

Desigualdad en el área rural de Bolivia: ¿cuán importante es la educación?

*Horacio Villegas**

Resumen

Este documento descompone la desigualdad en la distribución de ingresos en el área rural de Bolivia durante el periodo 1999-2002. La evidencia muestra que la educación contabiliza entre el 6 y el 8 por ciento de la desigualdad del ingreso laboral, mientras que las diferencias de ingreso entre trabajadores del sector agrícola y trabajadores de otros sectores explican entre el 15 y el 20 por ciento de la desigualdad. De esta manera, la educación resulta ser una variable fundamental en la explicación de la desigualdad, aunque no la más importante.

Abstract

This paper examines the inequality of income distribution in rural Bolivia during the period 1999-2002. The evidence shows education accounts for between 6 and 8 percent of income inequality among labor, while income differences between agricultural laborers and workers in other sectors explain between 15 and 20 percent of inequality. In this manner, education becomes a fundamental variable for explaining inequality; nonetheless, it is not the most important.

1. Introducción

Bolivia es un país pobre y con una alta desigualdad en la distribución de ingresos. La Nueva Política Económica (NPE) y las reformas estructurales implementadas en el

* Investigador asociado del Instituto de Investigaciones Socio-Económicas de la Universidad Católica Boliviana.

año 1985¹ estabilizaron la economía y consiguieron un crecimiento económico moderado. Sin embargo, más de la mitad de la población continúa siendo pobre y la desigualdad en la distribución de ingresos se encuentra entre las más altas de América Latina (Jemio, 2000; Hernani, 2002).

Numerosos estudios han abordado el tema de la pobreza y la desigualdad en Bolivia². Sin embargo, ninguno de ellos puso énfasis en el área rural, debido probablemente a la carencia de la información necesaria para estudiar formalmente el tema. Sin embargo, las encuestas de hogares "MECOVI", realizadas en Bolivia a partir del año 1999, tienen cobertura urbana y rural, por lo que constituyen una fuente de información importante para el estudio de la pobreza y la desigualdad a nivel nacional.

En este trabajo se analiza la evolución de la desigualdad en la distribución del ingreso laboral en el área rural de Bolivia durante el periodo 1999-2002. Asimismo, se descompone la desigualdad utilizando la metodología sugerida por Fields *et al.* (1997) para ordenar a los factores que explican la desigualdad de acuerdo a su importancia.

Los resultados muestran que la educación explica entre el 6 y el 8 por ciento de la desigualdad del ingreso laboral, mientras que las diferencias de ingreso entre trabajadores del sector agrícola con respecto al resto de trabajadores lo hacen entre el 15 y el 20 por ciento. De esta manera, la educación resulta ser una variable fundamental en la contabilidad de la desigualdad, aunque no la más importante.

El trabajo se organiza de la siguiente manera: en la sección 2 se realiza una revisión de las investigaciones previas. En la tercera parte se examina la metodología a ser empleada, en tanto que la cuarta revisa los datos y la muestra. En la sección 5 se presentan los resultados de las estimaciones y de la descomposición, y finalmente, en la sección 6, se presentan las conclusiones.

1 La NPE se basó en un programa de estabilización económica de carácter ortodoxo, mientras que las reformas estructurales se enmarcaron en los lineamientos del "Consenso de Washington".

2 Ver Hernani (1999), para el caso de la pobreza, y Fields *et al.* (1997) y Spatz y Steiner (2002), para el caso de la desigualdad.

2. Investigaciones previas

De acuerdo al Censo Nacional de Población y Vivienda del año 2001, el 37 por ciento de la población boliviana habita en zonas rurales, pese a lo cual el estudio de la desigualdad ha estado sesgado hacia el área urbana. A continuación se revisan brevemente algunos de estos trabajos.

Fields *et al.* (1997) calcula el índice de Gini para las zonas urbanas de Bolivia. De acuerdo al estudio, dicha medida varía entre 0.53 y 0.56 en el periodo 1992-1995. Luego realiza regresiones del tipo Mincer, concluyendo que las mujeres y los indígenas ganan menos y que los ingresos en el eje central son más altos en comparación con otras ciudades. Asimismo, los trabajadores sindicalizados ganan más que los no sindicalizados.

Posteriormente Fields utiliza estos resultados para descomponer la desigualdad del ingreso laboral mediante la metodología sugerida por el mismo trabajo, la cual permite ordenar los determinantes del ingreso en función a su relevancia para explicar la desigualdad. La pregunta relevante es: ¿cuáles son los factores más importantes para diferenciar entre trabajadores de altos ingresos y trabajadores de bajos ingresos?

Las conclusiones del estudio son:

1. La desigualdad es explicada casi en su totalidad por la variable educación.
2. Las demás variables, juntas, sólo explican una proporción de lo explicado por la educación.

Jemio (2000) calcula el índice de Gini y el índice de Theil para el área urbana de Bolivia en el periodo 1985-1996. A través de ambos índices se observa que la desigualdad en la distribución de ingresos disminuye en el periodo 1985-1989, mientras que aumenta en el correspondiente a 1989-1996. Además, en el trabajo se realiza la descomposición del índice de Theil y se concluye que la educación es la variable más importante en la explicación del fenómeno. La importancia de esta variable ha ido aumentando con el paso del tiempo, pasando de 11.8 por ciento en 1985 a 33.2 por ciento en 1993 y a 29.7 por ciento en 1996, mientras que, por otro lado, la categoría ocupacional explica entre el 11.3 y el 21.6 por ciento de la desigualdad y las demás variables lo hacen cada una en un porcentaje menor al 10 por ciento.

Spatz y Steiner (2002) encuentran que el índice de Gini en el área urbana subió de 0.49 a 0.52 en el periodo 1989-1997. Al descomponer la desigualdad mediante la metodología de Fields, el trabajo encuentra que la educación es la variable más importante para explicar las diferencias de ingresos y que la importancia de la misma ha crecido de 11.4 a 19.6 durante el periodo de estudio. La segunda variable más importante para explicar la desigualdad resulta ser la edad, que pasa de 4.1 por ciento en 1989 a 5.3 por ciento en 1997.

Jiménez y Lizárraga (2003), por su parte, muestran que los ingresos en el área rural de Bolivia están fuertemente concentrados, ya que obtienen un índice de Gini igual a 0.61 para el año 2002. Este estudio descompone el índice de Gini según las fuentes de ingreso utilizando la metodología de Leibrant *et al.* (1996). Los resultados muestran que la distribución de ingresos no agropecuarios contribuye al 42 por ciento de la desigualdad total de ingreso familiar.

3. Metodología³

La metodología utilizada en este documento sigue el trabajo de Fields *et al.* (1997), en el que se propone un método para descomponer las fuentes de la desigualdad del ingreso. El método está basado en una ecuación de ingresos y produce respuestas de la siguiente forma: "x por ciento de la desigualdad del ingreso es explicada por la educación", "y por ciento por la región en que se vive", "z por ciento por el género del individuo", etc.

Se parte de una ecuación de Mincer tradicional, en la que el logaritmo del ingreso del individuo *i* en el periodo *t* se especifica como función de una serie de variables explicativas (identificadas por el subíndice *j*):

$$(1) \quad \ln(y_{it}) = \sum_j a_j z_{ijt} = a'Z$$

En donde:

$$(2) \quad a = (\alpha\beta_1\beta_2\dots\beta_j1)$$

$$(3) \quad Z = (1x_1x_2\dots x_j\varepsilon)$$

3 En el Apéndice se detalla la metodología utilizado por Fields.

α y β_j corresponden al intercepto y a los coeficientes de las variables explicativas, respectivamente, mientras que x_j corresponde a cada una de las variables independientes incluidas en la regresión.

La descomposición de la desigualdad en la distribución del ingreso viene dada por:

$$(4) \quad s_j(\ln Y) = \text{cov}(a_j z_j, \ln Y) / \sigma^2(\ln Y)$$

Donde s_j representa la proporción en que la variable j explica la varianza del logaritmo del ingreso en un momento del tiempo. Cov es la covarianza y σ^2 representa a la varianza.

También se tiene que:

$$(5) \quad \sum_{(j=1, J+1)} s_j(\ln Y) = 100\%$$

$$(6) \quad \sum_{(j=1, J)} \text{cov}(a_j z_j, \ln Y) / \sigma^2(\ln Y) = R^2(\ln Y)$$

Donde R^2 se obtiene de la ecuación de Mincer estimada previamente a la descomposición. Alternativamente se puede utilizar:

$$(7) \quad p_j(\ln Y) = s_j(\ln Y) / R^2(\ln Y)$$

Donde:

$$(8) \quad \sum_{(j=1, J)} p_j(\ln Y) = 100\%$$

4. Datos y muestra

La información utilizada fue obtenida de las encuestas de hogares correspondientes al programa MECOVI (Mejoramiento de las Condiciones de Vida), impulsado por el BID, el Banco Mundial y la CEPAL. Las bases de datos de esta encuesta están disponibles desde el año 1999 hasta el año 2002 y corresponden a una muestra de hogares encuestados a partir de noviembre de cada año. El objetivo de la encuesta es la medición de las condiciones de vida de los hogares bolivianos e incluye módulos de migración, educación, empleo, salud, ingresos laborales e ingresos no laborales, gasto en consumo y servicios básicos, etc.

Los siguientes cuadros están elaborados considerando solo a la población que percibe un ingreso laboral mayor a cero⁴. Por otra parte, la sección 5 de los datos de MECOVI, que corresponde al ingreso laboral, está dirigida solamente a los individuos de 7 años o más.

Cuadro 1
Estadísticas descriptivas (promedio)

Variables	1999	2002
Ingresos	524.1 (905.2)	517.8 (748.1)
Educación	3.6 (3.5)	4.8° (3.7)
Experiencia	19.3 (21.1)	23.2 (20.7)

Fuente: Elaboración propia en base a MECOVI 1999 y 2002.

(*) Las cifras entre paréntesis corresponden a la desviación estándar.

a. Según el Censo del año 2001, los años promedio de escolaridad para la población mayor a 19 años en el área rural alcanzan a 4.19. Esta discrepancia se podría explicar por los siguientes factores: 1) en este estudio sólo se considera a la muestra de personas que trabajan (perciben un ingreso mayor a cero) y no a la población mayor a 19 años, 2) error muestral de la encuesta.

El Cuadro 1 muestra que la desviación estándar del ingreso⁵ bajó entre 1999 y 2002, lo cual sugiere que la concentración de ingresos en el área rural ha tendido a disminuir. Por otro lado, el ingreso promedio ha descendido ligeramente.

El incremento en los años promedio de escolaridad puede ser el resultado del programa de Reforma Educativa que se está llevando a cabo en el país, el cual ha cobrado más vigor en los últimos años⁶. El promedio de experiencia potencial, por otro lado, ha mostrado un ascenso importante, el cual es cercano a 4 años.

4 El ingreso laboral considera el ingreso de la actividad principal y de la actividad secundaria, así como el de los trabajadores independientes. Un análisis más general de este tema debería hacer una imputación por autoconsumo. Sin embargo, una de las motivaciones para hacer este trabajo fue comparar si los resultados encontrados para el área urbana, donde el autoconsumo tiende a cero, son similares a los encontrados para el área rural. Para un análisis desagregado del ingreso rural véase Jiménez y Lizárraga (2003).

5 El ingreso está medido en bolivianos.

6 La Reforma Educativa comenzó en 1994.

Cuadro 2
Estadísticas descriptivas (proporción de población)

Variables	1999	2002
Habla idioma nativo	70.2	60.9
Habla castellano o idioma extranjero	29.8	39.1
Trabaja sector agrop. o agrícola	70.9	67.7
Trabaja en otros sectores	29.1	32.3
Trabaja en el eje central	35.8	50.2
Trabaja fuera del eje	64.2	49.8
Está afiliado a un sindicato	37.5	26.7
No está afiliado a un sindicato	62.5	73.3
Es varón	72.5	75.1
Es mujer	27.5	24.9

Fuente: Elaboración propia en base a MECOVI 1999 y 2002.

Según el Cuadro 2, la proporción de personas que hablan un idioma nativo se ha reducido casi en un 10 por ciento en el periodo 1999-2002. El idioma hablado por el individuo cobra importancia, desde que está fuertemente correlacionado con el origen étnico del individuo, por lo que su inclusión en el análisis permite estudiar la presencia de discriminación étnica.

Como se verá posteriormente, trabajar en el sector agrícola/ganadero está asociado a bajos niveles de ingreso. No obstante, la mayoría de la población rural se encuentra inmersa en esta actividad, pues alrededor del 70 por ciento de los individuos trabajan en este sector.

El eje central de Bolivia (conformado por los departamentos de La Paz, Cochabamba y Santa Cruz) ha sido tradicionalmente el más dinámico en términos económicos. Este mayor dinamismo ha sido causa de una fuerte migración de la población de otros departamentos hacia el eje. La proporción de individuos trabajando en el eje ha subido de 35 a 50 por ciento entre los años 1999 y 2002.

La cantidad de personas afiliadas a un sindicato ha disminuido en el tiempo, pasando de un 35 por ciento del total de la población a un 26 por ciento. La proporción de varones que participan en el mercado laboral se ha incrementado ligeramente entre los dos años de estudio, mientras que la participación de las mujeres ha disminuido.

Cuadro 3
Ingreso promedio (en bolivianos)

Variables	1999	2002
Habla idioma nativo	764.8	753.5
Habla castellano o idioma extranjero	433.0	366.5
Trabaja sector agrop. o agrícola	385.4	393.0
Trabaja en otros sectores	884.3	779.4
Trabaja en el eje central	626.6	560.3
Trabaja fuera del eje	364.0	474.9
Está afiliado a sindicato	463.0	495.9
No está afiliado	575.3	579.1
Es varón	568.0	555.2
Es mujer	441.4	405.0
Altiplano	448.8	407.2
Valle	467.4	402.3
Llano	815.7	853.9

Fuente: Elaboración propia en base a la MECOVI 1999 y 2002.

El Cuadro 3 muestra que en los dos años estudiados el ingreso medio es mayor para aquellas personas que hablan castellano o un idioma extranjero, que trabajan en un sector diferente al agrícola, que residen en el eje central, que no están afiliados a un sindicato, que son varones y que se encuentran en el llano.

El Cuadro 4, por otro lado, muestra dos indicadores de desigualdad del ingreso muy utilizados en la literatura económica: el índice de Gini y el índice de Theil. A pesar de que estos indicadores son elevados en comparación con los del área urbana (por ejemplo el índice de Gini en el área urbana se encuentra alrededor de 0.56), ambos muestran que la desigualdad ha disminuido y que el cambio ha sido sustancial.

Cuadro 4
Desigualdad del ingreso laboral

Mediana	1999	2002
Índice de Gini	0.61	0.57
Índice de Theil	0.73	0.61

Fuente: Elaboración propia en base a MECOVI 1999 y 2002.

5. Resultados

Para estimar la ecuación de ingresos a la Mincer suele utilizarse la corrección por sesgo de selección de Heckman (1979). Sin embargo, para llevar a cabo este procedimiento se deben hacer supuestos fuertes sobre la distribución del término de error⁷. En este sentido, en este trabajo la ecuación de ingresos se estima por mínimos cuadrados ordinarios (MCO).

La variable dependiente utilizada para llevar a cabo la estimación de la ecuación de ingresos y la descomposición de la desigualdad es el logaritmo natural del ingreso laboral mensual (ingreso de la actividad principal). Las variables explicativas son: escolaridad (años de educación vencidos por el individuo), experiencia potencial (experiencia = edad - escolaridad - 6) y experiencia potencial al cuadrado, idioma (*dummy* que toma el valor uno cuando el individuo habla español o un idioma extranjero)⁸, género (*dummy* que toma el valor uno si el individuo es varón), sindicato (*dummy* igual a uno si el individuo está afiliado a algún sindicato) y agricultura (*dummy* que toma el valor uno si el individuo trabaja en el sector de la agricultura).

También se consideraron variables que reflejan patrones geográficos característicos del país: eje central (*dummy* que toma el valor uno si el individuo se encuentra en los departamentos de La Paz, Santa Cruz o Cochabamba)⁹, altiplano (*dummy* igual a uno si la persona se encuentra en Oruro, Potosí o La Paz), valle (*dummy* igual a uno si la persona se encuentra en Tarija, Cochabamba o Chuquisaca)¹⁰.

7 Ver Contreras (1998).

8 En el área rural de Bolivia hay una parte importante de la población que sólo habla un idioma nativo, como el aymara o el quechua. Este hecho es importante porque, como se señaló anteriormente, en Bolivia se tiende a asociar el origen étnico de una persona con el idioma que habla. De esta manera, aquellas personas que sólo hablan el español o algún idioma extranjero son consideradas no indígenas. Por el contrario, si el individuo habla algún idioma nativo es considerado indígena.

9 Estos departamentos son los llamados del "eje central", pues se caracterizan por tener el mayor dinamismo en la economía del país. Esta variable pretende analizar si este hecho también está presente en el área rural.

10 Bolivia está dividida en tres zonas geográficas: altiplano, valle y llano. Esta división tiene importantes consecuencias sobre la estructura productiva de cada región. A partir de los años sesenta comienza el despegue de la zona del llano, mientras que el sector occidental, que comprende al altiplano y parte del valle, comienza un claro descenso.

El Cuadro 5 presenta los resultados de la estimación de la ecuación de Mincer para el periodo 1999-2002.

Cuadro 5
Estimaciones de las ecuaciones de Mincer

Variables	1999	2002
Educación	0.07 (6.17)	0.07 (8.33)
Experiencia	0.04 (6.69)	0.03 (4.98)
Experiencia cuadrado	-0.01 (-7.34)	-0.01 (-5.52)
Idioma	0.18 (2.01)	0.55 (8.23)
Agricultura	-1.08 (-12.44)	-0.93 (-16.19)
Eje central	0.32 (4.83)	0.04 (5.21)
Altiplano	-0.78 (-7.51)	-0.47 (-5.43)
Valle	0.63 (-6.47)	0.69 (-8.18)
Sindicato	-0.26 (-3.81)	-0.02 (-0.33)
Género	0.60 (7.93)	0.49 (7.20)
Constante	5.28 (26.29)	5.17 (32.33)
R^2	0.43	0.36
Test F	100.66	106.76
Nº de obs.	1596	2839

Fuente: Elaboración propia en base a MECOVI 1999 y 2002. (*) Estadístico t entre paréntesis.

La tasa de retorno de la educación se ha mantenido estable alrededor del 7 por ciento, mientras que la experiencia potencial presenta un ligero descenso entre los 2 años. La experiencia potencial al cuadrado tiene signo negativo, lo que significa que la experiencia aumenta el ingreso pero lo hace a tasas decrecientes.

La variable idioma se triplicó entre 1999 y 2002, lo que estaría indicando que la discriminación étnica está aumentando en el tiempo. El signo negativo de la *dummy* de

agricultura señala que los ingresos de los individuos que trabajan en el sector agrícola son sustancialmente menores que los de aquéllos que lo hacen en cualquier otro sector de la economía.

Por otra parte, trabajar en el eje central está asociado a mayores ingresos, mientras que estar ocupado en el altiplano o en los valles lo está a menores niveles de ingreso. Asimismo, los varones reciben en promedio un salario mayor a las mujeres, aunque la diferencia ha ido disminuyendo en el tiempo.

El signo negativo de la variable sindicato es contraintuitivo. Sin embargo, cuando se indaga el concepto de sindicato en el área rural se puede encontrar que es diferente al que suele utilizarse en el área urbana. Los sindicatos rurales no ejercen presiones por demandas salariales (cada productor agropecuario produce una cantidad de bienes, la cual le sirve para el autoconsumo o para venderla en algún mercado) sino más bien se organizan para hacer demandas al Gobierno, las que están relacionadas con la definición de los derechos de tierra, el pago de impuestos sobre ésta y la transferencia de tecnología. En este sentido, el signo negativo estaría señalando que la gente afiliada a uno de estos "sindicatos" es más pobre que aquella gente que no lo es.

Cuadro 6
Contribución de las variables en la explicación de la desigualdad (\$_j)

Variables	1999	2002
Educación	0.071	0.081
Experiencia	0.015	0.004
Idioma	0.027	0.067
Sector	0.203	0.154
Eje central	0.011	0.001
Altiplano	0.049	0.015
Valle	0.021	0.022
Sindicato	0.004	-0.001
Sexo	0.030	0.019

Fuente: Elaboración propia en base a MECOVI 1999 y 2002.

Una vez que se ha estimado la ecuación de ingresos se pueden utilizar los resultados para calcular la importancia relativa de cada variable en la explicación de la desigualdad. El Cuadro 6 muestra los resultados obtenidos.

La literatura empírica que descompone la desigualdad ha encontrado frecuentemente que la educación es la variable más importante para explicar la desigualdad en la distribución de ingresos. Como se vio en la sección 2, la evidencia para el área urbana de Bolivia no contradice este hecho.

En el área rural la variable más importante para explicar la desigualdad es el sector en el que trabaja el individuo. Es necesario recordar que esta variable separa a la población en dos grupos: aquél formado por los individuos que trabajan en el sector agrícola o agropecuario y aquél otro conformado por los que lo hacen en un sector diferente.

Los resultados no sólo indican que las diferencias de ingresos entre trabajadores agrícolas y trabajadores no agrícolas son más importantes que las diferencias en la escolaridad para explicar la desigualdad, sino que además tienen el doble de importancia.

A pesar de lo mencionado, se debe destacar que la educación es la segunda variable más importante para explicar el tema¹¹. Considerando a la educación y a la variable sector conjuntamente, se tiene que éstas explican más del 50 por ciento de lo explicado por todas las variables consideradas en la regresión.

Otra variable de suma importancia en la explicación de la desigualdad de ingresos en el área rural es el idioma que habla el individuo. Su importancia ha subido con creces en el tiempo, y en el año 2002 estuvo muy próxima a la importancia que tiene la educación.

Quienes trabajan en el altiplano o en los valles perciben en promedio menos ingreso que quienes lo hacen en el llano. Ésta puede ser una de las explicaciones de la fuerte migración que ha habido en los últimos años hacia Santa Cruz de la Sierra, que es el departamento más pujante del oriente del país.

Por otro lado, el género del individuo también es importante para explicar la desigualdad, aunque su importancia ha ido disminuyendo en el tiempo. Finalmente, la ex-

¹¹ Una de las razones implícitas de este hallazgo tiene que ver con la menor variación de la escolaridad en el área rural. Por ejemplo, la desviación típica de la escolaridad rural es 3.46 y 3.66 para los años 1999 y 2002, respectivamente, mientras que para el área urbana alcanza a 4.99 y 4.97. En el caso límite, si nadie tuviese educación en el campo, esta variable no podría influir en la descomposición.

perencia y la pertenencia a un sindicato parecen tener poca relevancia para explicar la desigualdad.

6. Conclusiones

La educación no es la variable más importante en la explicación de la desigualdad en la distribución de ingresos en el área rural de Bolivia. Las diferencias de ingresos entre trabajadores agrícolas y trabajadores no agrícolas resultan ser más importantes, pues explican el problema en doble medida que la educación. Por otra parte, el "sector" en el que trabaja el individuo explica entre el 15 y el 20 por ciento de la desigualdad, mientras que la educación lo hace entre el 7 y el 8 por ciento.

El hallazgo es de suma importancia, pues tradicionalmente se ha considerado a la educación como pilar de la política social, descuidando otros sectores tales como el agrícola. Si se desea disminuir la desigualdad de ingresos en el área rural de Bolivia es necesario desarrollar políticas tendientes a incrementar los ingresos del sector. Una de las razones importantes que pueden estar detrás de este hallazgo está relacionada a la poca variación que tiene la escolaridad en el área rural en relación a la urbana.

La discriminación étnica y por género explica conjuntamente entre un 6 y un 9 por ciento de la desigualdad. Las variables geográficas, por otro lado, también resultaron ser relevantes para explicar ésta, pues aquellos individuos que trabajan en el eje central o en la región del llano del país ganan en promedio más que quienes lo hacen fuera del eje o en el altiplano y los valles. Finalmente, las variables "geográficas" explican en conjunto entre el 3 y el 7 por ciento de la desigualdad.

En este trabajo se ha considerado el impacto de variables de capital humano y otras sobre el ingreso laboral de los individuos. Sin embargo, dada la importancia que pueden tener en el área rural otras fuentes de ingreso como el autoconsumo, es necesario definir una medida más general de éste y estudiar los efectos de la acumulación de capital humano en su determinación. Éste es un interesante tópico que puede abordarse en el futuro.

Es importante señalar que los retornos a la educación pueden estar sesgados pues hubiese sido deseable incluir en el trabajo variables que midan la calidad de la educa-

ción. Además, hay otras variables, como la habilidad, que deberían haber sido incluidas en la regresión, pero los datos disponibles no permiten hacer tal análisis. Finalmente, se debe tener mucho cuidado con respecto a las implicancias de este trabajo, pues como no hay variación exógena en ninguna variable independiente de interés, es imposible darle una interpretación causal a los coeficientes que surgen de las regresiones.

REFERENCIAS

- Contreras, D. 1998. *Explaining Wage Inequality in Chile: Does Education Really Matter?* Departamento de Economía. Universidad de Chile, Santiago.
- Contreras, D. y M. Galván. 2002. ¿Ha disminuido la discriminación salarial por género y etnia en Bolivia? Evidencia del periodo 1994-1999. Documento presentado a la "IV Reunión sobre pobreza y distribución del ingreso", del Capítulo argentino de la Red LACEA/BID/Banco Mundial sobre desigualdad y pobreza.
- Contreras D., D. Bravo y P. Medrano. 1999. *Measurement error, unobservables and skill-bias in estimating the return to education in Chile*. Department of Economics, Universidad de Chile.
- Fields, G., J. Leary, I. López Calva y E. Pérez de Rada. 1997. "Descomposición de la desigualdad del ingreso laboral en las ciudades principales de Bolivia". Documento de trabajo 59/97. UDAPSO. La Paz.
- Jemio, L. 2000. *Reformas, políticas sociales y equidad en Bolivia*. Comisión Económica para América Latina y El Caribe (CEPAL).
- Jiménez, W. y S. Lizárraga. 2003. Ingresos y desigualdad en el área rural de Bolivia. Unidad de Política Económica y Social. La Paz.
- Heckman, James. 1979. Sample Selection Bias as a specification error. *Econometrica*, 47 (1), 153-161.
- Hernani, W. 1999. "La pobreza en el área urbana de Bolivia (periodo 1989-1997). Evolución, perfiles, determinantes y políticas de alivio". Tesis de Licenciatura en Economía. Universidad Católica Boliviana. La Paz.
- Hernani, W. 2002. "Pobreza, desigualdad y mercado de trabajo". Instituto Nacional de Estadística. *Revista Estadísticas y análisis*, N° 1. La Paz.

- Leibrandt, Murray, Cristopher D. Woolard, Ingrid D. Woolard. 1996. The Contribution of income components to income inequality in South Africa. A decomposable Gini Analysis. LSMS. Working paper N° 25, World Bank, Washington.
- Shorrocks, Anthony F. 1982. "Inequality Decomposition by Factor Components" *Econometrica*, 50, 193-211.
- Spatz, J. y S. Steiner. 2002. "Post reform trends in wage inequality: The case of urban Bolivia". Documento de trabajo 09/2002. IISEC, La Paz.

Apéndice

Fields *et al.* (1997) parten de una función de generación de ingresos basada en la teoría del capital humano, o algún otro modelo teórico que la sustente, en la que el logaritmo del ingreso del individuo i en el periodo t se especifica como función de una serie de variables explicativas (identificadas por el subíndice j):

$$(9) \quad \ln(y_{it}) = \alpha_i + \sum_j \beta_j \omega_{ijt} + \varepsilon_i$$

Que puede ser reescrita como:

$$(10) \quad \ln(y_{it}) = \sum_j a_{jt} z_{ijt} = a^t Z$$

En donde:

$$(11) \quad a = (\alpha \beta_1 \beta_2 \dots \beta_j 1)$$

$$(12) \quad Z = (1 x_1 x_2 \dots x_j \varepsilon)$$

La estrategia para obtener una ecuación de descomposición útil consiste en descomponer una medida de desigualdad, la log - varianza del ingreso, y después mostrar que la misma descomposición se puede aplicar también a otras medidas de desigualdad.

Usando las funciones de ingresos señaladas y tomando la varianza en ambos lados, se tiene en el lado izquierdo la log-varianza del ingreso, mientras que la varianza del lado derecho puede ser manipulada para obtener el siguiente resultado:

RESULTADO 1

Sea $s_j(\ln Y)$ la proporción de la log-varianza del ingreso que se atribuye al factor explicativo j . Sea $cov(\cdot)$ la covarianza y $\sigma^2(\cdot)$ la varianza. La log-varianza puede ser descompuesta como:

$$(13) \quad s_j(\ln Y) = cov(a_j z_j, \ln Y) / \sigma^2(\ln Y)$$

Donde:

$$(14) \quad \sum_{(j=1, j+1)} s_j(\ln Y) = 100\%$$

$$(15) \quad \sum_{(j=1, J)} \text{cov}(a_j z_j, \ln Y) / \sigma^2(\ln Y) = R^2(\ln Y)$$

Si $p_j(\ln Y)$ es la fracción de la log-varianza que es explicada por el factor explicativo j , se tiene que:

$$(16) \quad p_j(\ln Y) = s_j(\ln Y) / R^2(\ln Y)$$

Sería interesante poder descomponer otras medidas de desigualdad además de la log-varianza. Esto es posible, afortunadamente. Para mostrarlo se usa un resultado que pertenece a la literatura de descomposición de la desigualdad por componentes factoriales. En esta literatura el ingreso total, Y_i de la i -ésima unidad receptora se representa como la suma de su ingreso proveniente de cada uno de los distintos componentes factoriales: ingreso laboral, ingreso por capital, ingresos por transferencias, etc. Esto se escribe:

$$(17) \quad Y_i = \sum_k Y_{ik}$$

Si n es el número total de unidades receptoras, la pregunta que se trata de responder es: ¿qué fracción de la desigualdad total, representada por una medida de desigualdad $I(Y_1, Y_2, \dots, Y_n)$ es explicada por el ingreso laboral, el ingreso por capital, el ingreso por transferencias, etc.?

Defínase una contribución relativa a la desigualdad factorial, S_k , como el porcentaje de la desigualdad en el ingreso que es explicada por el k -ésimo factor; sea μ el ingreso medio $\sum_i (Y_i/n)$. Un teorema importante sobre la descomposición por componentes factoriales, que se debe a Shorrocks (1982), muestra lo siguiente:

RESULTADO 2

Las contribuciones relativas a la desigualdad factorial, S_k , están dadas por:

$$(18) \quad s_k = \text{cov}(Y_k, Y) / \sigma^2(Y)$$

De manera que:

$$(19) \quad \sum_k s_k = 1$$

para cualquier índice de desigualdad $I(Y_1, Y_2, \dots, Y_n)$ definido sobre el vector de ingresos (Y_1, Y_2, \dots, Y_n) , siempre y cuando el índice sea continuo y simétrico, además de satisfacer la condición $I(\mu, \mu, \dots, \mu) = 0$.

Prácticamente a todas las medidas de desigualdad se les puede aplicar esta descomposición, incluyendo al índice de Gini, el índice de Atkinson, la familia de índices de entropía generalizada, la log-varianza y varias medidas basadas en percentiles.

El teorema de Shorrocks puede ser usado ahora para descomponer la desigualdad del ingreso a partir de las funciones de generación de ingresos, ya que Shorrocks obtiene:

$$(20) \quad s_k = \text{cov}(Y_k, Y) / \sigma^2(Y)$$

así como:

$$(21) \quad \sum_k s_k = 1$$

que tiene la misma forma que (8) con Y_k reemplazando $a_j z_j$ y Y con en el lugar de $\ln(Y)$. Utilizando este homeorfismo y aplicando el teorema de Shorrocks, se obtiene el siguiente resultado:

RESULTADO 3

Dada la función de generación de ingresos (10 - 12), definamos el índice de desigualdad $I(\ln Y)$ sobre el vector de logaritmos del ingreso $\ln Y = (\ln Y_1, \ln Y_2, \dots, \ln Y_n)$. La descomposición de la desigualdad en la distribución del ingreso viene dada por:

$$(22) \quad s_j(\ln Y) = \text{cov}(a_j z_j, \ln Y) / \sigma^2(\ln Y)$$

Donde:

$$(23) \quad \sum_{(j=1, j+1)} s_j \ln(Y) = 100\%$$

$$(24) \quad \sum_{(j=1, j)} \text{cov}(a_j z_j, \ln Y) / \sigma^2(\ln Y) = R^2(\ln Y)$$

Y:

$$(25) \quad p_j(\ln Y) = s_j(\ln Y) / R^2(\ln Y)$$

se mantiene no sólo para la log-varianza, sino para cualquier índice de desigualdad $I(\ln Y_1, \ln Y_2, \dots, \ln Y_n)$ que sea continuo y simétrico y que cumpla con la condición de que $I(\mu, \mu, \dots, \mu) = 0$.

Las medidas que pueden ser sujetas de esta descomposición incluyen el log-Gini, el log-Atkinson, la log-familia de entropía generalizada y las log-percentiles.

El resultado 3 muestra que si se acepta descomponer una medida de desigualdad basada en el vector de logaritmos del ingreso, entonces no es necesario restringirse a una medida de desigualdad específica para la descomposición. Esto se debe a que todas las medidas de desigualdad que podríamos considerar útiles resultarían en los mismos efectos porcentuales del j-ésimo factor explicativo, cuando la medida se aplica a los logaritmos del ingreso.

Sin embargo, si se lleva a cabo la descomposición de esta manera se presenta un problema: la log-varianza puede violar el principio de transferencia Pigou-Dalton, deseable en medidas de desigualdad¹². De manera más general, puede demostrarse que, cuando se lleva a cabo una transferencia regresiva simple de una cantidad de dinero arbitraria, las curvas de Lorenz de las distribuciones inicial y final necesariamente se cruzan, lo que implica que podemos encontrar una medida de desigualdad relativa que viole el principio de transferencia en una situación específica.

Para evitar esta violación al principio de transferencia expresado en la forma común, se debe abandonar la teoría del capital humano y utilizar el ingreso en niveles en vez de logaritmos en la función de generación de ingresos. Si éste es el caso, los coeficientes de regresión cambiarían, de la misma manera que cambiarían las contribuciones porcentuales. Si se usa b para denotar los coeficientes de este procedimiento, se puede mostrar el siguiente resultado:

12 El principio de Pigou-Dalton se cumple cuando la medida de desigualdad es sensible a la transferencia de ingreso entre un individuo rico y uno más pobre, manteniendo constante la ubicación de ambos en la distribución del ingreso. Por lo tanto, la violación de este principio significa de manera contraintuitiva que una transferencia del ingreso regresiva, es decir, de alguien que es relativamente pobre a alguien que es relativamente rico, podría, bajo ciertas condiciones, reducir la desigualdad medida por la log-varianza.

RESULTADO 4

Dada la función de generación de ingresos:

$$(26) \quad Y_{it} = \sum_j b_j z_{ijt} = b'Z$$

En donde:

$$(27) \quad b = (\alpha\beta_1\beta_2\dots\beta_J1)$$

$$(28) \quad Z = (1x_1x_2\dots x_J\varepsilon)$$

Sea $I(Y)$ el índice de desigualdad sobre el vector de ingresos $Y=(Y_1, Y_2, \dots, Y_n)$. La descomposición de la desigualdad del ingreso dada por:

$$(29) \quad s_j(Y) = \text{cov}(b_j z_j, Y) / \sigma^2(Y)$$

En donde:

$$(30) \quad \sum_{(j-1, j+1)} s_j(Y) = 100\%$$

$$(31) \quad \sum_{(j-1, j)} \text{cov}(b_j z_j, Y) / \sigma^2(Y) = R^2(Y)$$

Y en donde:

$$(32) \quad p_j(Y) = s_j(Y) / R^2(Y)$$

se mantiene no sólo para la log-varianza, sino para cualquier índice de desigualdad $I(Y_1, Y_2, \dots, Y_n)$ que sea continuo y simétrico y que cumpla con la condición de $I(\mu, \mu, \dots, \mu) = 0$.

Las medidas que pueden descomponerse de esta manera incluyen el índice de Gini, los índices de Gini extendidos, el coeficiente de Atkinson, la familia de índices de entropía generalizados y las medidas basadas en percentiles.

Los resultados 3 y 4 señalan: i) La log-varianza, el log-Gini, el log-Theil, etc., nos dan, todos ellos, las mismas contribuciones porcentuales del j -ésimo factor explicativo a la desigualdad del logaritmo del ingreso; ii) La varianza, el coeficiente de Gini, el índice de Theil, etc., en su forma ordinaria, nos dan las mismas contribuciones porcentuales del j -ésimo factor explicativo a la desigualdad del ingreso; sin embargo, iii) las respuestas -contribuciones porcentuales- en i) y en ii) no son las mismas.