

¿LAS DOTACIONES DE LA POBLACIÓN OCUPADA SON LA ÚNICA FUENTE QUE EXPLICAN LA DESIGUALDAD DE INGRESOS EN BOLIVIA?

UNA APLICACIÓN DE LAS MICROSIMULACIONES

Fernando Landa Casazola^λ

Resumen

En los últimos años el tema de la inequitativa distribución del ingreso adquirió mayor importancia debido a los crecientes niveles de desigualdad en la región y en especial en Bolivia. En este trabajo se presenta la hipótesis que la desigualdad en Bolivia es contracíclica, es decir que en los años de recesión la desigualdad aumenta y en épocas de recuperación disminuye. Se presenta una aplicación al método desarrollado por Juhn-Murphy-Pierce (1993) para simular los ingresos de los ocupados entre 1989 y 1999. En el documento se concluye que la desigualdad aumentó en Bolivia por los retornos de mercado de las dotaciones de nivel educativo y experiencia laboral de las personas, así como debido a variables no observables relacionadas con imperfecciones del mercado laboral, redes de Protección Social y Redes de Seguridad.

Keywords: pobreza, desigualdad, ingreso.

JEL: I38, C16, D63, J24, J31

^λ Comentarios serán agradecidos a flanda@udape.gov.bo. Las opiniones expresadas en este documento no representan necesariamente el pensamiento de UDAPE ni de las instituciones que pertenece el autor.

1 Introducción.

Antes de introducir en el tema, es necesario aclarar las diferencias conceptuales entre pobreza y distribución del ingreso. Contreras (1999a) al respecto afirma "... Aun cuando se encuentran relacionados, en términos analíticos y prácticos presentan características distintas. Si consideramos que el bienestar de una sociedad aumenta con el nivel de ingreso (por tanto cae con la pobreza), y disminuye con altos niveles de desigualdad de ingresos, entonces a través del concepto de bienestar es posible distinguir claramente entre pobreza y distribución. Es decir, con el objeto de lograr una visión completa del bienestar social no sólo se debe considerar la pobreza en la discusión de política económica, pues estaríamos evaluando la situación de sólo una parte de la distribución de los ingresos, los pobres, y olvidándonos del resto de la población".

Existe consenso en torno a la influencia que tuvo la globalización en los países menos desarrollados, tal cual expresan Lindert y Williamson (2001) que afirman que la globalización influyó negativamente en los países menos desarrollados, ampliando las brechas entre los más calificados y los menos calificados en cada uno de los países e incluso entre-países. Dependiendo de la participación o no de los países en el proceso globalizador, existe impacto en variables como el mejoramiento de la productividad, incremento en las ganancias potenciales a partir de la especialización, revolución de transporte, etc, que cada una de ellas llevó al incremento de la medida común de desigualdad, el índice de Gini.

Por otra parte, es de mucha importancia analizar la desigualdad tal cual han enfatizado trabajos recientes considerando el hecho que el conflicto social se torna en un vínculo entre la desigualdad y la eficiencia. Alesina y Perotti (1996) argumentan que la desigualdad puede llevar a una menor estabilidad política y ello a su vez a menores niveles de inversión.

La distribución del ingreso ha sido uno de los temas concurrentes en la agenda de muchos investigadores que desean profundizar en este tema que aflige principalmente a los países de América Latina. Székely (2001), así como otros autores que estudian el comportamiento de los países pertenecientes a esta parte del globo, afirman que "no hay ningún país de América Latina donde la desigualdad disminuyó en la década de los noventa". Tal como se presentó en un anterior trabajo

¹, Bolivia no escapa a tal situación e incluso se dieron luces en el entendido que la desigualdad entre 1999 y 2001 aumentó tanto en el área urbana como rural en el país.

Hernani (2002a,b) afirma que "1) Bolivia es uno de los países más desiguales de la región [...]; 2) gran parte de la desigualdad en la distribución del ingreso en

¹ Landa (2002).

Bolivia está originada no sólo en las diferencias de ingreso entre los más ricos y el resto de la población, como sucede en gran parte de LAC, sino también está orientada en una paupérrima participación de los más pobres; y 3) Bolivia es el país más polarizado económicamente de la región, hecho que puede estar relacionado con la polarización social y política que se observa actualmente en el país”.

La economía boliviana presentó niveles de crecimiento opuestos en 1989 y 1999, en el caso del año 1989 el PIB per cápita creció a 1.49% y para el 1999 tuvo un decrecimiento de -1.94%. Estos resultados macroeconómicos se tradujeron en niveles cada vez más altos de conflictos sociales, en especial en las zonas productoras de hojas de coca. En los mismos años, la desigualdad aumentó 6 puntos porcentuales, pasando de 0.49 en 1989 a 0.55 en 1999. Estos hechos incentivan al estudio de la desigualdad y los efectos que puede tener el entorno externo sobre los hogares bolivianos.

El objetivo de este trabajo es analizar el tema de la desigualdad del ingreso en las principales ciudades de Bolivia, considerando no sólo aspectos relacionados con el mercado laboral y el nivel educativo alcanzado por las personas ocupadas. Surge la interrogante si: ¿las diferencias entre los más calificados y los menos calificados se explican tan sólo por los retornos a las habilidades en el mercado laboral?, tal cual se vino explicando en la literatura de desigualdad en la década de los ochenta y noventa.

En el presente artículo se desarrolla la metodología de las microsimulaciones y la descomposición de la principal fuente de ingresos de los ocupados a partir del artículo desarrollado por Juhn-Murphy-Pierce (1993). La información utilizada en el trabajo proviene de la Encuesta Integrada de Hogares (EIH) desarrollada entre los años 1989 y 1995 y la Encuesta Continua de Hogares-Condiciones de Vida (MECOVI) entre los años 1999 y 2001. Ya que el marco muestral de las EIH contenía tan sólo a las ciudades capitales, la investigación tan sólo contemplará a este estrato, que contiene más del 60% de la población de Bolivia.

El principal resultado al que arriba el documento es que, el cambio en la desigualdad entre 1989 y 1999 no fue atribuida a variaciones en las características observables, vale decir la educación y experiencia de los ocupados, sino a través de los retornos de mercado de las características individuales (β) y las características no observables (μ).

Ello significa que el mercado laboral por si mismo define el precio de las características que posee cada una de las personas que intervienen en el mismo, lo cual lleva a pensar que la desigualdad no es explicada en el caso presente, por el nivel educativo que alcanzaron los ocupados y el tiempo estimado para desarrollar labores. Este resultado no deja de llamar la atención, porque en todo caso se esperaría lo contrario.

El documento está organizado en lo que resta de la siguiente manera: La segunda parte presenta la metodología a desarrollar en el documento, utilizando para ello cinco medidas de desigualdad comunes en la literatura. La tercera parte desarrolla análisis específicos del mercado laboral y el nivel educativo en Bolivia. En la cuarta parte se presentan alternativas para una disminución de la desigualdad a partir de microsimulaciones y finalmente la quinta parte resume los principales resultados encontrados en el desarrollo del documento.

2 Metodología.

El objetivo principal de esta sección es describir una metodología que permita evaluar cuantitativamente las causas que están detrás del incremento de la desigualdad del ingreso en los hogares bolivianos durante la década de los noventa. En particular, se estudiará cómo cambios en la estructura formal de la educación de la población ocupada y los retornos de las características socio-demográficas afectaron la desigualdad.

El enfoque básico será el siguiente: Considerando tan sólo a la Población Ocupada², se calcula el ingreso laboral para cada persona $Ylab_t^i$ como la suma del ingreso de la actividad principal, Yap_t^i , y el ingreso de la actividad secundaria Yas_t^i . Sin embargo, considerando el hecho que el ingreso de la ocupación principal tiene una participación de alrededor de 90% sobre el ingreso laboral total, se decidió por eliminar del análisis a los ingresos provenientes de la ocupación secundaria.

Ya que se desarrolla un análisis sobre la desigual distribución del ingreso, las herramientas a utilizar en las microsimulaciones serán las medidas de desigualdad comunes en la actualidad, aplicadas al caso del ingreso laboral proveniente de la actividad principal, Yap_t^i .

2.1 Indicadores de desigualdad del ingreso.

Con el fin de desarrollar la investigación a través de la metodología de las microsimulaciones, se utilizarán las medidas tradicionales que cuantifican la desigualdad del ingreso: el ratio percentil 90 vs. Percentil 10 (P90/P10); el Coeficiente de Gini; el Índice de Atkinson y la clase de Medidas de Entropía Generalizada, *i.e.* la media del log de la desviación $[E(0)]$, el Índice de Theil $[E(1)]$ y el coeficiente de variación transformado $[E(2)]$.

² Definida como aquella que pertenece a la Fuerza Laboral, que al momento de realizar la encuesta se encontraba desarrollando alguna actividad por la cual recibía o no una remuneración.

Con el ratio (P90/P10) son comparadas las dos colas de la distribución, en el caso presente relacionando el 10% de los ingresos más ricos y el 10% de los ingresos más pobres.

El Coeficiente de Gini (G) viene definido por:

$$G = \frac{1}{2\mu(y)} \left[\frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n |y_i - y_j|}{n(n-1)} \right] \quad (2.1)$$

Donde:

- $\mu(y)$: Ingreso promedio.
- y : Ingreso.
- n : Población.

El valor del Coeficiente de Gini se encuentra en el intervalo $[0,1]$, denotando la máxima desigualdad en caso que G sea 1 y por ende 0 significa lo contrario, es decir, que en la sociedad no existe desigualdad.

Atkinson (1970) propuso un índice que permite explicitar el nivel de aversión a la desigualdad ε que es análogo al valor de α de la familia de indicadores de pobreza FGT y que se tiene como:

$$A = 1 - \left[\sum_{i=1}^R \left(\frac{\mu_i}{\mu_y} \right)^{1-\varepsilon} \cdot f_i \right]^{\frac{1}{1-\varepsilon}} \quad (2.2)$$

donde, μ_i es el ingreso promedio del i -ésimo rango, μ_y es el ingreso promedio de toda la población, f_i es el porcentaje de la población que se encuentra en el i -ésimo rango y R es el número total de rangos. Si $\varepsilon=0$ la sociedad es indiferente a la desigualdad, en tanto que si $\varepsilon \rightarrow \infty$ significa que a la sociedad sólo le preocupa la situación del grupo que se encuentra en peor situación. En general se utilizan valores de $\varepsilon = 0; 1; 1.5; 2$

Finalmente, la clase de entropía generalizada $[E(\alpha)]$:

$$E(\alpha) = \frac{1}{\alpha^2 - \alpha} \left[\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left(\frac{y_i}{y} \right)^\alpha - 1 \right] \quad (2.3)$$

Los valores de las medidas $E(\alpha)$ varían entre 0 y ∞ , con cero representando una distribución igualitaria y un valor alto significa un nivel alto de desigualdad. El parámetro α en la clase $E(\alpha)$ representa el peso que se otorga a la distancia entre ingresos a diferentes partes de la distribución del ingreso, siendo posible que adopte cualquier valor real (\Re). Para valores bajos de α , $E(\alpha)$ es más sensible a

cambios en la cola inferior de la distribución, y para valores altos $E(\alpha)$ es más sensible a cambios que afectan la cola superior. Los valores comunes de α utilizados son 0, 1 y 2.³

2.2 Descomposición del ingreso de la actividad principal.

Almeida dos Reis y Paes de Barros [PB] (1991) fueron los primeros en desarrollar la metodología de microsimulaciones, la cual consiste en asignar aleatoriamente determinadas características a las personas considerando dos grupos que son comparables. Se puede tratar de dos encuestas de hogares, dos zonas, dos grupos poblacionales, entre otros.

Asimismo, otros autores tomaron la misma metodología de PB para realizar escenarios que analicen temas como pobreza, desigualdad del ingreso, *shocks* externos que afectan el nivel de vida de las personas y otros temas.⁴

Una aplicación de la metodología de PB fue desarrollada por Juhn, Murphy y Pierce (1993)⁵ para el análisis del mercado laboral. Para ello se procede de la siguiente manera: Primero, estimar ingresos laborales para los períodos analizados (en el caso presente, 1989 y 1999). Segundo, simular la distribución de ingresos que ha sido observada en 1989 (1999) y observar si los “retornos” han sido los mismos que 1999 (1989). Finalmente, se calcula la contribución de los cambios en los retornos, dotaciones (de la palabra inglesa *endowments*) y el término residuo de los cambios observados en la distribución del ingreso.

La ecuación de salarios fue especificada como una típica Mincer:

$$y_{it} = \log \frac{H_t}{I_t \phi} = X_{it} \beta_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2.4)$$

Donde:

y_{it} es el logaritmo del ingreso laboral del individuo i en el período t .

H_t es la identificación de los ingresos nominales en el período t .

I_t = Deflactor, IPC nacional.

ϕ = 1 para estimación de ingreso per-capita.

³ La media del log de la desviación:

$$E(0) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \log \left(\frac{\bar{y}}{y_i} \right);$$

El Índice de Theil:

$$E(1) = \frac{1}{n\bar{y}} \sum_{i=1}^n y_i \log \left(\frac{y_i}{\bar{y}} \right) = T;$$

y el coeficiente de variación transformado:

$$E(2) = \frac{1}{2} CV^2 = \frac{1}{2n\bar{y}^2} \sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2$$

⁴ Para mayores detalles ver Jiménez y Lizárraga (2002)

⁵ Algunas aplicaciones de esta metodología son las desarrolladas por Bouillon-Legovini-Lustig (1998) y González-Menendez (2002)

X_{it} es el vector de características observables (dotaciones) de las personas⁶.
 β_{it} es el vector de precios (“retornos”) de las dotaciones de las personas.
 ε_{it} es el vector de residuos que se re-expresa como la inversa de la distribución de frecuencia acumulada de los percentiles respectivos condicional a las características personas:

$$\varepsilon_{it} = F^{-1}(\theta_{it} | X_{it}), \quad \text{tales que } \theta_{it} = 1, \dots, 100.$$

Por lo tanto los cambios en la desigualdad provienen de tres fuentes:

- Cambios en la distribución de características individuales, *i.e.* en el vector de dotaciones X .
- Cambios en los precios de las habilidades observables, *i.e.* cambios en β .
- Cambios en la distribución de los residuos, *i.e.* características no observables.

Si se define $\bar{\beta}$ como los precios promedio para características observables para todo el período considerado y $\bar{F}^{-1}(\bullet | X_{it})$ como la distribución acumulada promedio, es posible descomponer el nivel de desigualdad en los correspondientes componentes a partir de las siguientes simulaciones de ingresos laborales:

- i. Con precios fijados y distribución de residuos fijada:

$$Y_{it}^1 = X_{it} \bar{\beta} + \bar{F}^{-1}(\theta_{it} | X_{it}) \quad (2.5)$$

Se estima la variación de la distribución a través del tiempo, prediciendo salarios para todos los trabajadores de la muestra en el período t , utilizando los coeficientes promedio $\bar{\beta}$, calculando un residuo para cada trabajador basado en su actual distribución de residuos en el período t y el promedio de la distribución acumulada para toda la muestra.

- ii. Con precios y cantidades observables que varían a lo largo del tiempo:

$$Y_{it}^2 = X_{it} \beta_t + \bar{F}^{-1}(\theta_{it} | X_{it}) \quad (2.6)$$

Se predicen los salarios para cada trabajador en el año t , dadas sus características (β_t) y la ecuación de salarios estimada para el año t , asignando nuevamente sus características basadas en la distribución acumulada de los residuos para todos los años.

- iii. Con precios y cantidades observables, además de la distribución de residuos cambiando a través del tiempo:

⁶ Años de escolaridad –escol- y años de experiencia laboral –expe-, estos últimos definidos como la diferencia entre la edad y los años de escolaridad, descontados 6 años de edad.

$$Y_{it}^3 = X_{it}\beta_t + F_t^{-1}(\theta_{it} | X_{it}) = X_{it}\beta_t + \varepsilon_{it} = Y_{it} \quad (2.7)$$

Que replica la actual distribución de ingresos, recordando que $\varepsilon_{it} = F^{-1}(\theta_{it} | X_{it})$ por definición es la distribución acumulada de salarios.

Finalmente, la descomposición propuesta por Juhn *et.al.* (1993) es planteada mediante la siguiente expresión que considera las variaciones entre ambos períodos, tomando en cuenta a los nuevos precios y nuevas distribuciones de los errores:

$$\Delta Y^3 = \Delta Y^1 + \Delta\beta + \Delta\varepsilon \quad (2.8)$$

Los cambios descritos en la expresión 2.8, son aplicados en el caso boliviano considerando las medidas de desigualdad descritas en el punto 2.1, además del ingreso de las personas que trabajaron en la actividad principal (Yap_t^i) y los niveles educativos y experiencia laboral, tan sólo para las personas ocupadas. Para fines de comparabilidad los valores de los ingresos reportados en las encuestas de 1989 y 1999, fueron deflactados por el Índice de Precios al Consumidor en el ámbito nacional.⁷

A continuación se presenta una breve descripción del mercado laboral y las características de las personas ocupadas en las nueve ciudades capitales, más la ciudad de El Alto, entre 1989 y 2001, a partir de las Encuestas a Hogares. Esta información además del nivel educativo alcanzado por las mismas servirá de introducción para la explicación de los resultados obtenidos aplicando la metodología JMP.

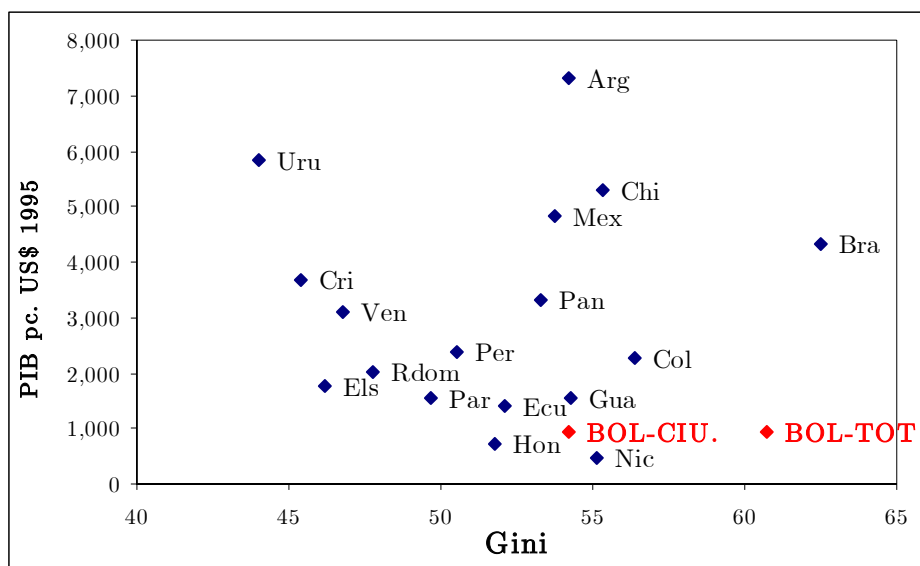
3 La Desigualdad del ingreso en Bolivia.

Utilizando datos presentados por CEPAL (2001) y Deininger-Squire (1996) en la Figura 1 se observa que Bolivia junto con Honduras y Nicaragua son los países que tienen los niveles más bajos de ingreso de PIB per cápita y altos niveles de desigualdad, considerando tan sólo al área urbana. En la otra arista están los países con altos niveles de ingreso del PIB que, a su vez, contiene a dos polos como son Uruguay con la menor desigualdad de la región y Brasil con el nivel de mayor desigualdad de América Latina.

⁷ Para evitar problemas en la imputación de IPC para las restantes ciudades a La Paz, Cochabamba, Santa Cruz de la Sierra y El Alto.

Iglesias (1998) comparando los niveles de actividad económica (a través del PIB per cápita), llega a la conclusión que la desigualdad es contracíclica, creciendo en la recesión y cayendo en la recuperación. Esta premisa permite plantear una primera hipótesis: considerando que los indicadores macroeconómicos en los últimos años dieron señales claras que el país se encuentra en una recesión, la desigualdad en Bolivia ha aumentado tanto en el área urbana como rural.

Figura 1. Distribución del ingreso en áreas urbanas de América Latina.



Fuente: Deininger-Squire (1996). CEPAL (2001).

En Bolivia varios autores analizaron las disparidades en la distribución del ingreso, como son Rivero (1994), Fields *et. al.* (1997) Jiménez y Rivero (1999), Hernani (1999, 2002a, 2002b), World Bank (2000), Sánchez (2001), Jiménez y Yañez (1997) y Jiménez y Lizárraga (2002).

Jiménez y Lizárraga (2002) son los primeros en estudiar con profundidad la desigualdad en el caso del área rural y concluyen que "...las fuentes de ingreso más desiguales son el autoconsumo de productos derivados y la venta de productos tanto agrícolas como pecuarios, por el contrario el autoconsumo agrícola presenta el menor índice de desigualdad".

Ya que la principal fuente de desigualdad se explica por los ingresos obtenidos en el mercado laboral, a continuación se describe el comportamiento de este entre los años 1989 a 2001.

3.1 Mercado laboral en ciudades capitales de Bolivia.

Al considerar uno de los indicadores resumen en este mercado, como es la tasa de desempleo abierto (TDA), se observa que en el año 2001 la TDA en el área urbana prácticamente duplica el valor observado para 1996. (Véase Cuadro 1)

Esto puede atribuirse a los efectos adversos a la economía provenientes de entornos externos desfavorables y un elevado aumento del empleo informal.

Cuadro 1.
Área Urbana: Indicadores Laborales ⁽¹⁾.

Descripción	ENE 1	ENE 3	ECH/ MECOVI	ECH/ MECOVI	ECH/ MECOVI
	Junio	Noviembre	Noviembre	Noviembre – Diciembre	Octubre – Noviembre
	1996	1997	1999	2000	2001 (p)
Tasa de oferta potencial	73.81	75.84	77.16	76.48	75.57
Tasa de ocupación	54.75	51.47	51.91	51.90	55.42
Tasa bruta de participación	42.02	40.51	43.17	42.89	45.77
Tasa de desempleo abierto	3.83	3.65	7.21	7.46	8.50
Tasa global de ocupación	96.17	96.35	92.79	92.54	91.50
Tasa global de participación	56.93	53.42	55.94	56.09	60.56

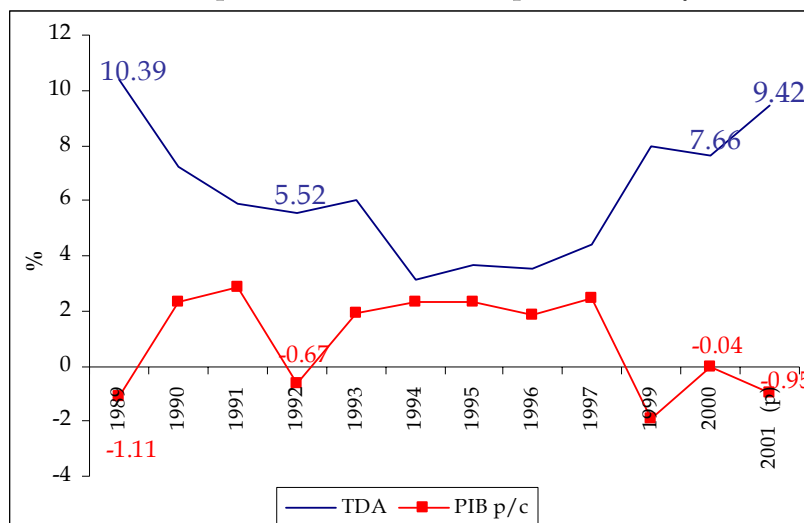
Fuente: Encuestas de Hogares.

(p) Preliminar

(1) Incluye las nueve ciudades capitales, El Alto y el resto del área urbana.

En varias ocasiones se puso de manifiesto que el desempleo es un problema estrictamente urbano⁸, sin embargo ello no significa necesariamente que en el área rural las personas ocupadas obtengan un ingreso suficiente como para vivir en condiciones adecuadas y les permita salir de la pobreza. En este documento no se ahonda en el estudio del área rural ya que Jiménez y Lizárraga (2002) enfatizan en ésta zona geográfica.

Figura 2. Ciudades Capitales: Tasa de Desempleo Abierto y PIB Percápita.



Fuente: Encuestas de Hogares.

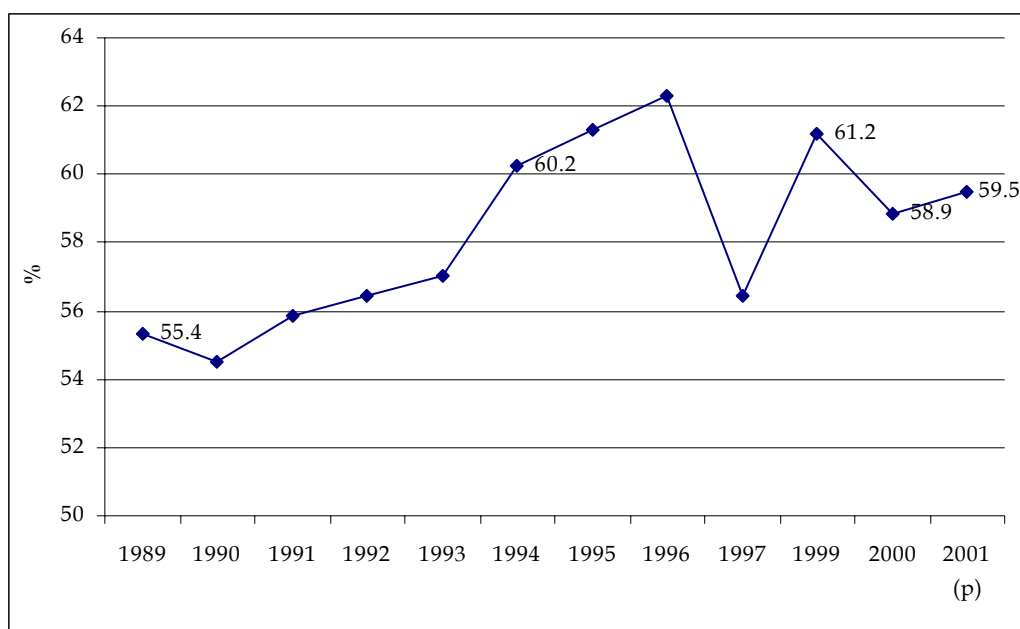
⁸ Varios autores en UDAPSO y UDAPE pusieron de manifiesto este hecho, considerando que en el área rural las tasas de desempleo no pasan la unidad, lo cual se debe a que las personas generalmente se dedican a alguna actividad en el campo.

En 1989, la tasa de desempleo abierto en las ciudades capitales se encontraba en 10.39% y alcanzó el nivel más bajo en el año 1994 (3.14%) (Véase Figura 2). Los efectos de la desaceleración de la economía y el entorno desfavorable de los países limítrofes [UDAPE (1999) (2000) y (2001)], causaron que los niveles de desempleo crezcan hasta llegar prácticamente a los niveles observados a finales de la década de los noventa.

En cuanto al sector informal, en los últimos años hubo una mayor cantidad de personas que no tenían una relación laboral fija (asalariados). En 1989, el 55.4% de la población ocupada trabajaba en el sector formal, porcentaje que fue creciendo hasta llegar a valores cercanos a 60%. (Véase Figura 3)

Además del incremento del desempleo, la calidad y las condiciones de los ocupados de determinados grupos de actividad económica fueron empeorando, de tal manera que la tasa de subempleo (tanto visible como invisible)⁹ sufrió un crecimiento.

Figura 3. Ciudades Capitales: Porcentaje de población ocupada en el sector informal



Fuente: Encuestas de Hogares.

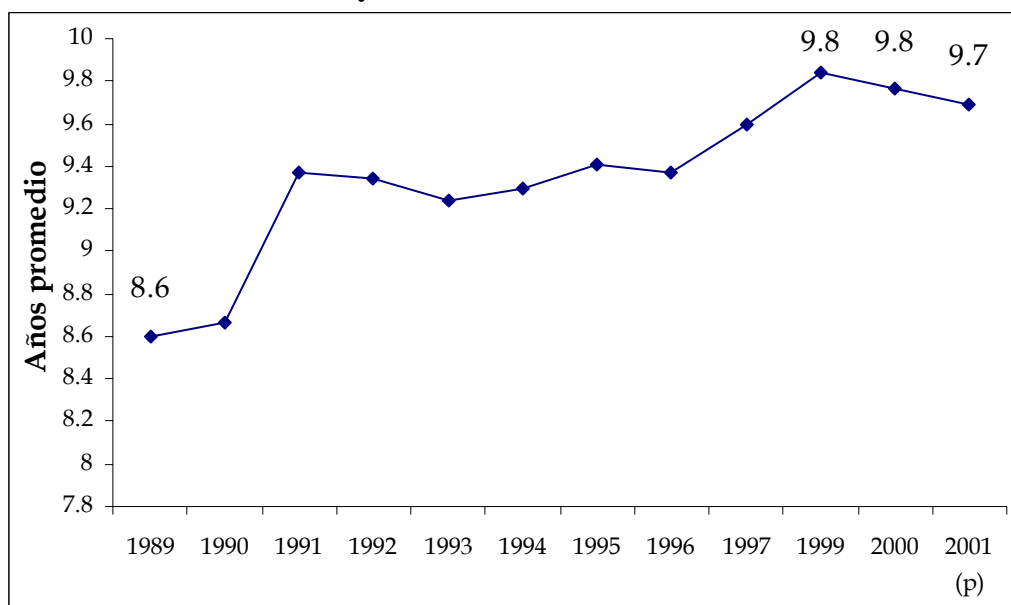
Para completar el análisis típico con las funciones Mincer, que son utilizadas en el documento, es necesario analizar además del mercado laboral, el nivel educativo de los ocupados. Fields *et.al* (1997) y otros autores destacan el hecho que, la

⁹ Para la estimación del subempleo, se analizan las jornadas laborales (subempleo visible) e ingresos laborales (subempleo invisible). La comparación de los valores declarados con normas fijadas, permite estimar el número de personas cuyas habilidades son subutilizadas.

educación es el principal factor que influye en el ingreso¹⁰. Los años promedio de escolaridad en las ciudades capitales aumentaron de 8.6 en el año 1999 a 9.7 en 2001. Ello significa que en la década de los ochentas, en promedio las personas apenas concluían lo que actualmente es la primaria (que en ese entonces se trataba de Básico e Intermedio), en tanto que en la actualidad, las personas en su mayoría estudian en el colegio hasta segundo de secundaria (o lo que equivalía a 2° Medio).

Este resultado puede atribuirse a la Reforma Educativa implementada en el país en este sector. Sin embargo es necesario recalcar que en el cálculo de los años de escolaridad se incluyen sólo a los mayores a quince años de edad, vale decir que la generación joven con mayores niveles educativos cursados afecta el promedio general.

Figura 4. Ciudades Capitales: Años promedio de escolaridad para mayores a 15 años de edad.



Fuente: Encuestas de Hogares.

Después de haber desarrollado tanto el mercado laboral como los niveles educativos de las personas ocupadas, a continuación se describirá la desigualdad emergente de la distribución desigual del ingreso.

Uno de los aspectos que generalmente se discute en la literatura referente a desigualdad es la condición étnica de las personas. La población indígena en Bolivia no ha disminuido, en términos relativos todavía representa 50% a nivel nacional y sobre todo los indígenas se han trasladado gradualmente del campo a las ciudades (Ver Cuadro 2).

¹⁰ Mayores detalles ver en Hernani (1999b)

Cuadro 2.

Bolivia: Población total por condición de indígena, censos de 1976, 1992 y 2001

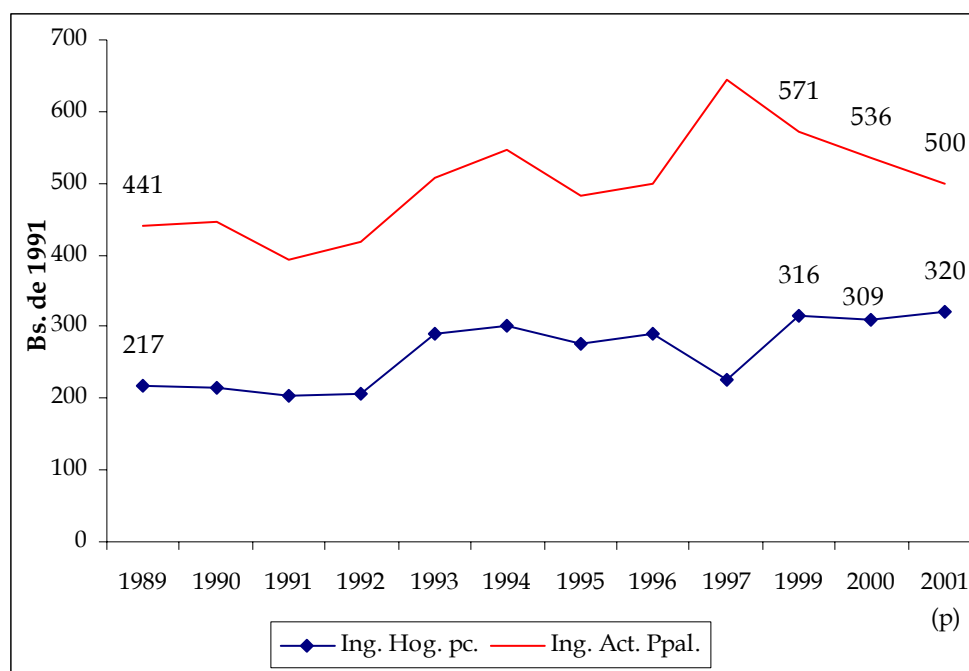
Censo	POBLACIÓN TOTAL	Población no indígena	Población indígena	Población indígena (%)
1976	4,613,419	1,639,504	2,973,915	64.46
1992	6,420,792	2,477,278	3,943,514	61.42
2001	8,274,325	4,141,187	4,133,138	49.95

Fuente: Instituto Nacional de Estadística.

3.2 Desigualdad del ingreso en Bolivia.

Si bien los ingresos laborales constituyen la principal fuente de ingresos del hogar, entre 1999 y 2001 presentaron una tasa de crecimiento acumulada de 13% inferior a la registrada por los ingresos totales del hogar (47%). Con estas cifras, el ingreso del hogar per cápita creció de Bs.₍₁₉₉₁₎ 441.40¹¹ a Bs.₍₁₉₉₁₎ 499.77, en tanto que el ingreso proveniente de la actividad principal creció de Bs.₍₁₉₉₁₎ 216.95 a Bs.₍₁₉₉₁₎ 319.9 (véase Figura 5).

Figura 5. Ciudades Capitales: Ingreso del Hogar per cápita e Ingreso Total de la Actividad Principal (Bolivianos constantes de 1991)



Fuente: Encuestas de Hogares.

¹¹ Como se explicó en el punto 3, los ingresos nominales fueron deflactados por el Índice de Precios al Consumidor para de esta manera obtener valores reales en Bolivianos de 1991, que es el año Base utilizado por el INE.

Como se detalló en el punto 2.1, las medidas tradicionales que ayudan a considerar la desigualdad son: el ratio percentil 90 vs. Percentil 10 de ingreso (P90/P10), Coeficiente de Gini, Índice de Theil [E(1)], Coeficiente de Variación transformado [$E(2)=\frac{1}{2}CV^2$] y el Índice de Atkinson.

En casi todas las medidas de desigualdad (a excepción del Coeficiente de Variación), se observa que la desigualdad aumentó en el periodo 1989 y 2001 y en lo que sigue corresponde demostrar estadísticamente que, en el periodo analizado se presentó una mayor dispersión entre los ingresos de los más pobres y los más ricos (véase Cuadro 3).

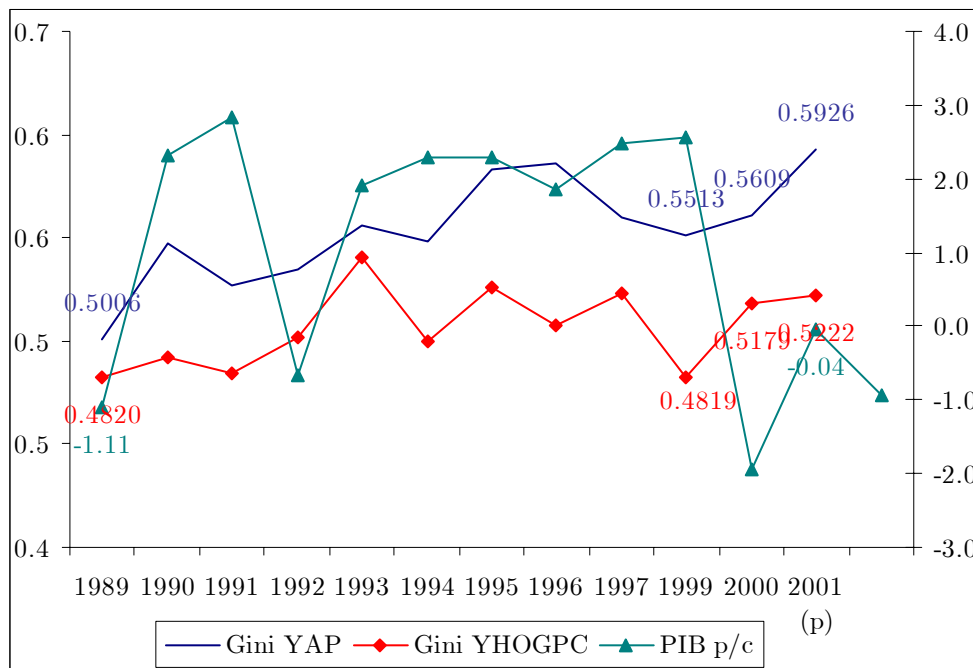
Cuadro 3.
Ciudades Capitales: Medidas de desigualdad del ingreso de la actividad principal

Medidas	Promedio 89-92	Promedio 93-96	Promedio 97-01
Coeficiente de variación	1.6836	1.7505	1.5958
Coeficiente Gini	0.5273	0.5682	0.5663
Medida entropía Theil	0.5834	0.6645	0.6387
Ratio (P90/P10)	12.5925	20.0070	26.1730
Atkinson	0.3109	0.2940	0.3228

Fuente: Encuestas de Hogares.

Por una parte, se observa que la desigualdad del ingreso del hogar per cápita creció en 0.0402 puntos porcentuales en todo el período analizado (de 0.4820 en 1989 a 0.5222 en 2001). En el caso de la actividad principal, existió un aumento de 0.092 puntos porcentuales (de 0.5006 en 1989 a 0.5926 en 2001). Estos resultados son un claro reflejo de que en algunos grupos poblacionales la situación laboral mejoró, o al menos no empeoró con relación a otros grupos. (véase Figura 6 y Cuadro 3)

Figura 6. Ciudades Capitales: Coeficientes de Gini para el Ingreso de la Actividad Principal y del Ingreso del Hogar per cápita.



Fuente: Encuestas de Hogares.

Por lo tanto ya tenemos una primera idea en torno a la desigualdad en Bolivia, la cual condice con la propuesta realizada por Iglesias (1998), ya que en Bolivia en los años de recesión que se encontró la economía, la desigualdad creció. Ahora resta analizar el comportamiento microeconómico, enfocándonos en las causas que podrían haber originado un aumento de la desigualdad en Bolivia en el período 1989-1999. (Ver Figura 6).

4 Microsimulaciones del ingreso principal y dotaciones de los ocupados.

Considerando el hecho de que tanto en los años 1989 y 1999 no existieron efectos adversos a la economía boliviana, como ocurrió en los años 2000 y 2001, a continuación se realiza la aplicación de JMP en el caso de los ingresos de la población ocupada proveniente de la actividad principal¹² para las ciudades capitales.

¹² Las encuestas de Hogares entre 1989 y 1995 abarcaban a las ciudades capitales más El Alto.

En las encuestas de Hogares es posible obtener información sobre los ingresos provenientes de la Actividad Principal y la Secundaria, sin embargo para fines de comparación, en el presente documento tan sólo son considerados los primeros.

Cuadro 4

Estadísticas Descriptivas de variables utilizadas en el análisis

Variable	1989		1999	
	Media	Desv. Est.	Media	Desv. Est.
Sexo	1.43	0.50	1.45	0.50
Edad	34.83	13.30	35.38	13.47
Escolaridad	8.42	4.83	9.70	4.75
Ingreso real Act. Ppal. Semanal	102.84	143.79	132.01	188.40
Ingreso real del hogar per cápita	218.81	293.76	319.32	508.48
Hrs. Trabajadas semana	47.44	30.90	46.47	22.89
Pobreza	0.59	0.49	0.39	0.49
Condición étnica	0.48	0.50	0.55	0.50
Experiencia	20.42	14.81	19.70	14.82

Fuente: Encuesta Integrada de Hogares 1989 y Encuesta MECOVI 1999.

En la muestra utilizada para la presente investigación, se tienen las siguientes características de la población (Ver Cuadro 4):

- Alrededor de 56% de la misma estaba compuesta por hombres
- La edad promedio se situaba por los 35 años.
- Los años de escolaridad presentaron una mejoría de 8 años en 1989 a casi 10 años para 1999.
- Entre 1999 y 1989 hubo un crecimiento de 28% en el ingreso de los ocupados en la actividad principal y el ingreso del hogar incrementó en el mismo período en 46%.
- En promedio los ocupados trabajaron 47 horas a la semana.
- La pobreza en el grupo analizado disminuyó de 59% en 1989 a 49% en 1999.
- Tomando en consideración la variable “Cuál es el idioma que habla habitualmente” para definir a la población según su condición étnica, hubo un incremento de los indígenas en 7 puntos porcentuales.
- En promedio, la población ocupada trabajó 20 años descontando la escolaridad.

Para identificar cuáles fueron las causas del incremento en la desigualdad, son utilizadas cinco medidas tradicionales en la literatura de este campo, las mismas que fueron descritas en el Capítulo 2: El ratio entre el percentil más rico vs. el más pobre (P90/P10); Coeficiente de Gini; Índice de Theil [E(1)]; Coeficiente de Variación Transformado [E(2)] y Atkinson [A(1)].

Como se explicó en la anterior sección, la desigualdad del ingreso en las ciudades capitales aumentó entre 1989 y 1999, hecho que puede ser evidenciado en el caso del Coeficiente de Gini, que tuvo un incremento de 0.0505 puntos porcentuales (Ver Cuadro 5)

Cuadro 5.
Ciudades capitales. Descomposición de efectos que afectan en la desigualdad del ingreso
(1989 vs. 1999).

Indicador de desigualdad	CAMBIO TOTAL	Cambio atribuible a:		
		Características observables X	Precios de los observables β	Distribución de las características no observables μ
P90/P10	25.405	-3.805	2.819	26.391
Gini	0.0505	-0.0218	0.0363	0.0361
E(1)	0.0842	-0.0627	0.1129	0.0340
E(2)	0.0407	-0.6966	0.7396	-0.0023
A(1)	0.1125	-0.0313	0.0915	0.0523

Fuente: Encuestas de Hogares.

De los cinco indicadores analizados, dos de ellos [P90/P10 y A(1)], sufrieron un crecimiento en el período analizado debido a las características no observables (μ). En el caso del coeficiente Gini y las medidas de entropía generalizada [$E(1)$, $E(2)$], la variación positiva de estos indicadores de desigualdad fue explicada por el cambio en los precios de los observables (β). Nótese por lo tanto que, el cambio en la desigualdad entre 1989 y 1999 no fue atribuida a variaciones en las características observables, vale decir la educación, experiencia de los ocupados, condición étnica, sino a través de los retornos de mercado de las características individuales (β) y las características no observables (μ).

Ello significa que el mercado laboral por si mismo define el precio de las características que posee cada una de las personas que intervienen en el mismo, lo cual lleva a pensar que la desigualdad no es explicada en el caso presente, por el nivel educativo que alcanzaron los ocupados y el tiempo estimado para desarrollar labores. Este resultado no deja de llamar la atención, porque en todo caso se esperaría lo contrario.

Como toda estimación, los resultados obtenidos deben ser testeados. En el caso presente se utilizó uno de los Test no Paramétricos, la técnica del *bootstrapping*. Con ella es posible medir la solidez de las varianzas de las medidas y provee una manera de estimar las varianzas (errores estándar), con exactitud estadística cuando no se dispone de una fórmula. En palabras sencillas, para verificar la robustez cardinal de los indicadores cuantificados, es necesario expresarlos no como una estimación puntual sino como un intervalo de confianza, donde se aprecie el rango de variación y el error estándar para un determinado nivel de certeza¹³.

¹³ El proceso de Bootstrapping estima estadísticamente la varianza (por ejemplo del Coeficiente de Gini) a partir de una muestra. El proceso de estimación es *replicado R veces*, tomando una observación aleatoriamente con reemplazo, hasta restablecer el tamaño original de la muestra. Para mayores detalles ver: Contreras (1999 b), Deaton (2000)

En el Anexo se encuentran los resultados estimados para las cinco medidas de desigualdad consideradas en el presente documento, para examinar la desigualdad en la distribución del ingreso de la actividad de la población ocupada que reside en las ciudades capitales de Bolivia.

En general se puede afirmar que con la técnica de *bootstrapping*, los valores obtenidos de las cinco medidas de desigualdad son validados al situarse en intervalos de confianza que poseen un nivel de error estándar pequeño y/o con poco sesgo de estimación. Las excepciones son los valores observados $(Y3_k)_{k=89,99}$ para el caso del ratio P90/P10, que poseen tanto altos errores estándar y sesgo (ver Tablas 4 a 8).

5 Conclusiones.

Existe consenso en torno a la influencia que tuvo la globalización en los países menos desarrollados, cual es ampliar las brechas entre los más calificados y los menos calificados. Es por ello que surgió una interrogante: ¿las diferencias entre los más calificados y los menos calificados se explican tan sólo por los retornos a las habilidades en el mercado laboral?, tal cual se vino explicando en la literatura de desigualdad en la década de los ochenta y noventa.

Varios autores, tanto en Bolivia como en instituciones como el Banco Mundial, pusieron de manifiesto el hecho de que en el último decenio aumentó la desigualdad en las ciudades capitales del país. Considerando información de las Encuestas a Hogares, se observó que en el caso del índice de Gini, aumentó de 0.49 en el año 1989 a 0.55 en el año 1999.

Utilizando la metodología de las Microsimulaciones al analizar la desigual distribución del ingreso, se llega a la conclusión que el cambio en la desigual distribución del ingreso entre 1989 y 1999 no fue atribuida a variaciones en las características observables (X), sino a través de los retornos de mercado de las características individuales (β) y variables no observables (μ). Estas últimas pueden ser agrupadas en: Redes de Protección, Redes de Seguridad, Exclusión Social.

Este resultado es importante porque apoya la idea creciente en Bolivia sobre la disparidad cada vez mayor que existe entre aquellos con mayores niveles de capacitación en relación a quienes son menos calificados, ya que los primeros tienen mayor valor en el mercado laboral en relación a los últimos. Por lo tanto de aquí surgen algunas implicaciones de política que por una parte permitirían reducir los actuales niveles de pobreza y la inequitativa distribución del ingreso.

Sería interesante que se otorguen programas de capacitación hacia los trabajadores por cuenta propia que son el grupo más numeroso que forma parte

del cada vez creciente, sector informal de los ocupados. Estos programas de capacitación no deberían tener tan sólo el objetivo inmediato de incrementar los ingresos de los participantes, sino además de proveer mecanismos para una adecuada absorción en el mercado laboral, como es la enseñanza de nuevos oficios. Estos nuevos oficios permitirían una mayor probabilidad para que los informales o en su caso los desempleados, desarrollen labores en empleos permanentes y con la posibilidad de obtener ingresos “seguros” a diferencia de aquellos que perciben ingresos por empleos temporales o los que provienen al desarrollar ocupaciones sin ganancias elevadas.

Es por ello, que por una parte resalta el hecho de formar capital social (redes de seguridad), vale decir fomentar a que personas que poseen características similares se agrupen y formen pequeñas empresas que puedan ser absorbidas o empleadas por instituciones que poseen altos niveles de inversión, como es el caso del Servicio Nacional de Caminos que ejecuta alrededor del 40% de la Inversión Pública Total del Bolivia.

En caso que la desaceleración económica aún se extienda por algunos años más, además del impacto de la globalización sobre la economía boliviana, será necesario atenuar todos estos efectos adversos sobre los más vulnerables a través de la creación de mayores empleos de carácter formal que insuman principalmente a los trabajadores por cuenta propia. Para ello será importante la participación del país en iniciativas regionales que protejan a la industria nacional y evitar que la incursión de empresas transnacionales “destruyan empleos”, del capital humano boliviano.

Finalmente, dado que los coeficientes pertenecientes a los valores no observados cobran importancia en la desigualdad del ingreso laboral de los ocupados, es posible agendar en futuros trabajos el estudio de los mismos a fin de profundizar en este y otros temas, también relevantes.

6 Referencias bibliográficas.

- [1.] Alesina, A. y R. Perotti, (1996): “Income Distribution, Political Instability, and Investment”, *European Economic Review*, 40(6): 1203-1228.
- [2.] Almeida dos Reis, Jose y Ricardo Paes de Barro (1991): “Wage Inequality and the Distribution of Education: A Study of the Evolution of Regional Differences in Inequality in Metropolitan Brazil”, *Journal of Development Economics*, Vol. 36, pp. 117-43.
- [3.] Atkinson, Anthony (1970): “On the Measurements of the Inequality”, *Journal of Economic Theory*, vol 2, N° 3.
- [4.] Bouillon, César; Arianna Legovini y Nora Lustig (1998): “Rising Inequality in Mexico: Returns to Household characteristics and the ‘Chiapas Effect’ ”, Inter-American Development Bank, *Mimeo*.
- [5.] CEPAL (2001): “Balance Preliminar de las Economías de América Latina y el Caribe 2001”, (Diciembre).
- [6.] Contreras, Dante (1999 a): “Pobreza, Desigualdad, Bienestar y Políticas Sociales. Elementos Metodológicos para el Debate”, En *Serie Docente*. N°. 16, Corporación de Investigaciones Económicas para América Latina, Santiago, Chile.
- [7.] Contreras, Dante (1999 b): “Distribución del Ingreso en Chile. Nueve hechos y algunos mitos”, En *Perspectivas en Política, Economía y Gestión*. Vol. 2, N°. 2, Departamento de Ingeniería Industrial. Universidad de Chile.
- [8.] Deininger, Klaus y Lyn Squire (1996): “A New Data Set Measuring Income Inequality”, *World Bank Economic Review*, 10: 565-591.
<http://www.worldbank.org/research/growth/dddesqu.htm>.
- [9.] Deaton, Angus (2000): “The Analysis of Household Surveys. A Microeconomic Approach to Development Policy”, The World Bank-The Johns Hopkins University Press.
- [10.] Fields, Gary; Jesse Leary, Luis Felipe López Calva y Ernesto Pérez de Rada (1997): “Descomposición de la Desigualdad del Ingreso Laboral en las Ciudades Principales de Bolivia”, La Paz, UDAPSO, (agosto).
- [11.] González-Rosada, Martín y Alicia Menendez (2002): “Why have Poverty and Income Inequality Increased so Much? Argentina 1991-2002”.
http://www.nipnetwork.org/docs_meeting2002/Gonzalez%20Rozada-ineqpov2.pdf.
- [12.] Hernani, Werner (1999): “La Pobreza en el Área Urbana de Bolivia”, Tesis de grado para la obtención del Título de Licenciado en Economía, Universidad Católica Boliviana, La Paz, Bolivia.
- [13.] Hernani, Werner (2002 a): “Inequality and Polarization in Latin America: Beyond the Gini Coefficient”, Research Department, Inter-American Development Bank, *Mimeo*.

- [14.] Hernani, Werner (2002 b): “¿Qué importa para Reducir la Pobreza y en qué Magnitud? Desigualdad, Capital Humano y Mercado Laboral en Bolivia”. Fondo de Estudios del Programa MECOVI.
<http://www.ine.gov.bo/PDF/PUBLICACIONES/EstadisticasAnalisis/EstadisticasAnalisis2.pdf>.
- [15.] Iglesias, Enrique (1998): “Income Distribution and Sustainable Growth: A Latin American Perspective”, En *Income Distribution and High-Quality Growth*, Vito Tanzi and Ke-young Chu editors, The MIT Press.
- [16.] Jiménez, Wilson y Ernesto Yáñez (1997): “Pobreza en las Ciudades de Bolivia: Análisis de la Heterogeneidad de la Pobreza a partir de las Encuestas Integradas de Hogares 1990-1995”, UDAPSO.
- [17.] Jiménez, Wilson y Roberto Rivero (1999): *Revista de Análisis Económico*. Unidad de Análisis de Políticas Sociales y Económicas, UDAPE, Bolivia.
- [18.] Jiménez, Wilson y Susana Lizárraga (2002): “Desigualdad en el Área Rural”, UDAPE, *Mimeo*.
- [19.] Juhn, Chinhui; Kevin Murphy y Pierce Brooks (1993): “Wage inequality and the rise in returns to skill”, *Journal of Political Economy*, 101 (3), pp. 410-442.
- [20.] Landa; Fernando (2002): “Pobreza en Bolivia entre 1999 y 2001”, UDAPE, *Mimeo*, www.udape.gov.bo
- [21.] Lindert, Peter y Jeffrey Williamson (2001): “Does Globalization make the Works More Unequal?” NBER, Working Paper N° 8228.
- [22.] Rivero, Roberto (1994): “Discriminación Salarial por Género y por Etnia en Bolivia – 1991”. Tesis de grado para la obtención del Título de Licenciado en Economía, Universidad Católica Boliviana, Bolivia.
- [23.] Sánchez, Gonzalo (2001): “La Distribución del Ingreso en Bolivia (Urbana) entre 1989 y 1999”, Tesis de grado para la obtención del Título de Licenciado en Economía. Universidad Católica Boliviana, La Paz, Bolivia.
- [24.] Székely, Miguel (2001): “The 1990s in Latin America: Another Decade of Persistent Inequality, but with somewhat Lower Poverty”, *Research Department, Working Paper N° 454*, Banco Interamericano de Desarrollo. (Junio).
- [25.] UDAPE (1999): “Bolivia: Evaluación de la Economía 1999”.
<http://www.udape.gov.bo/evaluacion/eva1999.pdf>.
- [26.] UDAPE (2000): “Bolivia: Evaluación de la economía 2000”.
<http://www.udape.gov.bo/evaluacion/eva2000.pdf>.
- [27.] UDAPE (2001): “Bolivia: Evaluación de la economía 2001”.
<http://www.udape.gov.bo/evaluacion/eva2001.pdf>.
- [28.] World Bank (2002): “Bolivia, Poverty Diagnostic 2000”, Report N°. 20530-BO.

7 Anexos.

Tabla 1.

Gini e Indicadores de Ingreso según país.

País	Año	Gini	PIB p.c. (US\$ 1995)	Ing p.c. (US\$ 1995)
Argentina	1999	54.2	7,305	7,104
Bolivia	2000	54.2	951	959
Brasil	1999	62.5	4,337	4,163
Chile	2000	55.3	5,309	4,705
Colombia	1999	56.4	2,282	2,184
Costa Rica	1999	45.4	3,672	3,273
República Dominicana	1998	47.8	2,035	2,192
Ecuador	1999	52.1	1,417	1,346
El Salvador	1999	46.2	1,749	1,854
Guatemala	1998	54.3	1,554	1,562
Honduras	1999	51.8	709	737
México	1998	53.8	4,831	4,901
Nicaragua	1998	55.1	482	462
Panamá	1999	53.3	3,306	3,133
Paraguay	1999	49.7	1,552	1,589
Perú	1997	50.6	2,390	2,279
Uruguay	1999	44.0	5,841	5,649
Venezuela	1999	46.8	3,097	3,553

Fuente: Deininger-Squire (1996). CEPAL (2001).

Tabla 2.

Bolivia: Promedio Producto Interno Bruto por tipo de gasto.

(Bolivianos de 1991).

RAMAS/AÑOS	Promedio 1989-1992	Promedio 1993-1996	Promedio 1997-2001
Gasto de consumo final de las Adm. Públicas	1,863,447.25	2,123,948.75	2,466,186.60
Gasto de consumo final de los Hogares e I.P.S.F.L.	12,079,211.66	13,724,015.57	16,249,684.00
Variación de existencias	43,472.16	-53,110.45	-23,956.00
Formación bruta de capital fijo	2,135,842.23	2,746,265.10	4,084,852.20
Exportaciones de bienes y servicios	3,568,625.88	4,735,646.72	5,404,865.00
Menos : Importaciones de bienes y servicios	-3,944,937.57	-4,816,413.92	-6,356,268.40
T O T A L : Precios de Mercado	15,745,661.61	18,460,351.86	21,825,363.60

Fuente: INE.

Tabla 3.

Ciudades Capitales: Descomposición de indicadores de desigualdad, con la metodología Juhn-Murphy-Pierce(1993).

Variable	Indicador de Desigualdad				
	P90/P10	Gini	E(1)	E(2)	A(1)
y1 ₈₉	17.3440	0.5809	0.7350	2.6494	0.4755
y1 ₉₉	13.5390	0.5591	0.6723	1.9527	0.4442
y2 ₈₉	16.3090	0.5704	0.6995	2.3539	0.4651
y2 ₉₉	15.3230	0.5848	0.7496	2.3969	0.5253
y3 ₈₉	11.5470	0.4999	0.4917	0.9773	0.4308
y3 ₉₉	36.9520	0.5504	0.5758	1.0181	0.5433
$\Delta y1=y1_{99}-y1_{89}$	-3.8050	-0.0218	-0.0627	-0.6966	-0.0313
$\Delta y2=y2_{99}-y2_{89}$	-0.9860	0.0145	0.0502	0.0430	0.0602
$\Delta y3=y3_{99}-y3_{89}$	25.4050	0.0505	0.0842	0.0407	0.1125
Cambio Total= $y3_{99}-y3_{89}$	25.4050	0.0505	0.0842	0.0407	0.1125
Cambio en $X=y1_{99}-y1_{89}$	-3.8050	-0.0218	-0.0627	-0.6966	-0.0313
Cambio en $\beta=\Delta y2-\Delta y1$	2.8190	0.0363	0.1129	0.7396	0.0915
Cambio en $\mu=\Delta y2-\Delta y1$	26.3910	0.0361	0.0340	-0.0023	0.0523

Fuente: Encuesta de Hogares.

Tabla 4.

Ciudades Capitales: Estadísticas de Bootstrapping: *Ratio P90/P10*. Ingreso de la actividad principal (Incluye Trabajadores Familiares).

Variable	P90/P10					Método
	Observado	Sesgo	Err. Est.	[95% Int. Confianza]		
y1 ₈₉	36.9515	0.0000	0.0000	36.9515	36.9515	Normal
				36.9515	36.9515	Percentil
				.	.	Sesgo corregido
y1 ₉₉	12.1240	0.0000	0.0000	12.1240	12.1240	Normal
				12.1240	12.1240	Percentil
				.	.	Sesgo corregido
y2 ₈₉	18.5486	0.0000	0.0000	18.5486	18.5486	Normal
				18.5486	18.5486	Percentil
				.	.	Sesgo corregido
y2 ₉₉	13.3364	0.0000	0.0000	13.3364	13.3364	Normal
				13.3364	13.3364	Percentil
				.	.	Sesgo corregido
y3 ₈₉	17.3310	0.0000	0.0000	17.3310	17.3310	Normal
				17.3310	17.3310	Percentil
				.	.	Sesgo corregido
y3 ₉₉	14.6456	0.0000	0.0000	14.6456	14.6456	Normal
				14.6456	14.6456	Percentil
				.	.	Sesgo corregido

Tabla 5.

Ciudades Capitales: Estadísticas de Bootstrapping: *Coefficiente de Gini*. Ingreso de la actividad principal (Incluye Trabajadores Familiares).

Variable	Gini					
	Observado	Sesgo	Err. Est.	[95% Int. Confianza]	Método	
y1 ₈₉	0.5809	-0.0006	0.0110	0.5591	0.6027	Normal
				0.5561	0.6010	Percentil
				0.5589	0.6021	Sesgo corregido
y1 ₉₉	0.5591	-0.0005	0.0159	0.5276	0.5906	Normal
				0.5246	0.5842	Percentil
				0.5238	0.5839	Sesgo corregido
y2 ₈₉	0.5704	-0.0007	0.0105	0.5494	0.5913	Normal
				0.5463	0.5898	Percentil
				0.5495	0.5907	Sesgo corregido
y2 ₉₉	0.5849	-0.0006	0.0163	0.5525	0.6173	Normal
				0.5499	0.6115	Percentil
				0.5499	0.6115	Sesgo corregido
y3 ₈₉	0.4999	-0.0001	0.0081	0.4838	0.5160	Normal
				0.4870	0.5197	Percentil
				0.4890	0.5229	Sesgo corregido
y3 ₉₉	0.5505	0.0004	0.0108	0.5290	0.5719	Normal
				0.5289	0.5727	Percentil
				0.5280	0.5711	Sesgo corregido

Tabla 6.
Ciudades Capitales: Estadísticas de Bootstrapping: *Índice de Theil [E(1)]*. Ingreso de la actividad principal (Incluye Trabajadores Familiares).

Variable	Índice de Theil [E(1)]					Método
	Observado	Sesgo	Err. Est.	[95% Int. Confianza]		
y1 ₈₉	0.7350	-0.0017	0.0590	0.6179	0.8521	Normal
				0.6323	0.8536	Percentil
				0.6402	0.8694	Sesgo corregido
y1 ₉₉	0.6723	-0.0044	0.0682	0.5370	0.8076	Normal
				0.5427	0.7864	Percentil
				0.5546	0.8178	Sesgo corregido
y2 ₈₉	0.6995	-0.0020	0.0538	0.5928	0.8062	Normal
				0.6085	0.8112	Percentil
				0.6136	0.8206	Sesgo corregido
y2 ₉₉	0.7496	-0.0056	0.0779	0.5950	0.9043	Normal
				0.6082	0.8847	Percentil
				0.6099	0.9154	Sesgo corregido
y3 ₈₉	0.4917	-0.0016	0.0279	0.4364	0.5469	Normal
				0.4458	0.5537	Percentil
				0.4498	0.5610	Sesgo corregido
y3 ₉₉	0.5758	0.0022	0.0357	0.5050	0.6466	Normal
				0.5137	0.6556	Percentil
				0.5137	0.6556	Sesgo corregido

Tabla 7.

Ciudades Capitales: Estadísticas de Bootstrapping: *Coefficiente de Variación Transformado*. Ingreso de la actividad principal (Incluye Trabajadores Familiares).

Variable	Coeficiente de Variación Transformado [E(2)]					Método
	Observado	Sesgo	Err. Est.	[95% Int. Confianza]		
y1 ₈₉	1.0181	0.0000	0.0000	1.0181	1.0181	Normal
				1.0181	1.0181	Percentil
				.	.	Sesgo corregido
y1 ₉₉	1.0567	0.0000	0.0000	1.0567	1.0567	Normal
				12.1240	12.1240	Percentil
				.	.	Sesgo corregido
y2 ₈₉	1.8307	0.0000	0.0000	1.8307	1.8307	Normal
				1.8307	1.8307	Percentil
				.	.	Sesgo corregido
y2 ₉₉	13.3364	0.0000	0.0000	13.3364	13.3364	Normal
				13.3364	13.3364	Percentil
				.	.	Sesgo corregido
y3 ₈₉	1.6660	0.0000	0.0000	1.6660	1.6660	Normal
				1.6660	1.6660	Percentil
				.	.	Sesgo corregido
y3 ₉₉	14.6456	0.0000	0.0000	14.6456	14.6456	Normal
				14.6456	14.6456	Percentil
				.	.	Sesgo corregido

Tabla 8.
Ciudades Capitales: Estadísticas de Bootstrapping: *Atkinson [A(1)]* Ingreso de la actividad principal (Incluye Trabajadores Familiares).

Variable	Índice de Atkinson [A(1)]					Método
	Observado	Sesgo	Err. Est.	[95% Int. Confianza]		
y1 ₈₉	0.4755	0.0000	0.0000	0.4755	0.4755	Normal
				0.4755	0.4755	Percentil
				.	.	Sesgo corregido
y1 ₉₉	0.5253	0.0000	0.0000	0.5253	0.5253	Normal
				0.5253	0.5253	Percentil
				.	.	Sesgo corregido
y2 ₈₉	0.4755	0.0000	0.0000	0.4755	0.4755	Normal
				0.4755	0.4755	Percentil
				.	.	Sesgo corregido
y2 ₉₉	0.5253	0.0000	0.0000	0.5253	0.5253	Normal
				0.5253	0.5253	Percentil
				.	.	Sesgo corregido
y3 ₈₉	0.4620	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	Normal
				0.4620	0.4620	Percentil
				.	.	Sesgo corregido
y3 ₉₉	0.4370	0.0000	0.0000	0.4370	0.4370	Normal
				0.4370	0.4370	Percentil
				.	.	Sesgo corregido