

QUÉ EXPLICA LA DESIGUALDAD EN LA DISTRIBUCIÓN  
DEL INGRESO EN LAS ÁREAS URBANAS DE BOLIVIA: UN ANÁLISIS  
A PARTIR DE UN MODELO DE MICROSIMULACIÓN

A. W. Ernesto Yáñez A.

**Resumen**<sup>1</sup>

*El trabajo analiza el proceso microeconómico que está detrás del cambio en la desigualdad durante el periodo 1999-2002. Para esto se utilizan técnicas de microsimulación que permiten una aproximación al comportamiento microeconómico que explica la desigualdad. Se estiman, modelos de participación en el mercado laboral, ecuaciones de ingresos laborales y modelos de determinantes para el logro educativo. Estos resultados son utilizados como insumos para simular, en el año 1999, la participación laboral, el desempleo, la estructura educativa y los retornos al capital humano que se observa en el año 2002. Se concluye que la evolución de la desigualdad responde negativamente al desempeño del mercado laboral (participación, desempleo y precios) y positivamente a las modificaciones en la estructura educativa.*

**Palabras clave:** Desigualdad en la distribución del ingreso, microsimulación, Bolivia  
**Clasificación JEL:** D31, C25, C35

---

<sup>1</sup> Se agradecen los valiosos comentarios del Dr. José Luis Raymod, del Dr. David Pujolar, del Dr. Xavier Ramos y del doctorando Scarlet Escalante. Las opiniones vertidas en el trabajo no comprometen la posición del Departamento de Economía Aplicada de la UAB ni UDAPE.

# 1 Introducción

Bolivia, pese a mostrar cierta estabilidad en términos macroeconómicos, tiene en términos sociales resultados que lo hacen comparable sólo con los países del Sub-Sahara de África, y no así con los países de América Latina<sup>2</sup>. Así, en términos de pobreza, Bolivia es el país más pobre de Sud América: tres de cada cinco personas son pobres y de estos dos son pobres extremos. En lo que a la desigualdad se refiere, datos para los últimos años confirman que, los niveles en el país han superado incluso al Brasil - país que tradicionalmente es una de las economías con mayor desigualdad en el planeta -. Ante estos resultados, la reducción de la pobreza y la mejora en la distribución del ingreso son dos objetivos que, en los últimos años, se han convertido en pilares fundamentales de la política económica y social del país.

El presente trabajo orienta su interés al estudio del segundo elemento. Este interés se justifica, no solo desde un punto de vista ético, si no también por las consecuencias (presiones redistributivas y/o conflictos sociales) que podría tener el no atender la fuerte desigualdad que se observa y que cada día polariza y enfrenta a la sociedad boliviana. Convencido de la importancia que tiene comprender el proceso microeconómico que esta detrás de las modificaciones de la desigualdad, el estudio orienta sus esfuerzos a investigar los factores que explican el comportamiento de la desigualdad durante el periodo 1999-2002. Para esto se utiliza las técnicas de microsimulación, las mismas permiten una aproximación a los factores microeconómicos que determinan los cambios en la distribución del ingreso.

El análisis se concentra en las áreas urbanas, ya que las mismas además de reunir más del 63% del total de la población, permiten una mejor aproximación a los ingresos laborales, facilitando así llevar adelante las microsimulaciones planteadas. El análisis muestra que el comportamiento microeconómico que explica la desigualdad responde a la interacción de dos fuerzas: por un lado, la dinámica del mercado laboral -con un fuerte sesgo a incrementar la desigualdad- y por otro la dinámica del capital humano que presentan un sesgo a disminuir la desigualdad.

El trabajo se organiza de forma convencional. En la parte dos se presenta el conjunto de elementos metodológicos y conceptuales que se utilizan. El capítulo tres, describe de manera resumida las fuentes y los datos con los que se trabaja. En la parte cuatro se contextualiza la desigualdad a partir del análisis de indicadores tradicionales. En el capítulo cinco, se desarrolla y discute el modelo de microsimulación. Finalmente, se presentan las conclusiones del estudio

---

<sup>2</sup> La única excepción en Latino América es Haití, país que muestra indicadores sociales más deteriorados.

## 2 Aspectos Metodológicos y conceptuales

### 2.1 El modelo de microsimulación

Boullion et. al. (1998), Bourguignon et. al (1998), Grimm, (2001), González-Rosada & Menéndez (2000) y (2002) y Gasparini et. al. (2002), muestran que los cambios temporales en el ingreso y en la distribución del mismo responden principalmente a tres características: (i) individuos con características dadas y misma ocupación pero con ingresos diferentes, derivados de diferentes precios o retornos asociados a sus activos, principalmente el capital humano (*efecto precio o retorno*), (ii) personas con características dadas pero con elecciones laborales distintas y por tanto con remuneraciones también distintas (*efecto participación y efecto desempleo*) y, (iii) variaciones en el tiempo de características como edad, educación, tamaño de la familia, etc. tanto a nivel de individuos como de hogares (*efecto población*). Adicionalmente, se debe aumentar el impacto de aquellos factores **no observables** que pueden afectar tanto al nivel de ingresos como a la distribución de los mismos. Estos cuatro elementos son la base de una metodología de descomposición, que identifica estos efectos, los analiza, los relaciona con los cambios en la desigualdad y los explica a partir de la evolución general de la economía.

Siguiendo a Bourguignon et. al. (1998) y González-Rosada & Menéndez (2002), el trabajo define al ingreso de un hogar  $i$  en el periodo  $t$  ( $y_{it}$ ) como la suma del ingreso laboral ( $yl_{it}$ ) y el ingreso no laboral ( $ynl_{it}$ ). Este último es considerado como exógeno y por tanto no es sujeto de modelización<sup>3</sup>. Por el contrario, el ingreso laboral es modelado a partir de una función que depende de las características socioeconómicas del hogar -observables ( $x_{it}$ ) como no observables ( $e_{it}$ )-, de un vector de retornos ( $\beta_t$ ), de la tasa de desempleo ( $\mu_t$ ) y, un vector que describe la participación de la fuerza de trabajo ( $\lambda_t$ ).

$$yl_{it} = YL(x_{it}, e_{it}, \beta_t, \mu_t, \lambda_t) \quad (1)$$

Luego, la distribución del ingreso ( $D_t$ ) puede ser considerada como una función de las características sociodemográficas, de los precios o retornos, del nivel de desempleo y de los parámetros de comportamiento:

$$D_t = H(\{x_{it}, e_{it}\}, \beta_t, \mu_t, \lambda_t) \quad (2)$$

Donde  $\{.\}$  hace referencia a la distribución de la variable  $x_{it}$  en la población. A partir de (2), se puede definir cualquier medida de desigualdad para la población como:

$$I_t = F(D_t) \quad (3)$$

---

<sup>3</sup> Esta decisión esta justificada, ya que en el caso de estudio los ingreso laborales representan la mayor parte de los ingresos del hogar. Sin embargo, esto no implica que no sean considerados en el modelo. La forma como son incorporados esta presentada en las siguientes líneas.

Para analizar que ocurre cuando cambian los parámetros que definen ( $yI_{it}$ ), se reproduce el  $yI_{it}$  reemplazando los parámetros en  $t$  con parámetros contrafactuales. Se utiliza como contrafactuales los parámetros del periodo  $t+1$ . Por tanto, el ingreso laboral contrafactual ( $yI_{it}^*$ ), su distribución ( $D_t^*$ ) y su medida de desigualdad ( $I_t^*$ ) serán:

$$yI_{it}^* = YL(x_{it+1}, e_{it+1}, \beta_{t+1}, \mu_{t+1}, \lambda_{t+1}) \quad (1')$$

$$D_t^* = H(\{x_{it+1}, e_{it+1}\}, \beta_{t+1}, \mu_{t+1}, \lambda_{t+1}) \quad (2')$$

$$I_t^* = F(D_t^*) \quad (3')$$

Las diferencias entre (1) y (1'), (2) y (2'), (3) y (3') permiten ver el impacto del cambio en las características entre dos periodos  $t$  y  $t+1$ . Con el fin de conocer el impacto individual de cada cambio, se debe reemplazar de manera aditiva los contrafactuales y luego hallar las diferencias.

Un problema común en metodologías de microsimulación, es el que surge a partir de la elección del periodo base y del efecto base. Este problema es conocido como trayectoria de dependencia o "*path dependence*" y significa que la elección si importa. Por ejemplo, modificar primero la educación y luego la participación laboral puede tener un impacto distinto a modificar primero la participación y luego la educación. Por tanto, existe la posibilidad de obtener resultados diferentes. Para solucionar este problema, el trabajo realiza 3000 simulaciones y se calculan luego los intervalos de confianza al 95%, garantizando así la robustez de los resultados.

## 2.2 Estrategia de implementación y técnicas econométricas

El conjunto de parámetros de los cuales depende el ingreso, pueden ser identificados a partir de procedimientos econométricos para corte transversal teniendo siempre en cuenta la existencia de simultaneidad en los modelos a estimar. El primer paso consiste en simular los elementos contrafactuales para la participación en la población activa. Para esto se estima la probabilidad de pertenecer al grupo de empleados, desempleados y estar fuera de la fuerza laboral. Al ser estas alternativas mutuamente excluyentes, se estiman las probabilidades a partir de un modelo logit multinomial (McFadden ,1974 y Train, 2002), el mismo permite estimar la probabilidad que un individuo pertenezca a las categorías anteriores. Esta probabilidad viene definida por:

$$P_{ij} = \text{Pr ob}(V_{ij} + \varepsilon_{ij} > V_{ik} + \varepsilon_{ik}) = \text{Pr ob}(\varepsilon_{ik} < \varepsilon_{ij} + V_{ij} - V_{ik}) \quad j \neq k \quad j=1,2,3 \quad (4)$$

Donde  $V_{ij}$  es el componente conocido de la utilidad del individuo  $i$  de elegir  $j$ , y  $\varepsilon_{ij}$  es el componente aleatorio. El modelo asume que los términos aleatorios están distribuidos de manera independiente con una distribución Gumbel. Si se supone que  $\varepsilon_{ij}$  esta dado, (4) es la distribución acumulada para cada  $\varepsilon_{ik}$  evaluada en  $\varepsilon_{ij} + V_{ij} - V_{ik}$ . Realizando operaciones, considerando la independencia de los términos aleatorios y asumiendo que  $V_{ij}$  puede ser representada a partir de una función lineal de las características socioeconómicas  $X_i$ , se obtiene:

$$P_{ij} = \frac{e^{\delta' X_{ij}}}{\sum_{k=1}^3 e^{\delta' X_{ik}}} \quad (5)$$

Sin embargo, si se desea estimar las diferentes probabilidades a partir de (5) se obtiene más de una solución para el vector  $\delta$ , esto debido a que la ecuación (5) está sub-identificada. Para solucionar este problema, se elige una de las  $j$  alternativas como base con el fin de normalizar a cero el coeficiente para esta categoría. Esto se logra multiplicando y dividiendo (5) por  $e^{-x\delta_j}$  donde  $j$  es la categoría base. Entonces los coeficientes que se estiman deben ser interpretados como el efecto sobre la probabilidad de la diferencia, entre el verdadero coeficiente de la categoría y el coeficiente de la categoría base. Una vez realizada la normalización, se estiman las probabilidades de no participar en la fuerza laboral ( $P_{in}$ ), de estar empleado ( $P_{io}$ ) y la probabilidad de estar desempleado ( $P_{iu}$ ). Finalmente se estima la probabilidad de participar en la fuerza laboral ( $P_{ip}$ ), como la suma de  $P_{io}$  y  $P_{iu}$ .

### 2.2.1 Modificaciones de la tasa de participación

Para realizar esta modificación se aplica los coeficientes  $\delta$ , estimados para el periodo  $t+1$  a partir de (5), a las características que muestran los individuos en el periodo  $t$ . Se logra así reproducir la probabilidad de participar en el mercado laboral ( $P_{ip}^*$ ) como si el individuo hubiera decidido participar en el año  $t+1$ . Una vez obtenida  $P_{ip}^*$  se debe encontrar el número de individuos que participan en la fuerza laboral. Para esto se calcula el producto entre la población total en el periodo  $t$  ( $N_t$ ) y la tasa de participación en el periodo  $t+1$  ( $P_{t+1}$ ), lo que da como resultado el número de individuos asignados como contrafactuales ( $N_p^*$ ). Para identificar cuáles son los individuos de  $t$  que participan en el mercado laboral se realiza un muestreo secuencial tipo Poisson<sup>4</sup>. Para esto se genera, a partir de una distribución Poisson, una serie de números aleatorios  $\xi_{i,p}$  para cada individuo  $i$ . Luego se calcula el cociente entre el número aleatorio generado y la probabilidad contrafactual de participar en el mercado laboral ( $\zeta_{i,p} = \xi_{i,p} / P_{ip}^*$ ). Los individuos son ordenados de mayor a menor de acuerdo a  $\zeta_{i,p}$ , de forma que aquellos con mayor probabilidad de participar en la fuerza laboral sean los primeros. Para terminar, se asigna como individuos contrafactuales a los  $N_p^*$  primeros individuos.

Una vez determinados los individuos que participan de la fuerza laboral, se determina cuáles están desempleados. Para esto se calcula el número de contrafactuales desempleados ( $N_u^*$ ), como el producto de los contrafactuales en la fuerza laboral ( $N_p^*$ ) por la tasa de desempleo en  $t$  ( $\mu_t$ ). Para ver cuáles de los individuos contrafactuales están desempleados se repite un muestreo secuencial tipo Poisson. El procedimiento para el muestreo definido en el párrafo anterior es repetido, la única diferencia es que ahora el número aleatorio generado está

---

<sup>4</sup> Ver Rossen (1997) y Ohlsson, (1998).

dividido por la probabilidad de ser desempleado en el periodo  $t$  y no por  $P_{ip}^*$  es decir que ahora  $\zeta_{ip} = \xi_{i,p} / P_{in}$ . De esta forma se obtiene una población total  $N_t$ , de la cual  $N_p^*$  participa en la fuerza laboral, de los cuales  $N_u^*$  son considerados como desempleados.

El paso siguiente es asignar los ingresos laborales a la población contrafactual ocupada ( $N_o^*$ ). Es de esperar que en este grupo se encuentren tres tipos de individuos: los que estaban ocupados en  $t$ , los que estaban desempleados en  $t$  y los que estaban fuera de la fuerza laboral en  $t$ . Entonces, se le asigna al individuo que estaba ocupado en  $t$  y que ahora como población contrafactual sigue ocupado, los mismos ingresos que tenía en  $t$ . Los problemas aparecen en los dos últimos tipos de individuos, ya que no se puede observar su nivel de ingreso y por tanto no existe que asignarle. La solución es la imputación de ingresos laborales. Para lograr esto se estima una ecuación de salarios de tipo Mincer (Mincer, 1974) considerando a todos los individuos que estaban empleados en  $t$ . La ecuación para los ingresos laborales viene definida por:

$$\log w_i = X_i \beta + \varepsilon_i \quad (6)$$

Donde  $X_i$  son las características de la persona  $i$ ,  $\varepsilon_i$  es el termino aleatorio que resume los efectos de las características no observables y  $w_i$  es el ingreso laboral. Como ya es conocido (6) presenta problemas de sesgo de selección<sup>5</sup>, este problema es tratado con el método desarrollado por Heckman (1974), ampliado por Lee (1983) y generalizado por Bourguignon et. al. (2001).

Una vez tratado el sesgo de selección y estimada (6), se pueden imputar ingresos a los individuos desempleados o que estaban fuera de la fuerza laboral en  $t$ , y que ahora son individuos contrafactuales ocupados. Esta imputación se la realiza relacionando las características personales y familiares que mostraban en el periodo  $t$  y los parámetros obtenidos en la ecuación (6) corregida por el sesgo de selección. Si bien se han imputado ya ingresos esta no es completa, ya que no se han incorporado los factores no observables. Para completar el proceso se suma al ingreso imputado de cada individuo un término de residuo, este es generado aleatoriamente a partir de una distribución normal con una varianza igual a la varianza estimada para los residuos obtenidos en (6). Luego se agrega a los ingresos laborales contrafactuales los ingresos no laborales. Estos se suponen exógenos por lo que se suman, en los casos que se observen, al ingreso contrafactual. Por último, se reconstruye el ingreso laboral del hogar, se aplican las equivalencias de escala (definidas en el punto tres) y se estiman las nuevas medidas de desigualdad. La comparación entre las medidas obtenidas con la población original y las obtenidas con la población contrafactual permiten contar con una aproximación al impacto de las decisiones de participación laboral sobre la desigualdad, o lo que Bourguignon et. al. (1998) llamarían **efecto participación**.

---

<sup>5</sup> Ver Heckman (1974) y (1979) para más detalles.

### 2.2.2 Modificaciones en el nivel de desempleo

La filosofía de cambio presentada en el punto anterior rige también en este caso. Sin embargo algunas modificaciones son necesarias. Ahora la población contrafactual desempleada ( $N^*_{u}$ ) es estimada a partir del producto entre la población contrafactual que participa en la fuerza laboral ( $N^*_{p}$ ) y la tasa de desempleo observada en el periodo  $t+1$  ( $\mu_{t+1}$ ). Es decir que lo que ahora se reproduce en  $t$ , son las decisiones de participación y los niveles de desempleo de  $t+1$ . Para identificar a la población contrafactual desempleada, se realiza un muestreo aleatorio secuencial tipo Poisson. Se genera nuevamente un número aleatorio y se lo divide por la probabilidad contrafactual de estar desempleado:  $\zeta_{ip} = \xi_{i,p} / P^*_{iu}$ . La imputación de ingresos para aquellos individuos cuyo nivel de ingreso no es observable es igual al caso anterior.

Por último, la comparación entre las medidas obtenidas con la población contrafactual que incluyen cambios en la participación y las medidas obtenidas con la población contrafactual que incluyen cambios en el nivel de desempleo, muestra el impacto del desempleo sobre la desigualdad. Si se compara la medida de desigualdad de la población original con la que agrega los cambios anteriores se obtiene el impacto total de estos sobre la desigualdad o lo que se conoce como el **efecto desempleo**.

### 2.2.3 Modificaciones en la educación

Lo que se intenta representar es el comportamiento de la población en  $t$  si presenta la estructura educativa de  $t+1$ . Para empezar, se debe identificar la distribución del logro educativo ( $E_i$ ) a partir de regresionar esta característica sobre un vector de variables ( $x_i$ ) que la explican tanto en  $t$  como en  $t+1$ , a partir de:

$$E_i = X_i \omega_i + \varepsilon_i \quad (7)$$

Para simplificar el análisis, se supone que el término de error está distribuido de forma normal con media cero y desviación estándar  $\sigma_t$ . Para simular el efecto del cambio en la distribución de la educación, simplemente se utilizan los parámetros  $\omega$  estimados en  $t+1$  y el vector de características  $X_i$  observado en el periodo  $t$ . Se obtiene así los niveles de educación contrafactual. Luego se procede a imputar ingresos de la misma forma que la explicada en los puntos anteriores. La comparación entre las medidas de desigualdad obtenidas con la población original y las obtenidas con la nueva población contrafactual, permite ver el impacto del cambio en los niveles educativos de la población activa en la distribución del ingreso; esto se conoce como **efecto población** y como en el trabajo solo se modifica la educación nos referimos a él como **efecto educación**.

### 2.2.4 Modificaciones en las características socio demográficas.

Nuevamente se utiliza el procedimiento aplicado en los casos anteriores, sin embargo antes de realizar la imputación se reemplaza los coeficientes  $\beta$ , estimados en (6) y corregidos por el sesgo de selección, para el periodo  $t$  por los estimados en el periodo  $t+1$ , recién entonces se procede a imputar los ingresos. La comparación

entre las medidas de desigualdad permite ver el impacto del cambio en los retornos de las características individuales sobre la distribución del ingreso, esto se conoce como **efecto retorno o precio**.

### 3 Los datos

La información proviene de encuestas multipropósito aplicadas a hogares e individuos y desarrolladas por el Instituto Nacional de Estadística de Bolivia (INE). Específicamente, el trabajo usa las Encuestas de Medición de Condiciones de Vida (MECOVI). En base a esta información, el trabajo considera al individuo como unidad de análisis y asume al ingreso como *proxy* a la renta permanente. El estudio asume que el bienestar del hogar no depende solamente de los ingresos que tiene, si no que depende también de la composición y tamaño del hogar, por lo que se aplica la escala de equivalencia de Oxford para normalizar a los hogares. Se asume esta escala por que permite considerar al mismo tiempo tanto la composición como el tamaño familiar.

En lo que respecta a la presencia de hogares con ingresos nulos, el trabajo sigue la práctica usual de eliminarlos de la muestra el momento de estimar las medidas de desigualdad, sin embargo los considera el momento de realizar la microsimulación. Tal vez el principal inconveniente de eliminar a estos hogares sea el no considerar los efectos del desempleo sobre la desigualdad, el mismo que puede ser importante en periodos de desaceleración económica como es el analizado<sup>6</sup>.

Si bien el deflactar los ingresos de todos los individuos en la muestra no tiene un impacto sobre la desigualdad, es esencial para analizar el bienestar ya que esto implica comparaciones de ingresos medios y medianos (capacidad adquisitiva) en distintos periodos de tiempo. Considerando este argumento, los ingresos nominales fueron convertidos a valores reales de 1991 utilizando el índice de precios al consumidor (IPC) base 1991. Adicionalmente y con el fin de capturar la fuerte dolarización del país, los ingresos fueron convertidos a dólares americanos utilizando el tipo de cambio vigente en el mes de 1991 equivalente al mes en el que se levantaron las encuestas.

### 4 Contextualizando la desigualdad en las áreas urbanas

El gráfico No. 1 muestra la distribución del logaritmo del ingreso para 1999 y 2002<sup>7</sup>, como se observa la misma tiene la forma habitual de campana. Esto implica que la distribución del ingreso es asimétrica hacia la izquierda, mostrando mayor masa en los niveles de ingreso inferior-medio y mucho menos en los superiores. El gráfico permite ver un desplazamiento de la función del año 2002 hacia la

---

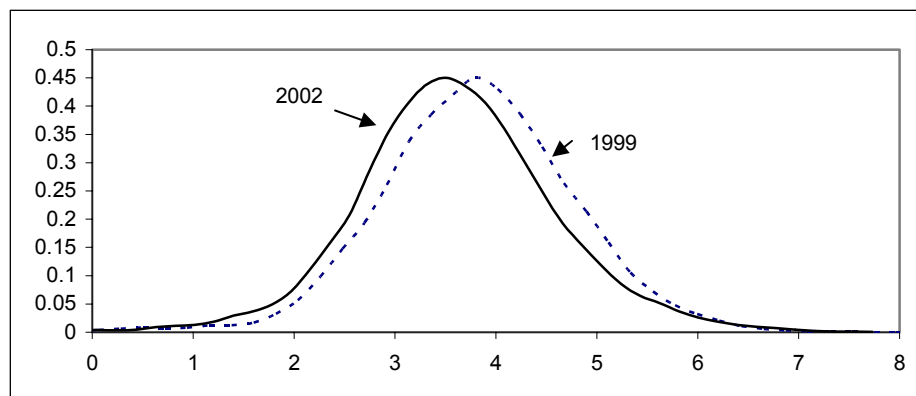
<sup>6</sup> Gasparini (1999) argumenta a favor de este procedimiento diciendo que “*esto no implica ignorar el efecto del desempleo sobre la desigualdad, ya que este es capturado por los salarios relativos de los ocupados*”.

<sup>7</sup> Las funciones fueron estimadas por el método no paramétrico de Kernel, ver Davidson (2000).



izquierda. Esto refleja la caída en el ingreso medio y sobre todo del mediano, posiblemente consecuencia de la crisis económica que enfrenta el país. Por otro lado, se observa que la función del último año es ligeramente menos apuntalada que la función del año 1999, lo que presenta indicios sobre el deterioro de la desigualdad. Las funciones para los años 2000 y 2001 no se presentan, ya que su comportamiento es similar a la del año 2002.

**Gráfico No. 1: Funciones de densidad del logaritmo del ingreso per capita adulto equivalente**



**Fuente:** Elaboración propia en base a datos de la encuesta MECOVI 1999 y 2002

El conjunto de medidas de desigualdad presentadas en la Tabla No.1 ayudan a ampliar la visión sobre la desigualdad. Como era de esperar, por la forma funcional presentada en el gráfico anterior, el ingreso mediano es menor que el ingreso medio reflejando así la presencia de una función de distribución asimétrica. Entre 1999 y el 2002, se evidencia una caída del ingreso mediano, lo que implica una caída en el bienestar de las personas. También se observa que el ingreso medio ha descendido, sin embargo esta caída no es significativa. Es evidente que el comportamiento del ingreso mediano, esta reflejando el impacto de la crisis económica.

La tabla N°. 1, confirma el aumento de la desigualdad entre 1999 y el 2002. Se debe notar cierta estabilidad en los últimos años, ya que las diferencias observadas son estadísticamente no significativas. Por lo que no se podría sacar conclusiones definitivas sobre el comportamiento de la desigualdad en estos años. En todo caso, esta claro que la desigualdad ha aumentado entre 1999 y 2002, ya que todas las medidas reportadas muestran esa tendencia, y se considera a la misma como consistente pues fue validada a partir de los criterios de dominancia estocástica<sup>8</sup>.

<sup>8</sup> Ver anexo 1 para mas detalles sobre el análisis de dominancia.

**Tabla 1: Medidas de desigualdad área urbana de Bolivia 1999-2002**

	1999	2000	2001	2002
<b>Ingreso medio</b>	69.09	68.16	68.87	68.82
<b>Ingreso mediano</b>	43.79	38.12	39.47	38.08
<b>Gini</b>	0.50	0.55	0.54	0.55
<b>G(0)</b>	0.46	0.56	0.53	0.55
<b>G(1)</b>	0.48	0.62	0.60	0.61
<b>G(2)</b>	1.05	1.4	1.36	1.33

**Fuente:** Elaboración propia en base a MECOVI 1999,2000,2001 y 2002

\* G(0) es mas sensible a la porción inferior de la distribución, G(2) es mas sensible a la cola superior, G(1) es intermedia y el GINI pondera mas a los niveles cercanos a la media.

En resumen, se observa un estancamiento del ingreso medio, una disminución del ingreso mediano y un fuerte crecimiento de la desigualdad que si se suma a los niveles de pobreza observados muestra, por un lado, la existencia de un grupo de la sociedad que disminuye su tamaño pero que incrementa sus niveles promedio de ingreso y otro grupo que incrementa su tamaño pero reduce sus niveles promedio de ingreso.

## 5 Modelo de microsimulación para la desigualdad en la distribución del ingreso

### 5.1 Modelo logit multinomial de participación en la fuerza laboral

La estimación de modelos logit multinomiales para la participación tiene un doble objetivo: Primero, obtener las probabilidades necesarias para construir la población contrafactual; y segundo permitir estimar los parámetros necesarios para corregir el sesgo de selección que se presenta en el modelo Mincer. Es importante señalar, que se estima un modelo de participación para todos los individuos en conjunto. Esta estrategia, difiere de otros estudios (Bourguignon et. al., 1998; Gasparini et. al., 2002 y Ferreira et. al., 2000), donde se estiman modelos de forma secuencial. Se asume esta estrategia pues las pruebas preliminares, con modelos secuenciales no mostraron resultados consistentes.

La variable dependiente se generó a partir de información sobre la condición de actividad del individuo. Se asigno el valor de 0 si el individuo esta fuera de la fuerza laboral (PEI), 1 si el individuo esta dentro de la PEI y esta ocupado y 2 si el individuo esta dentro de la PEI pero muestra una condición de desocupado. El vector de variables explicativas esta compuesto por la experiencia, que esta calculada como la edad del individuo menos los años dedicados por completo a la educación y los años de infancia - seis años -; los años de escolaridad como *proxy* al capital humano y el cuadrado de la experiencia para controlar no linealidades. Se incluye también las siguientes variables dicotómicas: Jefe de hogar que asume el valor de 1 si el individuo es el jefe de hogar, Casado que asume el valor de 1 si el

individuo esta casado, Etnia del jefe que asume el valor de 1 si el jefe de hogar es de origen indígena, por último se controla por la interacción entre el ser jefe de hogar y estar ocupado y ser hombre y estar casado. Los resultados son presentados en la tabla siguiente, mientras que en los anexos se muestra las pruebas de significancia.

**Tabla No. 2: Modelo Logit Multinomial para condición de actividad del individuo**

<b>Ocupado Vs. Fuera fuerza laboral</b>				
<b>Variable</b>	<b>1999</b>		<b>2002</b>	
	<b>Coefficiente</b>	<b>t</b>	<b>Coefficiente</b>	<b>t</b>
Experiencia	0.1871	21.32	0.1859	30.2
Experiencia <sup>2</sup>	-0.0030	-20.41	-0.0029	-28.75
Escolaridad	0.0917	9.83	0.0853	12.49
Jefe de hogar	1.0425	8.08	1.0760	11.12
Casado	-0.5934	-5.42	-0.4615	-5.84
Etnia del jefe	0.5670	7.02	0.3333	6.15
Hombre casado	1.8555	11.11	1.6778	13.52
Jefe ocupado	1.5888	15.02	1.8086	22.17
Constante	-3.6916	-22.51	-3.7752	-30.81
<b>Desocupado Vs. Fuera fuerza laboral</b>				
<b>Variable</b>	<b>1999</b>		<b>2002</b>	
	<b>Coefficiente</b>	<b>t</b>	<b>Coefficiente</b>	<b>t</b>
Experiencia	0.1036	5.51	0.1183	9.86
Experiencia <sup>2</sup>	-0.0023	-6.2	-0.0023	-10.3
Escolaridad	0.0586	3.08	0.0510	4.13
Jefe de hogar	0.6360	2.67	0.4899	2.99
Casado	-0.0154	-0.07	-0.1934	-1.32
Etnia del jefe	0.4460	2.64	0.2315	2.28
Hombre casado	1.1194	3.84	1.0772	5.28
Jefe ocupado	-0.4877	-2.99	-0.4636	-4.28
Constante	-3.2365	-11.52	-2.8912	-15.71
N	5379		10358	
Chi <sup>2</sup> (16)	2381.63		4714.95	
p-value	0.000		0.000	
Mac Faden R <sup>2</sup>	0.266		0.269	

**Fuente:** Elaboración propia en base a datos MECOVI 1999 y 2002

\*La categoría base es la condición de inactivo (fuera de la fuerza laboral)

\*\* El modelo se estima para la población mayor a 10 años.

Es importante tener precaución en la interpretación de los resultados ya que muestran el efecto de una característica sobre la probabilidad de la diferencia, entre el verdadero coeficiente de la categoría y el coeficiente de la categoría base, y no la dirección del impacto de una característica particular sobre la variable dependiente; como es habitual en otros modelos econométricos. Así se observa que la experiencia aumenta la probabilidad de elegir participar en la fuerza laboral (ya sea como ocupado o desocupado), se observa una relación significativa, estable y convexa. La educación, muestra también una relación positiva con la probabilidad de elegir participar en la fuerza laboral, este comportamiento era esperado ya que a mayor

educación los costes de oportunidad de estar inactivo son más altos. El ser jefe de hogar fortalece la probabilidad de participar en el mercado laboral, esta característica tiene un mayor impacto en la probabilidad de estar ocupado, siempre condicional a participar de la fuerza laboral. El estado civil, y más específicamente el estar casado o convivir, desalientan la elección de ser parte de la fuerza laboral. Sin embargo, cuando esta variable interactúa con el sexo del individuo, se evidencia que el ser hombre y estar casado fortalece la probabilidad de ser parte de la población activa. El hecho de pertenecer a un hogar en el que el jefe sea de origen indígena aumenta la probabilidad de ingresar a la fuerza laboral. Hogares con jefes ocupados tienen más probabilidad que sus miembros, que elijan ser parte de la fuerza laboral, estén ocupados.

Con el fin de permitir una mejor comprensión de los resultados anteriores se presenta la tabla No. 3. La primera fila (Pr (y/x)) muestra las probabilidades que se obtienen cuando se considera la media de las variables experiencia, experiencia<sup>2</sup> y escolaridad y las modas del resto de variables. Usando estas probabilidades como referencia, se realiza el siguiente conjunto de simulaciones. Cuando se simula un nivel de experiencia igual a cero, las probabilidades de estar fuera de la fuerza laboral aumentan. Lo mismo ocurre cuando se simula niveles de escolaridad nulos. Ambos comportamientos eran los esperados, pues los costos de oportunidad de estar fuera de la fuerza laboral son bajos en esas circunstancias.

**Tabla No. 3: Simulación de cambios en la probabilidad de estar ocupado, desocupado y fuera de la fuerza laboral**

	1999			2002		
	Ocupado	Desocupado	Fuera de la fuerza laboral	Ocupado	Desocupado	Fuera de la fuerza laboral
Pr (y/x)	0.503	0.028	0.468	0.525	0.041	0.433
Experiencia =0 & Experiencia <sup>2</sup> =0	0.214	0.031	0.755	0.215	0.040	0.745
Escolaridad =0	0.309	0.024	0.667	0.356	0.038	0.606
Escolaridad =17	0.668	0.029	0.303	0.686	0.040	0.274
Jefe de hogar =1	0.732	0.028	0.240	0.755	0.033	0.212
Etnia del jefe =1	0.634	0.032	0.334	0.602	0.043	0.356

**Fuente:** Elaboración propia en base a Tabla No. 4

Por el contrario, cuando la escolaridad es máxima la probabilidad de estar ocupado aumenta disminuyendo la probabilidad de estar fuera de la fuerza laboral. Un resultado similar se encuentra cuando el individuo es el jefe de hogar. El origen étnico muestra incrementos en la probabilidad de participar de la fuerza laboral, pero a diferencia de los otros casos la probabilidad de estar desocupado también incrementa, reflejando así la existencia de discriminación. Es importante notar el incremento de la probabilidad de estar desocupado, hecho que no sucede en el caso de las otras dos probabilidades. La crisis económica que atraviesa el país puede explicar este comportamiento.

## 5.2 Modelo para ingresos laborales mensuales

La ecuación de selección usada para corregir la ecuación de salarios es la misma que fue presentada en la Tabla No. 2, proceder de esa manera proporciona mayor robustez a los resultados ya que ambas son estimadas de manera relacionada. Para la estimación de la ecuación de salarios se utilizaron como variables independientes a la experiencia, la experiencia al cuadrado, los años de escolaridad, el sexo y la condición étnica. La ecuación esta controla por un conjunto de variables dicotómicas de localización, las dos primeras controlan por la ubicación geográfica, mientras que la tercera permite controlar el dinamismo económico de las regiones. Estas últimas variables están definidas como: Valle que asume el valor de 1 si el individuo reside en el valle, Llano que asume el valor de 1 si el individuo reside en el llano y Eje que asume el valor de 1 si el individuo reside en uno de los departamentos del eje central. Por otro lado, y considerando la presencia de trabajadores cuenta propia y la fuerte variabilidad que estos muestran en sus salarios, se adiciona una variable dicotómica que asume el valor de 1 si el individuo es cuenta propia y 0 en otro caso. Se incluye las correcciones por sesgo de selectividad, las mismas que como se menciono fueron obtenidas a partir de la estimación logit multinomial. Los resultados de la estimación son presentados en la tabla No.4.

**Tabla No. 4: Modelo Mincer para la estimación del salario mensual**

Variable	1999		2002	
	Coefficiente	t	Coefficiente	t
Experiencia	0.0249	4.61	0.0326	7.21
Experiencia <sup>2</sup>	-0.0002	-2.6	-0.0004	-5.98
Escolaridad	0.0761	16.02	0.0705	19.31
Etnia del jefe	-0.2189	-5.11	-0.2145	-6.72
Mujer	-0.3071	-6.92	-0.2226	-6.41
Cta. Propia	-0.3332	-9.01	-0.3843	-13.54
Valle	0.2559	5.88	0.0821	2.56
Llano	0.4249	10.29	0.1497	4.3
Eje	0.1590	4.55	0.0938	3.43
_m0	0.6995	4.48	0.7404	4.53
_m1	-0.1450	-1.71	-0.0868	-1.09
_m2	-1.3162	-2.19	-1.3430	-3.1
Constante	5.6541	48.38	5.7727	61.53
Implied res. S. E.	0.8411		0.9171	
N	2547		5018	
Prob > F	0.0000		0.0000	
Akaike	2.504		2.679	
R <sup>2</sup>	0.368		0.289	
Adj. R <sup>2</sup>	0.365		0.288	

**Fuente:** Elaboración propia en base a datos MECOVI 1999 y 2002

\* Solo incluye aquellas personas de más de 10 años que reportan ingresos laborales.

\*\*El modelo se estimo por mínimos cuadrados ponderados para considerar la heterocedasticidad existente debido a la selectividad.

Los resultados reportan que los retornos asociados a la experiencia son significativos y aumentaron durante el periodo de estudio (aunque la diferencia es significativa solo en el caso del componente cuadrático). La evolución del componente cuadrático permite ver que la relación cóncava, que muestra la experiencia con el logaritmo de los ingresos, se acentuó el último año provocando una relación más pendiente.

En lo que hace a la educación su impacto disminuye considerablemente en el tiempo adoptando una forma con menor pendiente (sin embargo esta diferencia no es estadísticamente significativa). Con el fin de tener un mayor conocimiento sobre la rentabilidad de la educación se ha estimado un modelo que incluye dummies de nivel para la educación (el modelo no se incluye en el trabajo pero esta disponible a solicitud). Los resultados de este modelo confirma la caída en los rendimientos y del perfil acumulativo de la educación.

Respecto a las variables socioeconómicas, que controla el origen étnico y el género se observa que mantienen una relación negativa y significativa con los ingresos (esta relación es mucho más importante que la que se observa con las variables de capital humano). Este resultado deja en claro la existencia de discriminación en el mercado laboral<sup>9</sup>, y por tanto se hacen evidentes las consecuencias sobre la desigualdad y la pobreza. Tal vez valga la pena destacar la significativa reducción desde el punto de vista estadístico que se observa, entre periodos, en las diferencias salariales entre sexos; este comportamiento sin duda tiene un efecto reductor de la desigualdad y de la pobreza. La variable control cuenta propia, tiene signo negativo y es significativa en ambos años mostrando que existe un castigo, en términos de ingreso, para las personas que optan por ser cuenta propias en relación a otras actividades remuneradas.

Las variables dicotómicas de localización son significativas y muestran que residir en el valle o en el llano antes que en el altiplano - grupo control - incrementa el nivel de ingresos. El dinamismo económico de las regiones se refleja en el mayor ingreso que alcanzan los individuos que residen en el eje central del país. Sin embargo, es importante señalar que el conjunto de variables de localización pierden peso en el tiempo. Este comportamiento podría ser consecuencia de la crisis económica que, en los últimos años, enfrenta el país. Así en el año 1999, residir en el eje central incrementa el ingreso en 15% mientras que el 2002 la misma decisión de localización incrementa el ingreso en 9%.

Por último, es importante señalar que las estimaciones anteriores reflejan, no solo, los cambios en los retornos, si no también los cambios que se verificaron en el mercado laboral como consecuencia de dinámicas coyunturales de tipo macroeconómico (cambios que son recogidos en gran parte por la evolución de los ingresos).

---

<sup>9</sup> Es importante mencionar que en el caso del género, la discriminación puede estar respondiendo a diferencias en roles y/o de elección ocupacional tradicionales a cada sociedad.

### 5.3 Modelo OLS para nivel educativo

Se han estimado dos modelos para cada año, uno para el jefe de hogar y su cónyuge y otro para el resto de miembros. Se opta por esta estrategia, pues se evidenció que el vector que explica el logro educativo del jefe de hogar y de su cónyuge difiere del vector que explica el nivel educativo del resto de miembros del hogar. Además, cuando se estimaron modelos conjuntos los niveles de ajuste que se alcanzaban eran bajos y muchas de las causalidades presentaban signos errados.

Los resultados son presentados en la tabla No. 5, estos muestran los signos esperados y el ajuste que se logra es considerado aceptable para estudios de corte transversal. Se evidencia que el intercepto reduce su valor en el tiempo en el caso de otros miembros y se mantiene constante para el caso del jefe y su cónyuge. Esto implica que las proyecciones para la escolaridad, controladas por el resto de variables, serán mas bajas para el resto de miembros y constantes en el caso del jefe y su cónyuge. El efecto de la edad es estable y tiene una forma convexa en ambos casos. La variable mujer modifica su comportamiento en el caso de otros miembros, disminuyendo no solo significancia sino también su impacto sobre la escolaridad, lo que implica que las mujeres en los últimos cuatro años han retrocediendo, en relación a los hombres, en su progreso educativo. El impacto de ser indígena evoluciona, en ambos casos, de forma positiva. Este hecho lleva a pensar que los logros educativos de la población indígena esta en un constante crecimiento sobre todo en las generaciones mas jóvenes. Como era de esperar cuantos mas hijos menores a 16 años existan en el hogar, menor será el logro educativo. En lo que hace al resto de los miembros, destaca la importancia (positiva y muy significativa) que tiene la educación del jefe y el cónyuge del jefe. Por último, es interesante el comportamiento de las variables de localización, por ejemplo en el caso de eje pasa de positiva y significativa a ser negativa y no significativa. Algo similar ocurre en el caso de los variables llano y valle, la primera si bien no cambia de signo pierde significatividad mientras que la segunda cambia de signo y aumenta su significatividad.

Estos comportamientos muestran en primer lugar que las disparidades educativas vinculadas al dinamismo económico de las regiones esta desapareciendo y por tanto la hipótesis planteada en el párrafo anterior también se estaría diluyendo. En segundo lugar muestran que las disparidades educativas que mostraban tanto el llano como el valle en relación al altiplano también están desapareciendo.

Tabla No. 5: Modelo para nivel educativo

	1999				2002			
	Otros miembros		Jefe de Hogar		Otros miembros		Jefe de Hogar	
	Coefficiente	t	Coefficiente	t	Coefficient e	t	Coefficient e	t
EJE	0.40054	3.44			-0.1513	-1.78		
Valle			-0.0275	-0.13			0.2101	1.44
Llano			-1.1057	-5.70			-0.0459	-0.32
Edad	0.57692	18.28	0.1541	4.69	0.6065	28.74	0.0789	3.58
		-						
Edad <sup>2</sup>	-0.00716	15.85	-0.0028	-7.63	-0.0077	-26.63	-0.0020	-8.28
Mujer	0.10197	0.90	-1.6461	-9.85	0.0531	0.64	-1.5897	-13.81
		-						
Etnia del jefe	-0.23336	-1.81	-3.6272	17.73	0.2247	2.39	-1.2552	-9.94
Escolaridad jefe	0.11845	8.39			0.1370	12.62		
Escol. cónyuge	0.03143	2.68			0.0282	3.00		
Asiste	0.91696	9.27	2.2957	8.44	0.5424	7.05	2.6387	11.32
Número de hijos	-0.86736	-7.60	-0.3817	-5.57	-0.7107	-9.57	-0.5316	-12.99
Número de hijos <sup>2</sup>	0.09443	4.98			0.0591	5.26		
Log ing. equiv. p.c. (US\$)	0.00543	5.38	0.0094	3.68	0.0044	6.59	0.0118	12.56
_cons	0.39781	0.79	9.7091	13.65	0.0980	0.28	9.9687	20.60
N	2525		2854		4765		5593	
Prob > F	0.000		0.000		0.000		0.000	
Akaike	4.904		5.6990		4.941		5.757	
R <sup>2</sup>	0.454		0.3410		0.448		0.29	
R <sup>2</sup> ajustado	0.451		0.339		0.447		0.289	

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

\*El modelo se estimó con el método de *Huber/White/sándwich* para controlar la presencia de heteroscedasticidad

\*\* El modelo se estima para la población mayor a 10 años.

#### 5.4 Resultados de la microsimulación

A partir de las estimaciones de ingresos, de participación laboral y de determinantes del logro educativo, se realizaron una serie de microsimulaciones con el fin de identificar patrones que se generan cuando se impone, al año 1999, la estructura microeconómica observada el año 2002. La tabla No. 6 presentan los resultados obtenidos.

Antes de continuar, es importante señalar que el fin de la microsimulación no es reproducir los resultados observados, sino más bien permitir un mejor conocimiento del comportamiento microeconómico de la población ante cambios que puedan surgir como consecuencia de cambios en la estructura laboral, educativa, etc.



**Tabla No. 6: Resultados para la microsimulación**

	<b>G(0)</b>	<b>G(1)</b>	<b>G(2)</b>	<b>GINI</b>
Desigualdad en 1999	0.46	0.48	1.05	0.50
Efecto participación	0.5632 (0.5234 ; 0.6028)	0.5660 (0.4738 ; 0.6581)	1.4203 (0.4312 ; 2.409)	0.5365 (0.5181 ; 0.5548)
Efecto Participación y desempleo	0.5909 (0.5480 ; 0.6337)	0.6235 (0.5292 ; 0.7177)	1.6847 (0.7348 ; 2.6346)	0.5509 (0.5313 ; 0.5706)
Efecto participación, desempleo y educación	0.5789 (0.5363 ; 0.6214)	0.5912 (0.4879 ; 0.6945)	1.6005 (0.4247 ; 2.776)	0.5439 (0.5243 ; 0.5634)
Efec. partic., desempleo, educación y retorno	0.6522 (0.6185 ; 0.6855)	0.6023 (0.5435 ; 0.6611)	1.1955 (0.7213 ; 1.669)	0.5627 (0.5487 ; 0.5766)
Desigualdad en 2002	0.55	0.61	1.33	0.55

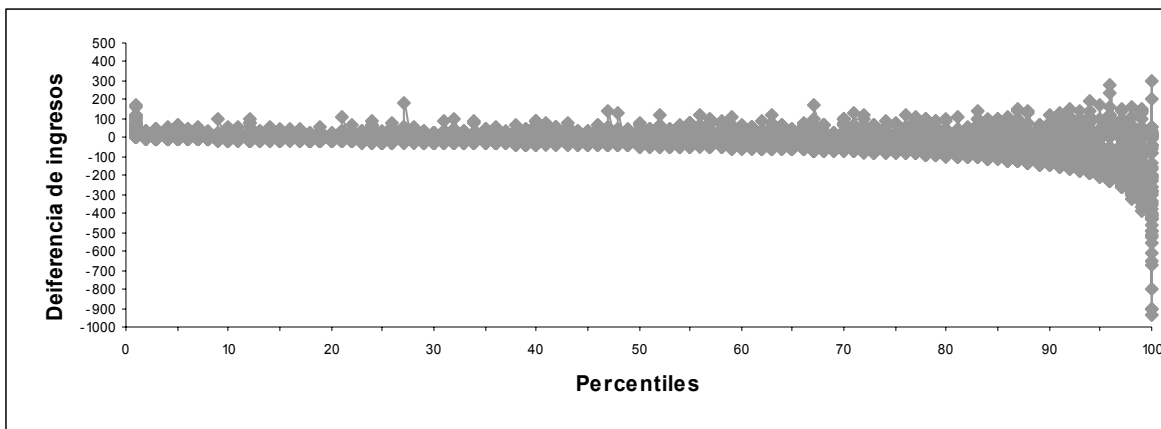
**Fuente.** Elaboración propia.

Los términos entre paréntesis son intervalos de confianza al 95%, contruidos a partir de 3000 simulaciones de Monte Carlo.

Retomando el análisis, se puede evidenciar que, cuando se simulan las decisiones de participación del año 2002 en el año 1999, se produce un incremento de la desigualdad medida por G(0), G(1), G(2) y el Gini. El análisis de toda esta información permite inferir que los cambios en las decisiones de participar en el mercado laboral han impulsado un comportamiento más inequitativo sobre todo en los grupos de mayor ingreso.

El gráfico No.2, que muestra la diferencia entre el ingreso simulado con la población contrafactual y el ingreso del año 1999, ilustra de mejor manera este comportamiento. Se observa que en los percentiles mas bajos se ha incrementado el nivel de ingresos (la media de los 40 primeros percentiles aumento de 20 \$US a 22 \$US), pero al mismo tiempo también ha aumentado su dispersión (el desvió estándar para los 40 primeros percentiles vario de 8 a 18), mientras que en el otro extremo de la distribución, los ingresos han tendido a disminuir (la media de los 40 últimos percentiles disminuyo de 134 \$US a 91 \$US), lo que llevaría a los comportamientos observados. Una hipótesis que puede explicar de manera razonable este resultado apunta a que se estaría produciendo un incremento de las tasas de participación de los percentiles medios y superiores con más intensidad que el incremento en la participación que muestran los percentiles inferiores, mismos que dada su condición de pobreza ya han aumentado sus tasas de participación al máximo tolerable.

**Gráfico No. 2: Diferencias entre el ingreso observado y ingreso contrafactual que incluye el efecto participación**



**Fuente:** Elaboración propia.

\*El eje vertical representa la diferencia entre el ingreso generado a partir de los contrafactuales y el ingreso observado en 1999.

Si al efecto participación se le agrega los niveles de desempleo del 2002, podemos tener una aproximación clara al impacto total que muestra el mercado laboral sobre la desigualdad. Los resultados exponen que el desempleo, como era de esperar, ha generado un fuerte incremento de la desigualdad consecuencia del incremento en el desempleo y/o de ocupaciones mal remuneradas. Es importante notar que este impacto es más fuerte en el lado derecho de la distribución, lo que confirma la hipótesis sobre un vínculo más estrecho de estos sectores al mercado laboral. Es de esperar que estos efectos también haya tenido un fuerte impacto en los niveles de pobreza, ya que han variado muy poco los ingresos de los percentiles más pobres y han disminuido el ingreso de los más ricos. En el primer caso, los ingresos fluctuaron alrededor de 25 \$US mientras que en el segundo caso disminuyen de 91 \$US a 72 \$US en promedio.

Cuando se agrega el efecto educación al análisis, se observan los cambios igualizadores que se esperaría, dado el cambio en la estructura educativa<sup>10</sup>. La explicación, hay que buscarla en la naturaleza de este cambio educativo. Este ha estado centrado sobre todo en los niveles de educación primaria y secundaria, ha mantenido constante al grupo sin ninguna educación y ha disminuido la proporción de personas con educación superior, lo que lleva a pensar en un incremento de los logros educativos sobre todo en los deciles inferiores y un descenso de los logros educativos en los deciles altos. Por tanto, si consideramos la relación que tiene la educación con los ingresos (ver tabla No. 4), es de esperar un comportamiento igualizador.

Por último, cuando se analiza el cambio en los retornos de las características sociodemográficas de la población activa, se observa que estos han incrementado la desigualdad cuando es medida por  $G(0)$ ,  $G(1)$  y Gini, por el contrario cuando se observa  $G(2)$  la desigualdad disminuye. Se puede concluir que el impacto

<sup>10</sup> Ver Yáñez (2003) para un mayor detalle de los cambios en la estructura educativa.

igualizador de los cambios observados en el perfil ingreso-educación y ingreso-género, han sido más que compensados por los cambios empobrecedores de la experiencia, de las variables de localización y de la que controla la condición de cuenta propia.

Como se evidencia por el párrafo anterior es difícil concluir si un efecto en particular ha contribuido o no a incrementar la desigualdad, ya que en muchos casos esto dependerá de la medida resumen que se este observando. Con el fin de lograr conclusiones robustas, se realizó un análisis de dominancia estocástica que se muestra en los anexos.

En síntesis, y considerando los resultados obtenidos en el ejercicio de dominancia, se puede decir que, el comportamiento microeconómico que explica la desigualdad responde a la interacción de dos fuerzas: la dinámica del mercado laboral (participación, desempleo y precios) con un fuerte sesgo a incrementar la desigualdad y el rol de la educación con un sesgo a disminuir la misma.

## 6 Conclusiones

El trabajo indaga sobre los comportamientos microeconómicos que explican el incremento de la desigualdad en las áreas urbanas de Bolivia, las principales conclusiones son:

- El ingreso medio no ha variado, el ingreso mediano ha disminuido y las tasas de desigualdad han sido crecientes. Este comportamiento es compatible con la existencia de un grupo de la sociedad (cola derecha de la distribución) que disminuye su tamaño pero que incrementa sus niveles promedio de ingreso y otro grupo (cola izquierda y centro de la distribución) que incrementa su tamaño pero reduce sus niveles promedio de ingreso. Como era de esperar por los niveles de pobreza y desigualdad elevados, esto se ha traducido en demandas sociales cada vez más intensas.
- La microsimulación permite identificar dos comportamientos diferenciados en la dinámica de la desigualdad: En primer lugar se observa que la desigualdad está relacionada de manera positiva con el efecto participación, desempleo y precio. En segundo lugar se observa que la desigualdad se relaciona de manera negativa con las modificaciones que han ocurrido en el capital humano.
- El efecto participación apunta a un incremento de las tasas de participación de los percentiles medios y superiores mayor que el que se observa en los percentiles inferiores. Este comportamiento reduce la varianza del ingreso en los primeros y la incrementa en los últimos, dando como resultado neto un incremento de la desigualdad.
- El efecto desempleo es el más significativo en el incremento de la desigualdad y afecta sobre todo al lado derecho de la distribución.

- En conjunto, la suma del efecto participación y desempleo reflejan un deterioro del mercado laboral, mismo que solo ofrece empleos con remuneraciones bajas, desempleo y salidas forzosas o voluntarias de la fuerza laboral.
- El efecto educación reduce la desigualdad, este resultado parece derivar de la forma en que se produce la modificación en la estructura educativa. Este ha estado centrado sobre todo en los niveles de educación primaria y secundaria, y por tanto ha favorecido a la cola baja de la distribución (los más bajos).
- El efecto precio incrementa la desigualdad, esto es explicado por que el impacto igualizador de los cambios observados en el perfil ingreso-educación y ingreso-genero, han sido mas que compensados por los cambios desigualizadores y empobrecedores de la experiencia, de las variables de localización y de la que controla la condición de cuenta propia.

Por último, es importante señalar que el trabajo abre las puertas a futuras investigaciones. En primer lugar, se evidencia la necesidad de ampliar la microsimulación sobre todo en lo que hace al efecto población, por ejemplo se puede micro simular los cambios demográficos entre periodos. En segundo lugar, se hace necesario vincular los resultados obtenidos a partir de la microsimulación con aspectos como la pobreza y la polarización; de esa manera se podrá tener un panorama completo de la dinámica social del país. Por último, se debe profundizar en el análisis de la causalidad entre variables macroeconómicas y desigualdad, sin embargo es recomendable que este sea realizado considerando toda la distribución reflejando así los cambios de comportamiento a nivel microeconómico.

## ANEXO 1: Dominancia en las medidas de desigualdad

Gráfico No. A1: Curvas de Lorenz Generalizadas

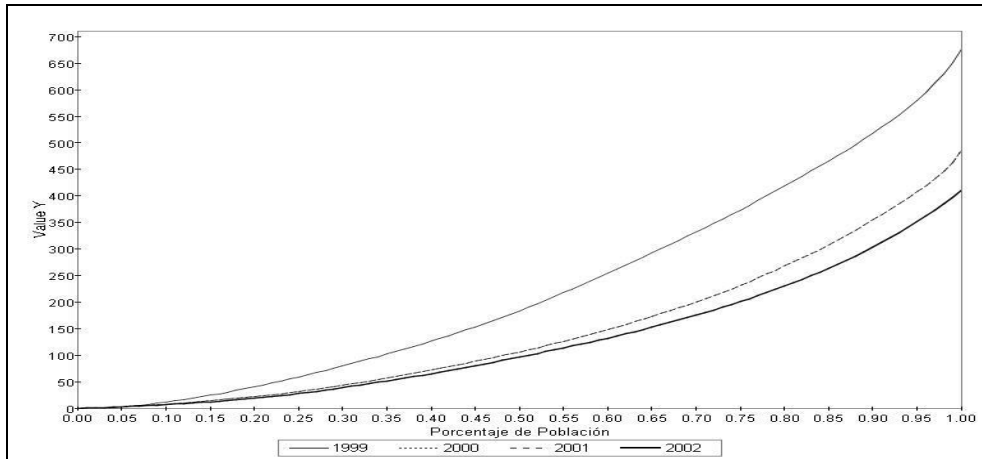
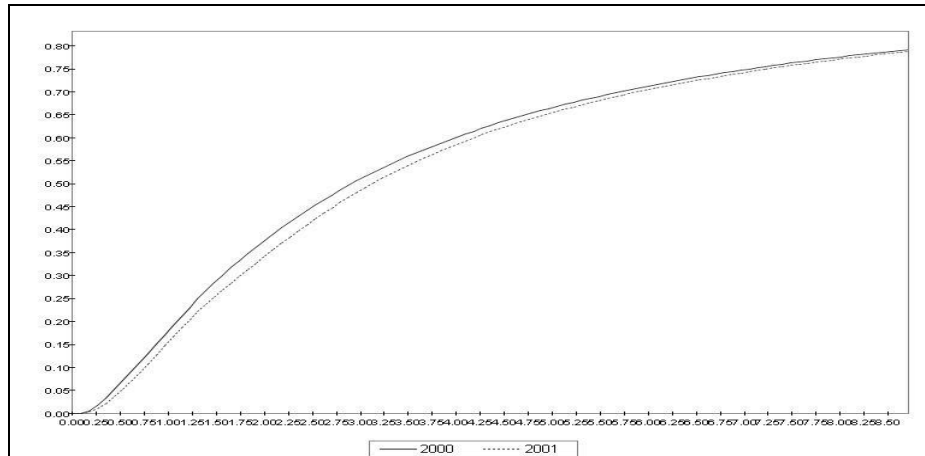


Gráfico No. A2: Dominancia de tercer orden



Las medidas estimadas no muestran dominancia a partir de las curvas de Lorenz, por lo que se procedió a estimar las curvas generalizadas de Lorenz, mismas que se muestran en el gráfico No. A1. En este caso se evidencia que la curva del año 1999 domina a las restantes. Se observa también que los años intermedios dominan al último año. Sin embargo, no se puede decir nada sobre la dominancia entre el 2000 y el 2001. Para tener más información sobre estos años, se utiliza la dominancia de tercer orden. Esta muestra que el año 2000 domina al 2001 (gráfico No. A2). Por tanto, se puede concluir de manera robusta, que las condiciones de desigualdad en 1999 eran más favorables a las que observan en el 2002.

## ANEXO 2: Pruebas para el modelo logit multinomial de participación

**Tabla No. A3: Test de Wald para variables independientes\***

	1999			2002		
	Chi2	df	P>chi2	Chi2	df	P>chi2
Experiencia	454.712	2	0.0000	915.43	2	0.0000
Experiencia 2	420.512	2	0.0000	842.99	2	0.0000
Escolaridad	97.032	2	0.0000	156.28	2	0.0000
Jefe de hogar	65.291	2	0.0000	124.81	2	0.0000
Casado	31.027	2	0.0000	34.24	2	0.0000
Etnia del jefe	50.228	2	0.0000	38.38	2	0.0000
Hombre casado	123.645	2	0.0000	182.90	2	0.0000
Jefe ocupado	273.939	2	0.0000	604.98	2	0.0000

**Fuente:** Elaboración propia

\*\* Ho: All coefficients associated with given variable(s) are 0.

\* Todas las pruebas son significativas al un nivel de 5%.

**Tabla No. A4 : Test de Wald para categorías combinadas\***

	1999			2002		
	Chi2	df	P>chi2	Chi2	df	P>chi2
Ocupado-Desocupado	211.482	8	0.0000	537.631	8	0.0000
Ocupado-Fuera de la fuerza laboral	1160.14	8	0.0000	2318.21	8	0.0000
Desocupado-Fuera de la fuerza laboral	147.935	8	0.0000	303.717	8	0.0000

**Fuente:** Elaboración propia

\*Ho: All coefficients except intercepts associated with given pair of outcomes are 0

\*\* Todas las pruebas son significativas al un nivel de 5%.

**ANEXO 3: Dominancia para los efectos participación, desempleo, educación y retorno**

**Tabla No. A5: Dominancia estocástica para los efectos participación, desempleo, educación y retorno**

Efectos	Lorenz	Lorenz generalizada
Efecto participación	Existe	-----
Efecto participación y desempleo	Existe	-----
Efecto participación, desempleo y educación	Existe	-----
Efecto participación, desempleo, educación y retorno.	No existe	Existe

**Fuente:** Elaboración propia.

**Tabla A6: Dominancia estocástica cruzadas**

	P	PD	PDE	PDER
P	-----	L	L	3er orden
PD	-----	-----	----	3er orden
PDE	-----	GL	-----	3er orden
PDER	-----	-----	----	-----

**Fuente:** Elaboración propia

P = Efecto participación; PD = Efecto participación y desempleo;

PDE = Efecto participación, desempleo y educación;

PDER = Efecto participación, desempleo, educación y retorno;

L = Dominancia de Lorenz ; GL = Dominancia generalizada de Lorenz.

## Referencias bibliográficas

- [1] Boulion, C.; Legovini, A. y Lustig N. (1999) Rising Inequality In Mexico:Returns To Household Characteristics And The "Chiapas Effect". Mimeo. Inter-American Development Bank. Washington DC
- [2] Bourguignon, F.; Ferreira, F. y Lustig, N. (1998). The Microeconomics Of Income Distribution Dynamics in East Asia And Latin America .World Bank Research Proposal, Washington,D.C.Wold Bank
- [3] Bourguignon, F., Fournier, M. y Gurgand M. (2001). *Fast Development with a Stable Income Distribution: Taiwan 1979-1994*. Review of Income and Wealth. Serie 47, No. 2, 139-163.
- [4] Bourguignon, F.; Fournier, M. y Gurgand M. (2001). Selection Bias Correction Based on the Multinomial Logit Model. Mimeo.
- [5] Cowell, F. y Jenkims, S. (1995) *How Much Inequality can we Explain? A Methodology and an aplication to the USA*. Economic Journal. Vol. 105, 421-430
- [6] Davidson, James (2000). *Econometric Theory*. Blackwell Publishers. Oxford, U.K.
- [7] Escalante, S. (2003). Los Retornos de la Inversión en Capital Humano en Bolivia. Mimeo. Barcelona, España.
- [8] Ferreira, F. y Paes de Barros, R. (1999). *The Slippery Slope:Explaining the Increase in Extreme Poverty in Urban Brazil*. Revista de Econometría,Vol.19,No. 2.
- [9] Ferreira, F. y Paes de Barros, R. (2000). *La Educación y la Distribución del Ingreso en el Brasil Urbano, 1976-1996*. Revista de la CEPAL. No. 71, 43-64
- [10] Ferreira, F. y Litchfield, J. (1999). *¿Educación o Inflación? Papel de los Factores Estructurales y de la Inestabilidad Macroeconómica en la explicación de la Desigualdad en Brasil en la Década de los Ochenta*. En Cardenas y Lusting Comp. Pobreza y Desigualdad en América Latina. Tercer Mundo Editores.
- [11] Frenkel, R. y González M. (1999) Liberalización del Balance de Pagos: Efectos sobre el crecimiento, el empleo y los ingresos en Argentina. CEDES. Documento de Trabajo. Universidad de Palermo. Buenos aires, Argentina.
- [12] Gasparini, L. (1999) *Desigualdad en la Distribución del Ingreso y Bienestar: Estimaciones para la Argentina*. En Fundación de Investigaciones Económicas Latinoamericanas (Eds.) La Distribución del Ingreso en la Argentina.
- [13] Gasparini, L.; Marchionni, M. y Sosa W. (2002). Characterization of Inequality Changes through Microeconometric Decompositions: The case of greater Buenos Aires. Mimeo. Universidad Nacional de La Plata. La Plata, Argentina.
- [14] Gonzales Rosada, M. y Menendez A. (2000). The Effect of Unemployment on Labor Earnings Inequality:Argentina in the Nineties. Mimeo. CEDES. Universidad de Palermo. Buenos Aires, Argentina.
- [15] Gonzales Rosada, M. y Menendez A. (2002). Why have Poverty and Income Inequality Increased so much? Argentina 1991-2002. 2da. Reunión LACEA/IADB/WB.
- [16] Grimm, M. (2001) A Decomposition of Inequality and Poverty Changes in the Context of Macroeconomic Adjustment. Discussion paper 2001/91.WIDER. .



- [17] Harmon, C. et all. (2003). *The Returns to Education: Microeconomics*. Journal of Economic Surveys, 17, 115-155.
- [18] Heckman, J. (1974). *Shadow Prices, Market Wages and Labor Supply*. Econometrica 42
- [19] Heckman, J. (1979). *Sample Selection bias as a Specification Error*. Econometrica, 47, 153-161
- [20] Jenkins, S. (1995). *Accounting for Inequality Trends: Decomposition analices for the UK 71-86*. *Economica* Vol 62, 29-63.
- [21] Jenkins, S. (1997) *Trends in Real Income in Britain: A microeconomic analisys*. *Empirical Economics*, 22, 483-500
- [22] Lee, Lung-Fei (1983). *Generalized Econometrics Models with Selectivity*. Econometrica, 51, 507-512.
- [23] McFadden, D. (1974). *Conditional Logit Analysis of Qualitative Choice Behavior*. En Zarembka, Paul (Ed.) *Frontiers in Econometrics*. New York, Academic Press.
- [24] McFadden, D. (1984), *Econometric Analysis of Qualitative Response Models*. En Griliches y Intriligator (Eds.). *Handbook of Econometrics* vol.2.
- [25] Mincer, j. (1974) *Schooling Experience and Earnings*. Columbia University Press.
- [26] Ohlsson, E. (1998), *Sequential Poisson Sampling*. Journal of Oficial Statistics, Vol.14, No.2, 149-162.
- [27] Rossen, B. (1997), *On Sampling with Probability Proportional to Size*. Journal of Statistical Planning and Inference, 62, 159-191.
- [28] Shorrocks, A. (1982) *Inequality Decompostion by Factor Components*. *Econometrica*, 50, 193-212
- [29] Train, K. (2002) *Discret Choice Methods with Simulation*. National Economic. Research Associates. Cambridge University Press.
- [30] Yáñez E. (2003) *Explicando la Desigualdad en la Distribución del Ingreso en las Áreas Urbanas de Bolivia a Partir de Microsimulaciones 1999-2002*. Trabajo de Investigación. Programa de Doctorado en Economía Aplicada. Departamento de Economía Aplicada. Universidad Autónoma de Barcelona.