



DEPARTAMENTO DE ECONOMÍA

SDT 262

DESCOMPONIENDO LA DESIGUALDAD SALARIAL EN AMÉRICA LATINA: UNA DÉCADA DE CAMBIOS

Autor: Dante
Contreras y Sebastián
Gallegos.

Santiago, Jul. 2007

**Serie Documentos de Trabajo
N 262**

**Descomponiendo la Desigualdad Salarial en América
Latina: Una Década de Cambios**

Dante Contreras

Sebastián Gallegos

Departamento de Economía
Universidad de Chile

Resumen

El presente trabajo contribuye a explicar los determinantes de la distribución salarial en América Latina durante la década de los noventa. El estudio utiliza el modelo básico de descomposición de la varianza de los salarios propuesto por Fields (2002), basado en la estimación de una ecuación de salarios a la Mincer corregida por sesgo de selección. Esta metodología permite cuantificar el impacto de las diversas variables explicativas en la desigualdad salarial. Los principales resultados indican que la educación es por lejos el factor más relevante tras la desigualdad salarial en la región. Además, su importancia ha crecido en el tiempo, a pesar de que el poder explicativo del modelo se ha mantenido estable.

Palabras Clave: Desigualdad salarial, retorno a la educación.

JEL: J31, D31.

Descomponiendo la Desigualdad Salarial en América Latina: Una Década de Cambios*

Dante Contreras - Sebastián Gallegos**

Departamento de Economía

Universidad de Chile

Julio 2007

Resumen

El presente trabajo contribuye a explicar los determinantes de la distribución salarial en América Latina durante la década de los noventa. El estudio utiliza el modelo básico de descomposición de la varianza de los salarios propuesto por Fields (2002), basado en la estimación de una ecuación de salarios a la Mincer corregida por sesgo de selección. Esta metodología permite cuantificar el impacto de las diversas variables explicativas en la desigualdad salarial.

Los principales resultados indican que la educación es por lejos el factor más relevante tras la desigualdad salarial en la región. Además, su importancia ha crecido en el tiempo, a pesar de que el poder explicativo del modelo se ha mantenido estable.

Palabras clave : Desigualdad salarial, retorno a la educación.

Clasificación JEL : J31, D31.

*Se agradecen los comentarios de Osvaldo Larrañaga, Claudia Sanhueza, Juan Carlos Feres, Marco Galván, Fernando Medina y los participantes del encuentro anual de la Sociedad de Economistas de Chile (Sechi). Esta investigación utilizó como fuente de información bases de datos oficiales de la Comisión Económica para América Latina y el Caribe (Cepal). Los autores agradecen a la Cepal el acceso a la información. No obstante, los autores son los únicos responsables del contenido del trabajo.

** sebastiangallegos@gmail.com

1. Introducción

La distribución del ingreso en América Latina se ha caracterizado por sus elevados niveles de desigualdad y persistencia en el tiempo. Diversos informes de organismos internacionales como la Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL), Banco Mundial y Banco Interamericano del Desarrollo (BID) dan cuenta de ello. En efecto, utilizando el coeficiente de Gini para el período comprendido entre 1970 y 1990, América Latina promedia cerca de 10 puntos sobre los niveles de desigualdad de Asia, y alrededor de 20 puntos más respecto a países de Europa del Este y la OECD.¹

Por otro lado, durante la pasada década, la CEPAL² caracteriza a la región con un bajo dinamismo en términos de crecimiento económico y una significativa inestabilidad en dichas tasas de crecimiento. Esta situación estaría explicada principalmente por el cambiante entorno internacional. Resultado de aquello es que el año 2002, América Latina registra una reducción del orden del 2% de su producto por habitante respecto del nivel registrado en 1997.

Los bajos niveles de ingreso y elevados niveles de desigualdad que exhibe la región, no sólo tienen efecto sobre el bienestar y estabilidad sociopolítica. En un contexto competitivo, las desigualdades también tendrían efectos negativos en la eficiencia de la economía. En efecto, elevados niveles de desigualdad podrían estar correlacionados con decisiones subóptimas por parte de diversos agentes económicos. Por una parte, los hogares de menores ingresos pueden exhibir menores niveles de inversión en capital humano.³ Esto limita las oportunidades para una fracción importante de la población, reduciendo las tasas de crecimiento potencial y afectando el nivel de desarrollo.⁴ Por otra parte, escenarios donde la desigualdad es elevada y persistente en el tiempo, pueden tener como consecuencia que los gobiernos se dediquen de forma exclusiva a la reducción de las brechas sociales. Si bien aquella tarea es prioritaria, olvidar políticas económicas en favor de la inversión y el crecimiento afectará las posibilidades de desarrollo y bienestar de la población en el largo plazo.⁵

A pesar de su importancia, la mayoría de los estudios que tratan el problema de la desigualdad en América Latina lo abordan desde una perspectiva más bien descriptiva. De todas formas, existen artículos que tratan de explicar las causas de los cambios en la distribución del ingreso en la región.⁶ Sin embargo, son escasos los estudios que

¹ Ver De Ferranti et. al., "Inequality in Latin America and the Caribbean: Breaking with History?", Banco Mundial, 2003.

² Ver "Panorama Social de América Latina 2002-2001", Capítulo I.

³ Ver Galor y Zeira (1993).

⁴ Ver Acemoglu (1997) y Benabou (1996).

⁵ Ver Alesina y Rodrik (1991) y Persson y Tabellini (1991). Mediante modelos político - económicos, ambos encuentran evidencia de una correlación negativa entre desigualdad de ingresos y crecimiento económico.

⁶ Un ejemplo es el estudio de Ganuza et. al. (2001), que presenta un análisis basado en microsimulaciones para América Latina. En tanto, Contreras (1996, 2002) para Chile, Contreras y Galván (2003) para Bolivia, Gindling y Trejos (2004) para Costa Rica y De Hoyos (2006) para México, utilizan la metodología de descomposición de varianza propuesta por Fields (2002).

examinan los determinantes de la desigualdad utilizando bases de datos comparables y consistentes entre países.

El presente trabajo contribuye a explicar los determinantes de la distribución de los salarios en América Latina durante los noventa. Se utilizan bases de datos comparables para una muestra amplia de países, información provista por CEPAL. En el estudio se consideran trece países de la región. Para cada uno de ellos se cuenta con datos del área urbana correspondientes a un año de inicio cercano a 1990 y otro en torno al año 2000.⁷

En una primera etapa se estima una ecuación de salarios corregida por sesgo de selección. Este procedimiento entrega resultados acerca del retorno de la educación, y además del comportamiento de otras variables incluidas en la estimación, como género y experiencia. Los resultados de género permiten examinar la brecha salarial y su evolución durante la última década en América Latina. Adicionalmente, se estiman los retornos a la escolaridad por ciclo educacional (educación primaria, secundaria y superior). Dicha estimación permite examinar los cambios en los retornos de los distintos ciclos a través del tiempo y entre países. A continuación, se utiliza el modelo básico de descomposición de varianza, siguiendo la metodología de Fields (2002). Esto permite evaluar el impacto de cada variable explicativa incluida en el modelo sobre la dispersión salarial, condicional a la especificación de la primera etapa.

Además de esta introducción, el artículo está organizado de la siguiente forma; la segunda sección revisa brevemente la literatura relativa a la descomposición de la desigualdad de ingresos. La tercera sección describe los datos utilizados. La cuarta sección presenta la metodología usada en la descomposición de la varianza salarial. La quinta sección muestra los resultados obtenidos y discute su interpretación. Por último, la sección 6 resume las conclusiones más importantes.

2. Descomposición de la Desigualdad de Ingresos

En la literatura se han desarrollado varios métodos de descomposición de la desigualdad de ingresos. Siguiendo a Morduch y Sicular (2002), es posible agrupar dichas metodologías de acuerdo a la estructura que imponen en su forma de proceder.⁸

Cada uno de los métodos tienen asociadas ventajas y desventajas. Como finalmente es el proceso de generación de ingreso de los hogares (individuos) lo que está detrás de todas las técnicas de descomposición, la alternativa de métodos no paramétricos o semiparamétricos (Dinardo et. al. (1996), Deaton (1997)) parece razonable. De esta

⁷Especial énfasis se ha puesto en la preparación de los datos utilizados en el estudio. Los datos son recolectados de fuentes oficiales de cada país con criterios de muestreo y selección aprobados técnicamente. Posteriormente, la CEPAL se encarga de homogeneizar definiciones, agrupaciones de variables y muestras de tal modo que el análisis posterior sea comparable.

⁸Otras agrupaciones de metodologías sugeridas en la literatura son las de Bourginon, Ferreira y Lustig (2005) y Heshmati (2004). Los primeros autores dividen los métodos como basados en escalares o basados en la función distribución. El segundo autor propone agrupar las descomposiciones según componentes: por subgrupos, fuentes de ingreso, factores causales y otras características sociodemográficas.

forma, se evita imponer una forma funcional determinada. Además, se puede estudiar la distribución completa de la función de ingresos. Sin embargo, su cálculo puede ser en extremo complejo. Morduch y Sicular (2002) plantean que es necesario imponer más estructura para obtener conclusiones más claras. Por otro lado, Fields (2002) encuentra que los resultados de Dinardo et. al. (1996) son altamente sensibles al orden en que realizan los ajustes.

Una práctica muy común en la literatura es imponer estructura y calcular, comparar y descomponer por subgrupos índices de desigualdad como el coeficiente de Gini, el Índice de Theil o la Varianza de ingresos. Esta forma de proceder permite calcular la desigualdad del conjunto en función de la desigualdad de subgrupos de la población. Si además el índice de desigualdad cumple con la propiedad de descomposición aditiva, entonces la desigualdad de toda la población puede expresarse como la suma de desigualdad al interior (within) de los subgrupos más la desigualdad entre (between) subgrupos. Hay que tener presente que a medida que aumenta el número de categorías de análisis, disminuye el número de observaciones en cada subgrupo. Por lo tanto, la inferencia estadística puede perder poder si se incluyen muchas categorías.

El uso de métodos paramétricos mantiene como principal desventaja la imposición de una forma funcional al proceso generador de ingresos. Sin embargo, algunas de estas técnicas permiten conocer si las diferencias salariales o cambios en la distribución de ingresos se deben a efectos de dotación, retornos o no observables. Algunos ejemplos son la descomposición de Oaxaca (1973), microsimulaciones de distribución de ingresos a nivel de individuos (Juhn, Murphy, Pierce, 1993) o a nivel de hogares (Bourguignon et. al., 2005).

La elección de la técnica depende de los objetivos y datos disponibles en cada investigación. Es importante que los resultados se interpreten de acuerdo a las limitaciones y ventajas de la metodología elegida.

En este artículo se utiliza el modelo básico de descomposición de la varianza de los salarios propuesto por Fields (2002), basado en la estimación de una ecuación de salarios a la Mincer corregida por sesgo de selección. Esta metodología mantiene las desventajas asociadas a las técnicas paramétricas descritas más arriba.

Sin embargo, presenta dos ventajas por sobre otros métodos. Primero, permite aislar y cuantificar el impacto de cada una de las variables explicativas sobre la desigualdad salarial. La descomposición soporta variables dicotómicas y términos polinómicos en la ecuación de salarios; sin embargo, la inclusión de interacciones implica que no se podrán obtener los valores netos de la contribución de cada variable sobre la desigualdad.

En segundo lugar, dado el modelo log-lineal y las reglas de descomposición, deja de ser relevante cuál será la medida de desigualdad a descomponer. Ello porque se obtiene el mismo impacto de cada factor explicativo para una amplia clase de medidas de desigualdad.⁹ Consistentemente con el modelo de Fields (2002), este estudio utiliza

⁹Por ejemplo, el coeficiente de Gini, el índice de Atkinson, la familia de indicadores de entropía generalizada y varias medidas de centiles. Para una demostración, ver Fields (2002).

la varianza del logaritmo de los salarios como medida de desigualdad.

3. Datos

El estudio considera trece países de la región. Para cada uno de ellos se cuenta con datos del área urbana correspondientes a una década, aproximadamente. Dado que las bases son oficiales, éstas no siempre corresponden a un año común de inicio o término. De este modo, se seleccionaron base de datos correspondientes al año inicial más cercano a 1990, mientras que la elección del año final se sitúa en torno al año 2000.

Para examinar los determinantes de la desigualdad salarial, se adoptan una serie criterios que permitan seleccionar una muestra homogénea al interior de los países y comparable entre naciones. Se seleccionan observaciones de tal forma de analizar el comportamiento de la desigualdad en el mercado laboral para los trabajadores asalariados. Esta decisión excluye el sector informal, cuya importancia relativa varía significativamente entre países. Sin embargo, dado su alta heterogeneidad, se ha decidido focalizar el análisis sólo en el sector formal de la economía.

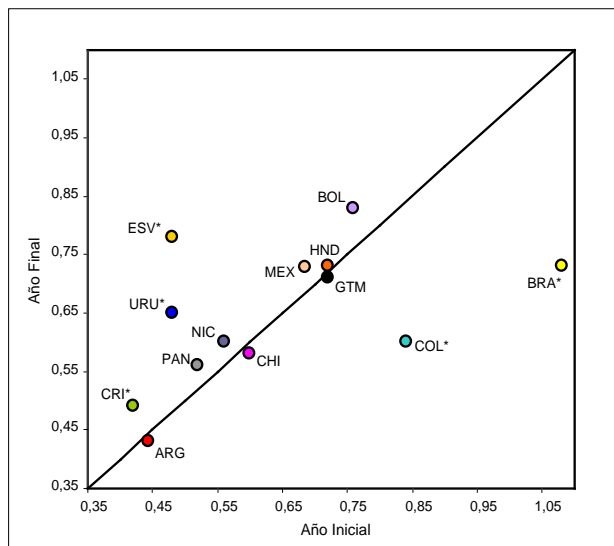
La muestra considera trabajadores en zonas urbanas asalariados que trabajan como empleados u obreros. Siguiendo las definiciones más comúnmente usadas en América Latina, se incluyen en la muestra trabajadores cuya edad fluctúe entre 14 y 65 años. Por otra parte, para evitar sesgos por consideraciones relativas al ciclo de vida, trabajos parciales y otros factores se examinan aquellos trabajadores asalariados bajo un esquema de "jornada completa", es decir, que trabajen entre 20 y 80 horas a la semana.

Por tanto, la estadística descriptiva que se presenta a continuación se elabora una vez que se han filtrado los datos de acuerdo a los criterios antes mencionados.¹⁰

La Figura 1 muestra el comportamiento de la varianza de los ingresos laborales. En el gráfico el eje horizontal incluye el indicador para el año inicial, mientras el eje vertical representa la medidas para el año final. Por tanto, todos aquellos países que se encuentren por encima (debajo) de la diagonal de 45° empeoran (mejoran) sus indicadores de desigualdad al cabo de diez años. Los países con asterisco (*), son aquellos que presentan diferencias estadísticamente significativas en los indicadores en el tiempo.

¹⁰En el Anexo se presentan los países, los años y el número total de observaciones antes de cualquier ajuste por criterios de selección de muestra. Además, se incluye el Cuadro 12, con el peso del sector formal sobre el total de la muestra para cada país.

Figura 1: Varianza Salarial



Fuente: Elaboración propia, en base a datos oficiales de la CEPAL.

Colombia y Brasil se distinguen como países que mejoran este índice de desigualdad. En éste último país, la caída en los niveles de desigualdad son los más importantes de la región. Es interesante notar que, a la inversa de lo que sucede en países como Uruguay y Costa Rica, son las naciones con los mayores niveles de desigualdad hace diez años las que destacan con mejoras en términos de dispersión de los ingresos (y que además son estadísticamente significativas). Estos resultados refuerzan la noción de que, luego de una década, los niveles de dispersión de los ingresos de la región tienden a converger; países con los mayores (menores) niveles de desigualdad exhiben un decremento (incremento) en los indicadores mencionados.

El Cuadro 2 presenta estadística descriptiva para otras variables relevantes, además del número de observaciones disponible para la muestra ajustada. Los niveles de escolaridad¹¹, crecen en todos los países. Luego de una década, la región experimenta un incremento de 9 a 10 años de escolaridad aprobados. Un importante avance en materia educativa se observa en Brasil, Colombia y Guatemala, con un aumento de 2 años aprobados aproximadamente.

En promedio, la experiencia potencial, definida como Edad - Años de estudio - Edad de Admisión al Primer Grado de Educación Básica, no ha sufrido cambios significativos durante estos diez años (18 años para año inicial y final).¹² Por otra parte, con la salvedad de Guatemala, el número de personas en el hogar experimenta

¹¹Medida como años de estudio aprobados.

¹²La edad de admisión al primer grado de educación básica (o primaria) fluctúa entre los 6 y 7 años, dependiendo del país en cuestión.

una caída en todos los países bajo análisis. Este hecho es consistente con la transición demográfica que vive la región.¹³

Cuadro 1: Estadística Descriptiva y Número de Observaciones, por País.

AÑO INICIAL						
País	Escolaridad	Exp. (1)	Mujer (2)	S. Público (3)	Tamaño (4)	Obs. (5)
Argentina	10,6	19,4	36 %	Nd	4,1	2.726
Bolivia	10,8	16,4	28 %	Nd	5,2	3.729
Brasil	6,9	17,7	39 %	Nd	4,8	66.515
Chile	11,2	17,4	32 %	Nd	4,7	14.120
Colombia	9,3	17,1	37 %	16 %	5,1	15.361
Costa Rica	9,6	16,9	34 %	37 %	4,9	3.119
El Salvador	9,2	16,2	36 %	Nd	5,0	4.137
Guatemala	7,0	17,5	36 %	22 %	5,6	4.111
Honduras	7,6	17,0	30 %	25 %	5,9	4.117
México	8,5	17,7	31 %	Nd	5,6	8.218
Nicaragua	7,8	17,3	35 %	Nd	6,0	1.814
Panamá	11,0	18,2	40 %	39 %	5,0	4.029
Uruguay	8,9	22,1	41 %	31 %	4,1	7.956
Promedio	9,1	17,8	35 %	28 %	5,1	
Desv. Est.	1,5	1,5	4 %	9 %	0,6	
AÑO FINAL						
País	Escolaridad	Exp. (1)	Mujer (2)	S. Público (3)	Tamaño (4)	Obs. (5)
Argentina	11,0	19,6	40 %	Nd	4,0	4.554
Bolivia	10,9	16,5	32 %	Nd	4,9	1.141
Brasil	8,8	17,7	38 %	Nd	4,0	81.851
Chile	12,0	19,1	35 %	15 %	4,3	34.672
Colombia	11,2	17,1	43 %	17 %	4,6	83.510
Costa Rica	10,3	18,1	37 %	27 %	4,5	4.544
El Salvador	9,9	16,7	36 %	Nd	4,7	5.437
Guatemala	9,5	13,7	38 %	14 %	5,2	1.588
Honduras	8,6	15,7	39 %	18 %	5,3	10.420
México	10,1	18,2	38 %	Nd	4,7	18.373
Nicaragua	7,8	17,3	35 %	Nd	6,0	2.228
Panamá	11,9	18,3	39 %	31 %	4,5	6.819
Uruguay	10,2	22,3	44 %	27 %	3,9	14.109
Promedio	10,2	17,7	38 %	21 %	4,7	
Desv. Est.	1,3	2,1	3 %	7 %	0,6	

(1): Exp. se refiere a experiencia potencial.

(2): Mujer se refiere al porcentaje de mujeres sobre el total de empleados y obreros en el mercado laboral formal.

(3): S. Público se refiere al porcentaje sobre el total de empleados y obreros que trabaja en el sector público.

(4): Tamaño se refiere al número de personas que habitan en el hogar.

(5): Obs. se refiere al número de observaciones disponible una vez que la muestra ha sido ajustada.

Nota 1: Nd = No disponible.

Fuente: Elaboración propia, en base a datos oficiales de la CEPAL.

Por otro lado, la participación de la mujer en el mercado laboral ha aumentado de forma marcada en América Latina. Las mujeres clasificadas como pobres aumentaron su participación en 7 puntos porcentuales, mientras las mujeres no pobres exhiben un incremento de 4 puntos. Para los varones, la tasa de participación se ha mantenido relativamente estable, independiente de su condición de pobreza.¹⁴ Estas cifras son consistentes con la información que entrega el Cuadro 2. Luego de diez años, la pro-

¹³De acuerdo a la clasificación del Centro Latinoamericano y Caribeño de Demografía (CELADE), Brasil, Argentina, Chile y Costa Rica son los países donde dicha transición manifiesta mayor avance.

¹⁴Ver CEPAL, "Panorama Social de América Latina 2002-2003", Capítulo III.

porción de mujeres percibe un salario respecto al número total de mujeres en edad de trabajar, aumenta a cerca del 40%. Honduras y Colombia son los países que exhiben los incrementos más importantes. Esta mayor participación de la mujer en el mercado del trabajo puede ser explicado por cambios culturales favorables a la mujer y su integración en actividades económicas.

Finalmente, la participación de los trabajadores en el Sector Público ha caído para los países con información disponible, desde un 28% a un 21%. En particular, la disminución más significativa se observa en Costa Rica, Guatemala y Panamá. Parte de la explicación de esta caída tiene que ver con reformas estructurales que apuntan a la privatización de actividades tradicionalmente públicas.

Por último, en el Anexo se presenta información relativa a los sectores de actividad económica. Éstos corresponden a Industria, Construcción, Comercio, Transporte, Establecimientos Financieros, Servicios y Administración Pública y Defensa.¹⁵ Además, se agrupan en una categoría los sectores de Agricultura, Minería y Suministro de Electricidad, Gas y Agua; y en Otras Actividades se reúnen Enseñanza, Hogares Privados con Servicio Doméstico, Organizaciones y Órganos Extraterritoriales.¹⁶ La participación de cada rama de actividad se mantiene relativamente estable al cabo de diez años.¹⁷ Los sectores de Agricultura, Construcción, Transporte y Establecimientos Financieros han permanecido casi sin variación. En tanto, entre los sectores de mayor peso, Comercio ha incrementado su participación sobre el total en un 5%, mientras el sector de Industria cae moderadamente.

4. Metodología

La metodología para medir qué variables explican la desigualdad salarial se basa en el modelo teórico de Mincer. En este modelo de capital humano se estima una ecuación de salarios semilogarítmica, donde la variable dependiente se define como el logaritmo del salario por hora de una persona. El conjunto de variables explicativas considera sus años de educación, de su experiencia laboral y de su experiencia laboral al cuadrado. Dado que no contamos con experiencia efectiva, en nuestra especificación se aproxima a través de la experiencia potencial. Se incluyen también variables dummies, que permiten controlar por las diferencias generadas producto de trabajar en distintos sectores económicos.¹⁸ El sector de Industria se elige como sector referencial, porque absorbe una cantidad importante de trabajadores del mercado laboral formal en todos

¹⁵Se seleccionan estos sectores de actividad porque son homogéneos a la gran mayoría de los países de la muestra.

¹⁶Estas dos categorías se agrupan de esta forma porque cada una de las actividades que las componen tienen muy poco peso dentro del total, y son poco comunes en las bases de datos.

¹⁷Ver Anexo, Cuadro 12 y 13.

¹⁸Lo anterior está basado en el supuesto de que el mercado del trabajo se encuentra en competencia y a los trabajadores se les paga un salario igual al valor de su producto marginal, que depende de sus características propias (observables y medibles). Sin embargo, hay que notar que el modelo no considera otras variables (no observables) que también influyen en el salario que reciben las personas, como su inteligencia, preferencias, etc.

los países de la región. Además, cuando los datos lo permiten, se agrega una variable dicotómica de acuerdo a si se está ocupado en el sector público.¹⁹

La ecuación a estimar puede ser escrita de la siguiente forma:

$$LnW = \sum_{j=1}^{J+2} \beta_j Z_j = b' Z \quad (1)$$

En que los β_j corresponden a parámetros y los z_j son las variables explicativas incluidas en la ecuación [1]. La descomposición para medir qué variables explican la desigualdad salarial se realiza a partir de [1]. La varianza del logaritmo del salario por hora se utiliza posteriormente como medida de desigualdad. Luego, de acuerdo al Teorema de Mood, Graybill y Boes²⁰(1974), se tiene que,

$$Cov\left(\sum_{j=1}^{J+2} \beta_j Z_j, LnW\right) = \sum_{j=1}^{J+2} Cov(\beta_j Z_j, LnW)$$

Debido a que el lado izquierdo de la ecuación anterior corresponde a la covarianza de LnW consigo misma, ésta es la varianza de LnW. Entonces,

$$\sigma^2(LnW) = \sum_{j=1}^{J+2} Cov(\beta_j Z_j, LnW) \quad (2)$$

Si se divide la ecuación anterior por $\sigma^2(LnW)$, se obtiene la siguiente expresión:

$$100\% = \frac{\sum_{j=1}^{J+2} Cov(\beta_j Z_j, LnW)}{\sigma^2(LnW)} = \sum_{j=1}^{J+2} S_j$$

En que cada S_j está dado por

$$S_j = \frac{Cov(\beta_j Z_j, LnW)}{\sigma^2(LnW)}$$

Usando la propiedad de que

$$Corr(\beta_j Z_j, LnW) = \frac{Cov(\beta_j Z_j, LnW)}{\sigma(\beta_j Z_j) \sigma(LnW)}$$

Y combinando las últimas expresiones, tenemos que,

$$S_j = \frac{Cov(\beta_j Z_j, LnW)}{\sigma^2(LnW)} = \frac{\beta_j \sigma_{Z_j} Corr(Z_j, LnW)}{\sigma(LnW)} \quad (3)$$

Por lo tanto,

$$100\% = \sum S_j(LnW) \quad (4)$$

¹⁹Se cuenta con esta información completa sólo para seis países del total de trece naciones de la muestra.

²⁰Dicho teorema plantea lo siguiente. Sean (Z_1, \dots, Z_j) y (Y_1, \dots, Y_m) dos conjuntos de variables aleatorias y (a_1, \dots, a_j) y (b_1, \dots, b_m) dos conjuntos de constantes. Entonces, $cov[\sum a_j Z_j; \sum b_m Y_m] = \sum \sum a_j b_m cov[Z_j, Y_m]$. Aplicando el teorema en el contexto de una sola variable aleatoria $Y = \sum a_j Z_j$, se tiene: $cov[\sum a_j Z_j; Y] = \sum cov[a_j Z_j; Y]$. Ver demostración en Mood, Graybill y Boes: Introduction to the Theory of Statistics. McGraw-Hill, 1974.

En que S_j representa la proporción en que cada factor (variable independiente de la regresión) explica la desigualdad (varianza) del logaritmo de los salarios en un momento del tiempo.²¹

La expresión (3) es útil ya que permite ver que cada factor se puede descomponer de cierta forma intuitiva. Por ejemplo, si los años de educación explican una gran proporción de la desigualdad de los salarios, puede ser resultado de i) un alto coeficiente de la educación en la regresión del logaritmo de los salarios, ii) una alta desviación estándar de los años de educación, iii) una alta correlación entre la educación y los salarios.²²

En caso de que la desigualdad haya aumentado entre dos puntos del tiempo, es decir, que la varianza del logaritmo de los salarios haya aumentado, se deben identificar aquellos factores explicativos cuya contribución a la varianza del logaritmo de los salarios aumentó. Por definición, esos factores son los que contribuyeron positivamente al aumento de la desigualdad. En el caso de una disminución de la desigualdad, se debe observar aquellos factores cuya contribución a la varianza del logaritmo de los salarios haya disminuido. Los que presenten la mayor disminución (en valor absoluto) y aquéllos con el porcentaje de contribución a la desigualdad más grande son interpretados como aquellos que más contribuyen a la disminución de la desigualdad.

²¹En este modelo, si una variable (Z) es incluida en términos lineales y cuadráticos, el S_j correspondiente a la variable genérica "Z" está determinado por el efecto conjunto de las variables Z y Z^2 , el cual se obtiene de la suma de los S_j de cada una de ellas. A su vez, para el caso de incluir en la ecuación de salarios una variable genérica como "Industria" compuesta por una suma de variables dummies para los sectores (Ind1, Ind2, etc.) con la simple suma de los S_j de cada uno de ellos se obtiene una buena medida de la importancia relativa de la "Industria" en el nivel de la desigualdad.

²²En relación a los puntos i) y iii) si bien se sabe que la correlación de las variables explicativas con la variable dependiente (logaritmo del salario por hora) está estrechamente relacionada con el coeficiente de la estimación para cada una de las variables, éstos no tienen por qué moverse igual. Específicamente, en la definición del coeficiente de la educación en la regresión de los salarios interviene la covarianza de la variable años de educación con el logaritmo de los salarios (que a su vez se relaciona con la correlación entre estas variables) y la varianza de la variable años de educación. Por lo tanto, entre dos puntos del tiempo, podría producirse una variación del coeficiente de la educación en la regresión como resultado de diversas combinaciones de variaciones de las variables involucradas. Por ejemplo, se puede producir un aumento del coeficiente de la educación, manteniéndose constante la correlación entre los años de educación y el logaritmo de los salarios y disminuyendo la varianza de los años de educación.

5. Resultados

5.1. ¿Qué factores contribuyen a explicar la desigualdad?

Esta sección utiliza las estimaciones previas de las ecuaciones de ingreso para explicar los determinantes de la dispersión salarial. La evidencia indica que, de las variables consideradas en la estimación discutida en la sección anterior, la educación es la variable de mayor relevancia en la determinación de la desigualdad. Por tanto, a continuación se realiza primero un análisis estático, en base a las estimaciones en torno al año 2000, para examinar la contribución de la educación sobre la desigualdad salarial. En segundo lugar se muestra un análisis dinámico, que considera las variaciones en la capacidad explicativa de la escolaridad en la dispersión salarial a lo largo de la pasada década. Finalmente se discute el rol de otros factores sobre la desigualdad como género, experiencia y participación en los sectores económicos, y se analiza cómo han cambiado estos al cabo de una década.

5.1.1. Análisis Estático de la Educación

En la columna [5] del Cuadro 6 se muestra la contribución de la escolaridad sobre la dispersión salarial. Los valores se presentan en orden decreciente para todos los países, en torno al año 2000. Además, se incluyen columnas con la varianza salarial [columna 1], el retorno a la escolaridad [2], la dispersión de los años de educación [3], y la correlación entre los ingresos del trabajo y los años de educación [4]. Vale la pena recordar que estas variables son las que determinan la magnitud de la contribución de la educación en la desigualdad salarial.²³

Cuadro 2: Desigualdad Salarial y la Contribución de la Escolaridad (año 2000).

	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]
País	V(LnW)	Retorno Esc.	Desv. Esc.	Corr (LnW, Esc.)	Sj Año Final
Guatemala	0,71	0,15	4,76	0,62	0,53
Chile	0,58	0,18	3,77	0,55	0,48
Brasil	0,73	0,17	4,14	0,55	0,46
Honduras	0,73	0,14	4,31	0,62	0,45
Colombia	0,60	0,11	4,69	0,62	0,42
Costa Rica	0,49	0,13	3,95	0,59	0,42
Nicaragua	0,60	0,14	4,23	0,50	0,37
Bolivia	0,83	0,14	4,33	0,54	0,36
México	0,56	0,14	4,15	0,41	0,31
Panamá	0,73	0,13	4,22	0,50	0,31
El Salvador	0,78	0,10	4,72	0,51	0,28
Uruguay	0,65	0,12	3,76	0,48	0,27
Argentina	0,43	0,11	3,67	0,40	0,24
Promedio	0,64	0,14	4,2	0,53	0,38
Desv. Est.	0,11	0,02	0,36	0,07	0,09

Nota: Recordar que tanto el retorno promedio como aquel asociado a cada ciclo es significativo al 1%.
Fuente: Elaboración propia, en base a datos oficiales de la CEPAL.

²³Ver ecuación (3) en la Metodología.

La evidencia indica que hacia el año 2000, la educación contribuye a explicar aproximadamente un 38 % de la dispersión salarial en Latinoamérica. Destacan con una significativa contribución de la escolaridad sobre la desigualdad países como Guatemala, Chile, Brasil y Honduras. Es interesante notar, a excepción de Chile, que estos países mantienen una Varianza del logaritmo de los ingresos salariales por sobre el promedio de la región.

La contribución de la educación en la desigualdad (S_j) está estrechamente ligado al premio a la educación. De hecho, la correlación entre la contribución la educación a la desigualdad y el retorno a la escolaridad, es del orden de 0,68. Del Cuadro 6 se desprende que aquellos países con los mayores S_j de escolaridad, son al mismo tiempo, países que presentan un alto retorno a la educación. De forma similar, países como Argentina, Uruguay y El Salvador presentan retornos bajos, junto con las menores contribuciones de la educación sobre desigualdad de la región.

Los datos muestran también que la variable años de escolaridad exhibe una desviación estándar superior a cuatro años. Esto sugiere que, a pesar del incremento en los niveles de escolaridad, los años de educación se mantienen heterogéneamente distribuidos.²⁴

Por otra parte, países como Guatemala, Colombia y El Salvador son ejemplos donde la dispersión juega un rol importante. En estos últimos dos países, mientras los retornos a la educación son bajos, la contribución de la escolaridad a la dispersión salarial sigue siendo relativamente importante. Esto se explica porque aquellas naciones presentan la más alta dispersión de los años de escolaridad en la región. Es decir, aún cuando el premio por educarse no es demasiado alto, los años de estudio se distribuyen de forma muy heterogénea entre la población. Esto explicaría por que la educación sigue siendo importante para explicar la desigualdad de los ingresos del trabajo.

5.1.2. Análisis Dinámico de la Educación

Un análisis dinámico permite conocer cuáles fueron las variables asociadas (retornos, dispersión y correlación) a los cambios en la contribución de la educación en la desigualdad. El Cuadro 7 muestra la contribución de la escolaridad sobre la dispersión salarial. La columna [1] presenta la Varianza del Logaritmo del salario por hora. En la columna [2] se incluyen los resultados acerca de la contribución de la educación (S_j) sobre la desigualdad de los ingresos del trabajo. Ambas columnas muestran información para el año inicial, el año final, y la variación luego de la década.

²⁴Recordar que el promedio de años de estudio aprobados para la región es 10 años aproximadamente (Ver Cuadro 2.)

Cuadro 3: Desigualdad Salarial y la Contribución de la Educación.

País	[1] Varianza de LnW			[2] Contribución a la Dispersión		
	Año Inicial	Año Final	Variación	Sj Año Inicial	Sj Año Final	DSj
Honduras	0,72	0,73	Aumenta	0,46	0,45	-0,01
Costa Rica	0,42	0,49	Aumenta*	0,38	0,42	0,03
Nicaragua	0,56	0,60	Aumenta	0,30	0,37	0,07
Bolivia	0,76	0,83	Aumenta	0,27	0,36	0,09
Panamá	0,52	0,56	Aumenta	0,39	0,31	-0,08
México	0,69	0,73	Aumenta	0,25	0,31	0,06
El Salvador	0,48	0,78	Aumenta*	0,36	0,28	-0,06
Uruguay	0,48	0,65	Aumenta*	0,23	0,27	0,04
Guatemala	0,72	0,71	Disminuye	0,45	0,53	0,08
Chile	0,60	0,58	Disminuye	0,37	0,48	0,11
Brasil	1,08	0,73	Disminuye*	0,48	0,46	-0,02
Colombia	0,84	0,60	Disminuye*	0,33	0,42	0,09
Argentina	0,44	0,43	Disminuye	0,36	0,24	-0,12
Promedio	0,64	0,64	Constante	0,36	0,38	0,03
Desv. Est.	0,19	0,11	Disminuye	0,09	0,09	0

Nota: la Variación se refiere al signo de la resta de las cifras del año final y año inicial, para la Varianza de LnW. El asterisco (*) indica que las diferencias entre ambos años es significativa, de acuerdo a la aplicación de la técnica de “bootstrap” con intervalos al 95 % de confianza y 100 iteraciones.

Fuente: Elaboración propia, en base a datos oficiales de la CEPAL.

Transcurrida una década, la contribución de la escolaridad a la dispersión de los ingresos del trabajo en América Latina aumenta. En efecto, la contribución promedio en la región sube desde un 36 % a 38 %, como muestra la columna [2]. El Cuadro 8 permite identificar qué factores estarían explicando este incremento promedio en los Sj de educación y su heterogeneidad entre los países de la región.

Cuadro 4: Contribución de la Escolaridad a la Dispersión y sus Componentes en el tiempo.

País / Año	[1] Contribución a la Dispersión			[2] Retorno a la Educación			[3] Dispersión de los años de Educación			[4] Correlación entre Educación e Ingresos		
	Inicial	Final	DSj	Inicial	Final	Dif	Inicial	Final	Dif	Inicial	Final	Dif
Honduras	0.46	0.45	-0.01	0.15	0.14	-	4.31	4.31	0	0.61	0.62	+
Costa Rica	0.38	0.42	0.03	0.11	0.13	+	4.01	3.95	-	0.57	0.59	+
Nicaragua	0.30	0.37	0.07	0.14	0.14	0	4.04	4.23	+	0.41	0.50	+
Bolivia	0.27	0.36	0.09	0.12	0.14	+	4.71	4.33	-	0.42	0.54	+
Panamá	0.39	0.31	-0.08	0.14	0.14	0	4.23	4.15	-	0.49	0.41	-
México	0.25	0.31	0.06	0.13	0.13	0	3.96	4.22	+	0.41	0.50	+
El Salvador	0.36	0.28	-0.06	0.10	0.10	0	4.78	4.72	-	0.54	0.51	-
Uruguay	0.23	0.27	0.04	0.12	0.12	0	3.59	3.76	+	0.39	0.48	+
Guatemala	0.45	0.53	0.08	0.13	0.15	+	4.71	4.76	+	0.63	0.62	-
Chile	0.37	0.48	0.11	0.16	0.18	+	3.88	3.77	-	0.47	0.55	+
Brasil	0.48	0.46	-0.02	0.19	0.17	-	4.19	4.14	-	0.61	0.55	-
Colombia	0.33	0.42	0.09	0.15	0.11	-	3.87	4.69	+	0.51	0.62	+
Argentina	0.36	0.24	-0.12	0.12	0.11	-	3.71	3.67	-	0.51	0.40	-
Promedio	0.36	0.38	0.03	0.14	0.14	+	4.16	4.22	+	0.52	0.54	+
Desv. Est.	0.09	0.09	0.08	0.03	0.02	-	0.38	0.35	-	0.08	0.08	0

Nota: Dif se refiere al signo de la resta del retorno del año final y año inicial.

Fuente: Elaboración propia, en base a datos oficiales de la CEPAL.

Vale la pena recordar que la interpretación de la variación de los S_j es distinta si es que la distribución de los ingresos salariales mejoró o empeoró en el período. Por tanto, los Cuadros anteriores distinguen dos grupos de países de acuerdo al signo del cambio en el logaritmo de los ingresos salariales.

En aquellos países donde la desigualdad aumentó entre dos puntos del tiempo, un incremento en la contribución de la escolaridad sobre la varianza del logaritmo de los salarios significa que la educación explica positivamente al aumento de la desigualdad. Este primer grupo de países (en orden decreciente de acuerdo a la magnitud del S_j de educación para el año final) lo componen Honduras, Costa Rica²⁵, Nicaragua, Bolivia, El Salvador, Panamá, México y Uruguay. De ellos, Bolivia presenta el incremento más grande de la contribución de la educación sobre la desigualdad. En efecto, de acuerdo al Cuadro 7, dicho aumento equivale a 9 puntos porcentuales. Este país también experimenta un aumento en el retorno a la escolaridad, que se descompone en un fuerte incremento en el premio al último ciclo y en bajas moderadas para el retorno al ciclo primario y secundario.²⁶

Después de Bolivia, Nicaragua y Uruguay presentan incrementos en la capacidad explicativa de la educación. Ello a pesar de no mostrar variaciones en el retorno promedio a la escolaridad. Sin embargo, en ambos países se combinan dos efectos. Un incremento en los retornos a la educación superior, que va acompañado de una importante caída en el premio en los demás ciclos. Por ejemplo, en Nicaragua el retorno al ciclo secundario cae de 15 % a 10 %. En Uruguay es el ciclo primario el que sufre una baja en su retorno, de tres puntos porcentuales. Además, asociado a su alto DS_j , se encuentra el hecho de que estas naciones son las únicas de este primer grupo donde sube la dispersión de los años de educación.

Costa Rica exhibe una variación en la contribución de la educación sobre la desigualdad casi equivalente a la uruguaya. Sin embargo, en este país el retorno a los primeros ciclos se mantiene relativamente estable.²⁷ En este caso, la explicación al aumento en la capacidad explicativa de la escolaridad sobre la desigualdad radica más bien en el aumento el retorno a la educación superior.

En Honduras se observa una variación leve de la contribución de la educación sobre la desigualdad. Ello es producto de que este país experimenta cambios menores en el premio a la educación; una moderada variación en la correlación entre ingresos y años de estudio aprobados, y nulo cambio en la dispersión de los años de escolaridad.

Cierran este grupo El Salvador y Panamá, donde el S_j cae en 6 % y 8 % respectivamente. El primero sufre un importante incremento en la varianza de sus ingresos, que no alcanza a ser explicado por la educación en la misma proporción que hace diez

²⁵De acuerdo con la literatura disponible. Costa Rica sufre un incremento en la desigualdad salarial entre 1992 y 1999, según Gindling y Trejos (2003).

²⁶Las consideraciones respectivas a los retornos por ciclo educativo para cada uno de los países se basan en el Cuadro 5.

²⁷Esto es consistente con los resultados de Gindling y Trejos (2003). Los autores encuentran que, en los noventas, los retornos a la educación en Costa Rica detienen la caída que experimentaban en los ochentas.

años. Parece ser que otros factores juegan un rol importante en tal caso, porque los componentes del S_j prácticamente no varían entre años. Para Panamá, en tanto, la caída en el S_j se explica básicamente por la baja en la correlación entre salarios y educación, y en la dispersión de los años de escolaridad. Además, este caso es particularmente interesante, puesto que es el único país de la región para el cual el retorno a la educación primaria crece de manera importante (de 6 % a 11 %). Esto es consistente con el hecho de que el S_j sea menos importante a la hora de explicar la desigualdad.

Por otra parte, para aquellos países que registran una disminución de la desigualdad, se debe observar aquellos factores cuya contribución a la varianza del logaritmo de los salarios haya disminuido (es decir, S_j negativos). Los que presenten la mayor disminución (en valor absoluto) y aquellos con el porcentaje de contribución a la desigualdad más grande son los que más contribuyen a la disminución de la desigualdad. El conjunto de países donde disminuye la desigualdad está conformado por Guatemala, Chile, Brasil, Colombia y Argentina.

En Argentina se observa una fuerte caída en la capacidad explicativa (12 puntos porcentuales) de la educación sobre la desigualdad. Este resultado se explica principalmente por una caída en la correlación entre ingresos y años de estudio aprobados. Detrás de ello, puede existir un efecto inherente a cambios en los retornos por ciclo educativo. De hecho, en este país el premio a la educación cae para cada uno de los niveles educativos. Este efecto podría estar correlacionado con la aguda crisis que vivió Argentina en este período, lo cual pudo afectar el precio del factor trabajo a distintos niveles de escolaridad.

En tanto, Colombia presenta un patrón interesante. En este país el retorno promedio a la escolaridad cae en 4 puntos porcentuales. De hecho, dicho retorno cae para cada uno de los niveles educativos. Sin embargo, ese efecto se ve más que compensado por el incremento en la correlación de ingresos y años de escolaridad, y en especial, por el importante aumento en la dispersión de los años de educación en esta nación. Adicionalmente, Colombia exhibe uno de los mayores aumentos en el promedio de años de estudio aprobados. El hecho de que la educación sea más importante en la explicación de la desigualdad salarial, parece tener su explicación en la fuerte caída al retorno en la educación primaria (de 12 % a 5 %), a diferencia de otros países donde el detonante es el aumento en el retorno al ciclo superior.

Brasil presenta una baja moderada en la contribución de la educación a través del tiempo. En este país se observa una disminución en todos los indicadores que conforman la contribución de la educación a la desigualdad. Cabe mencionar que esta nación fue una de las pocas donde cayeron los retornos a los dos primeros ciclos educativos y no aumentó el premio a la educación superior. Además, es interesante notar que Brasil fue el país que experimentó el mayor incremento en los años promedio de educación en la región. Esto parece ser la principal causa detrás de que los años de estudio aprobados jueguen a favor de una mejor distribución del ingreso salarial.

México, en tanto, exhibe un aumento en la contribución de la escolaridad a la dispersión salarial, de 6 puntos porcentuales. Hay que considerar que, a pesar de que el

retorno promedio a la educación se mantiene inalterado, sube el premio a la educación terciaria y cae el asociado a los primeros ciclos. Además, el que la educación explique un mayor porcentaje de la desigualdad está también asociado al incremento en la dispersión de los años de educación y en la correlación entre ingresos y escolaridad.

Por último, en Guatemala y Chile la contribución de la educación sobre la desigualdad aumenta de forma importante (8 y 11 puntos porcentuales, respectivamente). Los resultados sugieren que la razón radica en el incremento en el retorno a la educación que experimentan ambos países. Nuevamente, al descomponer este retorno, se encuentra que el premio al ciclo terciario juega un rol importante. En Guatemala éste crece de 11 % a 16 %. En Chile, si bien el aumento es menor (de un 22 % a un 24 %), el retorno se mantiene alto en nivel. Es probable que, en este caso, un punto porcentual tenga una mayor incidencia sobre la desigualdad.

Si bien los S_j 's están contruidos sobre los retornos promedio respectivos (además de las otras variables pertinentes), estos resultados sugieren que existe una estrecha relación entre la contribución de la escolaridad a la desigualdad y el premio por ciclo educativo. Consistentemente con el aumento en cobertura, los retornos asociados a los primeros ciclos educativos caerían en su capacidad explicativa sobre la desigualdad. En cambio, la importancia relativa del retorno a la educación superior parece crecer en el tiempo. Es esperable que un aumento en cobertura para el ciclo educativo superior disminuya tal retorno, de la misma forma que parece haber sucedido respecto de los ciclos primario y secundario. Por tanto, parece obvio que el futuro de la política educativa deberá apuntar a la masificación en el acceso a la educación terciaria, con acento en los segmentos más pobres de la población. Existen al menos dos razones para ello. Primero, la existencia de alto retorno es indicativo que existen importantes espacios de inversión que agoten dicho retorno. De esta forma se podría avanzar en satisfacer el aparente aumento en la demanda de trabajadores con educación terciaria. Y segundo, producto de la mayor oferta educativa en la región, el número de personas con ciclo secundario completo y potencialmente aptos para cursar cursos superiores, será cada vez mayor.

5.2. Las Otras Causas de Desigualdad Salarial

Los Cuadros 9 y 10 resumen la contribución de todos los factores explicativos del modelo sobre la desigualdad para el año inicial y el año final. Además, se incluyen una última columna con el porcentaje total de la desigualdad que el modelo logra explicar.

Hace diez años, el modelo explicaba, en promedio, alrededor de un 46,7 % del total de la varianza salarial. En torno al año 2000, la cifra corresponde a cerca de un 47,2 %. Es decir, la evidencia indica que el poder explicativo del modelo es prácticamente el mismo luego de una década. Es interesante notar que, a pesar de que los resultados mostraban un estancamiento en cuanto al retorno de la educación a lo largo de la década (constante 14 %), es justamente la escolaridad el factor que presenta el mayor incremento en su capacidad explicativa (2 puntos porcentuales). Esto significa que, luego de una década, la educación es aún más importante para explicar la desigualdad de ingresos que presenta la región en el mercado laboral formal. Las otras variables presentan cambios que, si bien pueden ser indicativos de tendencias, son más bien moderados.

Cuadro 5: Contribución de las Factores Explicativos sobre la Desigualdad Salarial

AÑO INICIAL						
País	Escolaridad	Experiencia	Sectores	Mujer	S. Público	% Explicado
Brasil	47,7 %	6,9 %	3,3 %	2,6 %	Nd	60,5 %
Honduras	46,0 %	7,4 %	0,1 %	-0,6 %	4,8 %	57,7 %
Guatemala	45,0 %	0,2 %	0,8 %	0,6 %	12,7 %	59,3 %
Panamá	39,0 %	12,4 %	2,6 %	-0,8 %	1,6 %	54,8 %
Costa Rica	38,4 %	5,9 %	0,6 %	0,4 %	4,7 %	50,0 %
Chile	37,1 %	5,9 %	1,0 %	0,4 %	Nd	44,4 %
Argentina	35,9 %	6,3 %	2,3 %	-0,3 %	Nd	44,2 %
El Salvador	35,5 %	1,6 %	8,4 %	0,4 %	Nd	45,9 %
Colombia	32,9 %	1,2 %	0,8 %	-0,3 %	2,6 %	37,2 %
Nicaragua	30,4 %	4,6 %	1,2 %	-0,1 %	Nd	36,1 %
Bolivia	26,6 %	8,7 %	0,8 %	0,2 %	Nd	36,3 %
México	25,4 %	10,3 %	0,5 %	1,2 %	Nd	37,4 %
Uruguay	23,3 %	13,3 %	1,3 %	3,1 %	1,8 %	42,8 %
Promedio Simple	35,63 %	6,52 %	1,82 %	0,52 %	4,70 %	46,66 %
Desv. Estándar	7,83 %	4,06 %	2,18 %	1,17 %	4,16 %	9,00 %

Nota: Nd = No Disponible

Fuente: Elaboración propia, en base a datos oficiales de la CEPAL.

Cuadro 6: Contribución de las Factores Explicativos sobre la Desigualdad Salarial

AÑO FINAL						
País	Escolaridad	Experiencia	Sectores	Mujer	S. Público	% Explicado
Brasil	45,6 %	9,5 %	3,8 %	-0,6 %	Nd	58,3 %
Honduras	44,6 %	5,0 %	1,1 %	-0,5 %	3,5 %	53,7 %
Guatemala	52,6 %	7,8 %	0,4 %	0,4 %	3,4 %	64,6 %
Panamá	31,2 %	8,1 %	2,0 %	0,1 %	2,5 %	43,9 %
Costa Rica	41,7 %	4,3 %	2,2 %	-0,2 %	2,0 %	50,0 %
Chile	48,3 %	2,4 %	0,9 %	-0,3 %	Nd	51,3 %
Argentina	23,8 %	5,0 %	1,6 %	0,7 %	Nd	31,1 %
El Salvador	28,0 %	1,9 %	7,4 %	-0,2 %	Nd	37,1 %
Colombia	42,0 %	3,7 %	2,5 %	-0,3 %	4,4 %	52,3 %
Nicaragua	37,5 %	3,5 %	0,8 %	0,5 %	Nd	42,3 %
Bolivia	35,9 %	9,3 %	3,2 %	0,5 %	Nd	48,9 %
México	31,0 %	7,7 %	0,7 %	0,6 %	Nd	40,0 %
Uruguay	26,8 %	7,6 %	1,9 %	0,2 %	3,1 %	39,6 %
Promedio Simple	37,62 %	5,83 %	2,19 %	0,07 %	3,15 %	47,16 %
Desv. Estándar	9,02 %	2,62 %	1,86 %	0,44 %	0,84 %	9,25 %

Nota: Nd = No Disponible

Fuente: Elaboración propia, en base a datos oficiales de la CEPAL.

1. Una Perspectiva de Género

Del Cuadro 9 se puede apreciar que, aunque baja en magnitud (0,52 %), al inicio de la década pasada la participación de la mujer en el mercado laboral contribuía a una mayor desigualdad. Sin embargo, del Cuadro 10, se observa que la contribución del género es casi nula (0,07 %) en torno al año 2000. Es decir, la participación femenina a través de su generación de ingresos ha significado que las diferencias de género no incrementen la dispersión salarial, a diferencia de lo que sucedía hace una década. En otras palabras, el incremento de la participación femenina en el mercado del trabajo, y los cambios de género en este mercado, han logrado generar un diferencial igualizante en la distribución salarial. Este resultado estaría explicado por que el mayor incremento en la participación femenina ocurrió en los sectores de menores ingresos.²⁸

2. La Experiencia Potencial y los Sectores Económicos

De acuerdo a los resultados expuestos en los Cuadros 9 y 10, después de la educación, la variable que más contribuye a explicar la varianza en el salario corresponde a la experiencia potencial. Esta variable experimenta una baja leve en su poder explicativo, de un 7 % a un 6 %.²⁹

Esto es consistente con dos resultados obtenidos anteriormente. Primero, la experiencia presenta una variación casi nula en niveles en promedio para la región. Y segundo, de acuerdo a las estimaciones de Mincer desarrolladas anteriormente, el premio a la experiencia potencial tampoco varía luego de diez años.

Por otra parte, los resultados muestran que el conjunto de los sectores de ac-

²⁸Ver CEPAL, "Panorama Social de América Latina 2002-2003", Capítulo III.

²⁹Como la variable de experiencia potencial fue incluida en términos lineales (*exp*) y cuadráticos (*exp*)² en las estimaciones de salarios, el S_j correspondiente se obtiene de la suma de los S_j de (*exp*) y (*exp*)².

tividad económica explica cerca de dos puntos porcentuales de la varianza en los ingresos del trabajo.³⁰ Nuevamente, ello es consistente con el hecho de que el coeficiente asociado a cada uno de los sectores económicos se ha mantenido relativamente estable para la región.

Por último, a pesar de tener la variable disponible sólo para algunos países del total de la muestra, se pueden analizar el la importancia de participar en el sector público. Ésta variable parece haber reducido su importancia relativa en la explicación de la dispersión salarial (baja de un 5 % a un 3 %). Para conciliar este resultado con el aumento en el retorno que exhibía el trabajar en el sector público de acuerdo a las estimaciones, hay que tener presente que, este resultado está fuertemente condicionado por la significativa caída que se observa en Guatemala (de 13 % a 3 %).

³⁰Este valor se obtiene de la sumatoria de los S_j correspondientes a cada uno de los sectores económicos en cuestión.

6. Conclusiones

América Latina presenta una distribución de ingresos marcadamente desigual en el tiempo. El presente trabajo contribuye a explicar los determinantes de la distribución de los salarios en la región utilizando bases de datos comparables para una muestra amplia de países. Sin olvidar diferencias idiosincráticas entre naciones, los resultados de este estudio entregan información respecto de los niveles de desigualdad, cambios en la década de los noventa, y sus determinantes para la región.

Las principales conclusiones derivadas de este estudio son las siguientes. Primero, transcurrida una década, la región ha experimentado un fenómeno de convergencia entre países. En efecto, los indicadores de desigualdad, como el retorno a variables como experiencia y género, presentan un comportamiento más uniforme.

Segundo, es interesante notar la heterogeneidad de las brechas asociadas por género y su evolución a través del tiempo. Las mujeres en la región perciben menores ingresos que sus pares hombres de similares niveles de escolaridad y experiencia. Sin embargo, luego de una década, esta brecha se ha reducido en el tiempo. Aunque su magnitud es pequeña, en los noventa ser mujer contribuía a una mayor desigualdad salarial. Dicha contribución es casi nula hacia el final del periodo examinado.

Es importante que políticas públicas pro equidad consideren los potenciales efectos asociados a los cambios en la participación de la mujer en el mercado del trabajo. Por un lado, es relevante incentivar la participación de las mujeres, sobre todo en sectores de escasos recursos. Por ejemplo, motivando la proliferación de trabajos con horarios más flexibles y/o que cuenten con servicios de cuidado infantil de calidad. Sin embargo, es necesario cautelar que una política de estas características vaya de la mano con empleos con condiciones mínimas de previsión y protección social.

Tercero, luego de diez años, el retorno a la escolaridad tiene un comportamiento relativamente estable en América Latina. La causa tiene que ver con dos efectos que se contraponen. Por un lado, las políticas de masificación de la escolaridad que se llevan a cabo en la región, han tenido como consecuencia una baja en el retorno a la educación secundaria. Por otra parte, se observa un aumento en el premio a la educación superior.

Por último, condicional a la metodología utilizada en este estudio, se encuentra que el poder explicativo del modelo se manetiene prácticamente constante luego de una década. Tras este resultado se esconden algunos cambios. El retorno a la educación explicaba aproximadamente un 36 % de la contribución de la educación a dispersión salarial en Latinoamérica en los años los noventa. Luego de diez años, esta cifra aumenta a un 38 %. Es decir, la educación es aún más importante para explicar la desigualdad salarial en el mercado laboral formal. Las otras variables presentan cambios que, si bien pueden ser indicativos de tendencias, son menores.

Para avanzar hacia una distribución más equitativa de los ingresos del trabajo, es necesario que el acceso a la educación superior deje de ser exclusivo para las élites. El éxito de una medida de este estilo tendría dos efectos potenciales. Primero, una caída

en el retorno a la educación superior, producto de la satisfacción de una demanda hasta el momento creciente. Y segundo, que ese retorno estaría mejor distribuido entre la población. En tal sentido, futuras inversiones en materia educativa deben apuntar a incrementar los niveles de escolaridad más allá del ciclo secundario. Ello requerirá poner especial énfasis en facilitar el acceso a la educación terciaria a los segmentos más pobres de la población.

Referencias

- [1] Acemoglu, D., "Matching, Heterogeneity and the Evolution of Income Distribution", *Journal of Economic Growth* 2, 1: 61-92, (1997).
- [2] Alesina, A. y Rodrik, D., "Distributive Politics and Economic Growth", *Quarterly Journal of Economics*, 1994.
- [3] Atkinson, A., "On the Measurement of Inequality", *Journal of Economic Theory*, 244-263, 1970.
- [4] Bertola, G.; Blau, F.; Kahn, L., "Comparative Analysis of Labor Market Outcomes: Lessons for the US from International Long-Run Evidence", NBER working paper n° 8526, 2001.
- [5] Bourguignon, F, y Ferreira, F., "Decomposing Changes in the Distribution of Household Incomes: Methodological Aspects", Chapter 2 in Bourguignon, Ferreira, and Lustig: *The Microeconomics of Income Distribution Dynamics in East Asia and Latin America* (Washington, DC; The World Bank and Oxford University Press, 2005).
- [6] CEPAL, "Panorama Social de América Latina 2001-2002".
- [7] CEPAL, "Panorama Social de América Latina 2002-2003".
- [8] CEPAL, "Balance Preliminar de las Economías de América Latina y el Caribe", 2002.
- [9] Contreras, D., "Pobreza y Desigualdad en Chile: 1987-1992. Discurso, Metodología y Evidencia Empírica". Centro de Estudios Públicos, N° 64. Primavera 1996.
- [10] Contreras, D. y Ruiz Tagle, A., "Cómo Medir la Distribución de Ingresos en Chile". Centro de Estudios Públicos, N° 65. Verano 1997.
- [11] Contreras, D. y Galván, M., "Are The Gender And Ethnic Wage Discrimination Decreasing In Bolivia? Evidence Of 1994-1999" Abril 2003.
- [12] Contreras, D., "Poverty and Inequality in a Rapid Growth Economy: Chile 1990-1996 ?". Departamento de Economía, Universidad de Chile. Enero 2002.
- [13] Contreras, D., "Explaining Wage Inequality in Chile: Does Education really matter?". Departamento de Economía, Universidad de Chile. Octubre 2002.
- [14] De Ferranti, D., Perry, G., Ferreira, F., Walton, M., "Inequality in Latin America and the Caribbean: Breaking with History?", Banco Mundial, 2003.
- [15] De Hoyos, R., "Accounting for Mexican Income Inequality During the 1990s", Junio 2006.

- [16] Deaton, Angus. "The Analysis of Household Surveys". Baltimore: Johns Hopkins, (1997).
- [17] DiNardo J., N.M. Fortin y T. Lemieux, "Labor Market Institutions and the Distribution of Wages, 1973-1992: A Semiparametric Approach", *Econometrica* 64,5, 1001-1044,(1996).
- [18] Fields, G., "Accounting for Differences in Income Inequality". Cornell University, First Draft. January 1996.
- [19] Fields, G., "Accounting Income Inequality and its Change: A New Method, with Application to the Distribution of Earnings in the U.S.", Working Paper, Cornell University. 2002.
- [20] Galor, O. y Zeira, J., "Income Distribution and Macroeconomics", *Review of Economic Studies* 60: 35-52, (1993).
- [21] Ganuza, Enrique, Ricardo Pes de Barros, Lance Taylor y Rob Vos (eds.). "Liberalización, Desigualdad y Pobreza: América Latina y el Caribe en los 90". PNUD, CEPAL. Junio 2001.
- [22] Gindling, T. H., y Trejos, J., "Accounting for Changing Earnings Inequality in Costa Rica, 1980-1999", UMBC Department of Economics Working Paper 03-108. Abril 2003.
- [23] Jimeno, J.F. y Simón, H., "Instituciones y estructura salarial: lecciones desde la experiencia española", Mimeo, 2001.
- [24] Mincer, J., "Schooling, Experience and Earnings", capítulos 1 y 3. New York, National Bureau of Economic Research. 1974.
- [25] Mincer, J., "Changes in Wage Inequality, 1970-1990". Working Paper 5823, National Bureau of Economic Research. November 1996.
- [26] Mincer, J. and Polachek, S., "Family Investments in Human Capital: Earnings of Women".
- [27] Mood, Graybill, Boes: "Introduction to the Theory of Statistics". McGraw-Hill, 1974.
- [28] Morduch J. and T. Sicular, "Rethinking Inequality Decomposition, with Evidence from Rural China". *Economic Journal* 112(476),93-106, (2002)
- [29] Mincer, J., "Schooling, Experience and Earnings", capítulos 1 y 3. New York, National Bureau of Economic Research. 1974.
- [30] Mincer, J., "Changes in Wage Inequality, 1970-1990". Working Paper 5823, National Bureau of Economic Research. November 1996.

- [31] Mincer, J. and Polachek, S., “Family Investments in Human Capital: Earnings of Women” .
- [32] Persson, T. y Tabellini, G., “Is Inequality Harmful for Growth?”, American Economic Review, 1994.
- [33] Robbins, D., “Relative Wage Structure in Chile, 1957-1992: Changes in the Structure of Demand for Schooling”. Universidad de Chile, Estudios de Economía, Número Especial, Noviembre 1994.
- [34] Shorrocks, A. y Wan, G., “Spatial Decomposition of Inequality”. Paper presentado en la Conferencia “Inequality, Poverty and Human Well-being” de “United Nations University - World Institute for Development Economics Research”, Helsinki, Mayo 2003.

Anexo

Varianza de los Salarios y el Coeficiente de Gini

En el Cuadro 1 se presentan estadísticas acerca del ingreso para el año inicial y final correspondientes a cada uno de los países de la muestra. Las columnas [1] y [2] presentan la media del ingreso per cápita del hogar y la media de los ingresos provenientes del trabajo, respectivamente.³¹ En general, sólo se observan cambios moderados a lo largo de la década. Si América Latina hubiera experimentado un crecimiento sostenido, entonces habríamos observado mejoras importantes en términos de ingreso. Una limitante al crecimiento en la región tiene que ver con el complejo escenario internacional que debieron soportar los países de la región hacia fines de los noventa.³² Chile y Costa Rica son los países que vieron crecer de manera más importante sus niveles de bienestar, mientras Argentina, Honduras y Nicaragua sufren importantes caídas en sus ingresos.

Cuadro 7: Estadísticas de Ingresos por País

País / Año	[1] Ingreso per Cápita		[2] Ingresos del Trabajo		[3] Varianza de Lnw		[4] Gini	
	Inicial	Final	Inicial	Final	Inicial	Final	Inicial	Final
Argentina	992	752	1.308	967	0.44	0.43	0.46	0.47
Bolivia	743	875	1.465	1.589	0.76	0.83	0.52	0.54
Brasil (*)	20.083	628	27.685	740	1.08	0.73*	0.57	0.54*
Chile	142.638	184.806	226.127	279.028	0.60	0.58	0.50	0.50
Colombia	466.154	457.903	639.924	683.570	0.84	0.60*	0.50	0.52
Costa Rica	83.763	119.473	162.689	204.814	0.42	0.49*	0.38	0.42*
El Salvador	1.343	1.475	2.431	2.867	0.50	0.76*	0.44	0.43*
Guatemala	1.388	1.657	2.025	2.638	0.72	0.71	0.53	0.47*
Honduras	2.489	2.195	5.304	3.946	0.72	0.73	0.51	0.50
México	3.017	3.844	4.630	5.655	0.69	0.73	0.48	0.46
Nicaragua	1.139	1.125	2.493	2.240	0.56	0.6	0.48	0.49
Panamá	251	349	447	609	0.52	0.56	0.47	0.46
Uruguay	5.086	5.729	6.203	7.330	0.48	0.65*	0.40	0.41

(*) Para el año inicial, la moneda brasilera era el cruzeiro. Para el año final, la moneda es el real.

Nota 1: Se consideran deflatores de ingreso proveídos por la CEPAL, para efectos de comparación entre año inicial y año final.

Nota 2: Los ingresos para cada país están expresados en la moneda local.

Nota 3: En las columnas [3] y [4], el asterisco (*) indica que las diferencias entre ambos años es significativa, de acuerdo a la aplicación de la técnica de “bootstrap” con intervalos al 95 % de confianza y 100 iteraciones.

Fuente: Elaboración propia, en base a datos oficiales de la CEPAL.

En el Cuadro 1 se presentan también dos indicadores de desigualdad. En la columna [3] se muestra la varianza del salario por hora,³³ mientras la columna [4] exhibe el

³¹Los valores están expresados en la moneda local de cada país.

³²Hacia 1997, el crecimiento de la región registró el mejor desempeño económico de las últimas dos décadas. Sin embargo, la capacidad de respuesta de las economías latinoamericanas al deterioro de las condiciones financieras y el menor dinamismo de la economía de EEUU fue limitada. Como resultado, el Producto Interno Bruto correspondiente al año 2002 se ubicó por debajo del registrado el año 1997, completando “media década pérdida”. Ver CEPAL, “Balance Preliminar de las Economías de América Latina y el Caribe”, 2002.

³³Esta variable se obtiene del cociente entre el salario y la cantidad de horas trabajadas; y la

coeficiente de Gini,³⁴ elaborado sobre el ingreso per cápita del hogar. Este estudio se centra en la dispersión salarial. Sin embargo, se presentan ambos indicadores porque, en efecto, el coeficiente de Gini podría exhibir niveles de desigualdad significativamente distintos a los de la distribución de los ingresos salariales.

Por una parte, los hogares de menores recursos tienen típicamente un mayor tamaño, entendido como número de habitantes por hogar; una mayor tasa de desempleo y menor participación laboral femenina. Por otra parte, en términos dinámicos, existen efectos que operan en sentido inverso. Por ejemplo, el avance de la transición demográfica debiera morigerar la cantidad de hogares numerosos, en especial entre los más pobres. Además, y como se profundiza más adelante, existe evidencia de una mayor participación de la mujer en el mercado laboral en el tiempo, y también de un incremento en los niveles de escolaridad en la región. Por lo tanto, diferencias entre el coeficiente de Gini y la varianza de los ingresos son, en parte, reflejo de la interacción de distintos efectos a través del tiempo y de las condiciones idiosincráticas de cada país.

Los resultados indican que la distribución de los ingresos en la región se mantiene estable y desigual luego de una década. Del Cuadro 1, se desprende que la varianza de los ingresos laborales y el coeficiente de Gini permanecen en torno a 0.64 y 0.48 en promedio, respectivamente. Además, de la muestra de trece países, sólo cinco (para la varianza salarial) y cuatro (para el coeficiente de Gini) muestran variaciones significativas en los indicadores de desigualdad.³⁵ Sin embargo, la tendencia indica que los niveles de desigualdad presentan hoy un comportamiento más homogéneo entre países de la región. En efecto, la desviación estándar para el Gini disminuye (levemente) de 0.05 a 0.04, mientras para $\text{Var}(\text{LnW})$ cae de 0.19 a 0.12.

De lo anterior se desprende que, si bien mantienen diferencias, ambos indicadores de desigualdad describen tendencias similares en el tiempo.

posterior aplicación de logaritmo.

³⁴Es importante mencionar que ambas medidas no necesariamente corresponden a las estadísticas oficiales. Los indicadores que aquí se presentan son calculados para la muestra sujeta a los criterios de selección antes señalados.

³⁵Aún así, ello no significa que la distribución de ingresos de las demás naciones se haya mantenido inalterada en el tiempo. Dada la información disponible, no es posible conocer si se produjeron cambios en distintas direcciones al interior de cada país. Si fuera así, es factible que los indicadores de desigualdad hayan permanecido estables producto de efectos sobre la distribución de ingresos que se hayan compensado entre sí.

Cuadro 8: Número Total de Observaciones

País	Año Inicial	Año Final
Argentina (1)	1997	2004
	(11,418)	(18,233)
Bolivia (2)	1989	2002
	(26,820)	(7,673)
Brasil	1990	2003
	(237,112)	(329,726)
Chile	1990	2003
	(75,999)	(170,316)
Colombia	1990	2002
	(68,546)	(488,692)
Costa Rica	1990	2002
	(13,384)	(18,360)
El Salvador	1995	2001
	(21,793)	(30,717)
Guatemala	1989	2002
	(13,401)	(7,056)
Honduras	1990	2002
	(21,635)	(56,378)
México	1989	2004
	(34,243)	(62,440)
Nicaragua	1993	2001
	(13,614)	(12,055)
Panamá	1991	2002
	(21,053)	(28,908)
Uruguay	1990	2002
	(31,320)	(56,337)

(1): Gran Buenos Aires.

(2): Ocho ciudades principales más El Alto.

Nota: Número de observaciones entre paréntesis.

Fuente: Elaboración propia, en base a datos oficiales de la CEPAL.

Cuadro 9: Peso del Sector Formal sobre el Total de la Muestra

País	Año Inicial	Año Final
Argentina	28 %	32 %
Bolivia	16 %	18 %
Brasil	30 %	26 %
Chile	23 %	24 %
Colombia	23 %	19 %
Costa Rica	25 %	27 %
El Salvador	21 %	22 %
Guatemala	34 %	25 %
Honduras	21 %	21 %
México	26 %	31 %
Nicaragua	16 %	20 %
Panamá	20 %	25 %
Uruguay	30 %	27 %
Promedio Simple	24 %	24 %

Estimación de la Ecuación de Salarios

Esta sección presenta la estimación de la ecuación de salarios a la Mincer, corregida por sesgo de selección.³⁶ Para ello se utiliza el método de Máxima Verosimilitud de Heckman.³⁷

En la ecuación [1] el coeficiente β_1 mide el premio o retorno promedio a la educación, es decir, el incremento en los ingresos producido por un año adicional de estudio. El retorno a la experiencia se presume positivo, pero decreciente a mayores niveles de experiencia, con lo cual es de esperar que $\beta_2 > 0$ y $\beta_3 < 0$. Finalmente, ϵ_i corresponde al término de error aleatorio.

Además, debido a la importancia que tiene la culminación de un ciclo educacional, se considera también un modelo que permite estimar los retornos por nivel educativo aprobado, y no solamente por años simples. Esta especificación corresponde a:

$$\ln W = \sum_{j=1}^{J+2} \phi_j Z_j = \Phi' Z \quad (5)$$

Este modelo es análogo a [1] con la salvedad de que se incluye ahora un z_2 equivalente a $D_2(Esc - Prim)$ y un z_3 que corresponde a $D_3(Esc - Sec)$. La variable Prim equivale a la duración del ciclo primario, mientras que la variable Sec corresponde a la duración total de los ciclos primario y secundario. En tanto, D_2 y D_3 son variables dicotómicas que toman el valor = 1 si los años de escolaridad son mayores a la duración del ciclo primario, y a la duración del ciclo secundario, respectivamente. De acuerdo a lo anterior, el retorno a la educación primaria está dado por ϕ_1 y el retorno al ciclo secundario se obtiene de sumar de ϕ_1 y ϕ_2 . Para la educación terciaria, el retorno equivale a la suma de ϕ_1, ϕ_2 y ϕ_3 .

El Cuadro 3 muestra los resultados para el retorno a la escolaridad una vez que el modelo fue corregido por sesgo de selección. Se presentan los retornos promedio a la educación para cada país y para el promedio de la región en su año inicial y final. Es importante destacar que todos los retornos son estadísticamente significativos. Los resultados muestran que el retorno de un año adicional de escolaridad en América Latina se sitúa en el orden del 14%. Es decir, el mismo valor que hace diez años. Se puede apreciar que, para cada país tampoco se producen variaciones importantes, exceptuando el caso de Colombia (una caída de 4 puntos porcentuales).

³⁶Todos los resultados de las estimaciones se obtienen usando la matriz de White para obtener errores estándares robustos en los parámetros. Las estimaciones controlan por los factores de expansión respectivos a cada encuesta.

³⁷En el Anexo se presenta la ecuación de selección.

Cuadro 10: Retorno Promedio a la Escolaridad.

País	Año Inicial	Año Final	Dif
Argentina	0.12	0.11	-
Bolivia	0.12	0.14	+
Brasil	0.19	0.17	-
Chile	0.16	0.18	+
Colombia	0.15	0.11	-
Costa Rica	0.11	0.13	+
El Salvador	0.10	0.10	0
Guatemala	0.13	0.15	+
Honduras	0.15	0.14	-
México	0.13	0.13	0
Nicaragua	0.14	0.14	0
Panamá	0.14	0.14	0
Uruguay	0.12	0.12	0
Promedio	0.14	0.14	+
Desv. Est.	0.02	0.02	-

Nota 1: Dif se refiere al signo de la resta del retorno del año final y año inicial.

Nota 2: Todos los coeficientes son significativos al 1 %.

Fuente: Elaboración propia, en base a datos oficiales de la CEPAL.

El Cuadro 4 muestra los coeficientes para las variables asociadas al género, experiencia potencial y sector público. Cada uno de los coeficientes presentado es estadísticamente significativo al 1 % en la estimación para el año correspondiente. En el mismo Cuadro se presentan además las diferencias entre los coeficientes luego de la década. Éstas se obtienen de la resta entre el parámetro correspondiente al año final y el año inicial. Así, para el caso de género, una diferencia negativa (positiva) implica que la brecha aumentó (disminuyó) luego de una década. Conviene señalar que la interpretación de las diferencias tiene que ver esencialmente con ilustrar tendencias, no necesariamente significancia estadística.

Cuadro 11: Coeficiente de Género, Experiencia y Sector Público.

País / Año	[1] Género			[2] Experiencia			[3] Sector Público		
	Inicial	Final	Dif	Inicial	Final	Dif	Inicial	Final	Dif
Argentina	-0,17	-0,21	-	0,04	0,04	0	Nd	Nd	Nd
Bolivia	-0,18	-0,23	-	0,08	0,08	0	Nd	Nd	Nd
Brasil	-0,4	-0,26	+	0,09	0,08	-	Nd	Nd	Nd
Chile	-0,22	-0,16	+	0,07	0,06	-	Nd	Nd	Nd
Colombia	-0,1	-0,07	+	0,06	0,04	-	0,3	0,32	+
Costa Rica	-0,17	-0,18	-	0,05	0,05	0	0,2	0,1	-
El Salvador	-0,19	-0,08	+	0,05	0,04	0	Nd	Nd	Nd
Guatemala	-0,15	-0,15	0	0,06	0,08	+	-0,47	0,3	+
Honduras	-0,21	-0,13	+	0,07	0,07	0	0,34	0,31	-
México	-0,18	-0,19	-	0,08	0,06	-	Nd	Nd	Nd
Nicaragua	-0,06	-0,16	-	0,08	0,07	-	Nd	Nd	Nd
Panamá	-0,15	-0,15	0	0,08	0,08	0	0,11	0,21	+
Uruguay	-0,29	-0,21	+	0,07	0,05	-	0,15	0,25	+
Promedio Simple	-0.19	-0.17	+	0.06	0.06	0	0.11	0.25	+
Desv. Estándar	0.09	0.05	-	0.02	0.01	0	0.29	0.08	-

Nota 1: Dif se refiere al signo de la resta del retorno del año final y año inicial.

Nota 2: Nd = No Disponible

Nota 3: Todos los coeficientes son significativos al 1 %.

Fuente: Elaboración propia, en base a datos oficiales de la CEPAL.

Para todos los países considerados en la muestra, las mujeres perciben menores ingresos salariales que los varones a igual escolaridad y experiencia. Sin embargo, luego de una década, se observa una menor brecha salarial en perjuicio de las mujeres, la que se ve reducida desde un 19 % a un 17 %. Es necesario mencionar que se aprecian diferencias significativas entre países. Brasil y El Salvador reducen fuertemente la brecha por género, desde un 40 % a un 26 % el primero, y desde 19 % a 8 % el segundo. En el otro extremo, las mujeres en Nicaragua experimentan un incremento en la brecha salarial respecto a sus pares hombres desde un 6 % al inicio de la década, a un 16 % hacia fines de ésta. A pesar de dichas diferencias, el coeficiente que mide la brecha salarial por género tiende homogeneizarse hacia fines de la década. La desviación estándar disminuye de 0.09 a 0.06.

En tanto, la experiencia laboral presenta un coeficiente promedio de la región estable. Es decir, luego de diez años, el mercado laboral formal paga una cantidad similar producto de un año más de experiencia, a igual escolaridad y género. Tampoco se observan diferencias significativas entre países. Estos resultados son consistentes con que tampoco se haya producido un cambio en niveles asociado a la experiencia potencial a lo largo de la década.

Por último, el coeficiente relativo al sector público es mayor al cabo de diez años. En los noventa, un trabajador de la región percibía alrededor de un 11 % más de ingresos salariales si trabajaba en el sector público. En cambio, en torno al año 2000, dicho valor es del 20 %. Sin embargo, hay que tener presente que, primero, estos valores son válidos para los países con que se cuenta con información. Y segundo que los resultados están fuertemente condicionados por el resultado para Guatemala en los noventa.

El Cuadro 5 presenta los retornos a la escolaridad medidos por ciclo educacional aprobado. De esta forma, se descompone el retorno promedio de un año adicional de escolaridad, en el retorno a la educación primaria, secundaria y terciaria para cada uno de los países.³⁸

³⁸Las estimaciones incorporan la duración de los ciclos para cada país en particular, de acuerdo a la estructura del sistema educacional vigente. Ver CEPAL, "Panorama Social de América Latina 2001-2002", Capítulo III, p.134.

Cuadro 12: Retorno a la Escolaridad por Ciclo Educativo.

País / Año	Primaria			Secundaria			Terciaria		
	Inicial	Final	Dif	Inicial	Final	Dif	Inicial	Final	Dif
Argentina	0.06	0.05	-	0.12	0.10	-	0.15	0.13	-
Bolivia	0.08	0.05	-	0.08	0.05	-	0.13	0.21	+
Brasil	0.16	0.11	-	0.21	0.17	-	0.25	0.25	0
Chile	0.08	0.09	+	0.15	0.13	-	0.22	0.24	+
Colombia	0.12	0.05	-	0.12	0.10	-	0.16	0.13	-
Costa Rica	0.07	0.05	-	0.11	0.11	0	0.11	0.16	+
El Salvador	0.07	0.07	0	0.15	0.11	-	0.15	0.18	+
Guatemala	0.10	0.09	-	0.15	0.16	+	0.11	0.16	+
Honduras	0.12	0.10	-	0.16	0.14	-	0.17	0.16	-
México	0.07	0.05	-	0.15	0.11	-	0.15	0.17	+
Nicaragua	0.09	0.10	+	0.15	0.10	-	0.15	0.18	+
Panamá	0.06	0.11	+	0.13	0.11	-	0.17	0.18	+
Uruguay	0.08	0.05	-	0.12	0.10	-	0.12	0.15	+
Promedio	0.09	0.08	-	0.14	0.12	-	0.15	0.18	+
Desv. Est.	0.03	0.03	0	0.03	0.03	0	0.04	0.04	0

Nota 1: Dif se refiere al signo de la resta del retorno del año final y año inicial.

Nota 2: Todos los coeficientes son significativos al 1 %.

Fuente: Elaboración propia, en base a datos oficiales de la CEPAL.

Los resultados indican que tanto la educación primaria como la secundaria experimentan una caída en su retorno, siendo relativamente más importante la baja en ésta última. Esto es coherente con el aumento de los años de escolaridad (a una media de 10 años) observada en todos los países de la región. Dado que el capital humano se ha hecho más abundante, su precio se ha reducido. Sin embargo, luego de una década, América Latina anota un significativo incremento en el retorno a la educación superior. En efecto, dicho retorno se incrementa en alrededor de 3 puntos porcentuales. Éste factor explicaría que el retorno promedio a la escolaridad en la región no disminuya, a pesar de la caída en el premio al ciclo primario y secundario. De hecho, los resultados muestran que el retorno para el ciclo secundario y terciario eran relativamente similares en los noventa (14 % vs 15 %). Sin embargo, hacia el año 2000 la diferencia se incrementa fuertemente en favor de la educación superior (12 % vs 18 %).

Producto de estas variaciones, los retornos a la educación se tornan convexos al ciclo educacional. Los resultados pueden ser producto de una mayor oferta educativa en la región, naturalmente iniciada en el ciclo básico y secundario, en conjunto con un mayor aumento de la demanda de trabajadores con educación terciaria.

En el Anexo se presentan los resultados salariales de acuerdo al sector económico de los trabajadores.³⁹ En la estimación se utilizó al sector de Industria como referencia. La evidencia indica que el coeficiente asociado a cada uno de los sectores económicos se ha mantenido relativamente estable para la región. Aún así, los retornos de los Sectores de Construcción, Comercio y en menor medida Transporte y Comunicaciones son estadísticamente significativos para la mayoría de los países hacia el año 2000, a la inversa de lo observado al inicio de la década. Una situación contraria ocurre con el

³⁹Ver Anexo, Cuadro 14.

Sector de Establecimientos Financieros. Por último, llama la atención que el Sector de Servicios no tenga asociados retornos significativos, a pesar de tener una alta presencia sobre el total de Sectores Económicos. Una explicación para este resultado es que el sector servicios reúne un conjunto amplio de actividades heterogéneas al interior y entre países.

Cuadro 13: Sectores Económicos, por País

País	AÑO INICIAL									Total
	[A]	[B]	[C]	[D]	[E]	[F]	[G]	[H]	[I]	
Argentina	1 %	23 %	5 %	18 %	9 %	12 %	13 %	8 %	10 %	100 %
Bolivia	7 %	16 %	9 %	9 %	9 %	4 %	46 %	Nd	Nd	100 %
Brasil	7 %	23 %	6 %	12 %	5 %	4 %	30 %	9 %	4 %	100 %
Chile	4 %	26 %	9 %	17 %	10 %	11 %	24 %	Nd	Nd	100 %
Colombia	3 %	29 %	6 %	20 %	7 %	9 %	26 %	Nd	Nd	100 %
Costa Rica	6 %	24 %	5 %	18 %	5 %	7 %	36 %	Nd	Nd	100 %
El Salvador	6 %	27 %	9 %	19 %	6 %	6 %	9 %	10 %	7 %	100 %
Guatemala	12 %	21 %	7 %	14 %	5 %	4 %	38 %	Nd	Nd	100 %
Honduras	11 %	21 %	11 %	16 %	6 %	4 %	32 %	Nd	Nd	100 %
México	6 %	24 %	8 %	15 %	4 %	3 %	40 %	Nd	Nd	100 %
Nicaragua	9 %	17 %	7 %	16 %	7 %	4 %	40 %	Nd	Nd	100 %
Panamá	9 %	14 %	3 %	25 %	6 %	8 %	11 %	15 %	11 %	100 %
Uruguay	3 %	23 %	6 %	14 %	6 %	5 %	43 %	Nd	Nd	100 %
Promedio	6,50 %	22,00 %	6,90 %	16,50 %	6,80 %	6,50 %	29,00 %	10,50 %	8,00 %	
Desv. Est.	3,40 %	4,50 %	2,20 %	4,10 %	1,70 %	2,90 %	12,60 %	3,10 %	3,20 %	

Nota:

[A] Agricultura, Minería y Suministro de Electricidad, Gas y Agua

[B] Industria Manufacturera

[C] Construcción

[D] Comercio

[E] Transporte y Comunicaciones

[F] Establecimientos Financieros

[G] Servicios

[H] Administración Pública y Defensa

[I] Otras Actividades

Nd: No Disponible

Fuente: Elaboración propia, en base a datos oficiales de la CEPAL.

Cuadro 14: Sectores Económicos, por País

País	AÑO FINAL									Total
	[A]	[B]	[C]	[D]	[E]	[F]	[G]	[H]	[I]	
Argentina	2 %	19 %	5 %	21 %	10 %	8 %	13 %	9 %	12 %	100 %
Bolivia	5 %	20 %	11 %	15 %	9 %	8 %	10 %	8 %	14 %	100 %
Brasil	6 %	20 %	6 %	23 %	6 %	11 %	4 %	10 %	15 %	100 %
Chile	10 %	16 %	9 %	19 %	9 %	10 %	27 %	Nd	Nd	100 %
Colombia	8 %	21 %	5 %	23 %	6 %	9 %	Nd	28 %	Nd	100 %
Costa Rica	5 %	19 %	6 %	25 %	6 %	11 %	10 %	8 %	11 %	100 %
El Salvador	4 %	25 %	9 %	22 %	7 %	9 %	9 %	9 %	6 %	100 %
Guatemala	3 %	24 %	5 %	27 %	4 %	3 %	21 %	12 %	Nd	100 %
Honduras	6 %	26 %	9 %	21 %	5 %	7 %	27 %	Nd	Nd	100 %
México	3 %	23 %	9 %	17 %	5 %	Nd	44 %	Nd	Nd	100 %
Nicaragua	13 %	17 %	8 %	18 %	5 %	1 %	37 %	Nd	Nd	100 %
Panamá	4 %	12 %	7 %	26 %	8 %	10 %	11 %	12 %	10 %	100 %
Uruguay	6 %	13 %	5 %	18 %	7 %	9 %	14 %	13 %	17 %	100 %
Promedio	6,00 %	19,30 %	7,10 %	21,50 %	6,80 %	8,00 %	16,60 %	12,10 %	12,10 %	
Desv. Est.	3,10 %	4,40 %	2,10 %	3,60 %	1,90 %	3,10 %	10,00 %	6,20 %	3,60 %	

Nota:

[A] Agricultura, Minería y Suministro de Electricidad, Gas y Agua

[B] Industria Manufacturera

[C] Construcción

[D] Comercio

[E] Transporte y Comunicaciones

[F] Establecimientos Financieros

[G] Servicios

[H] Administración Pública y Defensa

[I] Otras Actividades

Nd: No Disponible

Fuente: Elaboración propia, en base a datos oficiales de la CEPAL.

Corrección por Sesgo de Selección

Para corregir se utiliza el método de Máxima Verosimilitud de Heckman. Se corrige la ecuación de salarios utilizando una ecuación de selección definida como:

$$DLnw = \alpha_0 + \alpha_1 Esc_i + \alpha_2 Exp_i + \alpha_3 (Exp)_i^2 + \alpha_4 DPareja_i + \alpha_5 Tamano_i + \alpha_6 Ninos_i + \alpha_7 Ynl_i + \mu_i$$

donde $DLnw$ es la variable dependiente dicotómica que identifica si se tiene ingresos del trabajo o no. La variable $DPareja$ es una dummie que toma el valor= 1 si la persona es casada o conviviente; $Tamano$ corresponde al número de personas que viven en el hogar, mientras $Ninos$ es el número de niños menores de 4 años que habitan en el mismo, y Ynl se define como el ingreso total del hogar menos los ingresos laborales. Esta variable busca aproximar el ingreso no laboral del individuo. Finalmente μ_i es un término de error aleatorio.

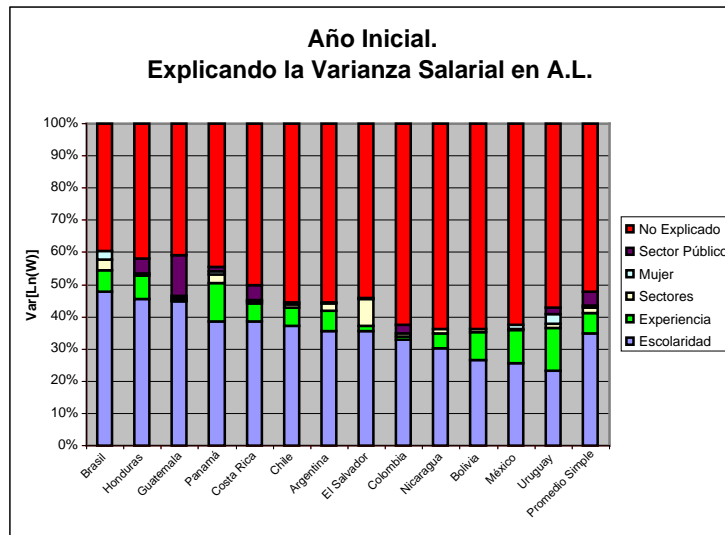
Cuadro 15: Coeficiente de la Ecuación de Mincer Corregida para cada Sector Económico

País / Año	[A]		[C]		[D]		[E]		[F]		[G]		[H]		[I]	
	Inicial	Final	Inicial	Final	Inicial	Final	Inicial	Final	Inicial	Final	Inicial	Final	Inicial	Final	Inicial	Final
Argentina	0.19*	0.01	0.09	-0.04	-0.15	-0.12**	0.04	-0.01	0.08*	0.04	0.04	0.04	0.16	0.13	0.06	0.05
Bolivia	0.18*	0.32*	0.00	0.20*	0.03	-0.1	0.17	-0.07	0.29**	0.06	0.06	0.16	Nd	0.32	0.17	Nd
Brasil	-0.26**	-0.24**	-0.13	-0.14**	-0.28	-0.22**	-0.03	0.01	0.30**	0.17	-0.32	-0.15	-0.06	0.13	0.03**	-0.15
Chile	0.06**	0.05*	0.08	0.08**	-0.16	-0.13**	0.02	-0.04*	0.21**	0.03	-0.11	0.03	Nd	Nd	Nd	Nd
Colombia	0.11**	0.32**	-0.19	-0.09**	-0.05	-0.12**	-0.14	-0.03*	0.15**	0.10**	-0.04	Nd	Nd	0.04	Nd	Nd
Costa Rica	0.11*	0.21**	0.09	-0.05	0.01	-0.12**	0.14	-0.03	0.15**	0.00	0.02	-0.02	Nd	0.05	Nd	Nd
Ecuador	-0.54**	0.06	-0.66	0.16**	-0.55	0.02	-0.51	0.11*	-0.56**	0.02	-0.06	0.06	Nd	0.16	-0.03	Nd
El Salvador	-0.37**	-0.38**	0.09	-0.18	0.21	-0.16	0.38	0.09	-0.04	-0.03	0.49	0.37	0.72	0.17	0.45**	0.67
Guatemala	-0.19**	0.02	0.02	0.07	-0.09	-0.07	-0.05	0.13	0.18**	0.45	-0.09	-0.04	Nd	-0.01	Nd	Nd
Honduras	-0.23**	-0.56**	-0.04	-0.05*	-0.18	-0.23**	-0.08	-0.08*	0.09*	-0.01	-0.13	-0.18	Nd	Nd	Nd	Nd
México	Nd	-0.11	Nd	-0.05	Nd	-0.15**	Nd	-0.13**	Nd	Nd	0.00	0.00	Nd	Nd	Nd	Nd
Nicaragua	0.15	0.06	0.06	0.21*	-0.06	0	0.34	0.30**	0.33**	0.49**	-0.02	-0.01	Nd	Nd	Nd	Nd
Panamá	0.27**	0.14*	0.19	0.22**	-0.02	-0.12**	0.29	0.25**	0.26**	0.08*	0.08	-0.06	0.12	-0.04	-0.04	0.20
Uruguay	-0.01	-0.08*	-0.09	0.01	-0.10	-0.04	-0.09	0.12**	0.24**	-0.04	-0.13	0.13	Nd	0.09	Nd	Nd
Promedio	-0.04	-0.01	-0.04	0.03	-0.11	-0.11	0.04	0.04	0.13	0.10	-0.02	0.03	0.24	0.10	0.09	0.19
Desv. Est.	0.25	0.25	0.21	0.13	0.18	0.07	0.24	0.13	0.23	0.17	0.18	0.14	0.34	0.10	0.17	0.35

Nota:

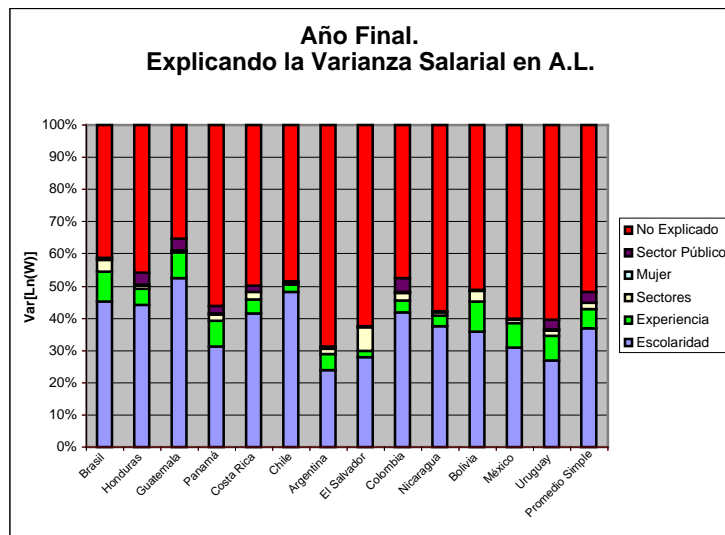
- [A] Agricultura, Minería y Suministro de Electricidad, Gas y Agua
[B] Industria Manufacturera
[C] Construcción
[D] Comercio
[E] Transporte y Comunicaciones
[F] Establecimientos Financieros
[G] Servicios
[H] Administración Pública y Defensa
[I] Otras Actividades
Nd: No Disponible
Fuente: Elaboración propia, en base a datos oficiales de la CEPAL.

Figura 2:



Fuente: Elaboración propia, en base a datos oficiales de la CEPAL.

Figura 3:



Fuente: Elaboración propia, en base a datos oficiales de la CEPAL.