

IV Reunión sobre Pobreza y Distribución del Ingreso

**Universidad Nacional de La Plata
Universidad Torcuato Di Tella
Universidad de San Andres**

Capítulo Argentino de la Red LACEA/BID/Banco Mundial sobre Desigualdad y
Pobreza

Universidad Nacional de La Plata
Facultad de Ciencias Económicas
La Plata, 26 y 27 de Junio de 2003

**¿Ha Disminuido la Discriminación Salarial por Género y Etnia en
Bolivia? Evidencia del Período 1994 - 1999**

Contreras G., Dante (Universidad de Chile) y Galván, Marco
(CEPAL)

¿HA DISMINUIDO LA DISCRIMINACIÓN SALARIAL POR GÉNERO Y ETNIA EN BOLIVIA ? EVIDENCIA DEL PERÍODO 1994 – 1999

Dante Contreras G.*

Marco Galván**

Mayo 2003

ABSTRACT

Este trabajo examina la discriminación salarial por género, etnia y su interacción en Bolivia para el período 1994-1999. Se investiga el rol que desempeña la discriminación en los niveles de ingreso y sobre la desigualdad salarial. El estudio estima ecuaciones de ingresos tipo Mincer corregidas por sesgo de selección, desagregando en dos grupos de edad. Posteriormente, se utiliza la descomposición de Fields, metodología que cuantifica la contribución de las diferentes variables incluidas en la ecuación de ingresos en la explicación de la desigualdad salarial. Así es posible observar el impacto de la discriminación sobre los niveles de desigualdad. Los principales resultados de la investigación muestran la existencia de discriminación salarial por género, etnia y su interacción, categorías que presentan distinta evolución en el tiempo y en función al grupo de edad que se examina. En efecto, entre 1994 y 1999 para las personas mayores de 10 años, el diferencial salarial por género disminuye, mientras que en los individuos comprendidos entre 25-65 años, las diferencias se mantienen o incrementan. Llama la atención, que el efecto adicional de ser mujer de origen étnico es positivo en 1994, situación que se revierte en 1999. Otro importante resultado surge cuando se realiza la distinción de la desigualdad por género y etnia, la cual aumenta en forma heterogénea y muestra alta dispersión intra-grupos, señalando que ser mujer y de origen étnico es la condición más desfavorable al momento de percibir ingresos en el mercado laboral, condición que explica en gran parte, la elevación de los niveles de desigualdad en dichos años (razón de quintiles y coeficiente de Gini). Posteriormente, se halla que la educación es la variable más importante en explicar la desigualdad salarial, seguida por la variable género. Asimismo, se evidencia que la discriminación salarial por género y etnia no sólo afectan los niveles de ingreso sino también contribuyen de manera importante a explicar la desigualdad salarial. Esta evidencia sugiere que serán fundamentales no sólo políticas educacionales sino también de género, a fin de disminuir los elevados niveles de desigualdad de ingresos y de discriminación salarial existentes en el mercado laboral boliviano.

Palabras clave: Retornos a la educación, género, discriminación salarial, desigualdad de ingresos.

Clasificación JEL: I21, J71, J16, D33.

* Departamento de Economía, Universidad de Chile. Email: dcontrer@decon.facea.uchile.cl

** CEPAL, e-mail: mgalvan@eclac.cl

Los autores agradecen los comentarios y sugerencias de Joseph Ramos, Cristián Aedo y Fernando Landa, así como a los participantes del Seminario del Departamento de Economía de la Universidad de Chile. Cualquier error u omisión es responsabilidad de los autores.

1 Introducción

En América Latina, Bolivia es uno de los países con más bajos niveles de ingreso, altos niveles de pobreza y elevada desigualdad de ingresos. Si a lo anterior se agrega que una gran parte de su población¹ tiene características étnicas (quechuas y aymarás), en 1994 alcanzan al 38%,² el panorama socio-económico tiene mayor complejidad por la alta vulnerabilidad socioeconómica que caracteriza a dichos grupos.

A pesar de las reformas estructurales implementadas en los últimos años, la tasa de crecimiento económico parece haberse estancado en torno al 3%, de hecho, el promedio de los últimos 50 años llega a 2.3% (Andersen y Nina, 2000); mientras que la tasa de crecimiento poblacional alcanzó al 2.3%, mostrando un crecimiento per cápita muy bajo o casi cercano a cero,³ situación que posterga la superación de la pobreza. Asimismo, Bolivia sufre el problema de la persistente desigualdad de ingresos y sus niveles son aproximadamente comparables a los de Brasil, Colombia y Chile, países latinoamericanos conocidos en el mundo por sus elevados niveles de desigualdad.⁴

El objetivo de este trabajo es investigar los cambios en el bienestar de la población entre 1994-1999, años caracterizados por la implementación y continuidad de importantes reformas estructurales. En particular, se examina la existencia de discriminación salarial por género, etnia y la interacción de ambas, así como su influencia sobre los niveles y la desigualdad de ingresos. A partir de la utilización de encuestas del Instituto Nacional de Estadística para los años 1994 y 1999, se plantean funciones de ingreso que permiten cuantificar el impacto de la discriminación y su evolución a través del tiempo. Asimismo,

¹ Con una población de alrededor de 8.2 millones de habitantes.

² En ciudades capitales de departamento más El Alto.

³ La población en ciudades creció 3.8% promedio anual entre 1981-1997, mientras que el crecimiento de la PEA fue del orden del 4.7% Rivero y Jiménez (1999). El crecimiento del PIB per cápita entre 1975-1998 alcanzó a 0.2% INE (1999).

⁴ En Bolivia, entre 1989-1992, alrededor del 50% de los hogares se encontraban debajo la línea de pobreza y el coeficiente Gini llegó a 0.50 Urquiola (1993). En Brasil, el coeficiente Gini de la PEA empeoró de 0.50 en 1960 a 0.61 en 1990, a pesar del crecimiento del PIB per cápita que fluctuó entre 11% en 1973 y 7% en 1981 Barros y Mendonça (1995). El coeficiente de Gini en Chile, aumentó de 0.50 en 1957 a 0.54 en 1996 Contreras (1999), no obstante el notable incremento experimentado en los años 80' cuyo máximo nivel llegó a 0.65 en 1988 y a pesar de las elevadas tasas de crecimiento económico alcanzadas en la misma década.

se realiza la desagregación de la muestra en: personas ocupadas mayores de 10 años y entre 25-65 años. Posteriormente, se aplica la metodología de Fields, que separa cada uno de los componentes de la regresión utilizada y considera la contribución de cada una de las variables explicativas sobre la desigualdad salarial. Esto permite cuantificar el impacto de la discriminación salarial sobre la desigualdad de ingresos.

El documento está organizado de la siguiente manera: la segunda sección presenta la revisión de las investigaciones previas. En la tercera parte se examinan los datos analizados. En la sección 4, se presentan los resultados e interpretación de las estimaciones efectuadas; en la quinta parte se presenta la relación entre discriminación salarial y desigualdad de ingresos; finalmente en la sección 6 se presentan las conclusiones de la presente investigación.

2 Investigaciones previas

La población indígena constituye una proporción importante en América Latina, se estima que existen alrededor de 38 millones de personas con características étnicas; países como Bolivia, Ecuador, Guatemala, México y Perú concentran una gran parte de su población con dichas características. Asimismo, existen alrededor de 400 diferentes lenguas nativas en el continente. En efecto, Bolivia es un país multilingüe y multiétnico que alberga alrededor de 38 lenguas nativas, de las cuales el quechua y aymará fueron reconocidas oficialmente como idiomas junto al español, debido al elevado número de población que habla dichos idiomas (González 1999).

En muchos países en desarrollo la etnicidad está íntimamente asociada a pobreza, analfabetismo, concentración en ocupaciones de baja calificación, productividad y bajos salarios, elevada disparidad de ingresos con relación a los no indígenas, existiendo como señala Patrinos (1999) una concentración étnica de la pobreza o una sobrerrepresentación de indígenas entre los más pobres (Wood y Psacharopoulos 1999).

Relacionado a lo anterior está la exclusión social que sufren ciertos grupos poblacionales con características étnicas, ancianos, de bajos ingresos y reducidos niveles de educación, los mismos que tienden a ser discriminados de ciertos servicios, de acceso a mayores oportunidades (BID 2001). De hecho, otra consecuencia de la exclusión social es la desigualdad que surge debido a la exclusión de oportunidades que está asociada a raza y etnicidad lo que limita el desarrollo humano (Loury 2000).

Varios autores afirman la presencia de un costo considerable asociado al hecho de ser indígena en términos de ingresos, pobreza y desarrollo social o de manera similar un costo significativo de no ser blanco (Patrinos 1999; Birdsall y Sabot 1992).

En Bolivia, existen varias investigaciones que abordan de distinta manera la problemática salarial por género y etnia, por ejemplo, Psacharopoulos y Tzannatos (1991) señalan que en 1980, las mujeres percibían alrededor del 62% del salario ganado por los hombres.

Psacharopoulos (1992)⁵ muestra la existencia de una brecha de ingresos entre grupos de indígenas y no indígenas. Los indígenas perciben 23% menos ingresos que los no indígenas, lo cual se explicaría por sus menores niveles en los retornos a la educación y experiencia laboral.⁶

Psacharopoulos y Rosenhouse (1994)⁷ presentan los principales determinantes de ingresos por género, donde todas las variables incluidas en la función de ingresos estándar (escolaridad, experiencia y logaritmo de horas trabajadas) presentan mayores niveles para los hombres en comparación con las mujeres.

Para la década de los 90', las investigaciones señalan la existencia de discriminación salarial contra las mujeres y también contra personas pertenecientes a grupos étnicos. Rivero (1994), señala que las mujeres ganaban el 58% del ingreso de los varones, resultado de discriminación salarial en el mercado. Asimismo, Pérez de Rada (1997) muestra la

⁵ En conglomerados urbanos con una población mayor a 10.000 habitantes, con datos de 1989.

⁶ Véase pie de página no. 25 para mayores detalles sobre el cálculo de experiencia laboral.

⁷ Basados en evidencia de 1989, para centros urbanos de Bolivia con población superior a 10.000 habitantes.

presencia de diferenciales salariales por género y etnia, con datos de 1994, originadas al momento de determinar salarios en el mercado (discriminación salarial). Al comparar las funciones de ingreso entre hombres y mujeres indígenas, éstas presentan menores tasas de retorno a la educación y a la experiencia que los hombres indígenas.

Rivero y Jiménez (1999), utilizan un modelo de capital humano para el área urbana de Bolivia en el período 1981-1997, encuentran discriminación salarial por género con tendencia a reducir su impacto a partir de 1990 pero cuando analizan discriminación salarial por etnia, ésta indica una elevación en sus niveles a partir del mismo año, 1990.

Los trabajos de Psacharopoulos *et al.* y el de Rivero (1994), anteriormente citados, solamente toman en cuenta un solo año de análisis y no corrigen la presencia de sesgo de selección, por lo que los coeficientes de las variables estimadas presentan sobre-estimación. Similarmente, Pérez de Rada (1997), aunque analiza un solo año, efectúa la corrección del sesgo de selección pero afirma que el coeficiente de corrección no es estadísticamente significativo por lo que no lo reporta. Situación parecida acontece con el trabajo de Rivero y Jiménez (1999), que a pesar de corregir el sesgo de selección, argumentan que los coeficientes no cambian significativamente razón por la cual deciden mantener su modelo sin corrección. Todos los trabajos anteriores centran su análisis en un solo grupo de personas ocupadas, mayores de 10 años.

El presente trabajo contribuye a explicar el impacto de la discriminación salarial por género, etnia y la interacción de ambas sobre los niveles de ingreso. Asimismo, con el objeto de capturar efectos que difieren entre grupos demográficos se examina la discriminación y su evolución utilizando dos muestras de personas ocupadas: mayores de 10 años (análisis tradicional en Bolivia) y los individuos entre 25-65 años, laboralmente establecidos. Posteriormente, este trabajo no sólo calcula la contribución de la discriminación salarial a los niveles de ingreso sino también a la desigualdad de ingresos.

3 Datos y muestra

Los datos utilizados son del Instituto Nacional de Estadística (INE), mediante la Encuesta Integrada de Hogares, 7ma. Ronda 1994 que corresponde a ciudades capitales más El Alto. Asimismo, se utiliza la MECOVI (Encuesta de Condición de Vida) 1999, que comprende información a nivel urbano y rural,⁸ de la encuesta MECOVI se tomó una submuestra que comprende sólo a ciudades capitales⁹ más El Alto, tal como se hizo en 1994. Con la finalidad de que los datos sean comparables en ambos años, se examinan las mismas preguntas lo que refuerza la comparabilidad de las muestras.¹⁰ Cabe señalar que se excluyó la ciudad de Cobija por no estar presente en los dos años de análisis. Con la finalidad de analizar el desempeño laboral por grupos etáreos, la muestra se subdivide en personas ocupadas mayores de 10 años y entre 25-65 años en 1994 y 1999.

En el cuadro 1 se observan las estadísticas descriptivas de las variables a utilizarse en la investigación: años de escolaridad, edad, experiencia, ingreso salarial mensual, el tipo de establecimiento al que pertenecen los trabajadores (privado o público), las ramas de actividad económica y el número de observaciones en la muestra de cada año, esta información es presentada para 1994 y 1999.

El cuadro 1 muestra un leve mejoramiento en los años de escolaridad para los dos estratos de la población analizada, de 9.5 a 9.8 años para el primer estrato y de 9.7 a 10 años para el segundo estrato entre 1994 y 1999.¹¹ Asimismo, el promedio de edad de las personas ocupadas se eleva para ambos años, de 34.7 a 36.2 para los individuos mayores de 10 años y de 38.3 a 39.6 años para los individuos entre 25-65 años. De manera similar sucede con la variable experiencia que muestra un incremento entre los dos años de análisis, de 19.2 a 20.4 y de 22.6 a 23.6 años entre 1994 y 1999 respectivamente.

⁸ No obstante, la MECOVI redujo sustancialmente el tamaño de la muestra por extenderse al área rural respecto de las EIH, las preguntas entre ambas encuestas son bastante similares, en especial las que son de interés para el presente trabajo lo que facilita el análisis de dichas encuestas.

⁹ Las ciudades capitales analizadas en ambas encuestas son: Sucre, La Paz, Cochabamba, Oruro, Potosí, Tarija, Santa Cruz de la Sierra y Trinidad.

¹⁰ Para efectos de inferencia poblacional se usaron factores de expansión de cada encuesta.

¹¹ El promedio de escolaridad a nivel nacional (urbano y rural) en 1999 es 7.3 años, mientras que en el área urbana es de 9.4 años (INE 1999).

Cuadro 1
Estadísticas descriptivas de personas ocupadas, Bolivia 1994-1999

Variables	Mayores de 10 años		25-65 años	
	1994	1999	1994	1999
	Total	Total	Total	Total
Ingresos (*)	124,27 (1081,65)	201,99 (1577,56)	141,80 (1081,65)	228,74 (1735,94)
Capital Humano:				
Escolaridad	9,46 (5,00)	9,78 (4,82)	9,70 (5,28)	10,04 (5,05)
Edad	34,69 (12,54)	36,20 (12,99)	38,27 (9,65)	39,65 (9,61)
Experiencia	19,24 (14,06)	20,42 (14,54)	22,57 (11,90)	23,61 (11,86)
Sectores:				
Participación Priv/Pub.				
Sector Privado	87,43	88,92	84,95	86,90
Sector Público	12,57	11,08	15,05	13,10
Total	100,00	100,00	100,00	100,00
Participación Ramas (%)				
Agric, Silvíc. y Pesca	1,52	1,14	1,59	1,25
Extractivas	1,35	0,99	1,52	1,17
Industria	17,38	17,28	16,30	15,80
Electricidad, Gas	0,49	0,32	0,57	0,43
Construcción	10,39	9,34	9,98	9,06
Comercio	30,4	32,27	31,09	33,26
Transporte, comunic.	8,07	9,89	8,34	10,13
Financiera	4,31	5,28	4,55	5,51
Servicios	26,09	23,49	26,06	23,39
	100,00	100,00	100,00	100,00
Discriminación:				
Género	0,413 (0,49)	0,430 (0,49)	0,407 (0,49)	0,432 (0,50)
Grupo Etnico	0,363 (0,48)	0,286 (0,45)	0,381 (0,49)	0,305 (0,46)
Genero*Grupo Etnico	0,152 (0,36)	0,133 (0,34)	0,155 (0,36)	0,135 (0,34)
Numero de Obs.	9678	1958	7391	1515

(*) En dólares de 1999.

(**) Las cifras en paréntesis corresponden a la desviación standard.

Si se observa de manera desagregada (cuadros 2-3 Anexo), los niveles de escolaridad e ingresos son significativamente mayores para los hombres que para las mujeres, v.gr. en 1994 la escolaridad de los hombres alcanzó a 10 años mientras que para las mujeres sólo llegó a 8.6 años. En 1999, sucede lo mismo 10.5 años para los hombres y 8.9 para las

mujeres.¹² Respecto de los ingresos percibidos, en 1994 los ingresos de las mujeres representan sólo el 55.4 % de los hombres, mientras que en 1999 llegan al 63.7% (ver, cuadro 2 Anexo). Este diferencial de ingresos revela la presencia de discriminación salarial.¹³

En cuanto a las Ramas de actividad económica y su participación relativa en el PIB, los tres sectores que presentan más alta concentración son: Comercio 31.3% promedio, Servicios con el 24.8% e Industria con 17.3 % entre 1994 y 1999 para los individuos mayores de 10 años. En ambos años se produce un cambio en la composición sectorial: disminuyen Servicios e Industria mientras que el sector Comercio eleva su participación.

El cuadro 1 también muestra una disminución en la participación de los trabajadores pertenecientes al sector público en los dos estratos de población ocupada; en contraposición a la elevación de los trabajadores de establecimientos privados, situación que coincide con la elevación de las ramas: Comercio, Transporte y Financieras, que concentran mayoritariamente actividades del sector privado. Las personas de origen étnico, quechua y aymará, alcanzaron al 38% en 1994 y a 30% en 1999 para personas entre 25-65 años.¹⁴

4 Estrategia empírica

En este artículo, se estiman funciones de ingresos que relacionan el impacto de variables de capital humano (educación, experiencia), de sectores económicos, de discriminación (género y etnia) sobre el ingreso laboral de los individuos Mincer (1974).¹⁵

La variable dependiente es el logaritmo natural del ingreso salarial mensual (ingreso de actividad principal). Las variables explicativas son: escolaridad (años de educación

¹² Este diferencial en educación puede reflejar diferentes preferencias o elecciones individuales y de los hogares, también discriminación pre-mercado (Altonji y Blank 1999).

¹³ Cain (1986), Altonji y Blank (1999), Borjas (2000), González (1992), Contreras y Puentes (2000), Birdsall y Sabot (1991); Schultz (1991).

¹⁴ Para una definición de origen étnico ver pie de página 18.

¹⁵ A pesar de las críticas hacia la metodología, ver Griliches (1977), ésta provee un sorprendente buen ajuste a los datos, con coeficientes estimados de manera precisa en la mayoría de las aplicaciones (Card 1999).

obtenidos por los individuos), experiencia potencial¹⁶, experiencia al cuadrado, una variable dummy que toma el valor igual a 1 si el individuo trabaja en el sector público, otra por cada rama de actividad económica, donde Comercio fue elegida como la rama de referencia,¹⁷ una variable categórica por género (=1 si es femenino), se incluye una dummy cuando el individuo es de origen étnico (=1 si es quechua o aymará)¹⁸ y finalmente, una dummy interacción de género y etnia, es decir, si el individuo es de sexo femenino y de origen étnico.

El proceso de corrección del sesgo de selección¹⁹ requiere la inclusión de variables que permitan separar la decisión de participación de la ecuación salarial. Las variables incluidas en la ecuación de selección son: escolaridad, edad, edad al cuadrado, dummy si es casado(a), dummy si es jefe de hogar y el número de niños en distintas categorías etáreas: menores de 5 años, entre 6-10 años y niños entre 11-15 años.

Con el objeto de indicar el impacto de la corrección por sesgo de selección, en el cuadro 4 del Anexo se presentan los resultados sin corregir por sesgo de selección.²⁰

$$\begin{aligned}
 \text{LnY} = & \beta_0 + \beta_1 \text{esco} + \beta_2 \text{exp} + \beta_3 \text{exp}^2 \\
 & + \beta_4 \text{sector público} + \sum_{j=1}^9 \beta_j \text{ramas actividad} \\
 & + \beta_5 \text{género} + \beta_6 \text{etnia} + \beta_7 (\text{género*etnia}) \\
 & + \rho\sigma\lambda
 \end{aligned} \tag{1}$$

¹⁶ En ausencia de información directa sobre experiencia de los individuos, Mincer propuso el uso de experiencia potencial: (edad - años de escolaridad - 6). Asumiendo que las personas entran a estudiar a la edad de 6 años y que después de terminar sus estudios inmediatamente empiezan a trabajar (1974).

¹⁷ Se eligió este sector puesto que en ciudades capitales absorbe el mayor número de personas ocupadas.

¹⁸ Se utiliza el idioma (hablado habitualmente) como proxy de origen étnico. El cual incluye a personas que usualmente hablan uno o más idiomas nativos incluso si hablan castellano, vale decir, personas que hablan sólo quechua, sólo aymará y las bilingües: castellano-quechua y castellano-aymará.

¹⁹ Al incluir sólo a personas ocupadas se estaría trabajando con una muestra seleccionada (no aleatoria) y los coeficientes estarán sobre-estimados. El uso de la metodología de Heckman (1979) para la corrección del sesgo de selección, supone que el término error de la ecuación de selección tiene distribución normal bivariada. A pesar de las críticas y limitaciones, ver Mansky (1989), la mayor parte de la literatura empírica sigue utilizando el modelo original de Heckman, ver Maddala (1983) y Greene (1997).

²⁰ La heteroscedasticidad fue corregida utilizando la metodología de White (1980).

4.1 Resultados

El cuadro 5 presenta los resultados de la estimación para 1994-1999 corregidos por el sesgo de selección. La tasa de retorno a la educación disminuyó levemente entre los dos años y se mantiene estable en alrededor de 8%. La variable experiencia (potencial) presenta una reducción en ambos estratos y años de análisis. Respecto de la variable experiencia al cuadrado, presenta el signo esperado reflejando la concavidad del perfil de ingresos respecto a la edad, la cual refleja el ciclo vital de los individuos.

La dummy de sector público varía en signo y es estadísticamente significativo en los dos años. En efecto, en 1994 las personas que trabajan en el sector público perciben menores salarios que los del sector privado. Mientras que, en 1999 el coeficiente de la variable es positiva, es decir, que trabajar en el sector público está asociado con mayores salarios que el privado.

En cuanto las ramas de actividad económica, los trabajadores que más ganan son los pertenecientes a ramas Extractivas y de actividades Financieras, debido a una combinación de tasas de crecimiento e incremento en el ingreso promedio de cada rama de actividad.²¹ En contraposición, los que perciben menores ingresos pertenecen a Servicios e Industria.

Como se observa en el Cuadro 5, uno de los resultados más importantes revela la presencia de diferencial salarial debido a discriminación por género y etnia (efecto directo).²² La separación de la población ocupada en dos grupos, permite observar dos patrones distintos: primero, para mayores de 10 años el diferencial salarial por género se redujo levemente entre los dos años de estudio, lo que da indicios positivos de una paulatina disminución en dicho diferencial, principalmente para entrantes al mercado laboral. Segundo, los

²¹ La tasa de crecimiento de la Rama Financiera fue cerca al 10%, siendo la actividad que más creció en 1999 (UDAPE 2001).

²² Existe discriminación salarial cuando hay diferencias en los salarios entre trabajadores de características similares y que no está relacionados a su productividad, características como raza, origen étnico, religión, género, clase social. De hecho, por tales características muchos trabajadores son penalizados en el mercado de trabajo (Birdsall y Sabot 1991). Asimismo, la discriminación puede ser pensada como diferencias en oportunidades económicas entre grupos que no puede ser contabilizada en términos de dotación de habilidades o productividad de dichos grupos (Schultz 1991).

trabajadores entre 25-65 años experimentaron un aumento en la discriminación salarial. De hecho, es más complejo interpretar las diferencias salariales entre hombres y mujeres que interpretar las diferencias salariales de las personas de origen étnico (Schultz, 1991).²³

Cuadro 5
Especificaciones corregidas por sesgo de selección, Bolivia 1994-1999

Variables	Mayores de 10 años		25-65 años	
	1994	1999	1994	1999
Capital Humano:				
Escolaridad	0,082 (36,34)	0,078 (12,52)	0,082 (31,65)	0,080 (11,38)
Experiencia	0,032 (13,09)	0,027 (3,85)	0,024 (7,29)	0,023 (2,54)
Experiencia ²	-0,0004 (-8,49)	-0,0003 (-2,71)	-0,0003 (-4,13)	-0,0003 (-1,64)
Sectores:				
Sector Público	-0,112 (-3,59)	0,201 (2,68)	-0,145 (-4,13)	0,306 (3,99)
Ramas Actividad:				
Agricultura	0,009 (0,13)	-0,361 (-1,78)	-0,040 (-0,55)	-0,269 (-2,11)
Extractivas	0,306 (4,76)	0,722 (4,34)	0,255 (3,92)	0,607 (3,47)
Industria	-0,087 (-3,31)	-0,141 (-1,96)	-0,113 (-3,66)	-0,199 (-2,42)
Electricidad	0,161 (2,32)	0,393 (2,16)	0,128 (1,89)	0,297 (1,56)
Construcción	0,183 (6,79)	0,371 (4,82)	0,138 (4,28)	0,290 (3,30)
Transporte	0,202 (6,42)	0,225 (2,64)	0,182 (5,08)	0,086 (0,97)
Financiera	0,195 (4,16)	0,417 (3,53)	0,190 (3,63)	0,343 (2,47)
Servicios	-0,154 (-5,27)	-0,045 (-0,60)	-0,156 (-4,55)	-0,208 (-2,55)
Género	-0,364 (-15,27)	-0,284 (-4,63)	-0,393 (-14,08)	-0,410 (-5,97)
Etnia	-0,222 (-11,20)	-0,254 (-4,03)	-0,244 (-10,96)	-0,240 (-3,55)
Género*Etnia	0,093 (2,68)	-0,132 (-1,31)	0,103 (2,66)	-0,192 (-1,49)
Lambda	-0,250 (-12,50)	-0,331 (-3,68)	-0,209 (-6,97)	-0,107 (-2,14)
Obs.	9045	1884	7148	1487

Estadístico t asintótico entre paréntesis.

* Dummy igual a 1 si es mujer.

** Dummy por origen étnico igual a 1 si es quechua o aymara.

*** Dummy interacción igual a 1 si es mujer de origen étnico.

En ramas de actividad, se tomó como categoría base a Comercio.

²³ Las diferencias entre hombres y mujeres pueden significar diferencias en roles y elecciones ocupacionales, en salud y capacidades adquiridas, en inversión en educación formal de hombres-mujeres y en las rigideces culturales de ambos (Schultz 1991; Altonji y Blank 1999; Cain 1986; Borjas 2000).

Sobre la remuneración de los grupos étnicos,²⁴ la discriminación salarial (efecto directo) se incrementa en 3% para el primer estrato, mientras que para el grupo entre 25-65 años no varía y continúan recibiendo menores ingresos que aquellos trabajadores no étnicos, 24%.²⁵

Otro resultado interesante, surge al comparar el desempeño de la variable interacción entre género y etnia (efecto indirecto de la discriminación). En 1994, para los dos grupos de edad, el efecto marginal de la variable es positivo (9% y 10% respectivamente), situación que se revierte en 1999, puesto que el coeficiente de dicha variable es negativo (entre 13% y 19% menos) y en ambos años es estadísticamente significativo.²⁶

Dicho contexto favorable surge entre las mujeres de origen étnico debido a una combinación de bajas tasas de desempleo y aumento en la ocupación. En efecto, en 1994 (ciudades capitales), se registra la menor tasa de desempleo abierto en mujeres entre 1989-1998, 2.9%; en comparación al 5.3% de 1993 INE (1999). El mayor incremento de ocupación ocurre en Comercio, que entre 1993-1994 aumenta en alrededor de 40.000 empleos. En contraposición, el año 1999 la tasa de desempleo abierto femenino sube a 9.4%. Asimismo, existe una disminución en la participación de mujeres étnicas en la categoría Asalariados (del 20% al 14%); mientras que se presenta un aumento en la ocupación de Cuenta Propia, del 55% al 65% entre 1994-1999 respectivamente.²⁷

En resumen, se evidencia la persistencia de los niveles de discriminación salarial por género y etnia entre 1994-1999, los cuales son reflejo de rigideces en el mercado laboral y repercuten en los niveles salariales de los trabajadores.

²⁴ Hombres y mujeres de origen quechua y aymará.

²⁵ Situación que contrasta cuando no se controla por ramas de actividad, la discriminación salarial por etnia se reduce en 4% para el grupo entre 25-65 años, ver cuadro 6 Anexo. Adicionalmente, se efectuó la estimación sólo para asalariados (obreros y empleados), encontrándose que las conclusiones sobre los diferenciales salariales de género y etnia se mantienen.

²⁶ Psacharopoulos (1992) encontró en 1989, que hombres indígenas y no-indígenas percibían ingresos similares. Pérez de Rada (1997) señala que las mujeres indígenas perciben mayores ingresos respecto de mujeres castellanitas pero sólo en la Rama Servicios, en el resto de las variables, las mujeres castellanitas presentan amplias diferencias a su favor.

²⁷ Esta categoría se asocia, en general, a condiciones de trabajo desfavorables e ingresos insuficientes; el incremento en sus niveles es una señal de precarización del empleo, donde participa un elevado número de mujeres (Coa et. al 1997).

5 Discriminación salarial y desigualdad de ingresos

En la sección anterior, se mostró que la discriminación salarial por género y etnia afectan los niveles de ingreso de las personas ocupadas. En ésta se examina, si la discriminación también incide sobre la desigualdad de ingresos. Para ello, se presentan diversas medidas de desigualdad de ingresos en Bolivia para los años de estudio. Posteriormente, se analiza la incidencia de la discriminación en la desigualdad, mediante el uso de la descomposición de Fields, que permitirá cuantificar la contribución de cada variable explicativa sobre la desigualdad de ingresos.

5.1 Desigualdad de ingresos en Bolivia

El cuadro 7 muestra diversas medidas de desigualdad de ingresos para Bolivia entre 1994-1999. Mediante el análisis de quintiles de ingreso, se observa que el 20% de la población más pobre (Q1), disminuyó su participación en los ingresos; la clase media experimenta un leve mejoramiento, mientras que la participación del quintil más rico (Q5) se mantiene estable en alrededor de 54%-55% entre 1994 y 1999 respectivamente.

Cuadro 7
Diversas medidas de desigualdad, Bolivia 1994-1999

	May. de 10 años		25-65 años	
	1994	1999	1994	1999
Q1	4,2	3,1	4,4	3,2
Q2	8,6	7,9	8,7	8,0
Q3	12,7	13,0	13,2	13,2
Q4	19,5	20,9	19,8	21,2
Q5	55,1	55,2	53,9	54,4
Q5/Q1	13,3	17,7	12,3	16,8
Var. Log.	0,8	1,1	0,8	1,1
Gini	0,50	0,51	0,49	0,51

Fuente: Elaboración propia en base a INE 1994 y 1999.

Cuando analizamos la razón de quintiles (Q5/Q1), la desigualdad de ingresos aumenta en el período. La dispersión de ingresos (varianza del logaritmo) es más alta en 1999; lo mismo sucede con el coeficiente de Gini que se incrementa entre 1994 y 1999.

Las distintas medidas de desigualdad de ingresos utilizadas señalan que las condiciones del primer y segundo quintil (población más pobre) empeoraron entre 1994 y 1999; en cambio, los ingresos de los últimos quintiles se elevaron, aumentando así la brecha entre ricos y pobres pero tal descripción no realiza la distinción entre la desigualdad existente intra-grupos: género y etnia.

El cuadro 8 muestra las principales medidas de desigualdad de ingresos desagregando en género, etnia y su interacción. Al analizar la razón de quintiles (Q5/Q1), se observa una elevación de todas las categorías entre 1994-1999 pero llama la atención la evolución de la variable mujeres de origen étnico, que experimenta el mayor incremento, en contraste con los hombres, que se eleva aunque en menor proporción que el resto de los grupos.

Respecto al coeficiente de Gini, lo notable es la disminución experimentada sólo por los hombres en ambos estratos, mientras que se eleva en las demás variables, principalmente en mujeres de origen étnico.

Cuadro 8
Desigualdad de ingresos por género y etnia, Bolivia 1994-1999

	Mayores de 10 años				25-65 años			
	Q 5 / Q 1		GINI		Q 5 / Q 1		GINI	
	1994	1999	1994	1999	1994	1999	1994	1999
Hombres	10,7	12,6	0,48	0,47	9,9	10,2	0,47	0,46
Mujeres	12,5	21,8	0,49	0,55	11,1	24,2	0,48	0,56
Etnia	9,7	18,1	0,43	0,48	9,3	17,5	0,42	0,49
Mujeres étnicas	10,0	24,9	0,43	0,58	9,3	28,2	0,42	0,62
General	13,3	17,7	0,50	0,51	12,3	16,8	0,49	0,51

Fuente: Elaboración propia en base a datos de INE.

Las principales medidas de desigualdad (Razón de quintiles y Gini) desagregadas por género y etnia, muestran que la desigualdad no es homogénea, sino que existe fuerte

heterogeneidad y alta dispersión al interior de los grupos analizados, principalmente en mujeres étnicas, las que explicarían en mayor magnitud el incremento en la desigualdad de ingresos.

Después de indagar acerca la situación de la desigualdad de ingresos en Bolivia, en la siguiente sección se procede a efectuar la descomposición de Fields, metodología que cuantifica la contribución de cada variable explicativa (variable independiente de la regresión) sobre la desigualdad de ingresos, con la finalidad de conocer el rol que desempeña la discriminación (variables de género y etnia) en explicar la desigualdad de ingresos.

5.2 Descomposición de Fields

Fields y Yoo (2000) desarrollan la metodología de descomposición de varianzas, utilizando la regresión de ingresos estándar tipo Mincer, separa en diferentes componentes y considera la contribución de cada una de las variables explicativas a la desigualdad salarial, lo que permite evaluar el impacto de cada variable sobre la dispersión salarial.

La ecuación de ingresos standard puede ser escrita como:

$$\ln Y = \sum_{j=1}^J a_j z_j = a' Z \quad (2)$$

Donde $\ln Y$ es un vector del logaritmo de ingresos salariales para todos los individuos en la muestra, a_j es la matriz de coeficientes de las variables explicativas y z_j es una matriz con cada una de las variables explicativas incluidas en la ecuación de ingresos como intercepto, años de educación, experiencia, experiencia al cuadrado, género, etc. para cada individuo.

Donde:

$$a = [a \quad b_1 \quad b_2 \dots b_j \quad 1]$$

$$Z = [1 \quad z_1 \quad z_2 \quad \dots z_j, \quad e]$$

Entonces,

$$\text{cov} \left[\sum_{j=1}^J a_j Z_j; \ln Y \right] = \sum_{j=1}^J \text{cov} [a_j Z_j; \ln Y] \quad (3)$$

El lado izquierdo de la ecuación (3) corresponde a la covarianza del $\ln Y$ con respecto a sí misma, la cual es simplemente la varianza del $\ln Y$. Luego,

$$\sigma^2(\ln Y) = \sum_{j=1}^J \text{cov} [a_j Z_j; \ln Y] \quad (4)$$

Si la ecuación (4) es dividida por $\sigma^2(\ln Y)$, se obtiene la siguiente expresión:

$$100\% = \frac{\sum_{j=1}^J \text{cov} [a_j Z_j; \ln Y]}{\sigma^2(\ln Y)} \equiv \sum_{j=1}^J s_j, \quad (5)$$

Donde cada S_j está dada por:

$$s_j = \frac{\text{cov} [a_j Z_j; \ln Y]}{\sigma^2(\ln Y)} = \frac{a_j \cdot \sigma(Z_j) \cdot \text{corr} [Z_j; \ln Y]}{\sigma(\ln Y)} \quad (6)$$

S_j representa la proporción que cada factor explicativo (variable independiente de la regresión) explica a la varianza en el logaritmo del ingreso en un momento del tiempo, donde resulta en componentes que atribuyen participación del poder explicativo a cada regresor y entonces considera la contribución de éstos al origen de la desigualdad salarial:

$$100\% = \sum_j s_j [\ln Y] \quad (7)$$

La explicación de la desigualdad salarial por una determinada variable depende básicamente del coeficiente de la variable, de su desviación standard y de la correlación entre la variable y los ingresos ($\ln Y$), para mayor detalle sobre la descripción metodológica y prueba ver Fields et. al (1997), Fields y Yoo (2000), Contreras (2000) y Andersen (1999).²⁸

²⁸ Fields muestra que la descomposición también puede ser usada por otras medidas de desigualdad de ingresos, tales como el coeficiente de Gini, el índice de Atkinson, así como la varianza del logaritmo.

Aplicando su metodología para Corea del Sur, Fields y Yoo (2000), encuentran que la educación contribuyó de manera importante en la disminución del coeficiente de Gini. Estudios posteriores para diferentes países y en distintos momentos, señalan que la educación es la variable más importante en explicar la desigualdad de ingresos.²⁹

El cuadro 9 muestra la contribución de las variables a la desigualdad de ingresos en Bolivia entre 1994-1999. Los resultados más notables señalan que en 1994, la principal variable en contribuir a la desigualdad salarial es la educación con alrededor de 60%, seguida de la variable género con el 23% (para los mayores de 10 años).

Cuadro 9
Contribución a la desigualdad de ingresos,
Bolivia 1994-1999 (en porcentajes)

	Mayores de 10 años		25-65 años	
	1994	1999	1994	1999
Total Capital Humano	71,8	64,4	70,1	62,3
Educación	59,8	53,5	61,1	54,8
Experiencia	12,0	10,9	9,0	7,5
Total Sectores	3,5	10,6	3,2	10,1
Sector Público	-0,7	2,7	-0,8	3,4
Ramas de Actividad	4,2	7,9	4,0	6,7
Total Discriminación	24,7	25,0	26,7	27,6
Género	23,0	17,5	25,4	18,4
Etnia	4,1	4,3	4,1	4,6
Género*etnia	-2,4	3,2	-2,8	4,6

Fuente: Elaboración propia en base a datos de INE.

Un resultado importante surge cuando calculamos la contribución de la discriminación a la desigualdad de ingresos, 24.7% en 1994, que aumenta en 1999. De este total, la variable género es la que más contribuye a explicar la desigualdad de ingresos pero cuyo impacto disminuyó de 1994 a 1999.

²⁹ Los estudios efectuados para Bolivia destacan el papel fundamental de la educación como factor explicativo de la desigualdad: Fields et. al (1997) encontraron que la educación contribuye en alrededor del 78% en promedio entre 1992-1995. Andersen (1999), muestra que la explicación de la desigualdad salarial a través de la educación llega al 58.5%, (promedio) para el período 1989-1995. En Chile, Contreras (2000a) encontró para el período entre 1958-1996 que la educación explica alrededor del 80% de la desigualdad salarial.

Las variables de capital humano (educación y experiencia), reducen su importancia relativa en explicar el nivel de desigualdad salarial, consecuencia de la disminución en los retornos a la educación y experiencia que se presentó en 1999.³⁰ Contrariamente, las variables de discriminación incrementaron su poder explicativo sobre la desigualdad, de 24.7 al 25.0% para los individuos mayores de 10 años y de 26.7 al 27.6% para aquellos comprendidos entre 25-65 años.

El cuadro 9, muestra que en 1994 ser mujer de origen étnico y pertenecer al sector público contribuyen a la disminución de la desigualdad (signo negativo de las variables). Por el contrario, en 1999 las dos categorías aportan al incremento de la desigualdad de ingresos.³¹

Finalmente, al analizar el nexo entre las variables que capturan la discriminación salarial: género, etnia y su interacción, se observa que afectan a la desigualdad y pueden ser importantes al momento de concebir políticas destinadas a disminuir los elevados niveles de desigualdad de ingresos imperantes en Bolivia.

³⁰ Contreras (1999) encuentra para Chile, que son los cambios en la tasa de retorno a la educación los que contribuyen a explicar en mayor parte la variación de la desigualdad de ingresos entre dos momentos en el tiempo.

³¹ Al no controlar por Ramas de Actividad, existe una elevación en la contribución de la discriminación así como del capital humano sobre la desigualdad de ingresos, ver cuadro 10 Anexo.

6 Conclusiones

En este trabajo, se presenta evidencia que revela que la discriminación salarial por género y etnia, no solamente son importantes al momento de explicar los niveles y diferenciales de ingreso entre los trabajadores sino que también contribuyen de manera importante a explicar la desigualdad.

En general, persisten los niveles de discriminación salarial por género y etnia en el período de estudio. Al desagregar la muestra en dos grupos demográficos se observó diferentes tendencias. Mientras que la discriminación por género (efecto directo) experimenta un aumento entre la población laboralmente establecida (25-65 años), disminuye para el grupo mayores de 10 años, situación que evidencia la mejor inserción de las mujeres más jóvenes en el mercado laboral. Asimismo, los diferenciales hacia los grupos étnicos se mantienen estables (25-65 años), o se incrementan (para mayores de 10 años), revelando la peor inserción laboral de estos grupos demográficos, situación que podría desincentivar su inversión en capital humano y alejarlos del sector formal de la economía.

Otro resultado interesante es el efecto marginal de las mujeres de origen étnico (efecto indirecto), cuyo coeficiente fue positivo en 1994 debido a una combinación de la tasa de desempleo abierto más baja de la década y la creación de empleo, situación que se revirtió en 1999.

Lo notable de la separación de las medidas de desigualdad de ingresos por género y etnia, es el crítico empeoramiento de los niveles de desigualdad al interior de la población femenina, especialmente las de origen étnico, que muestran un deterioro acelerado, cuyo desenvolvimiento explicaría la mayor parte de la elevación en la desigualdad de ingresos, vale decir, que ser mujer y de origen étnico es la situación más desfavorable de todas las descritas, a excepción del año 1994. En contraposición, el coeficiente de Gini para hombres disminuye en los dos años de análisis y para las dos grupos.

Asimismo, la educación se convierte en el principal factor en explicar la desigualdad de ingresos, alrededor del 60%, seguida de la variable género con cerca al 25%. Similar resultado surge cuando consideramos el capital humano, el más importante en explicar la desigualdad, en segundo lugar, se encuentra la discriminación que contribuye en alrededor del 25%. Llama la atención el aporte del capital humano decrece entre 1994-1999, en contraposición al incremento de la discriminación salarial como factor que contribuye a explicar la desigualdad de ingresos.

Para un país como Bolivia, con altos niveles de pobreza, elevados niveles de discriminación salarial y desigualdad de ingresos entre sus habitantes, especialmente en el grupo más vulnerable: mujeres de origen étnico, la educación y el género se convierten en las variables más importantes que pueden contribuir a superar dichos problemas. Para ello se deben ejecutar acertadas políticas públicas en materia de educación y de género: mayor acceso a la educación para las personas de origen étnico, mejoramiento de la calidad de la educación a fin de elevar el rendimiento y disminuir la deserción escolar principalmente en el área rural, a través de incentivos monetarios y no monetarios a fin de que individuos de origen étnico y en especial, mujeres en edad escolar asistan a la escuela y completen su educación, evitando así, el habitual abandono por la ayuda que brindan en las labores domésticas. Asimismo, proporcionar capacitación y/o entrenamiento laboral con el objetivo de dotar a los grupos más vulnerables de similares oportunidades antes de su ingreso al mercado de trabajo y durante la vida laboral de los individuos, atenuando así o eliminando los niveles de discriminación salarial por género y etnia en el mercado laboral boliviano.

Finalmente, no olvidemos que la presencia de niveles elevados de discriminación salarial y desigualdad están asociados a costos económicos, sociales y políticos, los que serán más elevados mientras presenten mayores niveles. En lo económico reduce la eficiencia pudiendo llegar a afectar las decisiones sobre educación, particularmente de los grupos más vulnerables: mujeres e indígenas, también puede llegar a limitar o reducir la movilidad laboral, así como la intergeneracional, contribuyendo a la perpetuación de condiciones desfavorables para los grupos menos aventajados. En lo político y social, pueden exacerbar

el conflicto entre grupos con el consiguiente impacto sobre la estabilidad social, política y económica.

Referencias bibliográficas

- Altonji, J. G. and R.M. Blank (1999): Race and gender in the labor market. *Handbook of Labor Economics*, vol. 3C, edited by O. Ashenfelter and D. Card. Elsevier.
- Andersen L.(1999): Wage differentials between bolivian cities. August. *IISEC-UCB*. La Paz
- Andersen, L. y O. Nina (2000): The HIPC: the initiative in Bolivia. November. *IISEC-UCB*. La Paz.
- Barros, R. y R. Mendonça (1995): A evolução do bem-estar pobreza e desigualdade de renda nas últimas três décadas: 1960-1990. *Pesquisa e Planejamento econômico*, vol.25, Nº1, Abril. Rio de Janeiro.
- Becker, G. (1971): *The economics of discrimination*. University of Chicago. Chicago.
- BID (2001): Encuentro sobre exclusión social. Montevideo. Uruguay.
- Birdsall, N. and R. Sabot (1991): *Unfair advantage. Labor market discrimination in Developing Countries*. World Bank. Washington, D.C.
- Borjas, G. (2000): *Labor Economics*. McGraw-Hill.
- Cain, G. G. (1986): The economic analysis of labor market discrimination: a survey. *Handbook of Labor Economics*, vol. I, edited by O. Ashenfelter and R. Layard. Elsevier.
- Card, D. (1999): Causal effect of education on earnings. *Handbook of Labor Economics*, vol.3A, edited by: O. Ashenfelter and D. Card. Elsevier.
- Coa, R., W. Jiménez, G. Montaña, E. Pérez (1997): Población, pobreza y mercado de trabajo en Bolivia. Documento de trabajo 60/97. *UDAPSO*. La Paz
- Contreras, D. (1998): Pobreza, desigualdad, bienestar y políticas sociales. Elementos Metodológicos para el debate. *Serie Docente Nº 16, CIEPLAN*, Diciembre. Santiago.
- Contreras, D. (1999): Distribución del ingreso en Chile. Nueve hechos y algunos mitos. *Perspectivas*, vol.2, Nº2, 311-332. Universidad de Chile. Santiago.
- Contreras, D. (2000a): Explaining wage inequality in Chile: Does education really matter? Department of Economics, *Universidad de Chile*. Mimeo.
- Contreras, D. and E. Puentes (2000b): Is the gender wage discrimination decreasing in Chile? thirty years of “robust” evidence. Department of Economics, *Universidad de Chile*. Mimeo.
- Fields, G.S. (1994): Poverty and income distribution. Data for measuring poverty and inequality changes in the developing countries. *Journal of Development Economics* 44, 87-102. Elsevier.

- Fields, G.S., J. Leary, L.F. López Calva, 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.
- Fields, G. and G. Yoo (2000): "Falling labor Income Inequality in Korea's Economic Growth: Patterns and Underlying Causes". *Review of Income and Wealth*, Series 46, No. 2, pp.139-160.
- González, M.L.(1999): Magnitud de la población indígena. *En: Las poblaciones indígenas y la pobreza en América Latina*. Eds: G. Psacharopoulos y H.A.Patrinós. Banco Mundial. Washington, D.C.
- González, P. (1992): El diferencial de ingresos entre hombres y mujeres: Teoría, evidencia e implicaciones de política. *Colección Estudios CIEPLAN N° 34*, 101-152. Santiago.
- Greene, W. H.(1997): *Econometric Analysis*, Third Edition. Prentice Hall.
- Griliches, Z. (1977): Estimating the returns to schooling: some econometric problems. *Econometrica*, Vol.45, N°1. January.
- Heckman, J.J. (1979): Sample selection bias as a specification error. *Econometrica*, Vol.47, N°1, January.
- INE (1997): Encuesta Integrada de Hogares, 7ma Ronda. La Paz-Bolivia
- INE (1999): MECOVI. La Paz-Bolivia.
- Loury, G.C. (2000): Social exclusion and ethnics groups. *The challenge to economics*. In: *Annual World Bank Conference on Development Economics 1999*. Edited by B. Pleskovic and J. Stiglitz. World Bank. Washington, D.C.
- Maddala, G.S. (1983): *Limited dependent and qualitative variables in econometrics*. Cambridge University Press. New York.
- Mansky, C. (1989): Anatomy of the selection problem. *Journal of Human Resources* 24, 343-360.
- Mincer, J. (1974): *Schooling, experience and earnings*, Columbia University Press, New York.
- Patrinós, H.A.(1999): El costo de la etnicidad. Examen internacional. *En: Las poblaciones indígenas y la pobreza en América Latina*. Eds: G. Psacharopoulos y H.A.Patrinós. Banco Mundial. Washington, D.C.
- Pérez de Rada, E. (1997): Discriminación salarial por género y etnia en ciudades principales de Bolivia. Documento de Trabajo 47-97. UDAPSO. La Paz.
- Psacharopoulos, G. y Z. Tzannatos (1991): *Women's employment and pay in Latin American*. Overview and methodology. Latin American and the Caribbean Technical Department. Regional Studies Program. Report No. 10. Human Resources Division. October. World Bank. Washington.
- Psacharopoulos, G. (1992): Ethnicity, education, and earnings in Bolivia and Guatemala. *Policy*

Research Working Papers, WPS 1014. November. The World Bank.

Psacharopoulos, G. and S. Rosenhouse (1994): "Population growth, education and employment in Latin America, with an illustration from Bolivia". In: *Population growth and Demographic structure*. Chapter XII. United Nations. New York.

Psacharopoulos, G. (1994): Returns to investment in education: a global update. *World Development*, Vol.22, No.9, 1325-1343. Pergamon.

Rivero, R. (1994): Discriminación salarial por género y por etnia en Bolivia 1991. Tesis de Licenciatura. *Universidad Católica Boliviana*. Carrera de Economía. La Paz.

Rivero, R. y W. Jiménez (1999): Diferencias salariales en el mercado de trabajo urbano en Bolivia, 1981-1997. *Análisis Económico No. 17*. UDAPE. La Paz.

Schultz, T.P.(1991): labor market discrimination: Measurement and interpretation: In: *Unfair advantage. Labor market discrimination in Developing Countries*. Edited by: N. Birdsall and R. Sabot. World Bank. Washington, D.C.

Urquiola, M. (1993): Crecimiento, distribución del ingreso, y pobreza en el área urbana de Bolivia: 1989-1992 y proyecciones. Documento de Trabajo 12/93, *UDAPSO*. La Paz.

UDAPE (2001): Dossier de estadísticas sociales y económicas de Bolivia. Vol 11. *UDAPE*. La Paz.

White, H. (1980): A heteroscedasticity-consistent covariance estimator and a direct test for heteroscedasticity. *Econometrica*, 48; pp.817-838.

Wood, B. y G. Psacharopoulos (1999): Zonas urbanas de Bolivia. En: *Las poblaciones indígenas y la pobreza en América Latina*. Eds: G. Psacharopoulos y H.A.Patrinós. Banco Mundial. Washington, D.C.

ANEXO

Cuadro 2
Estadísticas descriptivas (hombres y mujeres mayores de 10 años)
Bolivia, 1994-1999

Variables	1994			1999		
	Total	Hombres	Mujeres	Total	Hombres	Mujeres
Ingresos (*)	124,27 (1081,65)	152,43 (1147,59)	84,39 (622,27)	201,99 (1577,56)	239,34 (1712,80)	152,56 (1325,52)
Capital Humano:						
Escolaridad	9,46 (5,00)	10,05 (4,70)	8,61 (5,30)	9,78 (4,82)	10,45 (4,34)	8,88 (5,26)
Edad	34,69 (12,54)	34,87 (12,52)	34,43 (12,58)	36,20 (12,99)	35,99 (12,76)	36,47 (13,31)
Experiencia	19,24 (14,06)	18,82 (13,66)	19,82 (14,60)	20,42 (14,54)	19,54 (13,78)	21,59 (15,42)
Sectores:						
Participación Priv/Pub.						
Sector Privado	87,43	87,44	87,43	88,92	88,75	89,14
Sector Público	12,57	12,56	12,57	11,08	11,25	10,86
Total	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00
Participación Ramas (%)						
Agric, Silvíc. y Pesca	1,52	2,29	0,41	1,14	1,35	0,86
Extractivas	1,35	2,12	0,25	0,99	1,64	0,14
Industria	17,38	19,98	13,69	17,28	20,17	13,46
Electricidad, Gas	0,49	0,75	0,13	0,32	0,48	0,12
Construcción	10,39	17,43	0,42	9,34	16,20	0,25
Comercio	30,4	20,57	44,34	32,27	19,41	49,28
Transporte, comunic.	8,07	12,93	1,19	9,89	16,36	1,34
Financiera	4,31	5,00	3,34	5,28	5,78	4,61
Servicios	26,09	18,93	36,23	23,49	18,61	29,94
Total	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00
Discriminación:						
Género	0,413 (0,49)	0,00 (0,00)	1,00 (0,00)	0,430 (0,49)	0,00 (0,00)	1,00 (0,00)
Grupo Etnico	0,363 (0,48)	0,359 (0,48)	0,368 (0,48)	0,286 (0,45)	0,268 (0,44)	0,309 (0,46)
Genero*Grupo Etnico	0,152 (0,36)	0,00 (0,00)	0,368 (0,48)	0,133 (0,34)	0,00 (0,00)	0,309 (0,46)
Numero de Obs.	9678	5670	4008	1958	1111	847

(*) En dólares de 1999.

(**) Las cifras en paréntesis corresponden a la desviación standard.

Cuadro 3
Estadísticas descriptivas (hombres y mujeres entre 25-65 años)
Bolivia, 1994-1999

Variables	1994			1999		
	Total	Hombres	Mujeres	Total	Hombres	Mujeres
Ingresos (*)	141,80 (1081,65)	173,19 (1256,54)	96,12 (675,04)	228,74 (1735,94)	272,78 (1873,73)	170,91 (1471,35)
Capital Humano:						
Escolaridad	9,70 (5,28)	10,32 (4,94)	8,79 (5,61)	10,04 (5,05)	10,82 (4,51)	9,02 (5,52)
Edad	38,27 (9,65)	38,34 (9,79)	38,16 (9,45)	39,65 (9,61)	39,62 (9,50)	39,70 (9,76)
Experiencia	22,57 (11,90)	22,02 (11,60)	23,36 (12,28)	23,61 (11,86)	22,80 (11,32)	24,68 (12,46)
Sectores:						
Participación Priv/Pub.						
Sector Privado	84,95	85,27	84,49	86,90	86,02	88,05
Sector Público	15,05	14,73	15,51	13,10	13,98	11,95
Total	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00
Participación Sectores (%)						
Agric, Silvíc. y Pesca	1,59	2,47	0,32	1,25	1,62	0,76
Extractivas	1,52	2,43	0,21	1,17	1,92	0,19
Industria	16,30	18,57	13,01	15,80	17,25	13,89
Electricidad, Gas	0,57	0,85	0,13	0,43	0,62	0,15
Construcción	9,98	16,59	0,36	9,06	15,71	0,33
Comercio	31,09	19,61	47,80	33,26	19,15	51,80
Transporte, comunic.	8,34	13,25	1,20	10,13	16,96	1,16
Financiera	4,55	5,47	3,21	5,51	6,40	4,35
Servicios	26,06	20,76	33,76	23,39	20,37	27,37
Total	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00
Discriminación:						
Género	0,407 (0,49)	0,00 (0,00)	1,00 (0,00)	0,432 (0,50)	0,00 (0,00)	1,00 (0,00)
Grupo Etnico	0,381 (0,49)	0,381 (0,49)	0,381 (0,49)	0,305 (0,46)	0,299 (0,46)	0,313 (0,46)
Genero*Grupo Etnico	0,155 (0,36)	0,00 (0,00)	0,381 (0,49)	0,135 (0,34)	0,00 (0,00)	0,313 (0,46)
Numero de Obs.	7391	4365	3026	1515	854	661

(*) En dólares de 1999.

(**) Las cifras en paréntesis corresponden a la desviación standard.

Cuadro 4
Especificaciones sin corrección del sesgo de selección
Bolivia, 1994-1999

Variables:	Mayores de 10 años		25-65 años	
	1994	1999	1994	1999
Capital Humano:				
Escolaridad	0,087 (40,70)	0,084 (13,65)	0,082 (32,09)	0,081 (11,35)
Experiencia	0,048 (28,42)	0,046 (9,87)	0,030 (6,68)	0,028 (3,03)
Experiencia2	-0,0006 (-19,87)	-0,0006 (-7,63)	-0,0004 (-6,80)	-0,0003 (-2,14)
Sectores:				
Sector Público	-0,104 (-3,56)	0,199 (-2,66)	-0,126 (-3,73)	0,307 (4,01)
Ramas Actividad:				
Agricultura	0,022 (0,35)	-0,382 (-1,92)	-0,028 (-0,38)	-0,335 (-2,20)
Extractivas	0,313 (5,13)	0,738 (4,47)	0,262 (4,04)	0,607 (3,42)
Industria	-0,093 (-3,58)	-0,150 (-2,08)	-0,116 (-3,76)	-0,205 (-2,46)
Electricidad	0,161 (2,42)	0,358 (1,98)	0,138 (2,03)	0,287 (1,47)
Construcción	0,178 (6,68)	0,355 (4,53)	0,140 (4,34)	0,280 (3,13)
Transporte	0,188 (6,02)	0,200 (2,36)	0,176 (4,91)	0,081 (0,91)
Financiera	0,202 (4,33)	0,407 (3,41)	0,194 (3,70)	0,322 (2,30)
Servicios	-0,158 (-6,23)	-0,053 (-0,71)	-0,170 (-5,28)	-0,219 (-2,66)
Discriminación:				
Género	-0,442 (-19,78)	-0,366 (-6,38)	-0,471 (-17,85)	-0,435 (-6,73)
Etnia	-0,213 (-10,78)	-0,211 (-3,36)	-0,244 (-10,92)	-0,227 (-3,32)
Género*Etnia	0,080 (2,47)	-0,130 (-1,34)	0,091 (2,41)	-0,202 (-1,55)
R2 ajustado	36,25	32,59	32,34	32,65
Test F	310,80	47,98	186,70	34,24
Obs.	9678	7391	7391	1515

Test t asintótico entre paréntesis.

* Dummy igual a 1 si es mujer.

** Dummy por origen étnico igual a 1 si es quechua o aymara.

*** Dummy interacción igual a 1 si es mujer de origen étnico.

Cuadro 6
Especificaciones corregidas por el sesgo de selección
sin Ramas de Actividad. Bolivia, 1994-1999

Variables:	Mayores de 10 años		25-65 años	
	1994	1999	1994	1999
Capital Humano:				
Escolaridad	0,082 (36,59)	0,080 (12,52)	0,082 (31,93)	0,080 (11,12)
Experiencia	0,033 (13,27)	0,027 (3,77)	0,025 (7,36)	0,024 (2,58)
Experiencia2	-0,0004 (-8,70)	-0,0003 (-2,67)	-0,0003 (-4,19)	-0,0003 (-1,67)
Sectores:				
Sector Público	-0,270 (-11,95)	0,101 (1,62)	-0,295 (-12,10)	0,117 (1,84)
Discriminación:				
Género *	-0,439 (-19,21)	-0,374 (-6,26)	-0,455 (-16,78)	-0,481 (-7,12)
Etnia **	-0,219 (-10,86)	-0,218 (-3,40)	-0,244 (-10,71)	-0,201 (-2,99)
Género*Etnia ***	0,086 (2,47)	-0,182 (-1,54)	0,101 (2,58)	-0,227 (-1,73)
Lambda	-0,250 (-12,50)	-0,336 (-3,73)	-0,214 (-7,13)	-0,132 (-2,64)
Obs.	9045	1884	7148	1487

Test t asintótico entre paréntesis.

* Dummy igual a 1 si es mujer.

** Dummy por origen étnico igual a 1 si es quechua o aymará.

*** Dummy interacción igual a 1 si es mujer de origen étnico.

Cuadro 10
Contribución a la desigualdad de ingresos
Bolivia 1994-1999 (en porcentajes)

	Mayores de 10 años		25-65 años	
	1994	1999	1994	1999
Total Capital Humano	74,1	70,5	73,0	65,6
Educación	61,1	59,1	62,9	56,9
Experiencia	13,0	11,4	10,1	8,7
Total Sectores:	-1,9	1,3	-1,8	1,3
Sector Público	-1,9	1,3	-1,8	1,3
Total Discriminación	27,8	28,2	28,8	33,1
Género	26,0	20,3	27,1	23,4
Etnia	4,1	3,7	4,6	4,0
Género*etnia	-2,3	4,2	-2,9	5,7

Fuente: Elaboración propia en base a datos de INE.