EL EFECTO DE LA EXPANSION EDUCATIVA SOBRE LA DISTRIBUCION DEL INGRESO DE LOS ASALARIADOS EN MEXICO: 1977-1984

Gabriel Vera¹ y José Antonio Boné²

Junio 1995

Documento de Investigación No.9502

¹ Banco de México. Las opiniones expresadas por el autor pueden no corresponder a las de la institución. El autor agradece al grupo de trabajo de la Dirección de Estudios Económicos

² Lic. José Antonio Boné presentó algunos de estos resultados en su tesis de licenciatura en la Universidad Panamericana.

EL EFECTO DE LA EXPANSION EDUCATIVA SOBRE LA DISTRIBUCION DEL INGRESO DE LOS ASALARIADOS EN MEXICO: 1977-1984

Gabriel Vera y José Antonio Boné

Junio 1995

Documento de Investigación No.9502

RESUMEN

Durante muchos años, la sociedad mexicana en su conjunto, ha hecho un gran esfuerzo para otorgarle más escolaridad al mayor número de personas posible. Por razones estructurales, este proceso se ha ido reflejando cada vez más en la escolaridad de los trabajadores , particularmente de los más jóvenes. Por la misma razón, las personas que por primera vez buscan trabajo, tienen más educación. En este trabajo se intenta responder a la pregunta ¿Cuál es el efecto sobre la distribución del ingreso de una oferta de mano de obra cada vez con más escolaridad?.

EL EFECTO DE LA EXPANSION EDUCATIVA SOBRE LA DISTRIBUCION DEL INGRESO DE LOS ASALARIADOS EN MEXICO: 1977-1984

1. INTRODUCCION.

Este trabajo analiza el efecto que tiene sobre la distribución del ingreso de los asalariados el incremento en la escolaridad. Al aumentar la oferta de trabajadores educados bajan los salarios de acuerdo a las predicciones de mercados competitivos en las que los beneficios a un factor, en este caso el trabajador con más instrucción, disminuyen conforme su oferta aumenta en relación a su demanda. Este es el primer efecto, al que en lo sucesivo se denominará *efecto composición*. La segunda consecuencia es una reducción en la diferencia entre los salarios de personas de diferentes niveles de instrucción, debido a que ya no hay tanta dispersión de los grados de instrucción. Este segundo efecto es conocido como el *efecto compresión*. No es posible determinar a priori cuál de los dos efectos prevalecerá sobre el otro, por lo que es necesario recurrir a la comprobación empírica para conocer el resultado final de estos dos efectos contrarios.

2. MODELO DE DOS GRUPOS.

Si se considera un modelo de dos grupos, una transferencia de los ingresos de los trabajadores del grupo de menor instrucción al de mayor instrucción (y por lo tanto de mayor salario) puede manifestarse a través del incremento en la varianza de los ingresos, hasta que el grupo de mayor instrucción alcance una determinada proporción del total que dependerá precisamente de las diferencias en las medias y en las varianzas de los dos grupos. De acuerdo con S. Robinson, (1976), para trabajadores en el grupo j -ésimo, donde $\bar{x}_j$ es la media de los ingresos de cada grupo, p_j es la proporción de trabajadores del total de la muestra, σ_j^2 es la varianza de los ingresos, $j=1, 2$ el grupo con mayor y menor instrucción respectivamente, y σ^2 la varianza de los ingresos en la población, entonces la desigualdad (medida por σ^2) se incrementa hasta que la proporción de la fuerza de trabajo educada alcanza el valor p^* :

$$(1) \quad p^* = \frac{(\sigma_1^2 - \sigma_2^2)}{2(\bar{x}_1 - \bar{x}_2)} + \frac{1}{2}$$

Esta igualdad implica que $p^* \geq \frac{1}{2}$ ó $\leq \frac{1}{2}$ de acuerdo a si $\sigma_1^2 \geq \sigma_2^2$ ó $\sigma_1^2 \leq \sigma_2^2$. Si la varianza de los salarios del grupo con mas instrucción es mayor que la del grupo con menor instrucción ($\sigma_1^2 > \sigma_2^2$), la desigualdad alcanza un valor máximo después de que más de la mitad de la fuerza laboral ha llegado a un nivel de instrucción mayor. La condición $\sigma_1^2 > \sigma_2^2$ implica también que p^* es mayor mientras menor sea la diferencia en las medias de los salarios, esto es, la desigualdad alcanza más tarde ese punto en el proceso de expansión educacional mientras menor sea el premio a la instrucción. Si la varianza es mayor para el grupo con menor instrucción, $\sigma_1^2 < \sigma_2^2$ entonces los resultados que se obtendrán serán los opuestos, la desigualdad alcanza un valor máximo antes de que la mitad de la fuerza laboral haya llegado a un mayor nivel de instrucción.

La base de la hipótesis de Kuznets, 1983, postula que inicialmente cuando personas de bajos ingresos, logran entrar al grupo de más altos ingresos, aumenta la desigualdad, pero posteriormente disminuye, al quedar menos personas en los niveles más bajos.

Knight y Sabot analizaron el efecto sobre la desigualdad que tiene la composición educativa de la fuerza laboral. La expansión de la oferta de la fuerza laboral en relación a su demanda tiene un efecto muy importante sobre el efecto de compresión de la estructura educacional de salarios. El efecto composición de una expansión de la instrucción puede incrementar la desigualdad, pero el consecuente efecto de compresión lo puede compensar: una relativa expansión educacional reduce la desigualdad. Si se considera que este proceso ocurre en el sector urbano o rural con una relativa expansión de su ingreso, se debe llegar al punto a partir del cual el crecimiento económico se asocia con una reducción de la desigualdad del ingreso.

Este proceso comprende, como ya se dijo, dos efectos: el compresión y el composición. Si se suponen dos grupos, uno que tiene menor instrucción y el otro que tiene más, en un primer momento la composición en la estructura salarial cambia hacia los beneficiados favoreciendo la desigualdad, pero después la compresión actuará en sentido opuesto, por lo que el resultado final dependerá de qué efecto prevalezca. El cambio en la composición educacional de la fuerza laboral tiene, en sí mismo un efecto sobre la desigualdad, ya sea que aumente o disminuya, *ceteris paribus*, dependerá del tamaño relativo de las distintas categorías educativas, de los salarios medios relativos y de la dispersión relativa de éstos.

Estos resultados pueden formalizarse partiendo de la siguiente igualdad:

$$(2) \quad \sigma^2 = p_1 \sigma_1^2 + (1 - p_1) \sigma_2^2 + p_1 (1 - p_1) (\bar{x}_1 - \bar{x}_2)^2$$

la derivada parcial con respecto a p_1 :

$$(3) \quad \partial \sigma^2 / \partial p_1 = (\sigma_1^2 - \sigma_2^2) + (1 - 2 p_1) (\bar{x}_1 - \bar{x}_2)^2 + 2 p_1 (1 - p_1) (\bar{x}_1 - \bar{x}_2)^2 \\ * (\partial x_1 / \partial p_1 - \partial x_2 / \partial p_1).$$

Con $\bar{x}_1 > \bar{x}_2$, $\partial x_1 / \partial p_1 < 0$ y $\partial x_2 / \partial p_1 > 0$, el tercer término, que representa el efecto de la expansión educativa en la estructura salarial, es negativo. El efecto de la expansión educativa sobre la desigualdad es por tanto el resultado neto de dos tendencias potencialmente opuestas y ninguna predicción a priori puede hacerse sobre cuál de las dos prevalecerá sobre la otra.

Estudios empíricos R. Mohan y R. Sabot, 1988, presentan resultados para Colombia en los que el efecto compresión prevalece sobre el efecto composición, por lo que cabría preguntar si en México sucedió la mismo entre 1977 y 1984.

2.1. METODOLOGÍA.

La medición directa de estos efectos es imposible ya que el proceso de expansión educativa va borrando las huellas para poder hacerlo: esto es así, porque al ir expandiéndose la instrucción, simultáneamente va cambiando las distribuciones de los trabajadores con los diferentes niveles de instrucción e ingreso, así como las tasas de retorno de los diferentes niveles de instrucción. Como consecuencia, se necesitan tener al menos dos puntos en donde se disponga información de ingresos y instrucción de los asalariados. En cada uno de estos dos puntos se

deberá tener información sobre los salarios y los niveles de instrucción, además de algunas variables de control tales como la experiencia laboral, sexo, y las estructuras del tamaño de la oferta laboral clasificada por nivel escolar.

Para estimar la tasa de retorno de los diferentes niveles de instrucción, se siguió la siguiente especificación:

$$W_k = \beta_0 + \sum_{i=1}^4 \beta_{ik} E_{ik} + \sum_j c_j \tilde{Z}_j + u_k$$

donde W es el logaritmo natural de los ingresos individuales; E_i es un conjunto de cuatro variables "binarias" que significan niveles de instrucción terminados, siendo la base la instrucción primaria (E_2)⁽²⁾; $\tilde{Z}_j$ es un vector que contiene otras variables relacionadas al capital humano, compuesto por los años de experiencia laboral y la misma variable elevada al cuadrado, y el sexo de la persona; k es el índice que representa a cada persona. Una explicación detallada de esta metodología aparece en Díez-Canedo y Vera (1982).

Información relevante para dos diferentes periodos permite hacer una comparación intertemporal de la composición educativa de la fuerza de trabajo y de la estructura educacional de los asalariados. Para medir la influencia del efecto compresión de la expansión educativa sobre la concentración en el ingreso, se procede a adoptar el siguiente método de simulación: las funciones de ingresos estimadas se utilizan para simular el logaritmo del salario de cada trabajador (W) a partir de sus características particulares y así poder medir la desigualdad de los salarios simulados. Los salarios de los trabajadores en cada muestra son entonces simulados utilizando los coeficientes educativos estimados para la otra muestra en lugar de los estimados originalmente.

La desigualdad de la distribución de salarios simulados para 1977, se compara entonces con la desigualdad de los ingresos simulados con las tasas de rendimiento de los diferentes niveles de instrucción del año 84", dejando los demás estimadores del año 77.

Esto equivale a calcular la concentración de los salarios de 1977 con las tasas de rendimiento de la instrucción de 1984. Al comparar los correspondientes niveles de concentración, la diferencia se asocia a los cambios en los niveles de instrucción de los asalariados, es decir mide el efecto de compresión educativa.

Para simular el efecto, composición de la expansión educativa sobre la concentración en el ingreso de los asalariados, reproduciendo la estructura de los diferentes niveles de instrucción de 1977 para que simulen los de 1984.

Esto implica volver a ponderar los registros para que el número de personas en cada encuesta no cambie que la estructura por niveles educativos sea la del otro año.

(2) E_1 = ninguna instrucción; E_3 = instrucción secundaria; E_4 = instrucción superior; E_5 = postgrado.

Analíticamente

ρ_j = cociente de proporciones con instrucción j de las dos encuestas.

α_j^{77} = Proporción de asalariados con nivel educativo j en 1977.

α_j^{84} = Proporción de asalariados con nivel educativo j en 1984.

W_{kj} = Ponderador de la persona k con nivel educativo j en 1977

W_{kj}^* = Ponderador de la persona k con nivel educativo j en 1984.

Y para cada cociente educativo se tiene lo siguiente:

Si el nivel de instrucción es igual a j años, entonces:

$$\rho_j = (\alpha_j^{1984} / \alpha_j^{1977}) \quad W_{kj}^* = \rho_j W_{kj}$$

Las estructuras y los correspondientes cocientes obtenidos a partir de cada uno de los dos períodos en el grupo de asalariados se presentan en el Cuadro 1. Hay que destacar, que este cuadro muestra la evidencia empírica del efecto compresión.

Es muy importante notar la disminución del porcentaje de asalariados sin instrucción entre estos años, ya que además que en términos absolutos creció el total de asalariados, disminuyó notablemente el porcentaje de analfabetos, hecho asociado a un doble efecto, la salida del mercado de las personas ahora jubiladas, que en su gran mayoría eran analfabetas, y la entrada al mercado de jóvenes más educados. Otro cambio notable es el incremento de 49 por ciento en los asalariados con secundaria completa. Igualmente son muy importantes los incrementos en las categorías universitarias.

Además, estos valores permiten observar que la simulación implica un aumento en la proporción de asalariados con instrucción primaria completa o más, así como una disminución del grupo con instrucción primaria o sin instrucción.

Algunos de estos cambios son tan radicales que son difíciles de creer, y es posible que la variabilidad muestral sea la causante de ellos, sin embargo sigue siendo interesante hacer el ejercicio.

Finalmente, el efecto neto de la expansión educativa, se obtiene a través de la sustitución en la ecuación de pronóstico de 1977 de los coeficientes y las ponderaciones educacionales de 1984.

CUADRO 1
ESTRUCTURAS PORCENTUALES DE LOS NIVELES DE INSTRUCCION: 1977-1984

NIVEL DE INSTRUCCION	ESTRUCTURA PORCENTUAL		COCIENTE ρ_j
	α_j^{1977}	α_j^{1984}	
Sin especificar	0.4		
Sin instrucción	16.6	10.2	0.614
Primaria incompleta	34.1	28.0	0.821
Primaria completa	20.6	21.5	1.044
Secundaria incompleta	5.7	6.5	1.140
Secundaria completa	9.2	13.7	1.489
Preparatoria incompleta	2.4	3.2	1.333
Preparatoria completa	5.0	6.6	1.320
Universidad incompleta	2.5	4.6	1.840
Universidad completa ó más	3.5	5.6	1.600

2.2. RESULTADOS.

Como ya se mencionó, en el Cuadro 1 se presentó la evidencia del efecto compresión entre 1977 y 1984. Los datos de 1977 se tomaron de Díez-Canedo y Vera (1982).

En el Cuadro 2 se presenta la evidencia empírica del efecto composición, al comparar las tasas de retorno de los diferentes niveles de instrucción en 1977 y 1984, para hombres y mujeres, ya que la función estimada distingue entre sexos. Tal como se esperaba, las tasas de retorno de 1977 son mayores que las de 1984, excepto para primaria terminada en ambos sexos, y la media superior terminada para las mujeres. En ambos casos, destaca la caída de la tasa de retorno de los ciclos incompletos, resultado que es congruente con una profundización de la hipótesis del credencialismo; en particular, resalta la caída de la tasa de retorno de la instrucción universitaria incompleta de las mujeres. El otro resultado que hay que destacar, es la caída de la tasa de rendimiento de la instrucción universitaria completa. Este resultado plantea la posibilidad de que una aparente mejora en la distribución del salario, esté asociada con una caída en los salarios de las personas con más instrucción, y no con un aumento en la participación de los salarios de las personas con menos instrucción, en síntesis, que se empobrecieran los ricos, más que se enriquecieran los pobres.

CUADRO 2
TASAS DE RENDIMIENTO DE LOS DIFERENTES NIVELES DE INSTRUCCIÓN 1977-1984

Nivel de instrucción	HOMBRES			MUJERES		
	1977	1984	84/77	1977	1984	84/77
Primaria incompleta	0.38	0.34	0.913	0.09	0.09	0.993
Primaria completa	0.95	0.97	1.019	0.66	0.71	1.077
Secundaria incompleta	1.13	1.03	0.913	0.84	0.78	0.921
Secundaria completa	1.47	1.43	0.973	1.18	1.18	0.994
Media incompleta	1.59	1.45	0.913	1.29	1.19	0.918
Media completa	1.81	1.79	0.990	1.52	1.53	1.010
Universitaria. incompleta	2.19	2.00	0.913	2.19	1.74	0.795
Universitaria o postgrado	3.09	2.92	0.945	2.80	2.66	0.952

En el Cuadro 3 el punto *i*) presenta la desviación estándar del logaritmo natural del ingreso para cada una de las dos encuestas analizadas. En *ii*) aparece la desviación estándar del logaritmo natural del ingreso *ajustado* para cada uno de los años y con sus estimadores correspondientes. En el punto *iii*) aparece de nuevo la desviación estándar del logaritmo natural del ingreso ajustado, usando los estimadores de las variables de instrucción de 1984 en la ecuación de 1977 y los coeficientes de las variables de instrucción de 1977 en la ecuación de 1984, dejando inalterados los estimadores de experiencia o diferenciación por sexo originales de cada ecuación. En el punto *iv*) se reponderó para reproducir las estructuras educativas de 84 en 1977 y viceversa. Finalmente en el punto *v*) se cambiaron todos los estimadores y se reponderó.

CUADRO 3
DESVIACIÓN ESTÁNDAR DEL LOGARITMO NATURAL DEL INGRESO (D.E. LOG Y) Y DESIGUALDAD
DE LA DISTRIBUCIÓN SIMULADA DE SALARIOS. 1977- 1984

			1977	1984
<i>i)</i>	D.E. Log Y	(observada)	1.0699	0.9955
<i>ii)</i>	[^] D.E. Log Y	(a)	0.6218	0.6022
<i>iii)</i>	[^] D.E. Log Y	(b)	0.5999	0.6284
<i>iv)</i>	[^] D.E. Log Y	(c)	0.6453	0.5702
<i>v)</i>	[^] D.E. Log Y	(d)	0.6178	0.5845

- (a) Desviación estándar del logaritmo natural del ingreso ajustado, cada uno con su correspondiente estimador, i.e., 1977 con 1977 y 1984 con 1984.
- (b) ajustada con los coeficientes de las variables de instrucción de 1984 en la ecuación de 1977 y de 1977 en la ecuación de 1984, dejando los demás coeficientes de cada ecuación.
- (c) ajustada utilizando los coeficientes de las variables de instrucción de cada año, pero se repondera para que se ajuste la proporción de cada nivel de instrucción.
- (d) ajustada cambiando sólo los coeficientes de las variables de instrucción de 1984 por los de 1977 y se reponderan.
- Fuente: Elaboración propia en base a información obtenida de ENIGH 1977 y 1984.

La desviación estándar de los logaritmos del ingreso de 1977 con los coeficientes de la regresión de ese año, pero con la estructura (composición) educacional (reponderación) de 1984, es 0.6453, que es mayor que la desviación estándar de los logaritmos de los ingresos ajustada de 1977 0.6218, (con los estimadores y con la composición de 1977).

Similarmente, la desviación estándar de los logaritmos del ingreso de 1984 simulada (reponderada) para generar la composición de 1977 fue 0.5702, menor que 0.6022, la correspondiente desviación estándar de los ingresos ajustados para 1984. Tal como se había hipotetizado, los cambios en la composición de los diferentes niveles de instrucción *ceteris paribus*, (conforme pasa el tiempo, menos asalariados son analfabetas, y como consecuencia tienen más instrucción) tiene un efecto concentrador, ya que al haber más oferta de asalariados con cierto grado de instrucción, baja el ingreso.

Ahora bien, el efecto compresión muestra un efecto distributivo, ya que la desviación estándar de los logaritmos del ingreso, medida mediante la utilización de los estimadores de las variables de instrucción de 1984 en la ecuación de 77 (dejando los otros estimadores originales) fue 0.5999 menor que 0.6218, la desviación estándar ajustada de 1977.

Similarmente, al hacer el mismo ajuste en 1984 (con los estimadores de instrucción de 1977), la desviación estándar de los logaritmos del ingreso fue 0.6294, que es mayor que la ajustada original 0.6022. Tal como se hipotetizó el efecto de compresión de la estructura educacional tiene un efecto distributivo.

La desviación estándar del logaritmo natural de los ingresos en la distribución simulada de 1977 con los coeficientes de 1984 (efecto compresión) fue 0.6006, y resultó ser menor que la concentración pronosticada para 1977, igual a 0.6218. Tal como se hipotetizó este efecto fue distributivo.

Ahora bien, la pregunta inicial se refiere al efecto neto de la expansión educativa. Esta medición se obtiene al comparar el tamaño de la desviación estándar de los logaritmos del ingreso de 1977, tanto con los estimadores de la instrucción de (compresión) como de la composición (reponderación) de 1984. Como 0.6178 es menor que 0.6218 se concluye que el efecto neto de la expansión educativa entre 1977 y 1984 fue distributivo, es decir predominó el efecto compresión sobre el de composición. Sin embargo en el caso de México la evidencia empírica no es tan contundente como la de Colombia, ya mencionada (0.3090 vs 0.3811).

En la Gráfica 1 se resumen los resultados de la composición y compresión educativa sobre las simulaciones en la función de ingresos de 1977. Sin embargo la expansión educativa que se presentó en el periodo 1977-1984 tuvo una influencia redistributiva sobre la concentración de los ingresos del grupo de los asalariados ya que el efecto de compresión fue más fuerte que el de composición..

Los efectos que sobre el grupo de los asalariados tuvo la expansión educativa del periodo considerado probablemente dependan de algunos de los cambios que sobre el ingreso de este grupo acompañaron a la crisis económica (y social) que experimentó la sociedad mexicana de una manera intensa durante la década de los años

ochenta. La erosión del ingreso real de los asalariados es uno de los efectos más importantes y trascendentes que se pueden mencionar. La vulnerabilidad de este grupo en particular se presenta por su posición como tomador de precios, que acentuó su posición de desventaja en el período, frente a otros grupos que pueden fijar el precio de su trabajo en el mercado laboral, ajustándose a las señales de precios anticipándose, de esta manera, al ritmo de crecimiento de la tasa de inflación, o al menos compensándola a posteriori, sin embargo, aún con todas estas consideraciones, hubo un ligero efecto distributivo asociado con la expansión educativa. Ahora bien, la caída en las tasas de rendimiento de la instrucción universitaria entre 1977 y 1984 plantea la posibilidad de que el efecto composición no haya sido tan grande como el esperado en un período expansivo de la economía.

BIBLIOGRAFIA

- Angrist, J. y Krueger, A. B.** “Does Compulsory School Attendance Affect Schooling and Earnings?”. *Quarterly Journal of Economics*, 106. 1991
- Angrist, J. y Krueger, A.B.** “Split Sample Instrumental Variables of the Return to Schooling”. *Journal of Business & Economic Statistics*, 13, 2. Abril, 1995.
- Buse, A.** “The Bias of Instrumental Variables Estimators”. *Econometrica*, 60. 1992.
- Basdrezch, C., Vera, G., y Ruíz, G.** “Algunos Hechos Sobre la Distribución del Ingreso en México”. *Diálogos 110*. El Colegio de México. 1983.
- Boné, J. A.** “Efectos de la Expansión Educativa sobre la Concentración del Ingreso: México 1977-1984”. *Universidad Panamericana*. Tesis de Licenciado en Economía. 1994.
- Díez-Canedo, J. y Vera, G.** “La Importancia de la Escolaridad en la Determinación del Ingreso.” *Serie Cuadernos Estructurales No. 2*. Banco de México. 1982
- Griliches, Z.** “Estimating the Returns to Schooling: Some Econometric Problems.” *Econometrica*, 45, 1977.
- Knight J.B. y Sabot, R.H.** “Educational Expansion and the Kuznets Effect”. *American Economic Review* . Diciembre, 1983.
- Levine, P. y Zimmerman, D.** “The Benefit of Additional High-School Math and Science Classes for Young Men and Women.” *Journal of Business & Economic Statistics*, 13, 2. Abril, 1995.
- Pasacharopoulos, G.** “Returns to Education: Further International Update and Implications.” *The Journal of Human Resources*. Vol. XX. 1985.
- Rakesh, M. y Sabot, R.H.** “Educational Expansion and the Inequality of Pay: Colombia 1973-1978.” *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 50, 2. 1988
- Robinson, S.** “A Note on the U Hypothesis Relating Income Inequality and Economic Development”. *American Economic Review*. Junio, 1976.