja en los perfiles de edad-ingresos. Pero cuando se comparan los perfiles de edad-ingresos de dos cohortes diferentes con el mismo nivel escolar, tales como una cohorte que sale en 1960 de la educación secundaria y una cohorte que sale en 1980 con el mismo nivel escolar, habrá diferencias entre ambas curvas. Estas diferencias se deben también a efectos de cohorte y de tiempo, por ejemplo a un aumento secular de los ingresos de los trabajadores.

Se pueden visualizar los diferentes efectos de edad, cohorte y de tiempo mediante el esquema siguiente (figura 1.1):

Figura 1.1. Relación entre los efectos de cohorte, de edad y de período



(1) El período del tiempo de *A* a *B* representa la diferencia longitudinal para la cohorte más joven. La comparación de la misma cohorte en *A* y *B* contiene el efecto de período y el efecto de edad. El primero (efecto *T*) porque se hace la medición en dos puntos diferentes del tiempo y el segundo (efecto *E*) porque los miembros de la cohorte se habrán vuelto mayores.

(2) La distancia entre *A* y *C* representa la diferencia de edad para las cohortes en un punto en el tiempo. La comparación de dos diferentes cohortes en un punto del tiempo contiene el efecto de edad y de cohorte. No contiene un efecto de período, porque consideramos diferentes cohortes con diferentes edades pero un punto en el tiempo *A*.

(3) La distancia entre *B* y *C* representa la diferencia del *time lag*. Comparamos la cohorte joven cuando se ha vuelto más vieja (en el punto del tiempo *B*) con la cohorte más vieja (en el punto del tiempo *A*). Esta comparación de cohortes con la misma edad contiene el efecto de período y de cohorte.

Según este pequeño esquema, intentamos combinar tres tipos de estudios en nuestra investigación (ver Keeves 1987): estudio transversal simultáneo (*simultaneous cross-sectional study*), estudio tendencia (*trend study*) y estudio de series de tiempo (*time series study*).

En un estudio transversal simultáneo se investigan las mismas variables de dos o más cohortes en un punto en el tiempo (efecto de edad y de cohorte, *C*x*E*). Este tipo de estudio

lo haremos en las partes 2 y 3 al documentar las diferencias de las variables escolares o las variables de ingreso para diferentes grupos de edad en 1982, 1988 y 1992.

TABLA 1.1

Matriz de datos transversales simultáneos

Grupo de edad o cohorte de nacimiento	Muestra	Tiempo	Variables observadas
E_1	S_1	T_1	$X_1, X_2, \ldots, X_m$
E_2	S_2	T_1	$X_1, X_2, \ldots, X_m$
...	...	...	...
E_n	S_n	T_1	$X_1, X_2, \ldots, X_m$

En un estudio de tendencia se investiga el mismo grupo de edad en diferentes puntos en el tiempo, con lo que en cada punto los miembros del grupo han cambiado (efecto de cohorte y de período, *CxT*). Este análisis lo utilizamos en la parte 4 cuando comparamos los cambios en la desigualdad de los ingresos y sus componentes para grupos de edad idéntica en 1982, 1988 y 1992.

TABLA 1.2

Matriz de datos de tendencias

Grupo de edad	Muestra	Tiempo	Variables observadas
E_1	S_1	T_1	$X_1, X_2, \ldots, X_m$
E_1	S_2	T_2	$X_1, X_2, \ldots, X_m$
...	...	...	...
E_1	S_n	T_n	$X_1, X_2, \ldots, X_m$

En un estudio de series de tiempo se investiga la misma cohorte de nacimiento en puntos de tiempo sucesivos. Este método lo aplicamos también en la parte 4 cuando comparamos los cambios de los log ingresos de cohortes idénticas en 1982, 1988 y 1992 con edades diferentes (efecto de edad y de período, *ExT*).

TABLA 1.3

Matriz de datos de series de tiempo

Grupo de edad	Muestra	Tiempo	Variables observadas
E_1	S_1	T_1	$X_1, X_2, \ldots, X_m$
E_2	S_1	T_2	$X_1, X_2, \ldots, X_m$
...	...	...	...
E_n	S_1	T_n	$X_1, X_2, \ldots, X_m$

Los tres tipos de estudio tienen sus limitaciones. Se investigan dos factores y se mantiene el tercero constante. Pero no se pueden separar los efectos asociados con la edad del grupo, con la cohorte elegida y con el tiempo de la medición. Esto ha llevado al desarrollo de *estudios de panel*, que pretenden desglosar los tres efectos.

TABLA 1.4

Estudio longitudinal
Diseño de cohortes de nacimiento de cuatro años

Año del Nacimiento	Edad			
1915-18	62-65	66-69	70-73	74-77
1919-22	58-61	62-65	66-69	70-73
1923-26	54-57	58-61	62-65	66-69
1927-30	50-53	54-57	58-61	62-65
1931-34	46-49	50-53	54-57	58-61
1935-38	42-45	46-49	50-53	54-57
1939-42	38-41	42-45	46-49	50-53
1943-46	34-37	38-41	42-45	46-49
1947-50	30-33	34-37	38-41	42-45
1951-54	26-29	30-33	34-37	38-41
1955-58	22-25	26-29	30-33	34-37
1959-62	18-21	22-25	26-29	30-33
1963-66	14-17	18-21	22-25	26-29
1967-70	10-13	14-17	18-21	22-25
1971-74	6-9	10-13	14-17	18-21
Tiempo de la medición	**1980**	**1984**	**1988**	**1992**

En nuestra investigación procuramos combinar los efectos asociados con la edad (*E*), con el tiempo de la medición (*T*) y con la cohorte (*C*). La medición de una variable *X* será una función de los tres: $X=f(E,C,T)$. Esta función incluye las interacciones entre los tres efectos: *CxT*, *TxE*, *CxE*, y *CxTxE*. La tabla 1.4 visualiza el método. Las entradas diagonales de edad constante corresponden al diseño de la tendencia; las entradas en cada fila corresponden al diseño de las series en el tiempo; y cada columna corresponde al diseño de un estudio transversal en un punto en el tiempo.

Por ejemplo, se combina la edad (*E*) con el tiempo de medición (*T*) y se comparan los grupos de edad de 50-53 y 54-57 en 1984 y 1988 (ver las cuatro celdas sombreadas en gris claro en la tabla 4.4). Se obtienen los datos para dos puntos en el tiempo, 1984 y 1988, y se analiza la interacción de *ExT* de dos diferentes grupos de edad. No obstante, se puede confundir el efecto de cohorte (*C*) con la edad y el tiempo de la medición. Otra posibilidad es combinar la edad (*E*) con la cohorte (*C*). En este caso se necesitan tres puntos en el tiempo, 1984, 1988 y 1992. Por ejemplo, se investigan las cohortes de 1943-46 y 1947-50 a la edad de 38-41 y 42-45 años por la interacción de *ExC* (ver las cuatro celdas sombreadas en gris oscuro en la tabla 4.4). Sin embargo, en este caso se puede confundir el efecto de tiempo de medición con el de la edad y la cohorte.

2. Cambios en la distribución de la escolaridad

2.1. OCEI 1992

Comenzamos documentando las tendencias en la distribución de la escolaridad para cohortes de nacimiento de cuatro años de hombres venezolanos con ingresos positivos, nacidos entre 1927 y 1974 (de 18 a 65 años de edad). La tabla 2.1 representa una estadística sumaria de la distribución escolar para estas cohortes.

Lo primero que podemos resaltar es que conforme las cohortes se hacen más jóvenes hay un incremento considerable del promedio de los años escolares completos, como se puede ver en la columna (3). El aumento comienza con la cohorte de nacimiento de 1927-30 y llega hasta la cohorte de nacimiento de 1959-62. Algunos integrantes de los tres grupos más jóvenes todavía se encuentran en el sistema escolar, lo cual explica el promedio menor. Desde fines de los años 20 hasta principios de los años 60, el nivel promedio escolar aumenta alrededor de 60 por ciento. La media escolar crece de 5,2 años para la cohorte de 1927-30 a 8,3 años para la cohorte de 1959-62. Se observa un crecimiento acelerado de la media escolar para las cohortes entre 1935-38 y 1951-54.

La varianza de los años escolares y la desviación estándar se pueden ver en las columnas (4) y (5) respectivamente. La varianza escolar será una variable fundamental en la descomposición de la ecuación del ingreso. Desde la cohorte de 1971-74 hasta la

Tabla 2.1
Distribución escolar para grupos de edad de cuatro años.
hombres venezolanos con ingresos positivos (OCEI 1992)

Tamaño de la muestra	Grupo de Edad	Cohorte de nacimiento	Media escolar	Varianza escolar	Desviación estándar escolar	Coeficiente de variación escolar	Porcentaje completado				
							0 años	3+ años	6+ años	9+ años	11+ años
(0)	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)
738	18-21	1971-74	7,44	7,734	2,781	0,374	1,6	96,7	83,1	35,4	18,9
880	22-25	1967-70	8,22	10,300	3,209	0,390	2,4	96,1	87,9	45,0	27,7
852	26-29	1963-66	8,18	12,444	3,528	0,431	3,6	93,9	86,6	44,8	26,8
734	30-33	1959-62	8,28	13,406	3,661	0,442	4,0	94,3	85,6	47,3	29,2
758	34-37	1955-58	8,09	16,010	4,001	0,495	3,9	93,1	82,0	45,9	30,6
653	38-41	1951-54	8,08	16,973	4,120	0,510	4,5	92,4	83,4	43,6	29,9
507	42-45	1947-50	7,58	16,093	4,012	0,529	5,3	91,3	80,5	39,8	23,8
459	46-49	1943-46	6,99	16,838	4,103	0,587	6,3	89,7	75,6	33,1	19,3
352	50-53	1939-42	6,64	17,239	4,152	0,625	9,0	86,6	71,6	27,8	17,6
289	54-57	1935-38	5,52	15,549	3,943	0,714	13,2	75,9	56,8	19,2	12,8
243	58-61	1931-34	5,19	15,105	3,887	0,749	15,7	70,1	56,9	19,1	12,2
223	62-65	1927-30	5,18	15,188	3,897	0,752	20,5	72,3	54,4	15,9	12,3
6688	18-65	1927-74	7,56	14,454	3,802	0,503	5,5	91,1	80,0	38,7	23,6

cohorte de 1951-54, la desviación estándar escolar crece. A partir de esta cohorte, la desviación estándar no tiene una tendencia determinada, más bien es constante. La varianza escolar de las cohortes más jóvenes que tienen una escolaridad parcialmente incompleta resulta subestimada. Pero es improbable que la tendencia al decrecimiento se revierta.

Comparamos la media escolar con la desviación estándar escolar y leemos la tabla 2.1 de la cohorte más vieja hasta la más joven. Mientras la media crece hasta la cohorte de 1951-54, la desviación estándar permanece prácticamente constante. A partir de la cohorte 1951-54, la desviación estándar decrece, y la media queda constante o decrece. Es decir, hay dos fases: una primera fase, con una media escolar creciente y con una desviación estándar escolar constante, y una segunda fase, con una media constante y con una desviación estándar decreciente. Esta constelación implica que la desigualdad escolar, medida por el coeficiente de variación (cociente entre la desviación y la media) decrece durante las cuatro décadas (columna 6). Se reduce desde un máximo 0,75 para la cohorte de 1927-30 hasta 0,37 para la cohorte de 1971-74.

Un componente importante del aumento de la media escolar es la proporción decreciente de hombres con cero años de escolaridad (columna 7). El porcentaje de hombres con ninguna escolaridad se reduce continuamente, de 20,5 por ciento para la cohorte de nacimiento de 1927-30 a 3,6 por ciento para la cohorte de 1963-66 y hasta 1,6 por ciento para la cohorte de 1971-74. Las columnas (8) a (11) muestran otras características de la distribución escolar. Para las cohortes de nacimiento de 1927-30 y 1963-66, la proporción de los individuos con por lo menos 3 años escolares aumenta de 72,3 por ciento a 93,9 por ciento; con por lo menos 6 años escolares de 54,4 por ciento a 86,6 por ciento; con por lo menos 9 años escolares de 15,9 a 44,8 por ciento; y finalmente con más de 11 años escolares de 12,3 a 26,8 por ciento.

Para obtener una idea más completa de la distribución escolar se compara la distribución de los años escolares para tres cohortes particulares de diferentes edades: una cohorte joven (26-29 años de edad), una cohorte de edad media (42-45 años de edad) y una cohorte de edad avanzada (58-61 años de edad). La mayor frecuencia para las tres cohortes ocurre en el mismo punto: 6 años escolares. Allí las densidades se intersectan. Antes de los seis años escolares la curva de frecuencia de la cohorte de 1931-34 se encuentra por encima de las otras dos, mientras que después se encuentra por debajo de las curvas de las cohortes más jóvenes.

La distribución cumulativa de la escolaridad implica un mejoramiento de la distribución escolar durante el tiempo considerado. Muchos de estos mejoramientos vienen de un aumento del promedio escolar, lo cual se manifiesta especialmente en el coeficiente de variación decreciente.

En un paso adicional se puede investigar cómo evoluciona la distribución de escolaridad abstrayéndola de una medida ajustada por la media. Siguiendo a Lam y

Levison (1992) analizamos una curva de *Lorenz* para la distribución de escolaridad. La definimos análogamente a la curva de *Lorenz* para la distribución del ingreso como la proporción cumulativa de años escolares dibujada contra la proporción cumulativa de la población.

Para cohortes de nacimiento cada vez más jóvenes, la curva de *Lorenz* se desplaza hacia arriba, implicando un mejoramiento de la distribución de la escolaridad en el tiempo. Por ejemplo, el 50 por ciento menos educado de la población de la cohorte de 1931-34 tiene aproximadamente 22 por ciento de los años escolares totales de la cohorte; el 50 por ciento menos educado de la cohorte 1947-50 tiene 30 por ciento; y el 50 por ciento menos educado de la cohorte 1963-66 tiene 33 por ciento de los años escolares totales de su cohorte. La curva de *Lorenz* señala que la porción de los años escolares de los últimos tramos de la distribución ha aumentado constantemente en el tiempo.

Tabla 2.2
Índice de Gini - Distribución de la escolaridad (OCEI 1992)

Grupo de edad	26-29 años	42-45 años	58-61 años
Cohorte de nacimiento	1963-66	1947-50	1931-34
Índice de Gini	0,203	0,246	0,409

Los mismos resultados se pueden obtener calculando el coeficiente de la desigualdad de *Gini* para la distribución de escolaridad (Cortés y Rubalcava 1984, pp. 47ss.). Así, se compara la distribución empírica con la "norma democrática" de una equidistribución. En el caso de equidistribución, el índice de *Gini* será cero, mientras que en el caso de una distribución absolutamente desigual será uno. Como se puede ver en la tabla 2.2, el índice de *Gini* desciende desde el grupo más viejo hasta el grupo más joven. Esto implica un cambio en la distribución de la escolaridad hacia una distribución menos desigual.

2.2 OCEI 1988

En los siguientes análisis, documentamos también los resultados de la distribución de la escolaridad de la OCEI 1988.

La tabla 2.3 representa la estadística sumaria de la distribución escolar para grupos de edad de cuatro años entre 18 y 65 años de edad, nacidos entre 1923 y 1970.

A partir de esos datos, podemos resaltar las siguientes características de la muestra.

Tabla 2.3
Años escolares completados para grupos de edad de cuatro años.
hombres venezolanos con ingresos positivos (OCEI 1988)

Tamaño de la muestra	Grupo de Edad	Cohorte de nacimiento	Media escolar	Varianza escolar	Desviación estándar escolar	Coeficiente de variación escolar	Porcentaje completado				
							0 años	3+ años	6+ años	9+ años	11+ años
(0)	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)
649	18-21	1967-70	7,23	7,246	2,692	0,372	3,8	93,9	76,5	34,3	13,1
779	22-25	1963-66	7,53	9,794	3,130	0,416	3,7	94,3	85,8	33,1	18,9
773	26-29	1959-62	8,05	12,384	3,519	0,437	4,5	93,3	82,9	37,4	25,6
691	30-33	1955-58	7,98	13,656	3,695	0,463	4,7	94,3	84,4	44,6	27,5
651	34-37	1951-54	7,75	14,249	3,775	0,487	3,1	93,5	84,7	40,3	25,7
589	38-41	1947-50	8,01	17,842	4,224	0,527	5,4	93,1	81,3	38,9	25,3
431	42-45	1943-46	6,82	16,197	4,025	0,590	6,4	88,9	83,2	41,8	18,1
382	46-49	1939-42	6,39	18,169	4,263	0,667	10,3	81,9	73,3	27,2	18,1
312	50-53	1935-38	5,78	17,562	4,191	0,725	15,8	77,8	63,2	27,3	16,5
267	54-57	1931-34	5,49	19,905	4,462	0,813	22,5	70,5	58,4	22,2	13,9
217	58-61	1927-30	5,44	20,794	4,560	0,838	21,7	70,0	52,1	21,3	12,4
183	62-65	1923-26	4,93	21,336	4,619	0,937	21,7	65,8	48,7	15,5	11,8
5924	18-65	1923-70	7,22	15,037	3,878	0,537	7,3	89,1	76,7	35,1	21,2

- Hay un aumento de la media escolar desde la cohorte de 1923-26 hasta la cohorte de 1947-50. Después, el perfil de la cohorte de nacimiento-media escolar se vuelve plano y para los grupos más jóvenes decrece. Entre la cohorte de 1923-26 y la cohorte de 1959-62, la media crece en alrededor de 63 por ciento (columna 3).
- Aparte de dos excepciones, la varianza escolar crece continuamente desde el grupo más joven hasta el grupo más viejo, de 7,25 a 21,34 (columna 4).
- Esta combinación de una media creciente y una varianza decreciente, mirando desde los grupos viejos hasta los grupos jóvenes, tiene por consecuencia un coeficiente de variación ininterrumpidamente decreciente (columna 6). También durante la fase de un decrecimiento de la media y de la desviación estándar, el coeficiente de variación decrece. Un coeficiente de variación decreciente desde las cohortes más viejas hasta las más jóvenes implica un mejoramiento en la distribución de la escolaridad.

  Hay una reducción significativa de la porción de individuos con cero años escolares. El porcentaje baja de 21,7 por ciento a 3,8 por ciento (columna 7).
- Desde las cohortes viejas hasta las cohortes jóvenes, la fracción de los individuos con por lo menos 3 años, con por los menos 6 años, con por lo menos 9 años y con más de 11 años escolares aumenta (columnas 8 a 11).
- Comparando tres cohortes (26-29, 42-45 y 58-61 años de edad), obtenemos que la mayor frecuencia ocurre para seis años escolares. Aquí las densidades se intersectan. Antes de seis años de escolaridad, la curva de la frecuencia de la cohorte de 1927-31 (1959-62) se encuentra por encima (por debajo) de las otras dos. Después, la curva de la cohorte de 1927-31 (1959-62) se encuentra por debajo (por encima).
- En general, con el tiempo los niveles escolares por debajo de seis años escolares se hacen menos frecuentes, mientras los niveles mayores de seis años se vuelven más dominantes. Los seis años de escolaridad representan el punto de cambio.
- Para cohortes cada vez más jóvenes, la curva de *Lorenz* se desplaza hacia arriba, lo cual implica un mejoramiento en la distribución de la escolaridad en el tiempo.
- El 50 por ciento menos educado de la cohorte de 1927-31 tiene aproximadamente 17 por ciento de los años escolares totales; el 50 por ciento menos educado de la cohorte 1943-46 tiene 30 por ciento; y el 50 por ciento menos educado de la cohorte 1959-62 tienen 33 por ciento.
- El índice de *Gini* desciende desde el grupo más viejo hasta el grupo más joven, implicando un cambio hacia una distribución más igual.

Tabla 2.4
Índice de *Gini* - Distribución de la escolaridad (OCEI 1988)

Grupo de edad	26-29 años	42-45 años	58-61 años
Cohorte de nacimiento	1959-62	1943-46	1927-30
Índice de *Gini*	0,219	0,319	0,425

2.3 OCEI 1982

La tabla 2.5 resume las estadísticas de la escolaridad para grupos de edad de cuatro años, hombres venezolanos entre 18 y 65 años de edad nacidos entre 1917 y 1964 de la OCEI 1982. Resumimos los resultados, que presentan los mismos patrones que los de las encuestas de los años 1988 y 1992:

- La media escolar crece de las cohortes más viejas hasta las cohorte más jóvenes, de 3,83 años escolares para el grupo de 62-65 años de edad a 7,30 para el grupo de 26-29 años de edad. Esto significa un aumento de aproximadamente 90 por ciento (columna 3). En las tres encuestas encontramos un decrecimiento de la media escolar para los dos grupos más jóvenes, debido a una escolaridad incompleta.
- A partir de la cohorte de nacimiento de 1921-24, la varianza escolar decrece hasta la cohorte de 1933-36, después tiene una tramo creciente hasta la cohorte de 1945-48 y finalmente decrece hasta la cohorte más joven (columna 4).
- A pesar de una desviación estándar escolar parcialmente creciente, el coeficiente de variación escolar decrece ininterrumpidamente desde los grupos más viejos hasta los grupos más jóvenes. Se reduce de 0,93 a 0,43, lo cual indica un mejoramiento en la distribución de la escolaridad (columna 6).
- Al igual que en las otras dos encuestas, hay una reducción de la fracción de los individuos con cero años escolares. El porcentaje baja de 29 por ciento a 6 por ciento (columna 7). Las porciones con por lo menos 3 años, con por lo menos 6 años, con por lo menos 9 años y con más de 11 años escolares aumentan desde las cohortes viejas hasta las cohortes jóvenes (columnas 8 a 11).
- Comparamos tres cohortes: 26-29, 42-45 y 58-61 años de edad. Como en las otras dos encuestas, la mayor frecuencia se encuentra en seis años escolares, la primaria completa. Aquí las densidades se intersectan. Antes de seis años de escolaridad, la curva de la frecuencia de la cohorte de 1921-24 (1953-56) se encuentra por encima (por debajo) de las otras dos curvas. Después, la curva de la cohorte de 1921-24 (1953-56) se encuentra por debajo (por encima).

Tabla 2.5
Distribución escolar para grupos de edad de cuatro años.
Hombres venezolanos con ingresos positivos (OCEI 1982)

Tamaño de la muestra	Grupo de edad	Cohorte de nacimiento	Media escolar	Varianza escolar	Desviación estándar escolar	Coeficiente de variación escolar	Porcentaje completado				
							0 años	3+ años	6+ años	9+ años	11+ años
(0)	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)
1004	18-21	1961-64	6,55	8,079	2,842	0,434	6,0	91,5	77,7	23,2	9,7
1142	22-25	1957-60	7,13	9,606	3,099	0,435	4,0	93,7	78,7	34,9	17,1
963	26-29	1953-56	7,30	12,121	3,482	0,477	3,9	93,4	80,3	32,0	19,7
855	30-33	1949-52	6,95	12,659	3,558	0,512	5,6	91,9	75,0	31,3	16,3
755	34-37	1945-48	6,86	13,897	3,728	0,543	6,0	89,8	72,3	27,9	17,0
610	38-41	1941-44	6,28	13,340	3,652	0,582	8,5	87,0	68,7	23,6	12,0
594	42-45	1937-40	5,63	12,791	3,576	0,635	12,5	83,0	60,9	18,0	11,3
460	46-49	1933-36	5,33	11,977	3,461	0,649	10,9	82,2	55,2	14,6	9,1
498	50-53	1929-32	4,80	13,104	3,620	0,754	17,9	74,7	49,8	11,0	6,4
356	54-57	1925-28	4,63	14,791	3,846	0,831	21,9	70,2	44,7	14,3	8,1
288	58-61	1921-24	4,38	16,509	4,063	0,928	27,4	65,3	43,4	12,8	9,0
202	62-65	1917-20	3,83	12,628	3,554	0,928	29,2	59,9	39,6	8,9	5,5
7727	18-65	1917-61	6,29	12,846	3,584	0,570	9,3	86,5	68,4	24,6	13,3

- El desplazamiento hacia arriba de la curva de *Lorenz* para las cohortes cada vez más jóvenes indica un mejoramiento en la distribución de la escolaridad desde los grupos más viejos hasta los grupos más jóvenes.
- El 50 por ciento menos educado de la cohorte de 1921-24 tiene aproximadamente 12 por ciento de los años escolares totales; el 50 por ciento menos educado de la cohorte 1937-40 tiene 28 por ciento; y el 50 por ciento menos educado de la cohorte 1953-56 tiene 33 por ciento.
- El índice de *Gini* desciende desde el grupo más viejo hasta el grupo más joven, lo que implica un cambio hacia una distribución más igual.

Tabla 2.6

Índice de Gini - Distribución de la escolaridad (OCEI 1982)

Grupo de edad	26-29 años	42-45 años	58-61 años
Cohorte de nacimiento	1953-56	1937-40	1921-24
Índice de Gini	0,277	0,393	0,483

2.4 Comparación de la distribución de la escolaridad: 1982-1988-1992

La comparación de las tres encuestas suministra evidencia de que no solamente la media escolar ha aumentado para los diferentes grupos de edad y para la muestra en total, sino también que la distribución de la escolaridad ha mejorado en el tiempo. La media escolar de la muestra completa sube desde el año 1982 hasta el año 1992: de 6,29 en 1982 a 7,22 en 1988 y finalmente a 7,56 en 1992 (tabla 2.7). La varianza escolar crece entre 1982 y 1988. Entre 1988 y 1992 decrece levemente. Si medimos la distribución de la escolaridad por el coeficiente de variación escolar, hay una mejora en la distribución escolar entre 1982 y 1992: el coeficiente de variación escolar baja de 0,57 en 1982 a 0,54 en 1988 y por último a 0,50 en 1992. El crecimiento de la varianza escolar está completamente compensado por el crecimiento de la media escolar.

También las comparaciones de frecuencias de algunas cohortes ejemplares y la curva de *Lorenz* o el índice de *Gini* indican una distribución de la escolaridad más igual en 1992 que en 1988, y asimismo más igual en 1988 que en 1982 (tabla 2.8). Calculamos también el índice de *Gini* para las muestras en total lo cual confirma nuestros resultados. Solamente la varianza, o sea la desviación estándar escolar, no sigue esta tónica, lo cual tiene algunas consecuencias para los cambios de distribución del ingreso en el tiempo.

Las variables escolares son sobre todo el resultado de los efectos de cohorte. Los cambios en la distribución de la escolaridad se deben a la finalización de la escolaridad

Tabla 2.7
Distribución de la escolaridad
(OCEI 1982, 1988 y 1992)

	Media escolar	Varianza escolar	Desviación estándar escolar	Coeficiente de variación escolar	0 años	Porcentaje completado			
						3+ años	6+ años	9+ años	11+ años
OCEI 1982	6,29	12,846	3,584	0,570	9,3	86,5	68,4	24,6	13,3
OCEI 1988	7,22	15,037	3,878	0,537	7,3	89,1	76,7	35,1	21,2
OCEI 1992	7,56	14,454	3,802	0,503	5,5	91,1	80,0	38,7	23,6

Tabla 2.8

Índice de *Gini* de la distribución de la escolaridad
(OCEI 1982, 1988 y 1992)

Grupo de edad	26-29 años	42-45 años	58-61 años	Muestra total
OCEI 1982	0,277	0,393	0,483	0,352
OCEI 1988	0,219	0,319	0,425	0,283
OCEI 1992	0,203	0,246	0,406	0,254

de las cohortes más jóvenes; pero sobre todo se deben a los cambios en la composición de la muestra para las diferentes cohortes de nacimiento. En la medida en que las cohortes más viejas salen, y entran las cohortes más jóvenes, o sea, entran cohortes con una distribución de la escolaridad más igual, la distribución de la escolaridad total se vuelve más igual. Cada vez más cohortes con distribuciones escolares más iguales se vuelven predominantes en relación con las cohortes con distribuciones escolares menos iguales. Probablemente este proceso continuará hasta que llegue a una distribución de la escolaridad aproximadamente estable. La existencia de una supuesta estabilidad depende de que no haya cambios profundos, de por ejemplo la situación económica o de las políticas públicas de educación, que puedan invertir o intensificar las evoluciones antes descritas.

3. La función del ingreso y la descomposición de la desigualdad en la distribución del ingreso

3.1 Introducción

Es de esperar que los cambios en la distribución de la escolaridad tengan implicaciones en la distribución del ingreso. La manera concreta de relacionar la educación y los ingresos que vamos a seguir es la función simple del ingreso.

(3.1) $$\text{Ln } Y_i = \alpha + \beta\, s_i + u_i$$

La variable dependiente $ln\ Y_i$ representa el logaritmo del ingreso laboral del individuo i, s_i sus años escolares, y u_i el residuo que incluye todos las demás determinantes del ingreso. La constante α se puede interpretar como la capacidad de ingreso con cero años escolares, y el coeficiente de correlación, β, como la tasa de retorno promedio privada.

Asumimos que α y β son constantes en los grupos de edad. Las diferencias de α y β en-tre los diferentes individuos se recogen en el residuo. Para la varianza de los log ingresos obtenemos la siguiente expresión:

(3.2) $$\text{Var (Ln Y)} = \beta^2 \text{ Var (s)} + \text{Var (u)} + 2\,\beta \text{ cov (s,u)}$$

La variable *var(s)* representa la varianza de los años escolares, *var(u)* la de los componentes de los ingresos no correlacionados con la escolaridad, y *cov(s,u)* la covarianza entre la escolaridad y las variables residuales. Denominamos $\beta^2\, var(s)$ a la "varianza explicada" y $var(u) + 2\,\beta\, cov(s,u)$ a la "varianza no explicada".

Según la ecuación (3.2), la varianza de los años escolares es un determinante fundamental para la varianza de los log ingresos. Si la escolaridad no estuviera

relacionada con otros determinantes, cambios en la varianza de la escolaridad conducirían directamente a cambios en la desigualdad en la distribución del ingreso. El factor sería el cuadrado de los retornos a la escolaridad, β^2. Si los retornos escolares fueran constantes y también la varianza residual, la desigualdad de los ingresos sería una función lineal simple de los años escolares.

La ecuación (3.2) implica que es posible que la desigualdad en la distribución del ingreso crezca y, al mismo tiempo, la desigualdad en la distribución de la escolaridad decrezca. La varianza log ingresos es función solamente de la varianza de los años escolares y no de la media escolar. Pero, según nuestra definición, la desigualdad en la distribución de la escolaridad es una función de ambas, de la varianza escolar y de la media escolar. Puede ocurrir que la varianza escolar crezca, lo cual aumenta la desigualdad en la distribución del ingreso, y al mismo tiempo, decrezca la desigualdad en la distribución de la escolaridad, medida por el coeficiente de variación.

No es nuestro interés primordial estimar los retornos de la escolaridad. Pero obviamente la especificación de la ecuación (3.1) afecta nuestros resultados. Si por ejemplo, la relación entre los log ingresos y los años escolares no es lineal, la varianza de los log ingresos dependerá de los momentos mayores de la distribución de la escolaridad. La incorporación de un término cuadrado de la escolaridad, añade dos términos adicionales en la descomposición: uno que depende de la *kurtosis* de la distribución de escolaridad y otro que depende del sesgo (*skewness*). Utilizamos la ecuación (3.2) porque analíticamente nos da una descomposición sencilla de la desigualdad. Suponemos que la descomposición lineal capta los componentes más importantes de la relación entre la distribución de la escolaridad y la distribución del ingreso.

También asumimos en la ecuación (3.2) que los retornos escolares son constantes en cada cohorte o grupo de edad. Así omitimos un determinante de la desigualdad en la distribución del ingreso, a saber, las diferencias en las tasas de retorno escolar. Si existe una varianza de los retornos escolares, una media creciente de la escolaridad aumenta la desigualdad en la distribución del ingreso. Esto ocurre también cuando la varianza de la escolaridad es constante.

3.2 Descomposición de la función simple del ingreso: OCEI 1992

Para analizar la relación entre la distribución de la escolaridad y la distribución del ingreso, presentamos en la tabla 3.1 unas estadísticas descriptivas y los resultados de las regresiones de la función simple del ingreso y de su descomposición para grupos de edad de cuatro años de la OCEI 1992.

Las columnas (4) y (5) presentan la media y la varianza de los log ingresos de la OCEI 1992. La curva de los log ingresos de los grupos de edad tiene el contorno típico: primero

Tabla 3.1
Estadística descriptiva y función simple del ingreso y su descomposición según grupos de edad de cuatro años (OCEI 1992)[2]

Grupo de Edad	Cohorte de nacimiento	Media ingreso	Media log ingreso	Varianza log ingreso	Función del ingreso						
					Const. α	$\hat{\beta}$	Error estand.	Estat. t	R^2	$var(u)$	$\hat{\beta}^2$ var(s)
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
18-21	1971-74	20.742	9,813	0,285	9,473	0,046	0,0069	6,65	0,06	0,269	0,016
22-25	1967-70	24.261	9,968	0,282	9,673	0,036	0,0055	6,59	0,05	0,269	0,013
26-29	1963-66	29.816	10,175	0,254	9,776	0,049	0,0046	10,61	0,12	0,224	0,030
30-33	1959-62	33.786	10,272	0,331	9,792	0,058	0,0054	10,73	0,14	0,286	0,045
34-37	1955-58	37.862	10,369	0,381	9,826	0,067	0,0051	13.31	0,19	0,309	0,072
38-41	1951-54	39.915	10,410	0,387	9.806	0,075	0,0051	14,54	0,25	0,292	0,095
42-45	1947-50	41.306	10,407	0,483	9,665	0,098	0,0064	15,40	0,32	0,328	0,155

continúa...

2 Ninguno de nuestros cálculos *Mínimos Cuadrados Ordinarios* (MCO) de la función simple del ingreso muestra signos de heteroscedasticidad que puede ser un problema del cálculo MCO con datos transversales del ingreso (test de Arch LM y test de White's Heteroskedasticity with Cross Terms). La transformación logarítmica de los datos de ingresos comprime la escala de la medición y elimina o por lo menos reduce la heteroscedasticidad.
Todas nuestras regresiones tienen un coeficiente de regresión, *R2*, relativamente bajo. Primero hay que aclarar que no es nuestro fin ajustar una regresión de mayor *R2*, sino examinar la influencia de las variables escolares sobre la determinación de los ingresos y su distribución. Los coeficientes de regresión bajos se encuentran en todas las investigaciones empíricas de esta materia. Se puede aumentar *R2* significativamente si se consideran muestras más homogéneas, por ejemplo quitando los grupos jóvenes o considerando solamente un sector específico de la economía.

...continuación

Grupo de Edad	**Cohorte de** nacimiento	**Media** ingreso	**Media** log ingreso	**Varianza** log ingreso	**Función del ingreso**						
					Const. α	$\hat{\beta}$	Error estand.	Estat. t	R^2	$var(u)$	
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
46-49	1943-46	41.508	10,427	0,454	9,897	0,076	0,0076	10,27	0,19	0,369	0,085
50-53	1939-42	37.580	10,339	0,406	9,758	0,087	0,0067	12,98	0,32	0,274	0,132
54-57	1935-38	36.905	10,310	0,411	9,885	0,077	0,0088	9,11	0,22	0,319	0,092
58-61	1931-34	31.747	10,095	0,688	9,757	0,065	0,0131	4,98	0,09	0,624	0,064
62-65	1927-30	30.323	10,040	0,635	9,648	0,076	0,0127	5,97	0,14	0,547	0,088
18-65	1927-74	32.893	10,205	0,412	9,733	0,062	0,0019	32,58	0,14	0,355	0,057

Hombres venezolanos con ingresos positivos, ingreso anual en bolívares de 1984.
Los resultados de la regresión son de una estimación de *Mínimos Cuadrados Ordinarios*(MCO). Los coeficientes escolares β, son significativos estadísticamente a un nivel de 1 por ciento.

crece con la edad, alcanza su máximo aproximadamente en el medio de la carrera profesional y después decrece. La varianza de los log ingresos aumenta con la edad hasta el grupo de 42-45 años de edad. Después tiene un tramo de decrecimiento y para las cohortes más viejas crece otra vez.

El aumento de la desigualdad en la distribución del ingreso hasta el grupo de edad 42-45 años es consistente con nuestra predicción basada en el perfil de la varianza escolar. La varianza escolar crece desde la cohorte de nacimiento de 1971-74 (grupo de edad de 18-21 años) hasta la cohorte de nacimiento de 1951-54 (grupo de edad de 38-41 años) y después se vuelve más plana. Así, el crecimiento de la desigualdad en la distribución del ingreso con la edad sugiere que la varianza escolar creciente está causando un crecimiento de los log ingresos para las cohortes más viejas. Pero la explicación para los perfiles de edad-varianza log ingresos es más complicada. Los cambios de la varianza escolar dentro de las cohortes constituyen solamente una parte de la explicación de la relación entre edad y desigualdad de los ingresos.

Según la ecuación (3.2), unos determinantes importantes de la varianza de los log ingresos son los retornos escolares, β. Un aumento de los retornos escolares aumenta la varianza de los log ingresos por dos vías: una vez en combinación con la varianza escolar, y otra vez en combinación con la covarianza entre la escolaridad y el término de error. La columna (7) indica que los retornos escolares estimados varían significantemente con la edad. Los retornos crecen continuamente desde el grupo de edad de 22-25 hasta el grupo de edad de 42-45. Después decrecen y su comportamiento se vuelve más irregular.

Consideramos la interacción de los retornos escolares con la varianza escolar que determina la "varianza explicada", β^2 *var(s)* (columna 12). Como podemos observar ambas, la varianza escolar y la tasa de retorno escolar, crecen juntas desde los grupos de edad más jóvenes. La varianza escolar crece hasta el grupo de edad de 38-41 y los retornos escolares hasta el grupo de edad de 42-45. Después, la tendencia de ambas es menos definida, decreciente o constante. Esto implica que la "varianza explicada" tiene una tendencia determinadamente creciente, por lo menos hasta el grupo de edad de 42-45.

Podemos preguntarnos si el comportamiento de la "varianza explicada", β^2 *var(s)*, se debe fundamentalmente a efectos de cohorte o a efectos de edad. Como hemos señalado, la varianza escolar es sobre todo un efecto de cohorte. Pero es discutible si el comportamiento de los retornos escolares se debe a efectos de cohorte o a efectos de edad. Quizás en una situación de cambio rápido de los niveles de la escolaridad dentro de la población, el efecto de cohorte predomine.

La varianza residual o la "varianza no explicada" de la ecuación (3.2) la obtenemos cuando sustraemos la "varianza explicada" de la varianza de los log ingresos (columna 11). Hasta el grupo de edad de 46-49, la varianza residual tiene una tendencia de leve

crecimiento. Después decrece para dos grupos de edad, para grupos más viejos otra vez crece, y luego vuelvo a decrecer.

Resumiendo, para toda la muestra de OCEI 1992, el poder explicativo de la "varianza explicada" es de alrededor de 14 por ciento mientras que de un 86 por ciento se hace responsable la varianza residual. Para los diferentes grupos de edad la composición es diferente. Mientras para los grupos más jóvenes la varianza residual es muy predominante, para grupos de edad de 42-45 y de 50-53 el poder explicativo de la "varianza explicada" alcanza casi un tercio. Si quitamos los grupos más jóvenes que no tienen una escolaridad completa, el poder explicativo de la "varianza explicada" para la muestra total aumenta. Por ejemplo, si consideramos solamente los individuos con una edad entre 30 y 60 años, el poder explicativo de la escolaridad aumenta a 21 por ciento. Finalmente, solamente con precaución podemos decir que la escolaridad es responsable del 14 por ciento de la desigualdad en la distribución del ingreso, porque también parte de la "varianza no explicada" depende de variables escolares.

3.3 Descomposición de la función simple del ingreso: OCEI 1988

A diferencia de las variables escolares, las variables del ingreso son determinadas especialmente por la edad. La descripción de las situaciones de la distribución del ingreso en los diferentes puntos en el tiempo nos será necesaria para especificar los cambios en la distribución del ingreso a través de los años considerados. Resumimos brevemente los resultados (tabla 3.2):

- El perfil edad-log ingresos tiene la forma típica de una *U* invertida: sube con la edad, alcanza su máximo en medio de la carrera profesional y decrece en edades más avanzadas (columna 4).
- La varianza de los log ingresos tiene una tendencia creciente, desde los grupos más jóvenes hasta los grupos más viejos. Esta tendencia se ve interrumpida por dos grupos: el de 42-45 años y el de 46-49 años. Esto tiene su correspondencia 4 años más tarde: también para los grupos de edad de 46-49 y de 50-53 años de edad de la OCEI 1992 hay una tendencia decreciente (columna 5) [3].

3 Comparando las muestras de 1988 y 1992, encontramos una cohorte de nacimiento que no sigue el rumbo de la muestra en su conjunto. La cohorte de nacimiento de 1943-46, que tiene 42-45 años de edad en 1988 y 46-49 años en 1992, exhibe algunas particularidades. Comparando con los grupos y cohortes anteriores y posteriores, la cohorte de 1943-46 tiene una varianza escolar y una varianza log ingresos reducidas, un bajo coeficiente escolar y un coeficiente de regresión, R^2, pequeño. Probablemente es una particularidad de esta cohorte de nacimiento y no una característica de la muestra, porque los mismos fenómenos se repiten dos veces. Supuestamente entre 1988 y 1992 todos los individuos de la encuesta han cambiado.

Tabla 3.2
Estadística descriptiva y función simple del ingreso y su descomposición según grupos de edad de cuatro años (OCEI 1988)

Grupo de Edad	Cohorte de nacimiento	Media ingreso	Media log ingreso	Varianza log ingreso	Función del ingreso						
					Const.	$\hat{\beta}$	Error estand.	Estat. t	R^2	$var(u)$	$\hat{\beta}^2$ var(s)
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
18-21	1967-70	22.040	9,873	0,249	9,598	0,038	0,007	5,33	0,04	0,238	0,011
22-25	1963-66	27.631	10,083	0,294	9,851	0,031	0,006	5,05	0,03	0,284	0,010
26-29	1959-62	33.040	10,231	0,346	9,836	0,049	0,006	8,52	0,09	0,316	0,030
30-33	1955-58	39.419	10,388	0,366	9,891	0,062	0,006	10,80	0,14	0,313	0,053
34-37	1951-54	43.594	10,461	0,440	9,882	0,075	0,006	11,96	0,18	0,360	0,080
38-41	1947-50	43.059	10,423	0,499	9,753	0,083	0,006	13,98	0,25	0,375	0,124
42-45	1943-46	47.495	10,545	0,413	10,04	0,074	0,007	10,81	0,21	0,325	0,088
46-49	1939-42	43.840	10,440	0,462	9,920	0,082	0,007	11,62	0,26	0,341	0,121
50-53	1935-38	43.160	10,361	0,565	9,805	0,096	0,009	11,21	0,29	0,402	0,163
54-57	1931-34	50.400	10,378	0,706	9,734	0,117	0,009	12,98	0,39	0,431	0,275
58-61	1927-30	44.705	10,286	0,655	9,779	0,093	0,010	9,04	0,28	0,474	0,181
62-65	1923-26	38.195	10,172	0,741	9,771	0,081	0,012	6,52	0,19	0,600	0,141
18-65	1923-70	37.674	10,285	0,458	9,801	0,067	0,002	32,01	0,15	0,390	0,067

Hombres venezolanos con ingresos positivos, ingreso anual en bolívares de 1984.
Los resultados de la regresión son de una estimación de MCO (Mínimos cuadrados ordinarios). Los coeficientes escolares β, son significantes estadísticamente a un nivel de 1 por ciento.

Tabla 3.3
Estadística descriptiva y función simple del ingreso y su descomposición según grupos de edad de cuatro años (OCEI 1982)

Grupo de Edad	Cohorte de nacimiento	Media ingreso	Media log ingreso	Varianza log ingreso	Función del ingreso						
					Const. α	$\hat{\beta}$	Error estand.	Estat. t	R^2	$var(u)$	$\hat{\beta}^2$ var(s)
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
18-21	1961-64	28.316	10,135	0,233	9,900	0,036	0,0052	6,95	0,05	0,222	0,011
22-25	1957-60	39.371	10,433	0,292	10,028	0,057	0,0049	11,61	0,11	0,261	0,031
26-29	1953-56	47.877	10,629	0,284	10,236	0,054	0,0046	11,66	0,12	0,249	0,035
30-33	1949-52	52.025	10,639	0,342	10,101	0,085	0,0050	17,16	0,26	0,254	0,088
34-37	1945-48	56.910	10,759	0,399	10,145	0,090	0,0052	17,09	0,28	0,288	0,111
38-41	1941-44	58.288	10,776	0,427	10,174	0,096	0,0061	15,68	0,29	0,304	0,123
42-45	1937-40	55.045	10,736	0,367	10,211	0,093	0,0058	16,04	0,30	0,256	0,111
46-49	1933-36	55.917	10,749	0,372	10,231	0,097	0,0069	14,16	0,30	0,259	0,113
50-53	1929-32	55.026	10,681	0,492	10,176	0,105	0,0073	14,38	0,29	0,347	0,145
54-57	1925-28	54.754	10,668	0,510	10,257	0,089	0,0087	10,23	0,23	0,394	0,116
58-61	1921-24	47.132	10,501	0,517	10,117	0,088	0,0091	9,67	0,25	0,389	0,128
62-65	1917-20	46.855	10,513	0,483	10,144	0,097	0,0120	8,02	0,24	0,366	0,117
18-65	1917-61	47.990	10,580	0,398	10,141	0,070	0,0018	38,05	0,16	0,335	0,063

Hombres venezolanos con ingresos positivos, ingreso anual en bolívares de 1984. Los resultados de la regresión son de una estimación de MCO. Los coeficientes escolares β, son significantes estadísticamente a un nivel de 1 por ciento.

- El perfil de la varianza de los log ingresos está conforme con el de la varianza escolar. Con dos excepciones, ambas curvas tienen la misma tendencia.
- Igual que la varianza escolar, los retornos escolares estimados crecen con la edad, pero decrecen para los grupos más viejos (columna 7).
- El crecimiento conjunto de la varianza escolar y de los retornos escolares también hace crecer la "varianza explicada", la cual, con una pequeña interrupción, sube hasta alcanzar su máximo con el grupo de edad de 54-57 (columna 12).
- Como en la OCEI 1992, la varianza residual se mantiene constante o crece levemente hasta el grupo de edad de 46-49. Después muestra un crecimiento más acelerado (columna 11).
- Como resultado, la varianza total de los log ingresos tiene una tendencia al crecimiento con las excepciones mencionadas. La brecha entre la varianza residual y la varianza total se amplía con la edad.

El poder explicativo de la escolaridad para toda la OCEI 1988 es alrededor de 15 por ciento, mientras la "varianza no explicada" es responsable del 85 por ciento restante. Como en la OCEI 1992 la composición es bastante desigual. El menor poder explicativo de la escolaridad, lo encontramos para las cohortes más jóvenes, mientras para los grupos de más de 40 años llega a más de 20 por ciento y hasta 39 por ciento para el grupo de edad de 54-57. Si quitamos los tres grupos más jóvenes, la escolaridad puede explicar alrededor de 22 por ciento de la desigualdad en la distribución del ingreso.

3.4 Descomposición de la función simple del ingreso: OCEI 1982

Resumimos los resultados de la distribución del ingreso para la OCEI 1982:

- El perfil edad-log ingreso tiene la forma familiar de una *U* invertida (columna 4).
- La varianza de los log ingresos sube con la edad hasta el grupo de 38-41 años. Después de una fase decreciente, para los últimos grupos la varianza log ingresos sube otra vez y queda prácticamente constante (columna 5).
- Este perfil de la varianza de los log ingresos es semejante al perfil de la varianza escolar, la cual tiene tres fases: sube hasta el grupo de edad de 33-37, después decrece hasta el grupo de 46-49 años de edad, y finalmente otra vez crece.
- Los retornos escolares estimados crecen aceleradamente hasta el grupo de edad de 30-33 años. Para los demás grupos se mueven dentro de un intervalo de entre 8 y 10 por ciento (columna 7).
- A diferencia de la OCEI 1988 y la OCEI 1992, una vez alcanzado un cierto nivel, la varianza explicada se queda aproximadamente constante. En consecuencia, la

varianza de los log ingresos sigue sobre todo los movimientos de la varianza residual, mientras la "brecha explicada" permanece constante (columna 12).

El poder explicativo de la escolaridad para toda la OCEI 1982 es de alrededor de 16 por ciento. En comparación con 1988 y 1992, la composición no es tan desigual. Sin tener en cuenta los tres grupos más jóvenes, la escolaridad explica entre 25 y 30 por ciento de la desigualdad para los diferentes grupos de edad. Si quitamos los primeros tres grupos y su peso numérico dentro de la muestra, el poder explicativo de la escolaridad aumenta a 27 por ciento para la muestra total.

4. Cambios en la desigualdad en la distribución del ingreso: 1982-1988-1992

4.1 Cambios en la distribución del ingreso

Ahora comparamos la distribución del ingreso de 1982, 1988 y 1992 para documentar los cambios en la desigualdad en la distribución del ingreso en este período, e identificamos el papel de la escolaridad en estos cambios. A la hora de comparar diferentes distribuciones del ingreso en el tiempo, hay un problema fundamental. Si comparamos diferentes grupos de edad en el tiempo, estamos comparando diferentes cohortes. Por ejemplo, si comparamos el grupo de edad de 34-37, estamos comparando la cohorte de nacimiento del 1945-48 (OCEI 1982), la cohorte del 1951-54 (OCEI 1988) y la cohorte del 1955-58 (OCEI 1992). Es decir, si controlamos por la edad, los efectos de cohorte parecen ser efectos del período. Si comparamos diferentes cohortes de nacimiento, capturamos la misma cohorte en diferentes puntos de su vida. Por ejemplo comparamos la cohorte de nacimiento de 1939-42 cuando tiene 40-43 años de edad (OCEI 1982), cuando tiene 46-49 años (OCEI 1988) y cuando tiene 50-53 años (OCEI 1992). Es decir, si controlamos por la cohorte, los efectos de edad parecen ser efectos de período.

La tabla 4.1 muestra la varianza de los log ingresos para grupos de edad de cuatro años [4]. Los tres perfiles de edad-varianza log ingresos tienen una tendencia general creciente con algunos tramos planos o decrecientes. El resultado total de la tres muestras es una desigualdad en la distribución del ingreso mayor en 1988 que en 1982 y en 1992, y mayor en 1992 que en 1982: 0,398 en 1982, 0,412 en 1992 y 0,458 en 1988. Este resultado está conforme con varias investigaciones anteriores, que establecen una

4 Los número 1, 2 y 3 describen el orden de la desigualdad en la distribución del ingreso: 1 = mayor varianza log ingresos y 3 = menor varianza log ingresos. Los números en negrita reflejan el orden de las tres encuestas en su conjunto.

desigualdad en la distribución del ingreso creciente durante la década de los 80 y una distribución del ingreso más desigual en 1988 que en 1992

Tabla 4.1
Varianza log ingresos para grupos de edad de cuatro años
(OCEI 1982, 1988 y 1992)

Grupo de edad	Var log ingresos OCEI 1982		OCEI 1988		OCEI 1992	
18-21	3	0,233	2	0,249	1	0,285
22-25	2	0,292	1	0,294	3	0,282
26-29	2	0,284	1	0,346	3	0,254
30-33	2	0,342	1	0,366	3	0,331
34-37	2	0,399	1	0,440	3	0,381
38-41	**3**	0,427	**1**	0,499	**2**	0,387
42-45	3	0,367	2	0,413	1	0,483
46-49	**3**	0,372	**1**	0,462	**2**	0,454
50-53	2	0,492	1	0,565	3	0,406
54-57	2	0,510	1	0,706	3	0,411
58-61	3	0,517	2	0,655	1	0,688
62-65	**3**	0,483	**1**	0,741	**2**	0,635
18-65	**3**	0,398	**1**	0,458	**2**	0,412

Veamos el comportamiento de la varianza de los log ingresos más en detalle para los diferentes grupos de edad:

- Para todos los grupos la varianza de los log ingresos es mayor en 1988 que en 1982. Para nueve de doce grupos la desigualdad es mayor en 1988 que en 1992. La mayor desigualdad en la distribución del ingreso se da en 1988.
- Hay una observación sorprendente. De doce grupos de edad, siete grupos tienen una menor desigualdad en 1992 que en 1982, y solamente dos grupos reflejan el orden total de las muestras. Estos siete grupos (desde el grupo 22-25 años hasta el grupo de 38-41 años, más los grupos de 50-53 años y 54-57 años) suman un 68 por ciento de la muestra. Es decir, por el aumento de la varianza para los otros grupos de 1992 respecto a 1982 y por efectos de la variación entre los grupos, el resultado final es una desigualdad mayor en 1992 que en 1982.

- La razón de fondo de los resultados divergentes entre la muestra total y los grupos puede ser efecto de la cohorte. Si controlamos por la edad, estamos comparando diferentes cohortes en el tiempo. Los efectos que hacen a cada cohorte única pueden limitar las comparaciones de la distribución del ingreso en diferentes cohortes.

La tabla 4.2 muestran la varianza log ingresos para cohortes de nacimiento de cuatro años de 1982, 1988 y 1992 [5]. Esta vez los resultados son más evidentes:

- Para todas las cohortes de nacimiento, la varianza log ingresos es menor en 1982 que en 1988 y 1992.
- Con excepción de dos cohortes, la varianza de los log ingresos es mayor en 1988 que en 1992.
- En esta segunda comparación, teóricamente no hay efecto de cohorte. Los cambios en la desigualdad de la distribución del ingreso se deben a efectos de edad y a efectos de tiempo. Estos son aproximadamente iguales para las diferentes cohortes. Con excepción de dos cohortes, el orden de las cohortes de las diferentes muestras refleja el orden total de la distribución del ingreso.
- Si comparamos la varianza total log ingresos en 1992 y 1982 para grupos de edad y cohortes de nacimiento, hay que destacar que la diferencia se ha aumentado. Esto se debe a la no consideración de las tres cohortes más jóvenes de la OCEI 1992 y de las dos y media cohortes más viejas de la OCEI 1982. El efecto para la OCEI 1982 es igualador, mientras el efecto para la OCEI 1992 es una mayor desigualdad en la distribución del ingreso.

Aquí tenemos un problema: a pesar de las mejoras en la distribución de la escolaridad durante las últimas décadas, ha habido mayor desigualdad en la distribución del ingreso para casi todos los grupos de edad y para todas las cohortes de nacimiento. ¿Cómo se puede explicar este fenómeno?

---

5 Los resultados de los grupos de edad y de las cohortes de nacimiento para la OCEI 1982 son levemente diferentes. Esto se debe al año de la encuesta. No hemos conseguido tres encuestas que se ajusten al ritmo de los cuatro años. Por eso, para la encuesta de 1982 tenemos que calcular dos veces las estadísticas: una estadística que cuadre con los grupos de edad de las encuestas de 1988 y 1992 y otra estadística que cuadre con los grupos de nacimiento..

Tabla 4.2
Varianza log ingresos
Cohortes de nacimiento: OCEI 1982, 1988 y 1992

Cohorte de nacimiento	OCEI 1982		Var log ingresos OCEI 1988		OCEI 1992	
1959-62	**3**	0,311	**1**	0,346	**2**	0,331
1955-58	3	0,231	2	0,366	1	0,381
1951-54	**3**	0,341	**1**	0,440	**2**	0,387
1947-50	**3**	0,373	**1**	0,499	**2**	0,483
1943-46	3	0,401	2	0,413	1	0,454
1939-42	**3**	0,402	**1**	0,462	**2**	0,406
1935-38	**3**	0,373	**1**	0,565	**2**	0,411
1931-34	**3**	0,435	**1**	0,706	**2**	0,688
1927-30	**3**	0,497	**1**	0,655	**2**	0,635
1927-1962	**3**	0,379	**1**	0,463	**2**	0,439

4.2 Cambios en la distribución de la escolaridad

Nos preguntamos cuáles son las causas del incremento de la desigualdad en la distribución del ingreso de 1982 a 1988 para cada grupo de edad y de su decrecimiento de 1988 a 1992 para la mayoría de los grupos de edad. Estamos comparando grupos de la misma edad en diferentes puntos en el tiempo, es decir estamos comparando diferentes cohortes. En este caso, el efecto de cohorte se vuelve significativo. Los efectos de cohorte ocurren principalmente sobre la media y la varianza escolar. La tabla 4.3 nos muestra la varianza escolar por grupos de edad:

- Hasta el grupo de edad de 30-33 años la varianza escolar crece y es aproximadamente igual para los grupos de edad de 1982, 1988 y 1992. Es decir, a pesar de que se trata de diferentes cohortes en el tiempo y la varianza escolar es sobre todo un efecto de cohorte, hay una coincidencia notable.
- Después, los perfiles de edad-varianza de los diferentes años se dispersan. La tendencia general es una mayor varianza escolar en 1988 que en 1992 y una mayor varianza en 1992 que en 1982.

Si se compara el comportamiento de la varianza escolar con el perfil de la varianza log ingresos, se pueden sacar unas primeras conclusiones acerca de la influencia de la varianza escolar sobre la desigualdad en la distribución del ingreso:

Tabla 4.3
Varianza escolar para grupos de edad de cuatro años
(OCEI 1982, 1988 Y 1992)

Grupo de edad	OCEI 1982		Varianza escolar OCEI 1988		OCEI 1992	
18-21	1	8,079	3	7,246	2	7,734
22-25	3	9,606	2	9,794	1	10,300
26-29	3	12,121	2	12,384	1	12,444
30-33	**3**	12,659	**1**	13,656	**2**	13,406
34-37	3	13,897	2	14,249	1	16,010
38-41	**3**	13,340	**1**	17,842	**2**	16,973
42-45	**3**	12,791	**1**	16,197	**2**	16,093
46-49	**3**	11,977	**1**	18,169	**2**	16,838
50-53	**3**	13,104	**1**	17,562	**2**	17,239
54-57	**3**	14,791	**1**	19,905	**2**	15,549
58-61	2	16,509	1	20,794	3	15,105
62-65	**3**	12,628	**1**	21,336	**2**	15,188
18-65	**3**	12,846	**1**	15,037	**2**	14,454

1. Una varianza escolar reducida y menores diferencias entre los grupos en el tiempo hasta el grupo de 30-33 años de edad, llevan a una menor desigualdad en la distribución del ingreso para estos grupos y entre los mismos grupos en el tiempo.
2. El aumento de la varianza escolar y su mayor dispersión tiene su correspondencia en la varianza log ingresos de los años correspondientes.
3. La mayor varianza escolar para los grupos de edad de la OCEI 1988 lleva a una mayor varianza log ingresos en 1988 en comparación con 1982 y 1992.

Consideremos dos grupos de edad específicos: el de 38-41 años y el de 50-53 años, que siguen la tendencia general de la comparación. El grupo de 38-41 (50-53) años corresponde a la cohorte de nacimiento de 1941-44 (1929-32) en 1982, a la cohorte de 1947-50 (1935-38) en 1988 y a la cohorte de 1951-54 (1939-42) en 1992:

- Según el coeficiente de variación escolar, ha habido un mejoramiento en la distribución de la escolaridad durante el tiempo considerado. El coeficiente de

variación baja de 0,58 (0,75) en 1982 a 0,53 (0,73) en 1988 y finalmente a 0,51 (0,63) en 1992. Estos mejoramientos se deben sobre todo a una media escolar creciente.

Tabla 4.4
Comparación de grupos de edad de 38-41 y de 50-53 años de edad (OCEI 1982, 1988 y 1992)

	38-41 años de edad			50-53 años de edad		
	1982	1988	1992	1982	1988	1992
Varianza log ingresos	0,427	0,499	0,387	0,492	0,565	0,406
Varianza escolar	13,340	17,842	16,973	13,104	17,562	17,239
Media escolar	6,28	8,01	8,08	4,80	5,78	6,64
Coeficiente de variac. esc.	0,582	0,527	0,510	0,754	0,725	0,625
Retorno escolar estimado	0,096	0,083	0,075	0,105	0,096	0,087
Varianza residual	0,304	0,375	0,292	0,347	0,402	0,274

- La varianza escolar se comporta de manera diferente: de 13,34 (13,10) en 1982 sube a 17,84 (17,56) en 1988, y después decrece algo a 16,97 (17,24) en 1992. La varianza log ingresos sigue el movimiento de la varianza escolar: de 1982 a 1988 crece y de 1988 a 1992 decrece. Pero para ambos grupos el decrecimiento de la varianza log ingreso es tal que resulta una menor desigualdad en la distribución del ingreso en 1992 que en 1982.
- Como se puede ver en la tabla 4.4, esta menor varianza de los log ingresos en 1992 en comparación con 1982 se debe a dos factores: a una reducción de los retornos escolares y al decrecimiento de la varianza residual.

Para evitar los efectos distorsionadores de cohorte, en vez de comparar los grupos de edad, podemos comparar las cohortes de nacimiento en el tiempo. Una vez terminada la escolaridad formal, la varianza escolar debería ser aproximadamente constante para la misma cohorte en diferentes puntos del tiempo. Consecuentemente, para cohortes de nacimiento el aumento de la desigualdad en la distribución del ingreso en el tiempo no se puede atribuir a cambios en la varianza escolar. Es decir, los cambios en la desigualdad en la distribución del ingreso para una cohorte dada en 1982, 1988 y 1992 supuestamente no se deben a la varianza escolar sino a los cambios en los retornos escolares y en la varianza residual como función de la edad o de efectos de tiempo.

Veamos la tabla 4.5, que muestra la varianza escolar para cohortes de nacimiento en 1982, 1988 y 1992. Para la cohorte de 1947-50, cuando los miembros han alcanzado la edad de 32-35 años, se podrían esperar muy pocos cambios en la varianza escolar. Pero obviamente la varianza escolar no es igual para las mismas cohortes en las diferentes

encuestas. Lo más probable es que una gran parte de las diferencias dependa de alguna característica de la encuesta. Los datos utilizados para la muestra no corresponden a un estudio longitudinal, donde se sigue a los mismos individuos por un tiempo prolongado. Este tampoco es el caso para la encuesta en su conjunto. Para evitar el "cansancio en la personas entrevistadas" y para evitar que los encuestadores presupongan las respuestas de los hogares que habían sido visitados antes, en cada semestre se rota una sexta parte de la muestra (OCEI 1987, p. 53). En tres años se cambian los entrevistados completamente. Esto quiere decir que ni siquiera en las encuestas de la OCEI 1988 y de 1992 se encuentran los mismos hogares. Podemos constatar que la varianza escolar no solamente refleja en un sentido limitado un efecto de cohorte sino también un "efecto de muestra".

Tabla 4.5
Varianza escolar por cohortes de nacimiento de cuatro años (OCEI 1982, 1988 y 1992)

Cohorte de nacimiento	Varianza escolar					
	OCEI 1982		OCEI 1988		OCEI 1992	
1959-62	**3**	9,380	**2**	12,384	**1**	13,406
1955-58	**3**	10,524	**2**	13,656	**1**	16,010
1951-54	**3**	12,447	**2**	14,249	**1**	16,973
1947-50	3	12,891	1	17,842	2	16,093
1943-46	**3**	13,956	**2**	16,197	**1**	16,838
1939-42	3	12,192	1	18,169	2	17,239
1935-38	3	12,297	1	17,562	2	15,549
1931-34	3	13,380	1	19,905	2	15,105
1927-30	3	14,061	1	20,794	2	15,188
1927-62	**3**	12,660	**2**	16,657	**1**	16,687

¿Cuál puede ser este "efecto de muestra"? La hipótesis de un efecto casual en la elección de los hogares no parece muy probable, porque encontramos el fenómeno en casi todas las cohortes de la OCEI 1988 y 1992. Una explicación posible la podemos encontrar en el deterioro de la situación económica de Venezuela. Nuestra muestra abarca hombres con ingresos positivos. En una situación de decrecimiento acelerado del salario real, más hombres con poca formación y baja escolaridad se integran en el mercado laboral, especialmente en el sector informal de la economía en busca de

subsistencia. Si la situación económica hubiera sido mejor, estos hombres no se habrían integrado en el mercado de trabajo por causa de lo bajo del ingreso recibido. Esto vale especialmente para los grupos de edad más allá de 35 años. Esta interpretación también puede explicar la leve reducción de la varianza escolar para la OCEI 1992 por la recuperación parcial de los salarios reales a partir del año 1990 y la siguiente retirada del mercado de trabajo de estos hombres con poca formación. En combinación con la escolaridad, brinda además explicación de los cambios en la distribución del ingreso: la entrada de hombres en el mercado laboral con poca formación y, en consecuencia, con ingresos reducidos, puede explicar una parte del empeoramiento en la distribución del ingreso para 1988, y su retirada una parte del leve mejoramiento para 1992.

Comparamos la varianza escolar de las cohortes de nacimiento de las tres diferentes muestras y lo relacionamos con la varianza log ingresos (tabla 4.2):

- La varianza escolar de las cohortes de nacimiento de 1982 se encuentra constantemente por debajo de la varianza escolar de las cohortes de 1988 y 1992. Esto también lo vemos reflejado en la varianza de los log ingresos, que es siempre menor en 1982 que en 1988 y 1992.
- Más complicada parece la relación para los años 1988 y 1992. En conjunto, la varianza escolar para la muestra total es bastante similar. Si no conociéramos la composición por las diferentes cohortes, tendríamos un buen argumento para considerar la varianza escolar como efecto de cohorte. Para las cohortes jóvenes, la varianza escolar, mayor en 1992 que en 1988, se ve compensada y hasta superada por el crecimiento de la varianza escolar de las cohortes más viejas de la OCEI 1988. El resultado final es una varianza escolar total mayor en 1988 que en 1992.
- La varianza log ingresos de las primeras cohortes de la OCEI 1988 y 1992 no se ve reflejada en el orden y en el movimiento de la varianza escolar. Los retornos escolares y la varianza residual deben tener una influencia relativamente mayor sobre la varianza log ingresos. A partir de la cohorte de 1947-50, la desigualdad en la distribución del ingreso está más conforme con los movimientos de la varianza escolar.

Para completar el análisis, documentamos más en detalle que en la parte 2.4 los cambios en la distribución de la escolaridad. La tabla 4.6 muestra los cambios de la media escolar y del coeficiente de variación para los grupos de edad de las tres encuestas. Según estos resultados hay un mejoramiento en la distribución de la escolaridad de 1982 a 1988, y también de 1988 a 1992:

- Para todos los grupos de edad, desde los grupos más jóvenes hasta los más viejos hay un aumento en la media escolar y un descenso del coeficiente de variación escolar, implicando un mejoramiento en la distribución de la escolaridad para los grupos cada vez más jóvenes.

Tabla 4.6
Media escolar y coeficiente de variación escolar para grupos de edad de cuatro años (OCEI 1982, 1988 y 1992)

Grupo de edad	Media escolar 1982		Media escolar 1988		Media escolar 1992		Coeficiente de variación escolar 1982		Coeficiente de variación escolar 1988		Coeficiente de variación escolar 1992	
18-21	**3**	6,55	**2**	7,23	**1**	7,44	**1**	0,434	**2**	0,372	**3**	0,374
22-25	**3**	7,13	**2**	7,53	**1**	8,22	**1**	0,435	**2**	0,416	**3**	0,390
26-29	**3**	7,30	**2**	8,05	**1**	8,18	**1**	0,477	**2**	0,437	**3**	0,431
30-33	**3**	6,95	**2**	7,98	**1**	8,28	**1**	0,512	**2**	0,463	**3**	0,442
34-37	**3**	6,86	**2**	7,75	**1**	8,09	1	0,543	3	0,487	2	0,495
38-41	**3**	6,28	**2**	8,01	**1**	8,08	**1**	0,582	**2**	0,527	**3**	0,510
42-45	**3**	5,63	**2**	6,82	**1**	7,58	**1**	0,635	**2**	0,590	**3**	0,529
46-49	**3**	5,33	**2**	6,39	**1**	6,99	2	0,649	1	0,667	3	0,587
50-53	**3**	4,80	**2**	5,78	**1**	6,64	**1**	0,754	**2**	0,725	**3**	0,625
54-57	**3**	4,63	**2**	5,49	**1**	5,52	**1**	0,831	**2**	0,813	**3**	0,714
58-61	3	4,38	1	5,44	2	5,19	**1**	0,928	**2**	0,838	**3**	0,749
62-65	**3**	3,83	**2**	4,93	**1**	5,18	2	0,928	1	0,937	3	0,752
18-65	**3**	6,29	**2**	7,23	**1**	7,56	**1**	0,570	**2**	0,536	**3**	0,503

- Comparando los mismos grupos de edad de las tres muestras, con excepción del grupo de edad de 58-61 años, la media escolar es mayor en 1992 que en 1988. Para todos los grupos de edad, la media escolar es menor en 1982 que en 1988 y 1992.

- Con excepción de dos grupos de edad, el coeficiente de variación escolar es mayor en 1982 que en 1988, y siempre mayor en 1982 que en 1992. Con excepción de un grupo, el coeficiente de variación escolar es siempre más alto en 1988 que en 1992.

- El cálculo del coeficiente de variación escolar para las muestras según cohortes de nacimiento da los siguientes resultados: 0,574 para la OCEI 1982, 0,562 para la OCEI 1988 y 0,557 para la OCEI 1992. Este resultado está acorde con los cálculos según grupos de edad: una desigualdad escolar decreciente entre 1982 y 1992. El aumento del valor del coeficiente de variación en 1988 y en 1992 respecto al valor total de la muestra por grupos de edad, se debe a la exclusión de las cohortes jóvenes, que introduce una tendencia hacia una menor desigualdad en la muestra total.

4.3 Cambios en las tasas de retorno escolar

Encontramos cambios en la desigualdad de la distribución del ingreso desde 1982 a 1992, también en la misma cohorte de nacimiento. Una parte de estos cambios la podemos atribuir a los cambios en la varianza escolar por las razones antes mencionadas. Según nuestra descomposición de la función simple del ingreso, existen dos factores más que influyen en la distribución del ingreso: los retornos escolares y la varianza residual. Examinemos primero los retornos escolares.

Resumimos los resultados de la tabla 4.7, que muestran los retornos escolares estimados para grupos de edad de 1982, 1988 y 1992:

- Para cada uno de los perfiles de edad-retorno escolar la tendencia es un crecimiento generalizado desde el grupo de edad más joven hasta los cuarenta años de edad. Después, el comportamiento de los perfiles se vuelve más plano e irregular.

- Dejando de lado los dos grupos más jóvenes, los retornos escolares estimados de 1992 son menores que en 1982 y en 1988 con una excepción. Con dos excepciones, los retornos escolares de 1988 son menores que en 1982.

- En general, hay un decrecimiento de la tasa de retorno escolar de 1982 a 1988 y de 1988 a 1992. Los retornos estimados para toda la muestra bajan de 0,070 en 1982 a 0,067 en 1988 y a 0,062 en 1992.

En comparación con otros países en vías de desarrollo, Venezuela muestra tasas de retorno escolar bajas y más similares a las de los países industrializados. Una consecuencia es que los retornos escolares no juegen un papel tan importante en la desigualdad en la distribución del ingreso como en otros países en vías de desarrollo.

Tabla 4.7
Retornos escolares estimados y "varianza explicada", β^2 *var(s)*, para grupos de edad de cuatro años (OCEI 1982, 1988 y 1992)

Grupo de edad	Retornos escolares estimados						β^2 *var(s)*					
	OCEI 1982		OCEI 1988		OCEI 1992		OCEI 1982		OCEI 1988		OCEI 1992	
18-21	3	0,036	2	0,038	1	0,046	2	0,011	2	0,011	1	0,016
22-25	1	0,057	3	0,031	2	0,036	1	0,031	3	0,010	2	0,013
26-29	1	0,054	2	0,049	2	0,049	1	0,035	2	0,030	2	0,030
30-33	1	0,085	2	0,062	3	0,058	1	0,088	2	0,053	3	0,045
34-37	1	0,090	2	0,075	3	0,067	1	0,111	2	0,080	3	0,072
38-41	1	0,096	2	0,083	3	0,075	2	0,123	1	0,124	3	0,095
42-45	2	0,093	3	0,074	1	0,098	2	0,111	3	0,088	1	0,155
46-49	1	0,097	2	0,082	3	0,076	2	0,113	1	0,121	3	0,085
50-53	1	0,105	2	0,096	3	0,087	2	0,145	1	0,163	3	0,132
54-57	2	0,089	1	0,117	3	0,077	2	0,116	1	0,275	3	0,092
58-61	2	0,088	1	0,093	3	0,065	2	0,128	1	0,181	3	0,064
62-65	1	0,097	2	0,081	3	0,076	2	0,117	1	0,141	3	0,088
18-65	1	0,070	2	0,067	3	0,062	2	0,063	1	0,067	3	0,057

Por ejemplo, en Brasil, durante la década de los sesenta y los setenta, el aumento de la desigualdad en la distribución del ingreso se debe en gran parte al crecimiento de las tasas de retorno escolares como resultado de una cuasi renta del capital humano, causada por el crecimiento económico rápido y no esperado (Lam y Levison 1992). Aun teniendo tasas de retorno escolar reducidas, Venezuela sigue la tendencia de otros países de una reducción de los retornos escolares.

El decrecimiento de los retornos escolares entre 1982 y 1992, que probablemente viene de algunos años atrás, puede tener varias razones. Una puede ser que el aumento del nivel promedio escolar en Venezuela tiene por consecuencia una reducción de las altas rentas que en el pasado recibía un capital humano más escaso. Otra razón se puede encontrar en la merma del salario real durante la década de los ochenta y principios de los noventa. En términos porcentuales del salario, los individuos con un número mayor de años escolares padecieron una mayor reducción del salario.

A pesar de la reducida importancia de los retornos escolares en Venezuela, la entrada de las cohortes más jóvenes en la fuerza de trabajo, mejor formadas y con menores tasas de retorno escolar, debe contribuir a un mejoramiento en la distribución del ingreso. Independientemente de si esta tendencia es permanente o solamente el resultado de un ciclo en el corto o mediano plazo, la reducción de los retornos escolares en el período considerado tiene un efecto igualador sobre la distribución del ingreso.

Nuestras estimaciones indican que la varianza escolar aumenta entre 1982 y 1988, y se reduce algo entre 1988 y 1992; pero todavía es significativamente mayor en 1992 que en 1982. Al mismo tiempo, los retornos escolares estimados tienden a decrecer de 1982 a 1988 y de 1988 a 1992. Es decir, si las variables escolares en su conjunto, que forman una parte de nuestra descomposición de la función simple del ingreso, $\beta^2 var(s)$, contribuyen a un aumento de la varianza log ingresos o más bien tienen un impacto igualador entre 1982 y 1992, no se puede decidir analizando cada variable aisladamente.

Veamos los cambios del producto entre los retornos escolares cuadrados y la varianza escolar por grupos de edad:

- En general, la "varianza explicada" sigue la tendencia de la varianza log ingresos: entre 1982 y 1988 $\beta^2 var(s)$ sube de 0,063 a 0,067 y después, para el año 1992 se reduce a 0,057 (tabla 4.7).
- Comparando 1982 y 1992, hay una influencia igualadora de las variables escolares sobre la desigualdad en la distribución del ingreso. La caída de los retornos escolares compensa y supera el aumento de la varianza escolar. A partir del grupo de 22-25 años, con una excepción, los valores de $\beta^2 var(s)$ de 1992 son siempre menores que los valores de 1982.

Si comparamos las cohortes de nacimiento, el resultado es diferente. Para las muestras totales, los retornos escolares quedan aproximadamente constantes. Para las

diferentes cohortes, el comportamiento de los retornos escolares es distinto. Mientras para las cohortes jóvenes hay una tendencia de crecimiento entre 1982 y 1992, para las cohortes más viejas la tendencia es decreciente. Así, entre 1982 y 1992, el aporte de β^2 *var(s)* para las cohortes más jóvenes es más bien desigualador, mientras para las cohortes más viejas es igualador (tabla 4.8).

- Para las cohortes jóvenes, el aumento de la varianza escolar no está compensado por una caída de los retornos escolares, sino que el crecimiento de los retornos escolares refuerza el impacto desigualador de la varianza escolar creciente.
- Para las cohortes más viejas, las tasas de retorno escolar son tan altas en 1982 que, a pesar de una varianza escolar creciente para las mismas cohortes en 1992, el resultado final es una mayor "varianza explicada" en 1982 que en 1992.

La pregunta es si esto constituye una tendencia en el largo plazo o es el resultado de la situación económica que antes hemos descrito. Si las cohortes nuevas que entran en la fuerza de trabajo tuvieran una mayor varianza escolar, el aporte de la escolaridad sería negativo sobre la distribución del ingreso.

4.4 Cambios en la varianza residual

Comparemos primero los grupos de edad. En los apartados anteriores vimos que para siete de doce grupos la varianza log ingresos es menor en 1992 que 1982 y el aporte de la "varianza explicada", β^2 *var(s),* es menor para casi todos los grupos de edad entre 1982 y 1992. Es decir, que el aporte de las variables escolares ejerce un impacto igualador sobre la desigualdad en la distribución del ingreso. Veamos en la tabla 4.9 cómo se comporta la varianza residual para grupos de edad.

- Para toda la muestra, la varianza residual es mayor en 1988 (0,390) que en 1982 (0,335) y en 1992 (0,355).
- Hasta la edad de los cuarenta años los tres perfiles de edad-varianza residual se mantienen más planos en comparación con las edades más avanzadas, que tienen una tendencia más creciente.
- Para los grupos de edad específicos, la varianza residual es siempre mayor en 1988 que en 1982. Con pocas excepciones, la varianza residual de los grupos de edad en 1988 es mayor que en 1992.

El ensamblaje de los diferentes componentes de la varianza log ingresos y de su comparación en el tiempo nos da una situación compleja:

- Comparando los grupos de edad en 1982 y 1988, para los grupos más jóvenes el aporte de la escolaridad es igualador, mientras que para los grupos más viejos es claramente desigualador. El impacto igualador viene de una leve reducción de las

Tabla 4.8
Retornos escolares y "varianza explicada", β^2 *var(s)*, para cohortes de nacimiento de cuatro años (OCEI 1982, 1988 y 1992)

Cohorte de nacim.	Retornos escolares estimados						β^2 *var(s)*					
	OCEI 1982		OCEI 1988		OCEI 1992		OCEI 1982		OCEI 1988		OCEI 1992	
1959-62	2	0,051	3	0,049	1	0,058	**3**	0,025	**2**	0,030	**1**	0,045
1955-58	**3**	0,046	**2**	0,062	**1**	0,067	**3**	0,022	**2**	0,053	**1**	0,072
1951-54	3	0,078	1	0,075	1	0,075	**3**	0,076	**2**	0,080	**1**	0,095
1947-50	2	0,085	3	0,083	1	0,098	**3**	0,092	**2**	0,124	**1**	0,155
1943-46	1	0,096	3	0,074	2	0,076	1	0,128	2	0,088	3	0,085
1939-42	1	0,098	3	0,082	2	0,087	**3**	0,117	**2**	0,121	**1**	0,132
1935-38	2	0,093	1	0,096	3	0,077	2	0,105	1	0,163	3	0,092
1931-34	2	0,103	1	0,117	3	0,065	2	0,143	1	0,275	3	0,064
1927-30	2	0,090	1	0,093	3	0,076	2	0,115	1	0,181	3	0,088
1927-62	**3**	0.071	**2**	0.073	**1**	0.074	**3**	0,067	**2**	0,088	**1**	0,091

tasas de retorno, mientras el factor desigualador se basa en el aumento de la varianza escolar, especialmente para los grupos más viejos.

Tabla 4.9
Varianza residual para grupos de edad de cuatro años
(OCEI 1982, 1988 y 1992)

Grupo de edad	Varianza residual OCEI 1982		OCEI 1988		OCEI 1992	
18-21	3	0,222	2	0,238	1	0,269
22-25	**3**	0,261	**1**	0,284	**2**	0,269
26-29	**3**	0,249	**1**	0,316	**2**	0,224
30-33	**3**	0,254	**1**	0,313	**2**	0,286
34-37	**3**	0,288	**1**	0,360	**2**	0,309
38-41	2	0,304	1	0,375	3	0,292
42-45	3	0,256	2	0,325	1	0,328
47-49	3	0,259	2	0,341	1	0,369
50-53	2	0,347	1	0,402	3	0,274
54-57	2	0,394	1	0,431	3	0,319
58-61	3	0,389	2	0,474	1	0,624
62-65	**3**	0,366	**1**	0,600	**2**	0,547
18-65	**3**	0,335	**1**	0,390	**2**	0,355

- Para la mayoría de los grupos de edad, la varianza log ingresos es menor en 1992 que en 1988. Para la mayoría de los grupos, el aporte de las variables escolares es igualador. Esto vale especialmente para los grupos más viejos que tienen una menor varianza escolar y menores retornos escolares en 1992 que en 1988. La varianza residual que se reduce para nueve de doce grupos, también contribuye a una menor desigualdad en la distribución del ingreso en 1992 en comparación con 1988.
- La comparación entre 1992 y 1982 nos muestra algunos resultados diferentes. Como decimos, la varianza log ingresos para los grupos hasta 40 años de edad es menor en 1992 que en 1982. Pero para la mayoría de estos grupos, la varianza residual es mayor en 1992 que en 1982. Consecuentemente, el aporte de las variables escolares, especialmente la reducción de los retornos escolares, ejerce un impacto igualador que supera el impacto desigualador de la varianza residual. Para los grupos mayores de cuarenta años, la influencia de la "varianza explicada" también es igualadora.

Pero la varianza residual tiene un comportamiento más irregular, de modo que finalmente para cuatro de seis grupos la desigualdad en la distribución del ingreso es mayor en 1992 que en 1982.

Veamos la varianza residual para las cohortes de nacimiento:

- Comparando 1982 y 1988, hay un aumento en ambas partes de la varianza log ingresos, en la "varianza explicada" y en la "varianza no explicada", que lleva a una mayor desigualdad en la distribución del ingreso en 1988.
- La mayoría de las cohortes también tiene una mayor varianza log ingresos en 1988 que en 1992. Pero las cohortes jóvenes tienen una menor "varianza explicada" en 1988 que en 1992, lo cual se ve superado por el aumento de la varianza residual para las cohortes en 1988. Es decir, durante los cuatro años entre 1988 y 1992, hubo factores no relacionados con la escolaridad que redujeron la desigualdad en la distribución del ingreso entre los miembros de una cohorte. Si esta tendencia sigue, se podrá esperar una menor desigualdad en la distribución del ingreso en la medida en que nuevas cohortes entren en la fuerza de trabajo y las viejas salgan.
- Comparando las cohortes en 1982 y 1992, no obtenemos unos resultados diferentes de la comparación por grupos de edad. Para todas las cohortes, la varianza log ingresos es mayor en 1992 que en 1982. Con una excepción, también la varianza residual es mayor en 1992 que en 1982. El aporte de la escolaridad es diferente. Para las cohortes jóvenes contribuye con un impacto claramente desigualador, mientras su contribución sobre las cohortes viejas es suavizador, pero no puede invertir la tendencia de una mayor desigualdad en la distribución del ingreso.

Finalmente podemos ver cómo ha evolucionado el poder explicativo relativo de las variables escolares para la varianza log ingresos. Se tiene que diferenciar entre una reducción o un aumento absoluto de la parte escolar, $\beta^2 var(s)$, de la varianza log ingreso y de sus cambios en la capacidad relativa para explicar la desigualdad en la distribución del ingreso. Lo segundo depende esencialmente del movimiento de la varianza residual.

La buena noticia en relación con nuestra hipótesis es que el poder relativo de la escolaridad para explicar la varianza log ingresos aumenta para la muestra total y especialmente para las cohortes más jóvenes [6]. Durante los 10 años, para la misma cohorte de nacimiento, la influencia relativa de la varianza residual ha disminuido mientras ha aumentado el peso relativo de la escolaridad. Si esto también vale para las cohortes nuevas que entran en la fuerza de trabajo, es de esperar que esta situación se

6 Si consideramos la muestra por grupos de edad, el resultado es al revés: el mayor poder explicativo de la escolaridad lo tiene la OCEI 1982 (17.04), el segundo la OCEI 1988 (14.73) y el menor la OCEI 1992 (13,72). Esto se debe a la inclusión de las cohortes más jóvenes en la OCEI 1992, que no tienen una cohorte correspondiente en 1982 y en parte en 1988.

consolide, todavía más en la medida en que las cohortes viejas salen de la fuerza de trabajo. La mala noticia es que, junto con una mayor importancia relativa de la escolaridad, también los valores absolutos de la parte escolar en la determinación de los log ingresos han aumentado (tabla 4.8). Eso es probable, pero no necesariamente tiene que ser así. Puede ocurrir que la importancia relativa de la escolaridad aumente, y que bajen sus valores absolutos.

Tabla 4.10
Varianza residual para cohortes de nacimiento de cuatro años (OCEI 1982, 1988 y 1992)

Cohorte de nacimiento	Varianza residual					
	OCEI 1982		OCEI 1988		OCEI 1992	
1959-62	2	0,286	1	0,316	2	0,286
1955-58	**3**	0,209	**1**	0,313	**2**	0,309
1951-54	**3**	0,265	**1**	0,360	**2**	0,292
1947-50	**3**	0,281	**1**	0,375	**2**	0,328
1943-46	3	0,273	2	0,325	1	0,369
1939-42	2	0,285	1	0,341	3	0,274
1935-38	**3**	0,268	**1**	0,402	**2**	0,319
1931-34	3	0,292	2	0,431	1	0,624
1927-30	3	0,382	2	0,474	1	0,547
1927-62	**3**	0,317	**1**	0,375	**2**	0,349

5. Resultados de la función básica del ingreso

En esta parte presentamos algunos resultados de la función básica o extendida del ingreso, es decir, ampliamos nuestra función simple del ingreso con términos de interacción entre la escolaridad y la experiencia laboral, con momentos mayores de la escolaridad y de la experiencia laboral y con el logaritmo de la jornada semanal. Lo siguiente nos sirve como comprobación de nuestros resultados en las secciones anteriores. También examinamos la evolución de los coeficientes en el tiempo, comparando la OCEI 1982, 1988 y 1992.

Para eso, especificamos primero cinco funciones de ingreso diferentes:

(5.1) $$\ln Y = \ln Y_0 + \beta_1 s$$

(5.2) $$\ln Y = \ln Y_0 + \beta_1 s + \beta_3 EX + \beta_4 EX^2$$

(5.3) $$\ln Y = \ln Y_0 + \beta_1 s + \beta_3 EX + \beta_4 EX^2 + \beta_5 sEX$$

(5.4) $$\ln Y = \ln Y_0 + \beta_1 s + \beta_2 s^2 + \beta_3 EX + \beta_4 EX^2 + \beta_5 sEX$$

(5.5) $$\ln Y = \ln Y_0 + \beta_1 s + \beta_3 EX + \beta_4 EX^2 + \beta_6 \ln H$$

El coeficiente β sigue representando las tasas de retorno escolar, y (s) la escolaridad. Añadimos una nueva variable (EX), referida a la experiencia en el trabajo[7]. Para simplificar, asumimos que la escolaridad comienza a los 5 años de edad, y utilizamos la variable *proxy: Experiencia = edad - escolaridad - 5.*

Si se mantiene la edad constante, una escolaridad creciente implica experiencia laboral decreciente (lo cual disminuye los retornos escolares). Si se mantiene la experiencia laboral constante, una escolaridad creciente implica una edad creciente (lo cual aumenta los retornos escolares). Así, los retornos escolares en los grupos de experiencia laboral tienden a ser sistemáticamente más altos que en los grupos de edad.

Tabla 5.1
Estimación de la función simple del ingreso (5.1)
(OCEI 1982, 1988 Y 1992)

		Constante	*s*	R^2
OCEI 1982	*Ln Y =*	10,141	+ 0,070	0,16
	(762,71)	(38,05)		
OCEI 1988	*Ln Y =*	9,801	+ 0,067	0,15
	(571,12)	(32,01)		
OCEI 1992	*Ln Y =*	9,733	+ 0,062	0,14
	(599,62)	(32,57)		

La ecuación 5.1 es nuestra función simple del ingreso que nos ha servido para la descomposición de la desigualdad en la distribución del ingreso en "varianza explicada" y "varianza no explicada". Hay una reducción de las tasas de retorno escolar en el tiempo

7 En este resumen hemos eliminado un capítulo del trabajo original, donde se analizan con más detalle los resultados de la función simple del ingreso según grupos de experiencia laboral.

y también una disminución de la constante que representa la capacidad inicial del ingreso sin ninguna escolaridad, lo que refleja la merma del salario real en el período considerado.

Tabla 5.2
Estimación de la función básica del Ingreso (5.2)
(OCEI 1982, 1988 Y 1992)

		Constante	s	EX	EX^2	R^2
OCEI 1982	*Ln Y* =	9,212	+ 0,099	+0,056	-0,0008	0,30
	(342,33)	(51,55)	(31,91)	(-24,41)		
OCEI 1988	*Ln Y* =	8,972	+ 0,087	+ 0,052	- 0,0007	0,25
	(270,25)	(39,51)	(23,60)	(-18,00)		
OCEI 1992	*Ln Y* =	8,926	+ 0,083	+ 0,050	- 0,0007	0,25
	(298,08)	(41,27)	(26,20)	(-20,08)		

La tabla 5.3 nos presenta los resultados de la ecuación (5.3), que añade un término de interacción entre la escolaridad y la experiencia laboral, *sEX*. Esta ampliación aumenta todavía más las tasas de retorno escolares. Según Mincer (1974), un coeficiente negativo del término de interacción es expresión de una tendencia convergente de los perfiles de experiencia-ingresos. Pero éste no es el caso según nuestros resultados. El coeficiente negativo, es más bien el resultado de una correlación negativa entre la escolaridad y la experiencia laboral, resultado del uso de la variable *proxy*: *EX*. Además, para la OCEI 1982 y 1988, el término de interacción no es estadísticamente significante a un nivel de 5 por ciento. Tampoco aumenta el coeficiente de regresión.

La adición de un término escolar al cuadrado, s^2, en la ecuación (5.4) no nos da resultados muy diferentes. Teóricamente, un coeficiente negativo indicaría unos retornos escolares menores para niveles de escolaridad mayores. Para la OCEI 1982 y 1988, el coeficiente de s^2 es positivo y para 1992, el coeficiente es negativo, pero estadísticamente no significativo a un nivel de 5 por ciento. Además, si se agrega la variable s^2, en las tres encuestas los coeficientes del término de interacción entre la escolaridad y la experiencia laboral, *sEX*, se vuelven estadísticamente no significativos a un nivel de 5 por ciento.

Tabla 5.3
Estimación de la función básica del Ingreso (5.3)
(OCEI 1982, 1988 y 1992)

	Constante	s	EX	EX^2	sEX	R^2	
OCEI 1982	*Ln Y* =	9,152	+ 0,105	+ 0,060	- 0,0008	-0,0003	0,30
	(207,62)	(26,40)	(21,56)	(-20,22)	(-1,70)		
OCEI 1988	*Ln Y* =	8,932	+ 0,091	+ 0,054	- 0,0007	- 0,0001	0,25
	(158,48)	(18,98)	(15,61)	(-14,91)	(-0,89)		
OCEI 1992	*Ln Y* =	8,710	+ 0,103	+ 0,064	-0,0008	-0,0009	0,25
	(170,77)	(24,17)	(20,18)	(-19,14)	(-5,26)		

Tabla 5.4
Estimación de la función básica del Ingreso (5.5)
(OCEI 1982, 1988 y 1992)

	Constante	s	EX	EX^2	lnH	R^2	
OCEI 1982	*Ln Y* =	6,638	+0,103	+0,047	-0,0006	+ 0,712	0,36
	(60,51)	(54,30)	(25,92)	(-18,91)	(25,01)		
OCEI 1988	*Ln Y* =	8,589	+ 0,087	+ 0,046	- 0,0006	+ 0,130	0,30
	(232,08)	(40,91)	(21,39)	(-15,51)	(20,73)		
OCEI 1992	*Ln Y* =	6,543	+ 0,087	+ 0,038	- 0,0004	+ 0,673	0,31
	(46,78)	(46,20)	(20,14)	(-12,89)	(18,40)		

La tabla 5.4 presenta los resultados de las estimaciones de la ecuación (5.5) a la que se añade una variable del logaritmo de la jornada de trabajo semanal, *lnH*. Nuestros resultados para 1982 y 1988 son muy semejantes a los de Psacharopoulos y Chu Ng que estimaron la misma ecuación para datos de Venezuela en 1981 y 1989. La agregación de un término de la jornada laboral, que tiene una influencia positiva sobre la determinación de los log ingresos, aumenta el poder explicativo de la función del ingreso. Además, nos encontramos con resultados esperados en los signos de los coeficientes y en la evolución de sus magnitudes en el tiempo. Utilizando solamente las variables de educación, de experiencia laboral y de jornada laboral, la última especificación nos parece la más adecuada para explicar los log ingresos.

Para completar el análisis, utilizamos la última función básica del ingreso y la combinamos con una serie de variables *dummy* para diferentes niveles educativos. En la ecuación (5.6), la categoría *dummy* omitida es "cero años escolares", y en la ecuación (5.7) omitimos la categoría "6 años escolares".

(5.6) $$\ln Y = \ln Y_0 + \beta_2 DPI + \beta_3 DSI + \beta_4 DSC + \beta_5 DUC + \gamma_1 EX + \gamma_2 EX^2 + \gamma_3 \ln H$$

(5.7) $$\ln Y = \ln Y_0 + \beta_1 DSE + \beta_2 DPI + \beta_4 DSC + \beta_5 DUC + \gamma_1 EX + \gamma_2 EX^2 + \gamma_3 \ln H$$

DSE *Dummy* para 0 años escolares

DPI *Dummy* para la primaria incompleta

DSI *Dummy* para la secundaria incompleta

DSC *Dummy* para la secundaria completa

DUC *Dummy* para la universitaria completa

Como se puede observar en la tabla 5.5, la constante y los coeficientes de la experiencia laboral tienen los signos y la evolución en el tiempo esperados. Las tasas de retorno escolar de los cuatro niveles escolares considerados se reducen continuamente entre 1982 y 1992, lo cual lleva a una mayor igualdad en la distribución del ingreso. En términos absolutos, la distancia de las tasas de retorno entre los diferentes niveles escolares se reduce. Pero en la mayoría de los casos la distancia relativa aumenta. Por ejemplo, para la OCEI 1982 y 1992, entre la primaria incompleta y la secundaria incompleta, la diferencia absoluta disminuye de 0,33 a 0,28, mientras la diferencia relativa aumenta de 46 por ciento a 56 por ciento. Este crecimiento de las diferencias relativas entre las tasas de retorno probablemente va en contra del proceso de decrecimiento absoluto de los retornos escolares y de su efecto igualador sobre la distribución del ingreso.

Tabla 5.5
Función básica de ingreso (5.6)
(OCEI 1982, 1988 y 1992)

Variable	OCEI 1982	OCEI 1988	OCEI 1992
Constante	9,024	8,721	8,600
Experiencia (EX)	0,045	0,042	0,039
Experiencia cua. (EX^2)	- 0,0006	- 0,0006	- 0,0005
Log jornada (lnH)	0,095	0,129	0,164
Primaria incompleta (DPI)	0,377	0,242	0,219
Secundaria incompleta (DSI)	0,703	0,551	0,499
Secundaria completa (DSC)	1,073	0,864	0,792
Universitaria completa (DUC)	1,521	1,350	1,268
R^2	0,30	0,28	0,33

La variable omitida es *DSE, "cero años escolares"*. Todos los coeficientes son significativos a un nivel de por lo menos uno por ciento.

Tabla 5.6
Función básica de ingreso (5.7)
(OCEI 1982, 1988 y 1992)

Variable	OCEI 1982	OCEI 1988	OCEI 1992
Constante	9,727	9,272	9,099
Experiencia (EX)	0,045	0,042	0,039
Experiencia cua. (EX^2)	- 0,0006	- 0,0006	- 0,0005
Log jornada (lnH)	0,095	0,129	0.164
Sin escolaridad (DSE)	- 0,702	- 0,551	- 0,499
Primaria incompleta (DPI)	- 0,326	- 0,309	- 0,280
Secundaria completa (DSC)	0,370	0,313	0,293
Universitaria completa (DUC)	0,819	0,799	0,769
R^2	0,30	0,28	0,33

La variable omitida es *DSI, "secundaria incompleta"*. Todos los coeficientes son significativos a un nivel de por lo menos uno por ciento.

En general, podemos hacer las mismas observaciones cuando omitimos en la regresión como variable *dummy* la categoría "*secundaria incompleta*" (ecuación y tabla 5.7).

Hay una última cosa que resaltar. Mientras los coeficientes de la experiencia laboral y de la escolaridad decrecen entre 1982 y 1992, el coeficiente de la jornada laboral aumenta. Tal vez es un indicio de que a la hora de pagar los salarios hay una mayor valoración del trabajo realizado que de los títulos, diplomas o años de trabajo acumulados.

Conclusiones

El análisis de grupos de edad o cohortes de nacimiento de cuatro años, de una muestra de la Encuesta de Hogares de 1992 de la *Oficina Central de Estadística e Informática* de Venezuela, indica que para hombres venezolanos con ingresos positivos, nacidos entre 1927 y 1972, hay un aumento significativo de la media escolar y un mejoramiento en la distribución de la escolaridad. Entre los grupos de edad de 62-65 años y de 22-25 años, la media escolar aumenta en un 60 por ciento. La media creciente está acompañada por un decrecimiento continuo en la desigualdad escolar. Entre la cohorte más vieja y la cohorte más joven, el coeficiente de variación se reduce a la mitad. Los análisis de una distribución de frecuencias y la construcción de una curva de *Lorenz* para tres grupos ejemplares, un grupo joven, un grupo de edad media y un grupo de edad avanzada, en 1982, 1988 y 1992, confirman el resultado de un mejoramiento en la distribución de la escolaridad. La varianza de los años escolares crece para la primera mitad de las cohortes, y para las cohortes más viejas se mantiene aproximadamente constante. Resultados equivalentes obtenemos para la OCEI 1982 y 1988. Si comparamos las tres muestras, hay un aumento de la media y un mejoramiento en la distribución entre 1982 y 1992.

La estimación de funciones de ingreso separadas para los grupos de cuatro años de edad en 1992, implica que la varianza escolar decreciente para cohortes de nacimiento entre 1950 y 1970 ha mejorado la distribución del ingreso. La desigualdad en la distribución del ingreso decrece entre el grupo de 42-45 años de edad hasta el grupo de 18-21 años, lo cual tiene su correspondencia en una varianza escolar decreciente para los mismos grupos. Los otros dos componentes de la descomposición de la función del ingreso, las tasas de retorno escolar y la varianza residual, son mayores para cohortes más viejas. Así, ambas refuerzan el efecto de la varianza escolar para una varianza log ingresos creciente con la edad. La OCEI 1988 arroja resultados muy semejantes a los de la OCEI 1992. Los grupos de edad entre 30-33 y 42-45 años de la OCEI 1982, tienen unos perfiles de varianza escolar y retornos escolares de poca variación. En consecuencia, la varianza log ingresos sigue de cerca los movimientos de la varianza residual. Para las tres muestras, la "varianza explicada" incide en la desigualdad en la distribución del

ingreso en alrededor de un 15 por ciento, y alcanza en algunos grupos más de 30 por ciento[8].

Después del análisis *cross sectional* hicimos una comparación de la desigualdad de los perfiles de las cohortes y de los grupos de edad entre 1982, 1988 y 1992. A pesar de un mejoramiento en la distribución de la escolaridad, ha habido un empeoramiento en la distribución del ingreso. Para las muestras en su totalidad, la varianza log ingresos es mayor en 1988 que en 1982. Para el año 1992, la desigualdad en la distribución del ingreso se reduce, pero todavía es mayor que en 1982. Para la varianza explicada, hay dos movimientos opuestos: el aumento en la varianza escolar empeora la distribución del ingreso, y la reducción de los retornos escolares tiene el efecto de mejoramiento sobre la varianza log ingresos. Entre 1982 y 1988 la "varianza explicada", es decir, la influencia directa de las variables escolares, aporta un aumento al crecimiento de la varianza log ingresos. Entre 1982 y 1992, la "varianza explicada" mejora la distribución del ingreso, pero se ve superada por la varianza residual. La varianza residual, aumenta entre 1982 y 1988, y para 1992 se reduce levemente, pero queda mayor que en 1982.

La comparación de grupos de edad nos da unos resultados más diferenciados. Comparando los grupos de edad en 1982 y 1992, la mayoría de los grupos y casi todos los jóvenes tienen una menor varianza log ingresos en 1992 que en 1982. Esto se debe a un decrecimiento de la "varianza explicada", porque la varianza residual es siempre mayor para los grupos jóvenes en 1992 que en 1982. Esto nos permite un modesto optimismo. Mientras la varianza residual es muy sensible a fluctuaciones económicas de corto plazo, las mejoras en la distribución de la escolaridad representan un cambio estructural en la determinación de la distribución del ingreso. Nuestros resultados sugieren que los cambios en la distribución de la escolaridad durante las últimas décadas

8 Se podría hacer la objeción de que con un 15 por ciento las variables escolares explican poco de la desigualdad en la distribución del ingreso para la muestra en su conjunto. Varias investigaciones que hemos estudiado arrojan resultados acerca del poder explicativo de las variables escolares mucho más optimistas. La cuestión es cuán homogéneo es el conjunto examinado al que se aplica la medida de la desigualdad. En los grupos singulares de edad o experiencias laborales, las variables escolares explican hasta más de un 30 por ciento de la varianza log ingresos. Si consideramos solamente el sector formal de la economía, la "varianza explicada" para la muestra total alcanza un 20 por ciento, y para grupos de edad singulares llega fácilmente a un 40 por ciento. Llevamos a cabo un experimento: primero, calculamos la varianza residual de la función de ingreso para los grupos de edad. Después, omitimos de la muestra las entradas cuyos residuos de la regresión se desvían más de 10 por ciento del promedio log ingreso, es decir, excluimos los individuos con unos ingresos muy altos o muy bajos. Las entradas retiradas representan bastante menos del 10 por ciento de las entradas totales. Después calculamos otra vez las diferentes regresiones de la función de ingreso y su descomposición. El coeficiente de la regresión, R^2, y la "varianza explicada" para las tres muestras y para todos los grupos de edad singulares aumentan entre un 50 y un 100 por ciento respecto a los cálculos con la muestra sin omitir ninguna entrada.

han tenido un efecto beneficioso sobre la distribución del ingreso, que, en la medida en que las cohortes jóvenes predominen en la población, puede perdurar en las próximas décadas.

Un *ruido perturbador* en nuestra investigación es el aumento de la varianza escolar para muchas cohortes de nacimiento entre 1982 y 1992, lo cual intentamos explicar con la entrada en el mercado laboral de hombres con poca formación escolar por necesidades económicas. Es un efecto típico de corto plazo que no cambia nuestros conclusiones. Con el transcurso del tiempo, cuando éstos salgan de la fuerza de trabajo por edad o por un mejoramiento de la situación económica, el efecto igualador de las variables escolares se reforzará. Por otra parte, un deterioro prolongado de la situación social y económica empeoraría la distribución del ingreso en el largo plazo.

La descomposición de la función de ingreso según grupos de experiencia laboral confirma los resultados de la desagregación según grupos de edad. Respecto a todas la variables, especialmente respecto a la varianza log ingresos, los grupos de experiencia laboral son más homogéneos que los grupos de edad. La varianza log ingresos, la varianza escolar y la varianza residual muestran valores reducidos en comparación con los valores de los grupos de edad. La "varianza explicada" tiene una mayor influencia sobre la varianza log ingresos, y una menor varianza residual lleva a una menor desigualdad en la distribución del ingreso dentro de los grupos de experiencia laboral.

Algunos economistas mantienen que, con un crecimiento acelerado y un aumento del salario real, primero se disparan los diferenciales en los salarios y se empeora la distribución del ingreso. Una vez alcanzado un máximo en la desigualdad en la distribución, la tendencia se revierte. Un resultado de este trabajo es que, por lo menos, no vale la conclusión contraria. El deterioro del salario real en Venezuela durante la década de los ochenta según niveles de educación, grupos de edad y grupos de experiencia laboral, no está acompañado por un decrecimiento en la desigualdad de la distribución del ingreso. Más bien ocurre todo lo contrario, especialmente entre 1982 y 1988.

La experiencia de una media escolar creciente y una desigualdad de la escolaridad decreciente es común a muchos países en vías de desarrollo. En la medida en que la expansión escolar reduzca la distribución de la escolaridad, se podría esperar algún mejoramiento en la distribución del ingreso. Desafortunadamente, la experiencia de Venezuela y muchos otros países en vías de desarrollo demuestra que tampoco el mejoramiento substancial en la distribución de la escolaridad es una garantía para una distribución del ingreso más justa y más igual.

Pero al menos estamos convencidos de que la escolaridad es una herramienta útil para mejorar la distribución del ingreso y, esperamos que las perturbaciones cíclicas de corto plazo se vean dominados por mejoramientos estructurales en la distribución de la escolaridad en el largo plazo.

Bibliografía [9]

BASMANN, R.L. et al. (1990). "A general functional form for approximating the Lorenz Curve," *Journal of Econometrics, 43, 77-90.*

BECKER, Gary S. - Chiswick, Barry R. (1966). "Education and the distribution of earnings," *The American Economic Review*, 56(2), pp. 358-369.

BLAUG, Mark (1985). "Where are we now in the economics of education?," *Economics of Education Review*, 4(1), pp. 17-28.

CARNOY, Martin (1967a). "Rates of return to schooling in Latin America," *Journal of Human Resources*, 2(3), pp. 359-374.

CHISWICK, Barry R. (1974). *Income inequality: Regional analysis within human capital framework.* New York: National Bureau of Economic Research.

COHN, Elchaman (1975). *The economics of education.* Cambridge: Ballinger Publisher.

CORTÉS, Fernando - RUBALCAVA, Rosa Mª (1984). *Técnicas estadísticas para el estudio de la desigualdad social.* México: Colegio de México. Facultad Latinoamericana de Ciencias Sociales.

FIELDS, Gary S. (1975). "Higher education and income distribution in a less developed country," *Oxford Economic Papers*, 27(2), pp. 245-259.

——— : (1980a). "Education and income distribution in developing countries: A review of literature," en *Education and income.* Ed.: TIMOTHY KING. Staff Working Paper no. 402. Washington D.C.: World Bank.

FREIJE RODRÍGUEZ, Samuel (1992). *Education and income distribution in Venezuela.* Disertation. Degree of M.Sc. in Economics, London: University of London - Queen Mary and Westfield College, mimeo.

GRILICHES, Zvi (1977). "Estimating the returns to schooling: Some econometric problems," *Econometrica*, 45, 1-22.

JALLADE, Jean Pierre (1982). "Basic education and income inequality in Brazil," *World Development*, 10(3), pp. 187-197.

KAKWANI, Nanak C. - Podder, N. (1976). "Efficient estimation of the Lorenz curve and associated inequality measures from grouped observations," *Econometrica*, 44 (1), 137-148.

KEEVES, J.P. (1987). "Longitudinal research methods," en *Economics of education. Research and studies.* Ed.: GEORGE PSACHAROPOULOS. Oxford: Pergamon Books, pp. 369-382.

KING, Timothy, ed. (1980). *Education and income.* Staff Working Paper No. 402. Washington, D.C.: World Bank.

9 También aquí la bibliografía del trabajo original queda sensiblemente reducida.

LAM, David - Levison, Deborah (1987). "Age, experience, and schooling: Decomposing earnings inequality in the U.S. and Brazil," *Population Studies. Research Report*, 87-112, University of Michigan, Ann Arbor, MI.

_____ : (1992). "Declining inequality in schooling in Brazil and its effects on inequality in earnings" *Journal of Development Economics*, 37(1/2), pp. 199-225.

LAM, David - SCHOENI, Robert F. (1993). "Effects of family background on earnings and returns to schooling: Evidence from Brazil," *Journal of Political Economy*, 101(4), pp. 710-740.

MINCER, Jacob (1974). *Schooling experience and earnings*. Cambridge, Mass.: National Bureau of Economic Research.

NAVARRO, Juan Carlos (1993). "El impacto distributivo del gasto público en educación en Venezuela," en *Gasto público y distribución del ingreso en Venezuela*. Ed.: GUSTAVO MÁRQUEZ. Caracas, IESA.

OFICINA CENTRAL DE ESTADÍSTICA E INFORMÁTICA (1987). *Encuesta de hogares por muestreo. Documento técnico*. Caracas: Oficina Central de Estadística e Informática.

PSACHAROPOULOS, George (1977b). "Schooling, experience and earnings: The case of LDC," *Journal of Development Economics*, 4, pp. 39-48.

_____ : (1981). "Returns to education: An update international comparison," *Comparative Education,* 17, pp. 321-341 reprinted in Blaug (1992).

_____ : (1985). "Returns to education: A further international update and implications," *Journal of Human Resources* 20(4), pp. 584-604 reprinted in Blaug (1992).

_____ : (1987a). *Economics of education: Research and studies*. Pergamon.

PSACHAROPOULOS, George et al. (1995)."Poverty and income inequality in Latin America during the 1980s," *Review of Income and Wealth*, 41(3), pp. 145-264.

PSACHAROPOULOS, George - CHU NG, Ying (1992). *Earnings and education in Latin America. Assesing priorities for schooling investments.* Washington DC: World Bank Working Papers. Education and Employment N° 1056.

PSACHAROPOULOS, George - LEE, Kiong-Hong (1979). "International comparisons of educational and economic indicators, revisited," *World Development*, 7(11/12), pp. 995-1004.

PSACHAROPOULOS, George - VELEZ, Eduardo - Patrinos, Harry A. (1993). *Education and earnings in Paraguay*. Washington DC: World Bank Working Papers. Education and Employment.

RAM, Rati (1990). "Educational expansion and schooling inequality; International evidence and some implications," *Review of Economics and Statistics*, 72(3), pp. 266-274.

TILAK, Jandhyala (1989). "Education and its relation to economic growth, poverty, and income distribution: Past evidence and future analysis," *World Bank Discussion Paper*, 46, Washington DC.

TINBERGEN, Jan (1972). "The impact of education on income distribution," *Review of Income and Wealth*, 18, pp. 255-265.

WINEGARDEN, Calvin R. (1979). "Schooling and income distribution: Evidence from international data," *Economica*, 46, pp. 83-87.