

## PRESENTACIÓN

El presente número de la Revista Latinoamericana de Desarrollo Económico sale en circunstancias en que los paradigmas económicos parecen resquebrajarse, fenómeno perceptible, en mayor o menor grado, en toda la región latinoamericana. Son momentos en que arrecia la tormenta, amenazando la frágil solidez institucional de nuestros países. En estas circunstancias, retornar al camino correcto exige que recurramos al pensamiento económico construido desde la época del Renacimiento hasta nuestros días. Es en ese marco en el que se inscriben los trabajos de investigación que conforman la presente publicación.

Esta revista académica se sostiene gracias al aporte de quienes envían sus trabajos para su publicación, a los profesores que nos obsequian su tiempo revisando los trabajos que llegan a la dirección editorial y a los lectores. Nuestro agradecimiento a nuestros colegas, tanto del país como del exterior, por el envío de tan valiosos trabajos, a quienes hicieron de tribunal evaluador de los documentos y, sin duda, a nuestros lectores, que de manera regular han tomado a nuestra revista como referencia para otras investigaciones.

Gracias también por el permanente apoyo que recibimos de nuestro Rector, R.P. Dr. Hans van den Berg, así como de todas las autoridades de nuestra universidad, porque nos permite mantener el suficiente entusiasmo para continuar publicando esta revista. Y, como en todas las otras ocasiones, por la colaboración del Mtr. Carlos Rosso y el equipo del Departamento del Cultura, que permiten mantener la calidad de nuestros trabajos. Finalmente, nuestro especial reconocimiento a la Corporación Andina de Fomento (CAF), por su generosa colaboración en el financiamiento de la presente revista.

Esperamos que los trabajos de investigación que ahora los lectores tienen a su alcance sean de utilidad para reflexionar sobre los problemas y las oportunidades que en el ámbito económico se presentan para nuestros países.

Alejandro F. Mercado  
Director IISEC-UCB

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

*Horacio Villegas\**

## **Resumen**

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

## **Abstract**

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

## **1. Introducción**

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

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

año 1985<sup>1</sup> estabilizaron la economía y consiguieron un crecimiento económico moderado. Sin embargo, más de la mitad de la población continúa siendo pobre y la desigualdad en la distribución de ingresos se encuentra entre las más altas de América Latina (Jemio, 2000; Hernani, 2002).

Numerosos estudios han abordado el tema de la pobreza y la desigualdad en Bolivia<sup>2</sup>. Sin embargo, ninguno de ellos puso énfasis en el área rural, debido probablemente a la carencia de la información necesaria para estudiar formalmente el tema. Sin embargo, las encuestas de hogares "MECOVI", realizadas en Bolivia a partir del año 1999, tienen cobertura urbana y rural, por lo que constituyen una fuente de información importante para el estudio de la pobreza y la desigualdad a nivel nacional.

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

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

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

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

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

## 2. Investigaciones previas

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

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

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

Las conclusiones del estudio son:

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

Jemio (2000) calcula el índice de Gini y el índice de Theil para el área urbana de Bolivia en el periodo 1985-1996. A través de ambos índices se observa que la desigualdad en la distribución de ingresos disminuye en el periodo 1985-1989, mientras que aumenta en el correspondiente a 1989-1996. Además, en el trabajo se realiza la descomposición del índice de Theil y se concluye que la educación es la variable más importante en la explicación del fenómeno. La importancia de esta variable ha ido aumentando con el paso del tiempo, pasando de 11.8 por ciento en 1985 a 33,2 por ciento en 1993 y a 29,7 por ciento en 1996, mientras que, por otro lado, la categoría ocupacional explica entre el 11,3 y el 21,6 por ciento de la desigualdad y las demás variables lo hacen cada una en un porcentaje menor al 10 por ciento.

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

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

### 3. Metodología<sup>3</sup>

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

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

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

En donde:

$$(2) \quad a = (\alpha\beta_1\beta_2\dots\beta_j 1)$$

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

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

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

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

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

Donde  $s_j$  representa la proporción en que la variable  $j$  explica la varianza del logaritmo del ingreso en un momento del tiempo.  $\text{Cov}$  es la covarianza y  $\sigma^2$  representa a la varianza.

También se tiene que:

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

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

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

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

Donde:

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

#### 4. Datos y muestra

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

Los siguientes cuadros están elaborados considerando solo a la población que percibe un ingreso laboral mayor a cero<sup>4</sup>. Por otra parte, la sección 5 de los datos de MECOVI, que corresponde al ingreso laboral, está dirigida solamente a los individuos de 7 años o más.

**Cuadro 1**  
**Estadísticas descriptivas (promedio)**

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

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

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

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

El Cuadro 1 muestra que la desviación estándar del ingreso<sup>5</sup> bajó entre 1999 y 2002, lo cual sugiere que la concentración de ingresos en el área rural ha tendido a disminuir. Por otro lado, el ingreso promedio ha descendido ligeramente.

El incremento en los años promedio de escolaridad puede ser el resultado del programa de Reforma Educativa que se está llevando a cabo en el país, el cual ha cobrado más vigor en los últimos años<sup>6</sup>. El promedio de experiencia potencial, por otro lado, ha mostrado un ascenso importante, el cual es cercano a 4 años.

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

5 El ingreso está medido en bolivianos.

6 La Reforma Educativa comenzó en 1994.

**Cuadro 2**  
**Estadísticas descriptivas (proporción de población)**

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

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

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

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

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

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



**Cuadro 3**  
**Ingreso promedio (en bolivianos)**

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

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

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

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

**Cuadro 4**  
**Desigualdad del ingreso laboral**

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

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

## 5. Resultados

Para estimar la ecuación de ingresos a la Mincer suele utilizarse la corrección por sesgo de selección de Heckman (1979). Sin embargo, para llevar a cabo este procedimiento se deben hacer supuestos fuertes sobre la distribución del término de error<sup>7</sup>. En este sentido, en este trabajo la ecuación de ingresos se estima por mínimos cuadrados ordinarios (MCO).

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

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

7 Ver Contreras (1998).

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

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

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

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

**Cuadro 5**  
**Estimaciones de las ecuaciones de Mincer**

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

A pesar de lo mencionado, se debe destacar que la educación es la segunda variable más importante para explicar el tema<sup>11</sup>. Considerando a la educación y a la variable sector conjuntamente, se tiene que éstas explican más del 50 por ciento de lo explicado por todas las variables consideradas en la regresión.

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

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

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

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

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

## 6. Conclusiones

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

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

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

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

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

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

## REFERENCIAS

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



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

## Apéndice

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

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

Que puede ser reescrita como:

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

En donde:

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

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

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

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

### RESULTADO 1

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

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

Donde:

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

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

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

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

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

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

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

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

#### RESULTADO 2

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

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

De manera que:

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

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

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

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

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

así como:

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

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

### RESULTADO 3

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

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

Donde:

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

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

Y:

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

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

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

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

Sin embargo, si se lleva a cabo la descomposición de esta manera se presenta un problema: la log-varianza puede violar el principio de transferencia Pigou-Dalton, deseable en medidas de desigualdad<sup>12</sup>. De manera más general, puede demostrarse que, cuando se lleva a cabo una transferencia regresiva simple de una cantidad de dinero arbitraria, las curvas de Lorenz de las distribuciones inicial y final necesariamente se cruzan, lo que implica que podemos encontrar una medida de desigualdad relativa que viole el principio de transferencia en una situación específica.

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

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

**RESULTADO 4**

Dada la función de generación de ingresos:

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

En donde:

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

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

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

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

En donde:

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

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

Y en donde:

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

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

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

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

# Análisis espacial del precio de oferta de la vivienda en el área metropolitana de Cochabamba

*Elda Collazos Reyes  
Wilma Gamboa Pérez  
Pablo Prado Velasco  
Vincenzo Verardi\**

## Resumen

La idea principal del presente artículo es identificar cuáles son las características que determinan la fijación del precio de oferta en la estructura del mercado inmobiliario (viviendas de propiedad individual), considerando la heterogeneidad espacial. El estudio fue realizado en la zona metropolitana de la ciudad de Cochabamba, donde la oferta de mercancía inmobiliaria responde a múltiples factores, entre ellos la localización, por lo que en el análisis se utiliza un modelo de precios hedónicos, asociado a técnicas de econometría espacial (*I* de Moran, modelo de autocorrelación espacial y GWR). Los resultados del trabajo son presentados en mapas temáticos generados en el entorno del Sistema de Información Geográfica ArcGis, los mismos que tienen la propiedad de mostrar de acuerdo a la ubicación el nivel de influencia individual de las variables explicativas (características o atributos) sobre el precio.

- \* Elda Collazos Reyes: Investigadora CEPLAG-UMSS.  
Wilma Gamboa Pérez: Investigadora CEPLAG-UMSS.  
Pablo Prado Velasco: Investigador UMSS.  
Vincenzo Verardi: Investigador ECARES, CEE, Université Libre de Bruxelles.

## **Abstract**

The purpose of this paper is to identify which structural characteristics of the real estate market determine the sale price of privately owned housing, taking into account spatial heterogeneity. The study was conducted in the Cochabamba metropolitan area. The sale price of real estate, which reflects multiple factors, including location, is used in a model of hedonic pricing associated with spatial econometric techniques (Moran index, spatial autocorrelation model, GWR). The results of the study, presented in thematic maps generated by the Geographic Information System (ArcGis), show the influence of the percentage variation of the individual explanatory variables over real estate sale prices by location.

## **1. Introducción**

Los precios establecidos en los mercados inmobiliarios, donde los bienes transados son considerados capital estático y se encuentran arraigados espacialmente, están muy relacionados tanto con la estructura espacial del paisaje urbano (infraestructura, servicios, localización, etc.) como con los atributos particulares que caracterizan el bien (superficie, funcionalidad, estética, etc.). Todos estos atributos son transados en el mercado como una totalidad donde el precio varía según las características del producto, es decir, según la posesión en mayor o menor grado de estos atributos.

En el área metropolitana de Cochabamba, la fijación de los precios de oferta de bienes inmobiliarios guarda en general una estrecha relación con la experiencia y la referencia: si el precio ha sido fijado por un agente inmobiliario o si por el propietario que oferta su vivienda. Pese a la diversidad de medios de oferta de bienes inmobiliarios, el factor común presente es la manera en la que los vendedores (dueños o intermediarios) ponen en consideración del comprador los atributos particulares del bien.

Al mismo tiempo, un comprador pagará por una vivienda considerando esencialmente sus preferencias, dando importancia a las características funcionales y de ubicación (atributos) que a él le convengan. No obstante de ser ésta una elección totalmente subjetiva, es posible que existan ciertos atributos implícitos que permitan establecer algún patrón al momento de fijar el precio del bien.



Tomando en cuenta que la vivienda es un bien determinante para el desarrollo social y económico de un país, en la medida en que posibilita la disminución de la pobreza, la reactivación de la economía y la generación de empleo, resulta de gran importancia analizar aquellos factores que determinan su costo. Por esto, muchos análisis abordan el tema del valor de las viviendas a partir de múltiples enfoques, entre los cuales está el enfoque hedónico, cuya metodología permite estimar el valor marginal de cada atributo de la propiedad y sus factores externos, es decir, las características del barrio.

En la mayoría de los modelos hedónicos de cada atributo observado resulta un coeficiente que puede variar de acuerdo a un patrón sistemático, es decir, de acuerdo a la ubicación; al respecto, varios métodos se han desarrollado para tratar estas variaciones, como, por ejemplo, Anselin (1988), Brunson *et al.* (1996), Casetti (1972); Fotheringham *et al.* (2002) y Griffith (1988), etc., de manera que, al integrar la heterogeneidad espacial en el modelo, éste estaría mejor calibrado y permitiría una mayor comprensión de la dinámica del mercado inmobiliario.

El propósito del presente artículo es realizar un análisis de las características que determinan el precio de oferta de la vivienda en las diferentes zonas del área metropolitana de la ciudad de Cochabamba, considerando la heterogeneidad espacial<sup>1</sup>. La hipótesis que se maneja es que el precio de la vivienda está influenciado por las características o atributos de ésta, diferenciados de acuerdo a su localización.

Para este fin, la metodología que se aplica es la de precios hedónicos, considerando la heterogeneidad espacial. En una primera parte se identifica la correlación espacial mediante el *Índice de Moran* (medida de asociación basada en una matriz de ponderaciones espaciales), posteriormente se aplica un *Modelo Autorregresivo Espacial*, a manera de identificar el grado de influencia del valor de las casas vecinas en la determinación del precio de la vivienda. En la siguiente etapa del análisis se corre una *Regresión Geográficamente Ponderada* (GWR), la misma que permite identificar a las variables y el nivel de influencia de las mismas sobre la fijación del valor de la vivienda de acuerdo a su localización; los resultados obtenidos con esta re-

1 Tanto la heterogeneidad como la dependencia espaciales han sido inicialmente propuestas por Anselin (1988); la heterogeneidad espacial puede ser definida como "inestabilidad estructural en forma de varianza no constante de los residuos de una regresión (heteroscedasticidad) o en los coeficientes del modelo".

gresión son graficados en mapas temáticos utilizando el entorno del Sistema de Información Geográfica ArcGis.

El documento presenta la siguiente estructura. Después de hacer una revisión de la literatura existente acerca del tema en la primera parte, se procede en la segunda a describir las características de los datos utilizados en el análisis. En la tercera sección se describen las técnicas de análisis espacial utilizadas. En la cuarta parte del documento se presenta el análisis realizado y los resultados obtenidos, para finalmente presentar en la quinta sección las conclusiones del artículo

## **2. Revisión de la bibliografía**

Los estudios realizados sobre precios de vivienda han sido abordados con diferentes metodologías. Una de las primeras fue desarrollada por Bailey, Muth y Nourse (1963) y consistió en estructurar Índices de Precios de Vivienda basados en datos registrados de viviendas que hayan sido vendidas por lo menos dos veces durante el periodo de estudio. La idea inicial de este método consiste en observar una misma vivienda en dos momentos diferentes, permitiendo de esta manera controlar las variaciones entre los atributos de las propiedades, obviando sin embargo la estimación del aporte marginal de cada uno de éstos al precio de las mismas.

Los estudios sobre precios de vivienda han cobrado vital importancia en la actualidad. La metodología de precios hedónicos ha sido la aproximación utilizada mundialmente para dichos propósitos<sup>2</sup>. Este método fue desarrollado por Lancaster (1966) y extendido al mercado inmobiliario por Rosen (1974) y consiste en estimar económicamente ecuaciones que tienen como variable dependiente el precio y como regresores los atributos o características de la vivienda. La idea central es que estos atributos no se transan explícitamente en los mercados sino que componen un paquete de características que se transfieren junto con los derechos de propiedad del bien o servicio.

2 Esta metodología se ha convertido en una herramienta de gran utilidad, tanto para el análisis de mercados inmobiliarios como para el análisis urbano en general.

Entre los estudios de precios de vivienda que han utilizado el método hedónico se encuentran por ejemplo los realizados por Núñez y Schovelin (2002), quienes estimaron un modelo hedónico para conjuntos de viviendas nuevas, con el objeto de identificar una forma funcional que relacione la variable explicada (precio de la vivienda) con las diferentes variables explicativas utilizadas, determinando la significación de cada una de ellas para finalmente aplicar los modelos a la oferta inmobiliaria local.

Soto (2004) también utiliza métodos hedónicos para hacer un análisis espacial de la dinámica del valor del suelo rural en Louisiana, aplicando adicionalmente procedimientos de econometría espacial para evaluar el impacto de las características del suelo en los precios del mercado. Sandberg y Johansson (2004), por su parte, estiman precios hedónicos para pisos cooperativos, identificando las características más importantes en la fijación del valor y abordando además problemas espaciales mediante la estimación de Momentos Autorregresivos Generalizados. El propio Sandberg (2004a) compara e identifica los cambios en los precios de acuerdo a la localización y los atributos de cada vivienda.

Aportando al análisis del valor de la vivienda, Straszheim (1975) resalta que "la variación de los atributos de ésta y los precios relacionados a su localización son características fundamentales del mercado inmobiliario urbano", mientras que en áreas metropolitanas el mercado puede segmentarse de acuerdo al tipo o la estructura que presenten las propiedades (viviendas unifamiliares aisladas, departamentos o condominios), por lo que se hace importante la especificación de cada tipo en el análisis.

Corroborando la importancia de la localización para fijar el precio de la vivienda, Thibodeau (2002) muestra que el precio de la vivienda no sólo está relacionado con sus atributos sino también que éstos se encuentran correlacionados espacialmente por varias razones: primero, porque las viviendas en un mismo barrio comparten atributos numerosos que influyen en su precio; segundo, porque la mayoría de los barrios se desarrollan conjuntamente y por consiguiente las viviendas tienden a tener características estructurales similares (como la edad de la construcción, la superficie, el área construida, etc.); y finalmente, en términos positivos o negativos, las externalidades de proximidad tienen una influencia similar en los valores comerciales de propiedades cercanas, concluyendo que las consideraciones espaciales son importantes cuando se analizan los precios de viviendas.

En Bolivia, se sabe que, entre los años 1980 y 1986, el Banco Nacional elaboró el INCC (Índice nacional del costo de la construcción), que posteriormente pasó a ser responsabilidad del INE (Instituto Nacional de Estadística), manteniendo como principal propósito la medición de la variación de precios de un período a otro y considerando para ello los precios de materiales de construcción, mano de obra y maquinarias que intervienen en el proceso de producción de la vivienda.

Más allá de la elaboración de este índice, en Bolivia no existen estudios empíricos relacionados con la determinación de los precios de la vivienda, siendo el único referente al respecto los mapas catastrales que se utilizan en algunos municipios para el cobro de impuestos.

### **3. Metodo de recoleccion de datos y variables**

De acuerdo a la bibliografía revisada y a la disponibilidad de datos, para la realización del presente artículo se ha visto por conveniente utilizar precios de oferta de viviendas aisladas y unifamiliares ubicadas dentro el área metropolitana de la ciudad de Cochabamba (es decir, ni departamentos ni condominios)<sup>3</sup>. La falta de información sistematizada respecto a los precios de venta de viviendas obligó a considerar en el análisis solamente los precios de oferta obtenidos de las empresas inmobiliarias que operan legalmente en el sector; adicionalmente, conscientes de que la oferta de viviendas no es únicamente manejada por las inmobiliarias, se recurrió a considerar también los anuncios clasificados de los periódicos, así como las viviendas directamente ofertadas por los propietarios en el área de estudio.

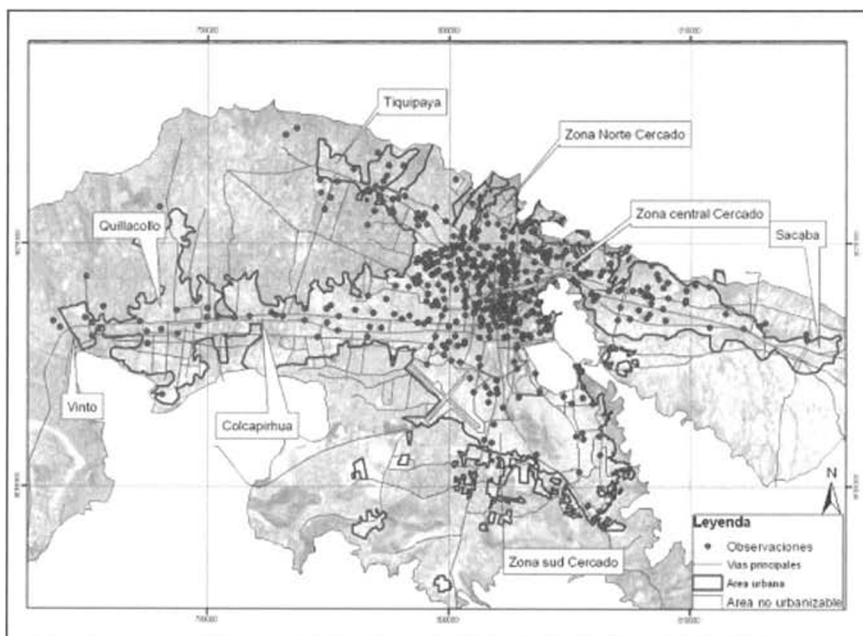
Inicialmente, los datos obtenidos del periódico fueron validados en el terreno, completando de esta manera en la mayoría de los casos la información faltante para el llenado de la base de datos<sup>4</sup>. Es importante mencionar que la consulta a los periódicos se realizó durante el periodo comprendido entre el 22 de agosto y el 5 de septiembre del 2004. En el caso de los datos obtenidos de las empresas inmobiliarias, éstos están comprendidos entre diciembre de 2003 y septiembre de 2004.

3 Los datos que se recolectaron hacen referencia al precio de la vivienda ofertada (variable independiente) y a los atributos de ésta, incluida la localización (variables explicativas).

4 En la mayoría de los casos, las viviendas ofertadas en el periódico no presentan información necesaria relacionada con la ubicación ni los atributos para este tipo de análisis.

Finalmente, se logró recabar información de 570 viviendas en venta, en un periodo comprendido entre diciembre de 2003 y noviembre de 2004. Sin embargo, en el proceso de depuración se eliminaron aquellas observaciones que no contaban con todos los datos referidos a las variables consideradas, quedando 345 observaciones para el análisis. De esta manera se obtuvo la siguiente variabilidad en cuanto a la ubicación de las ofertas de vivienda en el área de estudio (ver Figura 1).

**Figura 1: Ubicación de las observaciones y zonas de estudio**



Área Metropolitana de Cochabamba

A medida que se iban consiguiendo los datos de las viviendas ofertadas en el mercado se fue graficando la ubicación de cada una de ellas en un mapa de puntos en el SIG, teniendo el cuidado de mantener siempre el mismo número de identificación, tanto en el mapa como en la matriz de la base de datos.

Para tener la referencia de calles y sus nombres se utilizaron planos urbanos del área de estudio; una vez ubicados los puntos, se pudo calcular las coordenadas geográficas de cada uno de ellos en base a la proyección *Universal Transversal de Mercator*, la zona 19 y el Dato horizontal WGS 84. Los pares de coordenadas fueron expresados en metros e incorporados a la matriz de la base de datos.

Las variables utilizadas en este análisis tienen que ver con los siguientes aspectos relacionados a las características o atributos de las viviendas: número de dormitorios, superficie de lote, superficie construida, tenencia de piscina, teléfono, tienda, galpón y antigüedad de la construcción. De acuerdo a la bibliografía consultada, éstas son variables que han sido utilizadas por otros autores en estudios relacionados al precio de la vivienda. Pero también se han considerado algunas otras variables relacionadas a servicios e infraestructura urbana, tales como agua potable, alcantarillado, calidad de vías, recojo de basura y acceso a transporte público (ver Cuadro 1).

Asimismo, para el análisis se tomaron en cuenta sólo las ofertas de viviendas legalmente establecidas. Cabe señalar que un análisis que incorporara las zonas de informalidad urbana implicaría levantamientos de datos en campos bastante complejos y exhaustivos, que no son relevantes para este trabajo pero que podrían brindar resultados de gran interés en investigaciones posteriores.

### 3.1. Caracterización de las zonas de estudio

Esta descripción es un insumo necesario para entender adecuadamente la magnitud de los resultados del GWR. Debido a que el análisis geográfico del precio de la vivienda implica bastante complejidad, es necesario que la referencia espacial de éste sea fácilmente comprensible. Para poder explicar los resultados, se caracterizó el área metropolitana de Cochabamba, tomando en cuenta la influencia de los centros urbanos y realizando de esta manera una aproximación a la identificación de grandes zonas homogéneas, las cuales son:

Zona oeste (Quillacollo y Vinto), cuyo límite es la latitud 790000, a partir de donde se inicia la siguiente zona, que es la conurbación Cochabamba-Quillacollo, que llega hasta la latitud 79750; Tiquipaya, que establece un límite de longitud entre 8078000-8083000 y latitud 796120-800000; Zona central, central norte, central sud, conurbación

**Cuadro 1**  
**Variables consideradas en el análisis<sup>5</sup>**

Nro	Nombre	Descripción	Escala	Tipo
1	ID	Código de identificación de la observación	Nominal	Discreta
2	Barrio	Ubicación de la vivienda	Nominal	
3	X	Coordenada en x (Este)	Razón	Continua
4	Y	Coordenada en y (Norte)	Razón	Continua
5	Precio	Precio de la vivienda en dólares americanos	Razón	Continua
6	Supm2	Superficie del lote en metros cuadrados	Razón	Continua
7	Supcons	Superficie construida de todos los niveles	Razón	Continua
8	Nrodorm	Número de dormitorios	Razón	Discreta
9	Dep_aux	Existencia de un departamento auxiliar	Dicotómica	Discreta
10	Nueva	Vivienda de menos de 5 años	Dicotómica	Discreta
11	Jardín	Tenencia de un espacio del lote destinado a área verde o vegetación	Dicotómica	Discreta
12	Garaje	Tenencia de un espacio para guardar automóvil	Dicotómica	Discreta
13	Tienda	Existencia de un ambiente que tenga relación con la calle	Dicotómica	Discreta
14	Gal_sal	Existencia de ambiente multifuncional cerrado de mayor proporción, para uso comercial.	Dicotómica	Discreta
15	Agua*	Acceso al servicio de agua potable	Dicotómica	Discreta
16	Alcanta	Acceso al servicio de alcantarillado	Dicotómica	Discreta
17	Electr*	Acceso al servicio de energía eléctrica	Dicotómica	Discreta
18	Alumb*	Acceso al servicio de alumbrado público	Dicotómica	Discreta
19	Gas	Acceso al servicio de gas domiciliario	Dicotómica	Discreta
20	Basura	Acceso al servicio de recojo de basura	Dicotómica	Discreta
21	Acctrans*	Existencia de transporte público en la zona	Dicotómica	Discreta
22	Tipovia	Calidad de vía según recubrimiento	Categorica	Discreta
23	Docum*	Tenencia de documentación en orden	Dicotómica	Discreta
24	Pisc*	Tenencia de piscina	Dicotómica	Discreta
25	Agencia	Vivienda vendida por agencia	Dicotómica	Discreta

Fuente: elaboración propia.

- 5 Las variables identificadas con asterisco son aquellas para las cuales no se tienen suficientes variaciones, razón por la cual han sido eliminadas de los modelos de regresión, ya que no sería posible calcular errores estándar de manera adecuada.

Cochabamba-Sacaba, entre la latitud 825000-810000 y Sacaba, delimitada por la latitud 810000°.

Como referencia se caracterizan brevemente las zonas comprendidas en el análisis, es decir, aquéllas que están dentro del área metropolitana de la ciudad de Cochabamba.

a) Municipio de Cercado:

- Casco viejo. Es el centro de la ciudad de Cochabamba, con sus actividades administrativas, núcleo comercial y de negocios.
- Zona central norte. Es la zona con mayor concentración de riqueza y de carácter residencial. Expansión urbana en la parte norte (parque nacional Tunari).
- Zona central sud. Es la zona con grandes equipamientos urbanos, altas densidades demográficas y al mismo tiempo barrios de muy baja calidad de vida. Bastante expansión urbana en zonas agrícolas y en laderas.
- Zona central oeste. Es una zona residencial y con presencia de actividades comerciales. Expansión urbana en áreas agrícolas.
- Zona central este. Es una zona muy influenciada por la Universidad y los servicios relacionados a esta actividad.

b) Eje de conurbación Cercado-Quillacollo (Colcapirhua). Zona industrial y de servicios comerciales para el transporte y la construcción. También tiene actividades administrativas (Colcapirhua)

c) Eje de conurbación Cercado-Sacaba. Zona de carácter más residencial, pero con presencia de servicios comerciales e industria. Con bastante expansión urbana en ambos sentidos.

d) Municipio de Tiquipaya. Centro urbano administrativo, con características parecidas al centro de Cochabamba, pero en menor escala.

e) Municipio de Quillacollo. Centro urbano administrativo con características parecidas, pero en menor escala, al centro de la ciudad de Cochabamba. Se caracteriza por ser un mercado para los productos de la región.

f) Municipio de Vinto. Centro urbano administrativo con características parecidas, pero en menor escala, al centro de la ciudad de Cochabamba.

6 Estos límites, por ser aproximaciones, son válidos únicamente para efectos de interpretaciones gráficas del presente documento.



- g) Municipio de Sacaba. Centro urbano administrativo con características parecidas, pero en menor escala, al centro de la ciudad de Cochabamba. Se caracteriza por ser un mercado para los productos de la región.

De acuerdo a los resultados obtenidos con el análisis de regresión utilizando ponderaciones geográficas, podemos decir en qué medida el precio de la vivienda en las diferentes zonas es influenciado o no de manera independiente por cada variable.

#### 4. Método de análisis

Inicialmente se aplicó la metodología de precios hedónicos, realizando previamente un análisis descriptivo de asociación espacial (I de Moran) para identificar la dependencia entre precios vecinos. Posteriormente se estimó un modelo de tipo autoregresivo espacial para cuantificar, por una parte, la influencia de los precios vecinos sobre el precio de una vivienda, y, por otra, la influencia global de las variables consideradas en el modelo. Finalmente, se utilizó la metodología GWR con Kernels adaptativos para estimar la influencia local de las características sobre el precio de las viviendas, mostrándose los resultados en mapas graficados mediante la interpolación de distancias inversas en un entorno SIG (ArcGis 8.3).

Los precios hedónicos se encuentran basados en la teoría del consumidor, desarrollada por Lancaster (1966). Este autor manifiesta que la utilidad de un bien está en función de sus características o atributos, asumiendo que las preferencias de los usuarios del bien están solamente determinadas por el vector correspondiente a éstas.

Sin embargo, la teoría de precios hedónicos para bienes inmobiliarios ha sido desarrollada por Rosen (1974), quien dio los fundamentos de la hipótesis hedónica de que los bienes son valuados por la utilidad que brindan sus atributos o características, asumiendo que para cualquier bien existe una relación funcional  $f$  entre su precio  $p$  y sus características vectoriales  $x$ .

$$P = f(x)$$

Los coeficientes estimados a partir de regresiones hedónicas se refieren en general a precios marginales implícitos de los atributos. Lo que la regresión hedónica estima es

el conjunto de los puntos de intersección de las curvas de demanda de diferentes consumidores con distintos gustos. Este método se basa en realidad en el análisis de regresión múltiple que permite identificar el aporte individual de cada atributo al precio de la vivienda, independientemente de los otros. Ejemplo: el precio que representa para una vivienda dada el poseer un cuarto adicional, independientemente de las otras variables o atributos.

La especificación utilizada aquí es del tipo:

$$(1) \quad \ln p_i = \alpha + \underbrace{\sum_{j=1}^k \beta_j \bar{X}_{ij} + \sum_{j=k+1}^n \beta_j \ln X_{ij}}_{\sum_{j=1}^n \beta_j x_{ij}} + \varepsilon_i$$

Donde las  $\bar{X}_{ij}$  son las variables dicotómicas que no pueden ser tomadas en logaritmo y las  $X_{ij}$ , las variables continuas tomadas en logaritmo. Para simplificar la notación llamaremos genéricamente a todas las variables  $x$ , a manera de representar las características de la vivienda. Naturalmente, para leer el coeficiente de las variables dicotómicas se aplica la transformación necesaria, tomando el exponencial del coeficiente estimado y restando el valor uno. La variable  $p$  representa el precio de oferta de las viviendas.

Como se especificó anteriormente, la primera parte del estudio consiste en un análisis de correlación espacial de los precios basada sobre el Índice de Moran. El  $I$  de Moran se representa de la siguiente manera:

$$(2) \quad I = \frac{Cov(p_i, m(p_i))}{Var(p_i)}$$

Donde  $m$  es el valor medio de los vecinos —definidos por cercanía— en el punto  $i$ . Al respecto, se puede especificar que, si el valor promedio de los vecinos (para una variable  $p_i$ ) es similar a la variable  $p_i$  en una localidad determinada, la autocorrelación espacial es positiva, lo que indica que los precios en una localidad y en su entorno están asociados positivamente; lo contrario ocurre si la autocorrelación espacial es negativa. Y si no existe relación entre la variable y el valor de sus vecinos, no existe autocorrelación, el coeficiente será cero.

Este índice es similar pero no equivalente al coeficiente de correlación, y no está centrado alrededor de cero. De hecho, la media teórica del  $I$  de Moran es  $-1/(N-1)$ . Así, el valor esperado es negativo y la media va a tender a cero cuando el tamaño de la muestra crezca. Un coeficiente  $I$  de Moran mayor a su valor esperado indica autocorrelación espacial positiva, y un  $I$  de Moran menor que el valor esperado indica autocorrelación espacial negativa (Anselin, 1993).

Debido a que el  $I$  de Moran sólo es una medida de asociación, nos puede decir si existe o no correlación pero no nos dice el grado de dependencia espacial que hay. Para determinar esto ha sido necesario correr un modelo autoregresivo espacial que nos permita saber cuánta es la relación existente entre los precios  $p$  de vivienda de un lugar y el promedio de los precios vecinos  $m(p)$ , como se expresa en la fórmula siguiente:

$$(3) \quad \ln p_i = \rho m(\ln p_i) + \sum_{j=1}^n \beta_j x_{ij} + \varepsilon_i$$

Donde el coeficiente  $\rho$  indica cuánto varía el precio de una vivienda, en un lugar específico, si el precio promedio de los vecinos aumenta en un 100 por ciento, dándonos una idea de cómo los precios se propagan en el espacio. Sin embargo, aún no tenemos ninguna información sobre las diferentes influencias en el precio que las variables explicativas van a tener en función de su ubicación geográfica; para hallar este resultado es necesario correr una Regresión Geográficamente Ponderada, que nos dio una estimación de cada parámetro en cada punto del espacio de análisis.

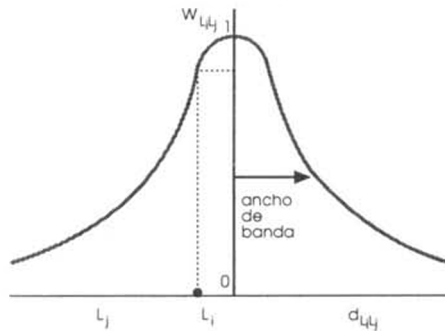
Técnicamente, esta regresión utiliza la información proveniente de todos los puntos que están alrededor de un punto de análisis, atribuyendo más peso a los datos próximos al punto de análisis y menos a los alejados, en función de una curva de peso de tipo gaussiano llamada Kernel. Esta estimación se hace en todos los puntos para los cuales hay observaciones en la muestra.

En la regresión geográficamente ponderada, el Kernel adaptativo espacial se usa para estimar un ancho de banda en la medida de las variaciones de densidad de los datos, asignándoles medidas más grandes en lugares donde los datos están esparcidos y medidas menores donde los datos están más juntos o son abundantes. La fórmula del Kernel adaptativo espacial utilizado aquí es:

$$(4) \quad W_{L_i L_j} = \begin{cases} \left[ 1 - \frac{d_{L_i L_j}}{b} \right]^2 & \text{si } d_{L_i L_j} \leq b \\ 0 & \text{si } d_{L_i L_j} > b \end{cases}$$

Donde  $d_{L_i L_j}$  es la distancia euclidiana entre el punto  $L_i$  de la regresión y el punto observado  $L_j$ , y  $b$  es el ancho de banda. La ponderación de datos en ese punto será unitaria y la ponderación de otros datos va a decrecer de acuerdo a la curva gaussiana, en tanto la distancia ente  $L_i$  y  $L_j$  se incremente.

Figura 2: Kernel gaussiano



En la figura 2, la regresión es en el punto  $L_i$ ;  $w_{L_i L_j}$  es la ponderación asociada (al dato) en el punto • situado en  $L_j$ ;  $d_{ij}$  es la distancia entre el punto (de regresión)  $L_i$  y el punto  $L_j$ .

La regresión ponderada geográficamente (GWR) está basada en un marco tradicional de regresiones que incorpora relaciones espaciales locales de una manera intuitiva y explícita. La ecuación a estimar es la siguiente:

$$(5) \quad \ln p_{i L_i} = \alpha_{L_i}(L_{iN}, L_{iE}) + \sum_{j=1}^n \beta_{j L_i}(L_{iN}, L_{iE}) x_{ij L_i} + \varepsilon_{i L_i}$$

Donde  $(L_{iN}, L_{iE})$  son las coordenadas del punto  $L_i$  en el espacio,  $\beta_{j L_i}(L_{iN}, L_{iE})$  es el coeficiente de regresión asociado a la variable  $j$  en la regresión estimada en el punto  $L_i$ , y  $\varepsilon_{i L_i}$  es el error en este punto. Esto significa que se permite la existencia de una

superficie de valores parámetro y medidas de esta superficie tomadas en cada punto, a manera de denotar la variabilidad espacial de la superficie. Los resultados de los parámetros estimados pueden ser observados graficándolos en un mapa.

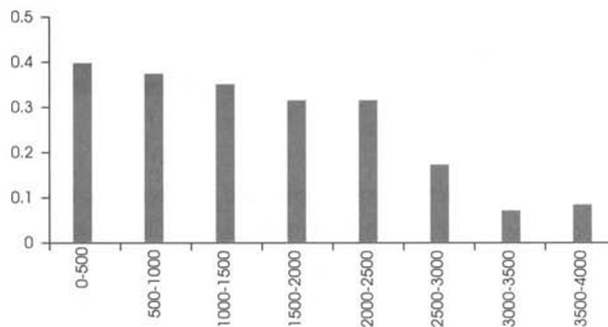
En la práctica, los resultados de las regresiones geográficamente ponderadas (GWR) son relativamente no sensibles a la elección del Kernel, pero si lo son al ancho de banda. Por lo tanto, la determinación del ancho de banda óptimo es necesaria como parte de la regresión geográficamente ponderada (Fotheringham *et al.*, 2002). Para calibrar la función de ponderación espacial e identificar el  $b$  óptimo, se utiliza la validación cruzada (VC), es decir, se escoge el ancho de banda que minimiza las diferencias existentes entre los valores observados y los valores estimados de los precios de las viviendas.

$$(6) \quad VC = \sum_{i=1}^n [p_i - \hat{p}_i(b)]^2$$

## 5. Análisis espacial

Para calcular la asociación espacial, varios índices de Moran fueron calculados, considerando como vecinas las viviendas en rangos de distancia de 500 metros, desde 0 hasta 4000 metros (valor cercano a la mediana de la distancia máxima entre dos observaciones). Los resultados son graficados en la Figura 3.

**Figura 3: I de Moran por intervalos de distancia**



Los resultados obtenidos con el índice de Moran muestran la existencia de correlación espacial del precio hasta los 4000 metros de distancia. Sin embargo, se ve cómo esta correlación baja a partir de los 2500 metros de distancia, donde se tiene 31 por ciento de correlación, llegando en los 3500 metros hasta un 7 por ciento.

Para tener una idea precisa de cuánto afectan al precio de una vivienda los de las viviendas vecinas en un lugar específico se estima una regresión de tipo autoregresivo espacial; para ello, en la matriz de ponderación espacial se considera como vecinas a todas las viviendas que están en un radio de 2183 metros, la distancia mínima-máxima encontrada entre las viviendas en nuestra muestra. Los resultados de la aplicación de este modelo, el coeficiente y su estadístico *t* asociado, se presentan en el Cuadro 2, donde se puede observar que todos los coeficientes significativamente diferentes de cero han sido resaltados para facilitar su lectura. En el caso de las variables dicotómicas, se presenta en la segunda columna el exponencial del coeficiente estimado, una vez restado el valor uno.

Antes que nada, es interesante notar que el  $R^2$  es de 81 por ciento, lo que significa que el modelo permite explicar 81 por ciento de las variaciones del precio global de la vivienda en el área de estudio. Se observa también que la influencia de los vecinos es importante, ya que el valor estimado del coeficiente de autocorrelación espacial es de 0.38, lo que significa que, proporcional a un aumento del 100 por ciento en el precio promedio de los vecinos, los precios de una vivienda aumentará en un 38 por ciento, independientemente de las otras características. Si se analizan las características de las viviendas, se observa que nueve de aquellas tienen un efecto estadísticamente significativo sobre el precio, las cuales son: la superficie del lote, la superficie construida, el número de dormitorios, la edad de la vivienda, el hecho de tener jardín, de tener alcantarillado, de tener teléfono, de estar sobre una calle asfaltada y de ser vendida por alguna agencia.

En el caso de la superficie del lote, se observa que si ésta se duplica, el precio de la vivienda aumenta en 49 por ciento. De manera similar, si dobla la superficie construida, el precio aumenta un 56 por ciento. Cada dormitorio adicional aumenta el precio en un 5 por ciento. El hecho de que la vivienda sea nueva aumenta el precio en un 41 por ciento, tener jardín lo hace en 18 por ciento, tener alcantarillado en 28 por ciento, tener teléfono en 14 por ciento y estar ubicada sobre una calle asfaltada en un 23 por ciento. Ade-

**Cuadro 2**  
**Regresión autoregresiva espacial**

Ln(precio)=f(características)	Coefficiente	Exp(coef)-1	t-stat
Ln (Superficie lote)	<b>0.49</b>	-	<b>12.28</b>
Ln (Superficie construida)	<b>0.56</b>	-	<b>8.56</b>
Nº dormitorios	<b>0.05</b>	-	<b>2.21</b>
Departamento auxiliar	-0.01	-0.01	-0.19
Vivienda nueva	<b>0.35</b>	<b>0.41</b>	<b>2.96</b>
Jardín	<b>0.17</b>	<b>0.18</b>	<b>2.51</b>
Garaje	0.01	0.01	0.08
Tienda	0.02	0.02	0.39
Galpón	0.04	0.04	0.50
Alcantarillado	<b>0.25</b>	<b>0.28</b>	<b>3.26</b>
Teléfono	<b>0.14</b>	<b>0.14</b>	<b>2.97</b>
Gas	0.01	0.01	0.15
Recojo de basura	0.10	0.10	1.24
Asfaltado	<b>0.21</b>	<b>0.23</b>	<b>2.50</b>
Empedrado	0.11	0.12	1.50
Vendido por agencia	<b>0.18</b>	<b>0.20</b>	<b>4.25</b>
Constante	-0.11	-	-0.23
Coefficiente _	<b>0.38</b>	-	<b>8.39</b>
R <sup>2</sup>		0.81	
Nº observaciones		345	

más, se puede observar que las agencias, en promedio, venden sus casas en 20 por ciento más que los propietarios que ofertan sus viviendas de manera directa.

Con este análisis se ha podido identificar cuáles son las variables que determinan el precio de una vivienda, pero aún no se conoce si éstas afectan el precio de la misma manera en todo el territorio. Por esta razón, es necesario hacer un análisis más local que permita determinar cómo los precios son afectados de manera diferente por las características de la vivienda, en función de la ubicación geográfica, para lo cual se aplica una estimación geográficamente ponderada a la especificación planteada en la ecuación (5)<sup>7</sup>.

7 Naturalmente, sin considerar la dimensión autoregresiva espacial.

De acuerdo al análisis local, emergen ocho variables que explican muy bien el precio de la vivienda y que tienen un efecto que cambia en función de la ubicación geográfica (no estacionariedad espacial). Éstas son la superficie de lote, la superficie construida, el número de dormitorios, el alcantarillado, el recojo de basura, el teléfono y el tipo de calle.

Los resultados de la regresión geográficamente ponderada de estas variables son presentados en mapas graficados en un entorno SIG (Arc Gis 8.3), utilizando tonos más oscuros en los lugares donde el efecto es más importante y disminuyendo la intensidad del tono a medida que el efecto es menor. En los lugares donde la *t-statistic* es inferior al valor crítico de 1.96, se diferencia la superficie con una textura de líneas, para mostrar que en esta zona la variable es simplemente no significativa.

Para poder hacer una mejor interpretación de los resultados obtenidos, antes de presentar los mapas es necesario expresar la necesidad de apoyarse en la sección 3.1, a fin de ubicarse geográficamente en las explicaciones presentadas.

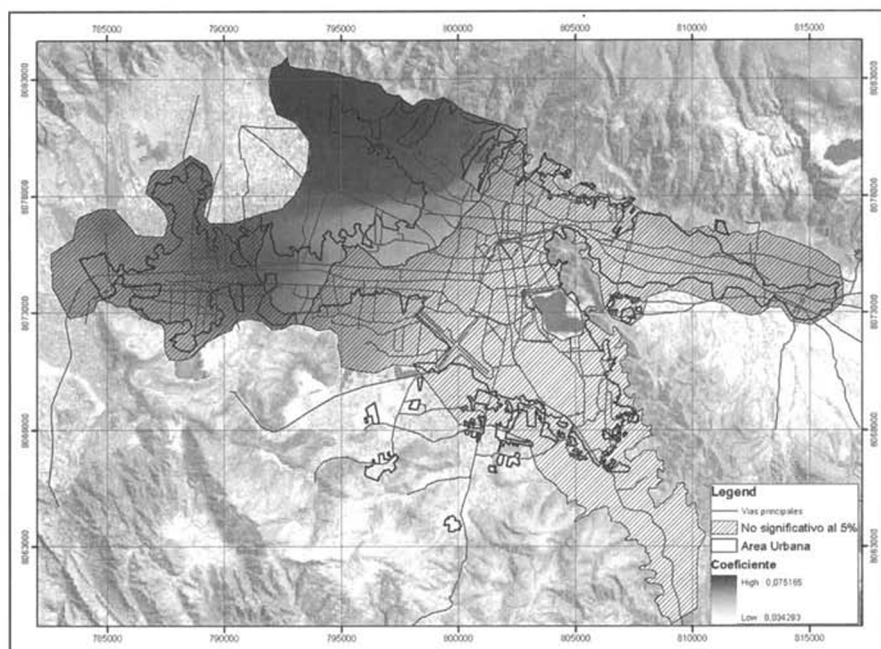
### **5.1 Mapeo de coeficientes de la regresión geográficamente ponderada local (beta y *t- statistic*) para cada variable**

A continuación se analiza la significatividad de los resultados, considerando los rangos de significación o influencia de las diferentes variables sobre el precio de la vivienda. Analizando todas las variables, se puede concluir que las de mayor influencia, extendidas y diferenciadas a lo largo de todas las zonas, son: "superficie construida" y "superficie de lote".

Sin embargo, es mejor proceder a realizar interpretaciones individuales para cada una de las variables consideradas significativas en el modelo. Por ello los resultados han sido graficados mediante el procedimiento de interpolación de distancias inversas calculada en el SIG, pero tomando en cuenta una comparación con un mapa de polígonos Thiessen o Voronoi, generado a partir de los puntos, para así tener superficies continuas que permitan explicar cada variable. El análisis comienza con la variable "número de dormitorios" y los resultados se muestran en la Figura 4.



**Figura 4: Efecto del número de dormitorios en la estructura del precio de la vivienda**



Área metropolitana de Cochabamba

El “número de dormitorios”, como puede verse en el mapa, es una variable cuyo efecto sobre el precio de la vivienda influye en las zonas de Tiqipaya y parte de la conurbación Cochabamba-Quillacollo, donde se ha podido probar, mediante los resultados obtenidos, que por el incremento de un dormitorio el valor de la vivienda podría aumentar entre un 3 y un 7 por ciento.

Es en el municipio de Tiqipaya donde el aporte marginal al precio de oferta de esta variable presenta su valor máximo: el 7 por ciento. Como se mencionó anteriormente, este lugar se caracteriza por ser un centro urbano de menor escala que el municipio de Cercado. Sin embargo, tiene una particularidad en su proceso de conformación: se trata de un área de transición rural-urbano donde los bajos costos de la tierra han promovido la compra de grandes extensiones por parte de gente que, aprovechando la coyuntura, construyó casas de campo de gran ostentación y confort que alojan no sólo a

los propietarios sino a familiares y amigos que se reúnen para disfrutar los fines de semana. Esta situación, aunque no es general, podría justificar de cierta manera el incremento del valor por la adición de dormitorios.

Por otro lado, en el municipio de Tiquipaya se encuentra la Universidad Privada del Valle, la misma que recibe estudiantes extranjeros que han promovido en los últimos años una nueva percepción de la gente respecto al valor de su vivienda. Los alquileres han revolucionado el sector, convirtiéndose en un negocio de buena rentabilidad para los propietarios que arriendan dormitorios a estudiantes extranjeros. Ésta podría ser otra de las razones por las cuales el número de dormitorios en Tiquipaya es altamente proporcional al valor de la vivienda.

En la conurbación Cochabamba-Quillacollo esta variable tiene un efecto diferenciado sobre el precio. En la parte más cercana a Cercado, el número de dormitorios representa un incremento al valor del 4 por ciento. Sin embargo, hacia Quillacollo el porcentaje vuelve a elevarse al 7 por ciento. La zona mencionada alberga actividades comerciales, por lo que la oferta de viviendas no es exclusivamente de uso residencial, más bien es común que ésta se combine con algún tipo de comercio. Por lo tanto, el número de dormitorios de acuerdo al uso que a éstos se les dé significará mayor demanda en viviendas ubicadas en este sector.

De acuerdo al análisis, la variable "alcantarillado" influye en el precio de la vivienda en las zonas definidas como central norte, conurbación Quillacollo-Cochabamba, Tiquipaya y central sud, donde, de acuerdo a los resultados, tener alcantarillado aumenta el precio de la vivienda entre 7 y 45 por ciento. El mayor porcentaje de incremento en el precio relacionado con el alcantarillado corresponde a la zona central norte, Tiquipaya, Quillacollo-Vinto, donde se puede observar que el valor de las viviendas podría aumentar hasta en un 37 por ciento si éstas tuvieran conexión de alcantarillado.

En el caso de la zona central norte, este resultado está relacionado con zonas residenciales consideradas en proceso de conformación, lo que significa que corresponden a la expansión urbana no planificada y por lo tanto, aunque no se niega su carácter de asentamiento urbano, los procesos de dotación de servicios aún no se han consolidado. Tiquipaya Quillacollo-Vinto tienen el mismo 45 por ciento de incremento en el precio vinculado a la variable alcantarillado, resultado que se puede relacionar con su ca-

rácter de zonas en transición rural-urbano, con recientes procesos de dotación de servicios en general, por lo que en términos de oferta lógicamente resulta importante esta variable.

En el caso de la zona central, el incremento en el precio al ofertar una vivienda con alcantarillado es del 23 por ciento; este hecho se debe a que antiguamente no existían conexiones de servicios básicos y, pese a que en la actualidad se han instalado redes de alcantarillado, aun en el centro de la ciudad de Cochabamba se ofertan viviendas que no cuentan con este servicio.

La siguiente variable es "teléfono", que tiene influencia sobre el precio de la vivienda en las zonas oeste (Quillacollo, Vinto) y la parte oeste de la conurbación Cochabamba-Quillacollo. En el primer caso los resultados muestran que si la vivienda es ofertada con teléfono su costo podría aumentar hasta en un 20 por ciento y en el segundo, de la conurbación Cochabamba-Quillacollo, el precio de oferta podría incrementarse hasta en un 3 por ciento por la inclusión de este servicio en la oferta. De acuerdo a la disponibilidad de datos observados se pudo distinguir que las viviendas ofertadas en estos sectores no incluye el servicio telefónico en general, siendo que, debido a la intensa relación de actividades existente entre Cochabamba y Quillacollo, este servicio cobra mucha importancia. La no significatividad en Cercado se puede entender si se considera que en el centro prácticamente todas las casas tienen teléfono, o en todo caso existen varias alternativas que podrían cubrir la necesidad de este bien (cabinas telefónicas, celulares móviles, etc.).

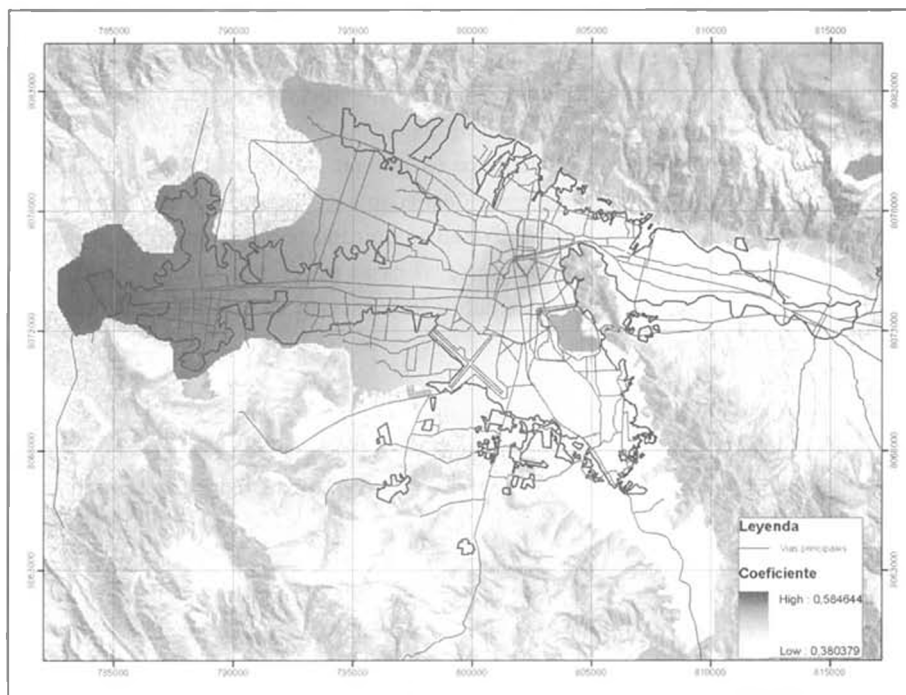
Contar con "recojo de basura" incrementa entre un 7 y un 42 por ciento el valor de oferta de las viviendas. La significación dentro de este rango se presenta en las zonas central sud, Quillacollo, conurbación este, Cochabamba-Quillacollo, central, central norte y Tiquipaya.

Coincidentemente con los resultados, las zonas en las que menor incremento de precio (11 por ciento) se presenta con el recojo de basura, es decir las zonas central, central norte y Tiquipaya, son aquellas donde existe frecuente atención por parte de los municipios correspondientes a este aspecto. El centro y centro norte cuentan con contenedores de basura distribuidos a distancias muy accesibles, donde no existe restricción de horario para depositar la basura. Esto contrariamente a los lugares donde la va-

loración del precio de oferta se incrementa con esta variable hasta en un 35 por ciento (las zonas central sud, Quillacollo y conurbación este Cochabamba-Quillacollo), zonas donde eventualmente existen problemas de acumulación de basura debido a las actividades comerciales con las que convive la actividad residencial.

La "superficie de lote" es una de las variables de mayor influencia en el precio de la vivienda en toda el área de estudio. Su significación presenta un rango de entre 38 y 58 por ciento, lo que significa que el precio de las viviendas en el área metropolitana de Cochabamba está estrechamente relacionado con las dimensiones del terreno donde aquéllas se asientan. Esto demuestra el valor que tiene el suelo urbano de uso residencial en el mercado inmobiliario.

**Figura 5: Efecto de la superficie del lote en la estructura del precio de la vivienda**



Área metropolitana de Cochabamba

El precio de la vivienda en Quillacollo, Vinto y la conurbación Este Cochabamba-Quillacollo está influenciado por esta variable en un 58 por ciento, lo cual se debe a que estas zonas tienen una evidente vocación agrícola del suelo y posiblemente la oferta está dirigida a usuarios que le den más importancia a la superficie del lote que a la vivienda misma.

En la zona central la variable influye en el precio en un 43 por ciento, incremento que podría justificarse por su localización en el corazón de las actividades comerciales y de servicios, donde el uso residencial podría combinarse con cualquiera de estas actividades, asignando un plusvalor a la vivienda al ofrecer mayores posibilidades de ganancia para el propietario si el lote tiene mayores dimensiones.

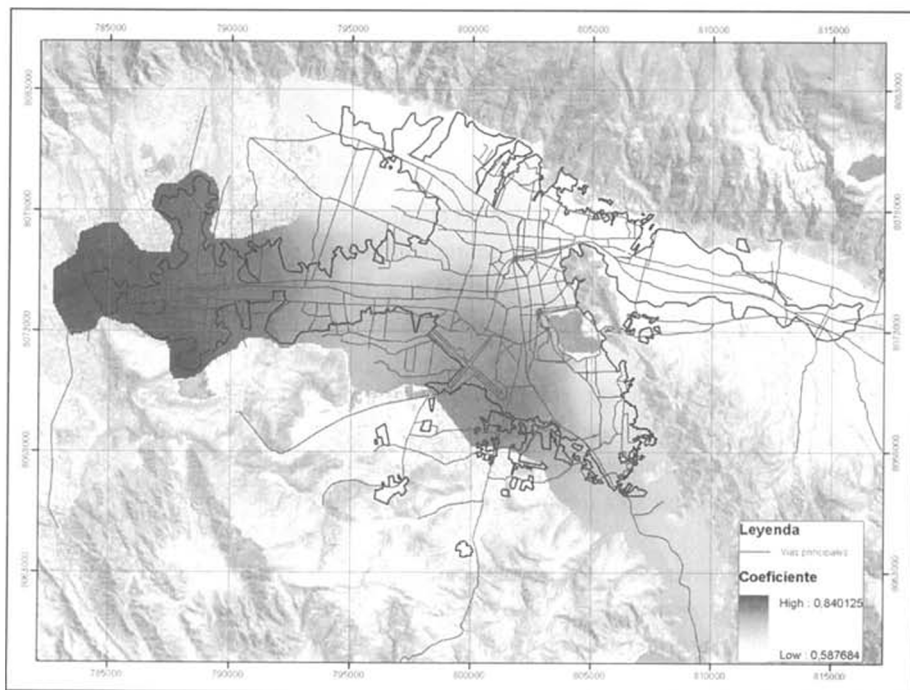
En el caso de Tiquipaya, el incremento del precio por la variable superficie de lote es de 40 por ciento. Como se dijo anteriormente, éste es un municipio donde, debido a la transición rural-urbano, se han vendido grandes extensiones de terrenos a gente que demanda vivir en un área urbana con características rurales.

Finalmente, las zonas central sud, conurbación Cochabamba-Sacaba y Sacaba, donde coincidentemente existen similitudes en la calidad del suelo, existe una influencia de la variable en el precio del 38 por ciento.

La "superficie construida" es la variable con mayor porcentaje de influencia en la explicación del precio de la vivienda en toda el área de estudio, y presenta un rango de elasticidad que va del 84 al 58 por ciento de incremento al precio por unidad de cambio.

La inversión que se realiza en la construcción de viviendas en cualquier zona del área de estudio es similar en relación a los costos de construcción y materiales. Por esta razón el efecto de esta variable en el precio tendría que ser similar en cualquier ubicación geográfica, ya que el mercado de construcción en el departamento es homogéneo y las variaciones se dan sólo por el efecto de los costos de transporte de materiales y mano de obra. Sin embargo, las superficies construidas tienen grandes variaciones de una zona a otra y los resultados han permitido identificar variaciones en el área metropolitana de Cochabamba, resultando que la variable tiene una mayor influencia en Vinto, Quillacollo y Colcapirhua, donde influye en un 84 por ciento en el precio de la vivienda (al duplicar la superficie).

Figura 6: Efecto de la superficie construida en la estructura del precio de la vivienda



Área metropolitana de Cochabamba

En la conurbación Cochabamba-Quillacollo y Central sur se tiene que, en tanto duplica la superficie construida, el valor de la vivienda se incrementa en un 68 por ciento, mientras que en Sacaba, la conurbación Cochabamba-Sacaba, central, central norte y Tiquipaya la influencia de la variable es menor, pues alcanza a un 58 por ciento.

La infraestructura vial en zonas urbanizadas tiene gran influencia en la determinación de la calidad del barrio, en el acceso a servicios de transporte y en la accesibilidad a la vivienda. Por esta razón esta variable es de gran importancia en la oferta de este bien. La variable "vías pavimentadas" presenta un coeficiente de incremento al precio que oscila entre el 63 y el 25 por ciento en el eje noreste del área metropolitana, con gran influencia en las zonas de Sacaba, central sur, central norte y parte de Tiquipaya.

Existe una fuerte demanda de mejoramiento de la infraestructura vial en las zonas de Sacaba y central sur, donde la mayoría de las calles son de tierra y producen contaminación y problemas de accesibilidad, sobre todo en época de lluvias. Es precisamente en estos sectores donde el valor de la oferta se incrementa en un 63 por ciento si las vías están pavimentadas. La situación se replica en algunas áreas de crecimiento de la zona central norte, sobre todo en aquellas cercanas al pie de monte de las serranías. En la medida en que exista mayor cantidad de calles y avenidas con pavimento, el precio de oferta de las viviendas en esa zona podrá verse incrementado hasta en un 50 por ciento.

Por otro lado, las zonas de Quillacollo, Vinto, Colcapirhua y parte de Tiquipaya, si bien son zonas de expansión con índices bajos en cuanto a dotación de servicios, forman parte de la conexión interdepartamental de abastecimiento y comercialización de Cochabamba, y por ello cuentan con mayor cantidad de vías pavimentadas, lo que permite entender que el porcentaje sea más bajo (25 por ciento) en estas zonas.

La variable "vías empedradas", como muestra el mapa, influye en el precio de la vivienda únicamente en las zonas de la conurbación Cochabamba-Sacaba, con un 32 por ciento, lo que demuestra por una parte cuál es la zona con más baja calidad de vías, y el empedrado incrementa en un 32 por ciento el precio de oferta de la vivienda, pero si se tiene una vía pavimentada su precio aumenta hasta un 63 por ciento.

## 6. Conclusiones

El método de recolección de datos permitió generar una muestra representativa tanto en número de variables como en distribución geográfica, aunque el proceso de completar los datos para todas las observaciones fue complicado, en el sentido de acceder a éstos, ya sea de parte de los propietarios, de las empresas inmobiliarias o de los corredores de bienes raíces.

A lo largo del proceso de análisis se validó exitosamente el modelo adoptado en todas sus etapas, desde la verificación de la correlación espacial hasta la visualización gráfica de los mapas, pasando por la generación de la matriz de ponderaciones y los resultados de las regresiones geográficamente ponderadas tanto globales como locales.

Los resultados del Índice de Moran muestran que los precios de la vivienda en el área de estudio están correlacionados espacialmente dentro un radio comprendido entre 500 y 4000 metros. El análisis autoregresivo espacial, de acuerdo al  $R^2$ , permite explicar un 81 por ciento del precio de la vivienda en el área de estudio. Globalmente, las variables "superficie del lote", "superficie construida", "número de dormitorios", "departamento auxiliar", "alcantarillado", "teléfono", "tipo de vía" y "agencia" son las que explican el precio de la vivienda, siendo la superficie construida y la superficie de lote las más significativas y con influencia en toda el área de estudio. También se puede concluir que el precio de los vecinos afecta en un 38 por ciento el precio de una vivienda, independientemente de sus características.

Localmente, como se pudo evidenciar en los resultados del análisis geográficamente ponderado expresado en los mapas generados en un entorno SIG, cada zona presenta características particulares relacionadas con cada variable, de acuerdo a una determinada ubicación. El resultado demuestra claramente que en Cochabamba no hay estacionareidad espacial para los determinantes de los precios de las viviendas.



## REFERENCIAS

- Anselin, Luc. 1988. "Lagrange multiplier test diagnostics for spatial dependence and spatial heterogeneity". *Geographical Analysis*, 20, pp. 1-17.
- Anselin, Luc. and S. Rey. 1991. "Properties of tests for spatial dependence in linear regression models". *Geographical Analysis*, 23, pp. 112-131.
- Anselin, Luc. and S. Hudak. 1992. "Spatial econometrics in practice: A review of software options". *Regional Science and Urban Economics*, 2, pp. 509-536.
- Anselin, Luc y Acs. Varga. 1997. "Local Geographic Spillovers between University Research and High Technology Innovations". *Journal of Urban Economics*, 42.
- Anselin, Luc. 1998. "Exploratory spatial data analysis in a geocomputational environment". In: Longley, P. A. Brooks, S. M. McDonnell y B. Macmillan (eds.). *Geocomputation: a primer*. Chichester, Wiley.
- Anselin, Luc. (ed.) 1988. *Econometría espacial: Métodos y modelos. Estudios en la ciencia regional operacional*. Editores académicos de Kluwer; ISBN: 9024737354.
- Arango, Gilberto. 2001. "La vivienda en Colombia en el cambio de siglo". En: Brand, Peter (ed.) *Trayectorias urbanas en la modernización del Estado en Colombia*. 227-263.
- Bailey, Martin J., Richard F. Muth and Hugh O. Nourse. 1963. "A Regression Method for Real Estate Price Index Construction". *Journal of the American Statistical Association*. 58, 933-942
- Bover, O. y P. Belilla. 2002. "Hedonic house prices without characteristics: The case of multiunit housing". European Central Bank. Working Paper Series. Germany.
- Brañas, G. Pablo, R. Dios Palomares y F. Escribano, Paz (s.f.) *Casco histórico de Córdoba. Análisis del precio de las características de la vivienda: Un enfoque hedónico*. Universidad de Córdoba, España.

- Brunsdon, C., A. Stewart Fotheringham and M.E. Charlton. 1996. "Geographically Weighted Regression A Method for Exploring Spatial Nonstationary". *Geographical Analysis*. 28 (4), 281-298.
- Cancelo, J. y A. Espasa. 1999. "Análisis cuantitativo de los precios de la vivienda: principales resultados e implicaciones sobre el funcionamiento de l mercado de la vivienda en España". Ministerio de Fomento /Universidad de Coruña/ Universidad de Madrid.
- Casetti, E. 1972. "Generating models by the expansion meted: Applications to geographic research". *Geographic analysis*. 4, 81-91
- Chasco, Y. Coro. (s.f.). *Modelo de heterogeneidad espacial*. Universidad Autónoma de Madrid.
- Cressie, Noel. (ed.) 1993 *Estadística para los datos espaciales* (serie de Wiley en probabilidad y estadística matemática de Statistics/applied), Juan Wiley y hijos de inc. ISBN: 0471002550.
- Cowling, K. y J. Cubbin. 1972. "Hedonic price indexes for United Kingdom cars". *Economic Journal*, N° 82, 963 -978.
- Diewert, W. Erwin. 2001. "*Hedonic regressions: A consumer theory approach, discussion*". Paper 01-12. Department of economics, University of British, Colombia, Vancouver, Canada.
- Dubin, R. A. 1988. "Estimation of regression coefficients in the presence of spatially autocorrelated error terms". *Review of Economics and Statistics*, 70, 466-474.
- Dubin, R. A. 1992. "Spatial autocorrelation and neighbourhood quality". *Regional Science and Urban Economics*, 22, 433-452.
- Dubin, R. A. 1998. "Predicting house prices using multiple listings data". *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 17(1), 35-59.

- Escobar, J. y J. Romero. 2003. "Métodos de construcción de índices de precios de la vivienda. Teoría y experiencia internacional". Centro regional de estudios económicos. Banco de la República de Colombia.
- Fotheringham, A., C. Brunsdon y M. Charlton. 2002. "*Geographically Weighted Regression, the analysis of spatially varying relationships*". San Francisco, USA: Ed. Wiley y Sons. Ltd.
- Griffith, Daniel A. 1988. *Advanced Spatial Statistic*. Dordrecht, Kluwer Academic.
- Lancaster, Kelvin J. 1966. "A new approach to consumer theory" *Journal of Political Economy*. 74 (2), April, 132-157.
- Núñez, C., Francisco y Roberto Schovelín S. 2002. "Estimación de un modelo hedónico para conjuntos de viviendas nuevas". *Revista de Ingeniería Industrial* N°1 Universidad del Bio Bio. Concepción, Chile.
- Ocerin, J.M., Caridad y Pablo Brañas G. (s.f.) "*El precio de la vivienda urbana. La disyuntiva superficie /ubicación: una ampliación*". Universidad de Córdoba, España.
- Ocerin J.M., Caridad y Pablo Brañas G. (s.f) "*New applications in urban economic through hedonic price models*". 37 European Congress of the regional Science association University of Cordoba, Spain.
- Rosen, S. 1974. "Hedonic prices and implicit Markets products differentiation in pure competition". *Journal of Plitical Economy*. 82, 34-55. enero-febrero.
- Sandberg, Krister y Jorgen Johansson. 2004. "*Spatial Autoregressive Generalized Moment. Estimation of Hedonic Prices for Co-operative Flats*". Departament of Economics and CERUM. Umea University.
- Sandberg, Krister. 2004a. "*On Space-Time Changes of Hedonic Price for Single- Family Homes*". Departament of Economics and CERUM. Umea University.

- Sandberg, Krister. 2004b. "*Growth of GRP in Chinese Provinces: A test for Spatial Spillovers*". Departament of Economics and CERUM. Umea University.
- Soto, Patricia. 2004. "*Spatial Econometric Analysis of Louisiana. Rural Real State Value*". The Department of Agricultural Economics and Agribusiness. Louisiana State University. Mayo.
- Strazheim, M. 1975. "Hedonic Estimation of the Housing Market Prices A Further Comment". *Review of Economics and Statistics*. 56, 404-406.
- Strazheim, M. 1975. "An Econometric Analysis of the Urban Housing Market". National Bureau of Economic Research. Columbia University Press, New York.
- Thibodeau, Thomas. 2002. "*The determinants of house prediction accuracy*". E.L. Cox School of Business. Southern Methodist University. Dallas.
- Wolfgang, B., Hans (s.f.). "*True Hedonic Price Indices: Concepts and Estimation Problems*". Seminar of Statistics, University of Fribourg.

# Bolivia: Impact of Shocks and Poverty Policy on Household Welfare\*

*Gover Barja Daza  
Javier Monterrey Arce  
Sergio Villarroel Böhrh\*\**

## Summary

This paper evaluates the short term impacts on poverty of pro-poor expenditure and total social expenditure during the 1998-2002 period of Bolivian economic recession. Observed characteristics of recession are simulated by the combined effects of negative terms of trade shock, reduction in foreign saving flows and low output growth. Evaluation is performed by simulating the impacts of shocks and social expenditures in an environment of low growth: i) on macro aggregates of consumption, income, saving and prices (based on a simple static 1-2-3 model), ii) on household income and consumption levels, and iii) on consumption based poverty indicators. The following were main results from experiments:

The terms of trade shock had greater negative impact on household income than reduction in foreign saving flows. In contrast, reduction in foreign saving flows had greater negative impact on household consumption than the terms of trade shock. The head count ratio has been greater from reduction in foreign saving flows than from the

\* The original version of this study has been prepared for the Global Development Network (GDN) Project on Macroeconomic Policy Challenges of Low Income Countries. The authors would like to acknowledge comments from Raimundo Soto to this paper and its earlier version. Errors are our own. The authors gratefully acknowledge the financial support from GDN as well as its administrative support through Gary McMahon.

\*\* Gover Barja Daza: Maestrias para el Desarrollo.  
Javier Monterrey Arce: National Institute of Statistics.  
Sergio Villarroel Böhrh: Ministry of Economic Development.

terms of trade shock. Poverty gap and poverty intensity has concentrated in rural areas, being greater from reduction in foreign saving flows than from the terms of trade shock.

The combined positive effects from observed social expenditure policy and effort in an environment of low output growth, did not compensate the combined negative impacts from the experienced terms of trade shock and reduction in foreign saving flows.

These conclusions show that under macroeconomic disequilibrium poverty reduction efforts become policies of poverty containment or safety net programs. Poverty reduction is a long term objective that requires long term commitment for an environment on macroeconomic stability.

## Resumen

Esta investigación realiza un análisis de los impactos de corto plazo en la pobreza de los gastos pro-pobres y el gasto social total en el período de la recesión económica boliviana (1998-2002). Las características observadas de la recesión fueron simuladas a través del efecto combinado de *shocks* negativos de términos de intercambio, reducción de los flujos de ahorro externo y bajo crecimiento económico. El análisis se desarrolló a través de la simulación de los impactos de los shocks y el gasto social en un entorno de bajo crecimiento: i) en los agregados macroeconómicos del consumo, ingreso, ahorro y precios (basado en un modelo estático simple 1-2-3); ii) en los niveles de ingreso y consumo de los hogares y iii) en indicadores de pobreza basados en el consumo. Los siguientes son los principales resultados de las simulaciones:

El *shock* de términos de intercambio tiene un impacto negativo mayor sobre el ingreso de los hogares que la reducción de los flujos de ahorro externo. En contraste, la reducción de los flujos de ahorro externo tiene un impacto negativo mayor en el consumo de los hogares que el *shock* de términos de intercambio. El indicador de pobreza 'Head Count Ratio' ha mostrado mayores incrementos ante la reducción de los flujos de ahorro externo que por *shocks* de términos de intercambio. Tanto la brecha como la intensidad de la pobreza se han concentrado en áreas rurales, causadas mayormente por la reducción de los flujos de ahorro externo que por *shocks* de términos de intercambio.

Los efectos positivos fruto de la combinación de las políticas de gasto sociales observadas con el esfuerzo realizado en un entorno de bajo crecimiento del producto no compensan los efectos negativos conjuntos de los impactos de los *shocks* en términos de intercambio y reducción de los flujos de ahorro externo.

Estas conclusiones muestran que, ante desequilibrios macroeconómicos, los esfuerzos para reducir la pobreza se convierten en políticas de contención de la pobreza o bien programas de redes de seguridad. La reducción de la pobreza es un objetivo de largo plazo y requiere un compromiso también de largo plazo para mantener un entorno de estabilidad macroeconómica.

## 1. Introduction

This paper develops a simple static model that connects a small open economy framework to the Bolivian poverty reduction strategy. The main objective is to evaluate the short term impacts on poverty of pro-poor expenditure and total social expenditure more generally, during the 1999-2002 period of economic recession. Secondary objectives are to establish: 1) the degree and channels through which external shocks impact poverty reduction efforts, 2) the degree and channels through which stabilization policy complement and/or conflict with poverty reduction efforts, and 3) identify main lines of recommendations for public policy. An implicit objective is to evaluate performance of the market led model, built since 1985, in poverty reduction under shocks and recession.

What are the connections between the macro economy, shocks and poverty reduction? As a consequence of shocks to the economy, the decrease in growth and aggregate consumption, saving and investment, expressed in changes in overall prices, wages and profits, will have an impact on welfare expressed in changes in household income, consumption and overall poverty and its structure.

A starting idea was that poverty reduction is a long term objective that requires a long term commitment for an environment on macroeconomic stability. Poverty reduction efforts and policy will have its full impact in poverty reduction instead of poverty containment only if the macro environment is stable. Moreover, a higher degree of economic instability could generate economic forces that reduce overall welfare with greater impact on poor.

A model of the 1-2-3 type is developed for the macroeconomic aspects and the introduction of shocks and pro-poor expenditure policy. Household income, consumption and poverty indicators to evaluate the impact of shocks and expenditure policy are based on 1999 household data. The reason for divergence in base years between the macro model and household data is that the MECOVI survey, designed to study poverty, began in 1999.

Besides this introductory section, the second section describes some key features of recent Bolivian macroeconomic performance in order to identify main shocks experienced during the period of economic recession. Also establish their magnitude as well as the magnitude of poverty reduction effort in terms of expenditure. The third section presents the macro model (static, simple and flexible of the 1-2-3 type) with structure and parameters that best represent the Bolivian economy in 1998. This year is selected as the base year because it is the one just before the beginning of economic recession and because it is the last year of high growth performance accomplished by the market led model that resulted from structural reforms since 1985. Based on 1999 household survey data, the fourth section presents household income and expenditure structure, as well as poverty indicators accomplished by the market led model.

The fifth section connects the macro model to household data through aggregate income and consumption. This connection is used to evaluate the impacts of shocks and poverty reduction policy on household welfare and poverty. First, macroeconomic impacts from shocks and poverty reduction policy are simulated in order to generate changes in aggregate income and consumption. Second, these changes are used together with household data to simulate the effect of shocks and policy on household income and consumption levels by quintiles and areas, and also their effect in terms of changes in poverty indicators by areas. Conclusions, limitations and policy implications are presented in the last section.

## **2. Recent performance of the Bolivian economy**

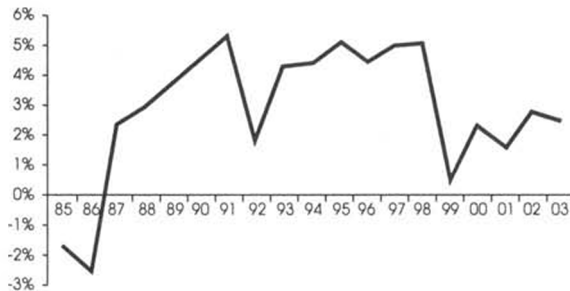
Bolivian efforts for economic development can be summarized in the first structural reform of 1985-89 aimed at stabilization and market liberalization policies, and the second structural reform of 1994-97 based on privatization and regulation policies. Among the most important implications of structural reforms is the construction of a market led growth model where the government's roll is primarily concentrated in



social expenditure and regulation. Bolivian efforts in poverty reduction in particular can be summarized in the Bolivian strategy for poverty reduction (PRSP, 2001) originally based on the distribution of HIPC resources, but later amplified to the concept of pro-poor expenditure which began much earlier during the 90's (UDAPE, 2003).

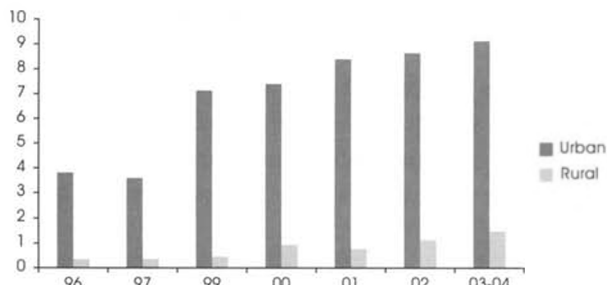
The following figures provide a brief review of performance of the Bolivian economy. Figure 1 shows that structural reforms had a positive impact on economic growth allowing growth rates up to just above 5 per cent until 1998. During this period a common expression was that Bolivia needed much higher growth rates in order to have some significant effects on poverty reduction. Then at the beginning of 1999 the economy experienced a sudden stop and entered a period of recession and slow recovery until today. Finally a growth rate just above 3 per cent during the first semester of 2004 may be the awaited indication that recovery is to stay and speed up.

**Figure 1: GDP growth rate**



Source: Bolivian National Institute of Statistics

**Figure 2: Open unemployment**



Source: Bolivian National Institute of Statistics

Figure 2 shows that the growth period also had a positive impact in the open unemployment rate which by 1997 was at its lowest of 3.65 per cent in urban areas and 0.25 per cent in rural areas. From 1999 on, the open unemployment rate has grown continuously even showing a disconnection with initial economic recovery. The reason for this is that economic recovery is largely explained by new oil and natural gas exports, a sector that is not employment intensive. Although government had additional income from oil and gas rents, these have not prevented a fiscal deficit of 9 per cent of GDP by 2002 and could not prevent a contractionary fiscal policy due to a significant net drop in government income, caused by recession, against rigid government expenditures.

As a consequence the impact of growth on poverty is expected to have reversed after 1999. At the same time, greater pro-poor expenditure under the Bolivian Poverty Reduction Strategy (BPRS) and greater social expenditure more generally is expected to have helped with poverty containment. However, one can not help to wonder how the Bolivian economy could have evolved if macroeconomic stability was maintained, together with a 5 per cent growth and current poverty reduction resources. One can not help to ask what happened in early 1999 that changed the Bolivian growth path and history. One answer is the accumulation of several events in a moment in time when the key second structural reforms were only beginning to take hold. What were those events?

Foreign direct investment (FDI) in Bolivia has followed a pattern similar to that observed throughout Latin America and the Caribbean (Eclac, 2004). After reaching its highest level and sudden stop in 1999 (see Figure 3), the following years FDI drops back to its early levels, having a large impact on total investment, particularly by 2003. However, total investment (public and private) reached its highest in 1998 and its drop in 1999 is explained by the sudden stop of private domestic investment<sup>1</sup>.

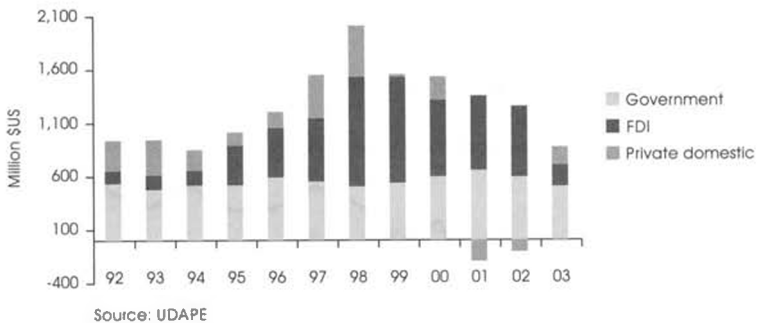
FDI was expected to diminish as capitalized firms fulfilled their investments commitments, however it was also expected that these firms would continue investing given an environment of economic stability and market led growth, as well as induce the increase in domestic private investment. These were key assumptions for the

<sup>1</sup> Private domestic investment was approximated by subtracting public investment and FDI from the economy's gross fixed capital formation plus inventory variations.

consolidation of a private led market oriented economy in Bolivia. When the time came, the economic environment had deteriorated due to external and internal factors.

Contraction in economic activity and aggregate demand can also be observed from the behavior of the banking system (see Figure 4). By 1998 the system reached its highest level of activity, in 1999 it experienced a sudden stop and even decreased, then the following years show a substantial drop in assets (largely loans) and liabilities (largely deposits) toward their early levels. The drop in liabilities is explained by important deposit withdrawals due to an environment of higher risk and uncertainty that resulted from economic contraction accompanied by a deteriorated social environment, this last being a main source of internal shock. Part of those withdrawals may have left the economy as capital flight, an event that has also been observed throughout Latin America during this period.

**Figure 3: Investment**



**Figure 4: Banking System**

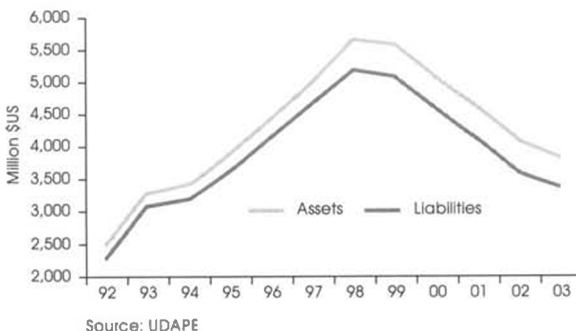
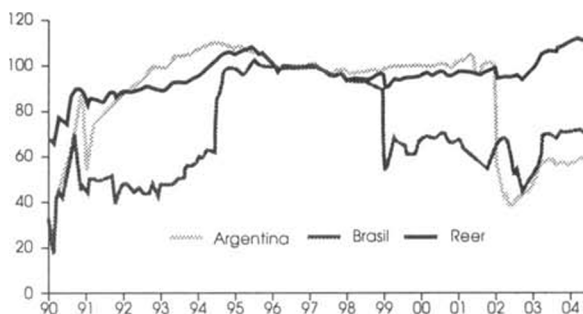


Figure 5 shows the large drop experienced in the bilateral exchange rate with Brazil in 1999 and later in the bilateral exchange rate with Argentina in 2002. However, the multilateral real effective exchange rate (REER) shows that real depreciations in the bilateral exchange rate with other countries, particularly the United States with whom Bolivia has its largest trade, has somewhat helped in compensating those drops.

**Figure 5: Real exchange rate**



**Figure 6: Evolution of exports**

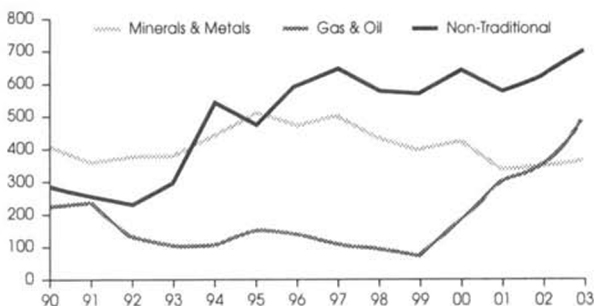


Figure 6 presents the evolution of the value of exports in million \$US in its three global categories. It shows a decreasing tendency in exports of primary minerals and metals, with a drop also in 1999 but its lowest level in 2001. This is explained by the long term decreasing tendency of international prices of Bolivian mineral exports. It also shows 1999 as the year of lowest exports of oil and natural gas. Natural gas exports to Argentina ended in early 1999 and later in the same year began natural gas exports to Brazil. Although non-traditional exports presents a general tendency to increase and

contribute to diversification of Bolivian exports, in 1999 those exports also experienced a slow down compared to previous two or three years.

How did the above affect the balance of payments? Table 1 shows that although the capital account (foreign saving flows) compensated for traditional current account deficit, its flow levels had decreased substantially after 1998. Between 1998-2002, the capital account decreased by 55 per cent explained by the combined effect from 66 per cent decrease in FDI, 117 per cent decrease in net private capital and almost three fold increase in new net government debt.

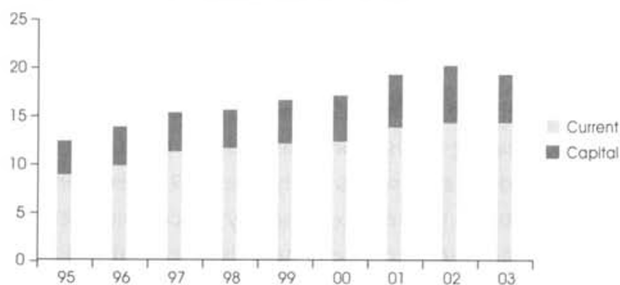
**Table 1**  
**Balance of payments (million \$US)**

	1998	1999	2000	2001	2002	2003(p)
Current account	-666.9	-488.5	-446.45	-273.95	-352.03	35.74
Goods, services and rent	-1007.3	-874.4	-833.23	-670.06	-721.5	-405.36
Unilateral transfers	340.4	385.9	386.78	396.11	369.47	441.1
Capital account	1268.46	924.9	461.99	445.65	699.73	103.81
Foreign direct investment	1023.44	1008	733.9	703.3	674.1	194.9
Net government debt	104.3	113.5	110.49	202.65	304.18	391.8
Net private capital	229.1	-128.6	-430.5	-430.2	-268.1	-404
Other	-88.38	-68.0	48.1	-30.1	-10.45	-78.89
Error & omissions	-476.38	-409.85	-54.04	-209	-640.4	-62.23
Balance	125.18	26.55	-38.5	-37.3	-292.7	77.32

Source: UDAPE

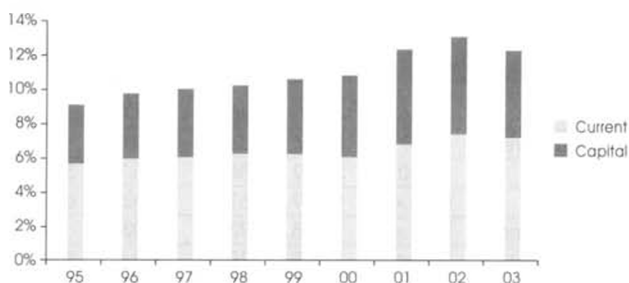
By 1998 the market led growth model helped the government concentrate half of its spending in social expenditure in general (Figure 7) and pro-poor expenditure in particular (15.63 per cent and 10.2 per cent of GDP by 1998 respectively). Figure 8 shows that pro-poor expenditure has been increasing during economic recession, reaching its highest level so far by 2002 (13.1 per cent of GDP), with the characteristic that current expenditure has been greater than capital expenditure. As Figure 9 shows, this was accomplished in a period where government income ( $Y_g$ ) decreased due to recession, generating a fiscal deficit of 9 per cent of GDP by 2002 (DF) and forcing contraction of government's current spending (GCg) in general but not of government investment (I<sub>g</sub>).

**Figure 7: Social expenditure in % of GDP**



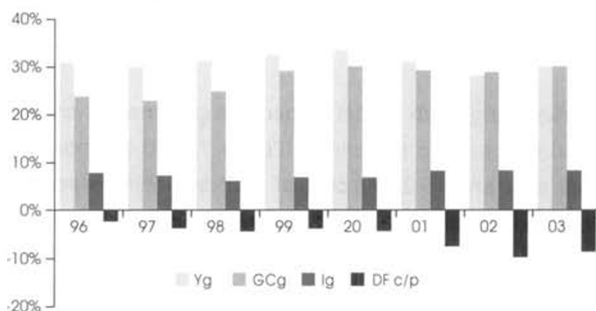
Source: UDAPE

**Figure 8: Pro-poor expenditure in % of GDP**



Source: UDAPE

**Figure 9: Government Budget in % of GDP**



Source: UDAPE

Pro-poor expenditure includes total current and capital expenses on education, health, rural development, housing and sanitation. Social expenditure includes, in addition to pro-poor expenditure, pension payments and contributions, university

transfers and "benemeritos". Its financing comes from government income, mostly for current expenses, and from foreign credit and donations, HIPC resources and the National Compensation Program, mostly for capital expenses.

A question is whether pro-poor expenditure or more generally social expenditure has been able to compensate welfare losses caused by shocks to the economy. Who in society were affected the most and by what magnitude. What would have been the magnitude of welfare gains if the economy did not experience external and internal shocks. These are among the question this paper tries to answer strictly during the period of economic recession. The market led model that is put to a test during this period must be evaluated with a longer vision, which is not done here. However, here we can mention some of the latest papers that evaluate its performance.

Based on a general equilibrium model, Thiele and Wiebelt (2003) conclude that Bolivian economic growth for the period 1985-99 cannot be called pro-poor, because it bypassed traditional agriculture and the urban informal sector where most of the poor earn their living. They also conclude that the goals of the Bolivian poverty reduction strategy can be reached only under optimistic assumptions, its performance fall short of expectations once external shocks are taken into account (such as El Niño). The evolution of poverty is likely to remain uneven, with considerable improvements in urban areas and a high degree of persistence in rural areas. The differentiated impact of the growth process on household income, observed for Bolivia, is likely to be the rule rather than the exception.

Barja and Urquiola (2003) and Barja, McKenzie and Urquiola (2004) conclude that privatization in infrastructure sectors (telecommunications, electricity and water services) has improved net consumer welfare in main urban areas (with larger impact on the lower income quintiles). Based on regression analysis they show that welfare gains occurred because greater access to services has outweighed welfare loses from some price increases. Based on administrative data they conclude that infrastructure sectors (including the oil and gas industry) had gain in internal efficiency and investment and by large the oil and gas industry attracted most of foreign investment and also generated the greatest prospect for future growth. However, privatization was oversold in the employment and household income front, particularly beyond main urban areas, and has been rejected by the majority of population by the perception that its benefits had reached the few.

Based on administrative data, Garron, Capra and Machicado (2003) show that while privatization did not have significant impact on profitability, it increased operating efficiency, reduced employment at the firm level and decreased fixed assets. Based on regression analysis they show that privatization itself has been a significant factor in explaining the improvement of operating efficiency. Other significant factors are the size of firms, the presence of regulation and quality of management.

Based on a recursive-dynamic general equilibrium model, Jemio y Wiebelt (2003) conclude that Bolivia is highly vulnerable to external shocks in the form of decreasing world prices of exports and decreasing foreign direct investment and portfolio flows. Moreover, the spontaneous adjustment is severely restricted due to limited possibilities of substitution in the markets of goods and factors, as well as institutional restrictions about portfolio alternatives. Structural characteristics of the economy also affect the outcome of anti-shock policies. An expansionary fiscal policy is not feasible due to its negative impact to the balance of payments and fiscal equilibrium. In contrast, a nominal depreciation of the Boliviano does increase growth and employment, and also improves the fiscal and external balance. Despite structural rigidities, a nominal depreciation does generate a real depreciation sufficiently strong to stimulate the necessary resource reallocation for an effective adjustment. Regarding the poverty reduction efforts, they conclude that the combination of foreign debt relief (HIPC II initiative) with a fiscal expansion does generate greater rates of growth, lesser fiscal and external disequilibrium and lesser unemployment.

Based on regression analysis with household survey data, Andersen (2003) uses the determinants of education gap to show very low social mobility in Bolivia. Low social mobility helps explain poverty persistence over time and may be due to inadequate public education, corruption, marriage selectivity, insufficient rural-urban migration and labor market imperfections.

The Bolivian Poverty Reduction Strategy Paper (PRSP, 2001) represents the initial government policy in this front and has as main premise that poverty, inequity and social exclusion are the most severe problems that affect democracy and governance in Bolivia. The strategy was originally funded on HIPC II resources, distributed to Bolivian 314 municipalities based on criteria defined on the National Dialogue (2000), and who in turn invest in social projects. Based on administrative data, the latest government



evaluation of the strategy (UDAPE, 2003) reveals several internal and external sources of funding besides HIPC II and introduces a pro-poor expenditure measurement which was traced back to 1995. Evaluation of the strategy already suggests change in its vision, from a strictly social assistance to the poor view to an employment and income generation view through investment in small producer projects.

### 3. A simple macro model

#### 3.1. Analytical framework

The analytical framework of the 1-2-3 model (extended version with government and investment<sup>2</sup>) is presented in Devarajan, Lewis and Robinson (1990), Devarajan, Lewis and Robinson (1993), Devarajan *et al.* (1997) and Devarajan and Go (2002). A brief description is presented here and in Appendix 1.

This model refers to a single country with a small open economy that produces two goods: a non-traded domestic good  $D$  and an export good  $E$ . From the consumption point of view, the country consumes an import good  $M$ , which is not produced in the economy, and the domestic one. Some of its basic characteristics and assumptions are the following:

- The model has four actors: a producer, a household, the government and the rest of the world.
- It is a static model for a given growth rate of the economy with no intertemporal elements.
- The model identifies an equilibrium relationship between the real exchange rate and the balance of trade, which is fixed exogenously.
- The model contains no monetary elements and any solution to the system depends only on relative prices (it is a "real" model).
- The model takes the two factors of production (capital and labor) as constant, and it doesn't consider any imported or domestic intermediate goods.
- The domestic and export goods are imperfect substitutes.

<sup>2</sup> The extended version adopted in the current study (based on Devarajan, Lewis and Robinson, 1990 and Devarajan *et al.* 1997), includes government revenues and expenditures, savings, and investment, in order to consider policy instruments that are used to adjust macroeconomic imbalances.

- The output of the domestic good is an imperfect substitute for imports in consumption.
- World prices of exports and imports are fixed exogenously (small country assumption equivalent to price takers).
- Aggregate production is fixed, which is equivalent to assuming full employment of all primary factor inputs.

The model can be summarized in the following simple programming model (without government), where a consumer utility function or absorption is maximized, which is equivalent to maximize social welfare, subject to: i) a technology constraint that represents the maximum combination of output, given a fixed proportion of production factors (production possibility frontier); ii) a balance of trade constraint that is determined exogenously; and iii) a market clearing condition for the domestic good "D".

$$(1) \text{ Maximize } Q^S(M, D^D) = A \left[ \omega_q M^{-\eta} + (1 - \omega_q) D^D^{-\eta} \right]^{-1/\eta}$$

$$(2) \text{ Subject to: } A \left[ \theta_t E^\rho + (1 - \theta_t) D^S \right]^{1/\rho} \leq \bar{X}$$

$$(3) \quad \begin{aligned} pw^m M - pw^e E &\leq \bar{B} \\ D^D &\leq D^S \end{aligned}$$

### 3.2. Elasticity estimation to Bolivia

Table I.1 in Appendix 1 presents the first order conditions of consumer utility maximization (equation 4) and producer profit maximization (equation 3). Both equations represent long term relationships among the variables of interest, which include the elasticity of substitution and the elasticity of transformation. Both elasticities were estimated for the Bolivian case based on quarterly data for the period 1990-2002. Appendix 2 presents the methodology, strategy and econometric procedure followed for elasticity estimation. The estimated cointegrating equations are the following:

$$(4) \text{ CET Model : } \log(E/D) = (-1.38 + 0.01 t - 0.18 dcrisis) + 0.248 \log(PE/PD) + Res1$$

(5) CES Model:

$$\log(M/D) = (-1.61 - 0.004 t - 0.37 dcrisis) - 0.81 \log(PM/PD) + Res2$$

The CES model result suggests on average an elasticity of substitution of 0.45 in the consumption of the import good relative to the domestic good when there is a change in their relative prices. The negative sign of the slope indicates that, when the price of the import good increases while the price of the domestic good remains constant, consumption of the import good will decrease and consumption of the domestic good will increase.

The CET model result suggests on average an elasticity of substitution of 0.60 in the production of the export good relative to the domestic good when there is a change in their relative prices. The positive sign of the slope indicates that, when the price of the export good increases while the price of the domestic good remains constant, production of the export good will increase and production of the domestic good will decrease.

## 4. Evaluating household welfare and poverty

### 4.1. Computation of aggregate consumption

Table 2 summarizes computation of aggregate consumption and its structure<sup>3</sup>. In 1999 Bolivia had 1.85 million households, 62.7 per cent in urban areas and 37.3 per cent in rural areas, reflecting the relative importance of urbanization in the country<sup>4</sup>. Aggregate consumption in urban areas was 2.96 times greater than in rural areas, showing an important difference between geographical areas.

The ratio of food consumption inside the household with respect to the total consumption represents 46 per cent in urban areas and 70 per cent in rural areas.

3 This study uses the Adult Equivalent Scale computed by the Organization for Economic Cooperation and Development (OECD), recommended by the World Bank (2003) and defined as:  $AES = 1 + 0.7(\text{adults} - 1) + 0.5\text{children}$ . The equation reflects a parametric scale as function of the relative needs of the household members. Interpreting its functional form, AES has a value of 1 with the first adult, every additional adult is equivalent to 0.7 of the first adult, and each child is equivalent to 0.5 of the first adult.

4 INE defines urban as those cities with populations greater than 2000. This definition has been criticized in that it may underestimate the weight of rural areas.

Education, housing and non food expenditures in urban areas are greater than rural areas, reflecting better access to services and markets in urban areas.

**Table 2**  
**Consumption of households by geographical areas, 1999**  
**(Bolivianos per month)**

Description	Urban	Rural	Bolivia
Food consumption inside the household	940.9	482.7	771.1
Food consumption outside the household	197.5	36.9	138.0
Non Food Expenditures	365.7	100.7	267.5
Education Expenditures	302.1	46.1	207.2
Housing expenditures	222.0	18.7	146.6
<b>Total Consumption</b>	<b>2,028.2</b>	<b>685.1</b>	<b>1,530.4</b>
<b>Number of households</b>	<b>1,136.084</b>	<b>691.656</b>	<b>1,854.740</b>

Source: Author own computation based on MECOVI 1999

Table 3 further disaggregates the structure of consumption by quintiles and areas. At the national level, the consumption of the richest quintile is 11.6 times greater than the poorest quintile; 9.6 in urban areas and 10.1 in rural areas.

*Engel's law* (the share of food consumption decreases in richest households) is evidenced inside the urban and rural areas. Comparing the first four quintiles, there are small differences in the structure of consumption, but the last quintile presents bigger expenditures in non food and education expenditures. Differences on extreme quintiles show inequality and polarized characteristic of consumption in Bolivia.

Curiously, the share of housing expenditure in the poorest households is too high in urban areas, this may reflect efforts of the poorest households to access basic services (e.g. water, electric energy).

#### 4.2. Computation of the aggregate income

Table 4 is the computed structure of household labor and non labor income by quintiles, where aggregate labor income from primary and secondary sources was computed without extraordinary income. Primary work is the most important source of labor income in urban and rural areas, with increasing importance for the higher

income quintiles. Secondary work is a relatively more important source of labor income in rural areas, while non labor income from rents and transferences are relatively more important in urban areas, particularly for the lower income quintiles.

**Table 3**  
**Structure of consumption of households by quintiles, 1999**  
**(%)**

Description	Quintiles of Consumption					Total
	1 (poorest)	2	3	4	5 (richest)	
<b>Urban</b>						
Food consumption inside the household	63	61	58	52	40	46
Food consumption outside the household	5	8	8	10	10	10
Non Food Expenditures	10	13	14	16	21	18
Education Expenditures	6	7	9	13	18	15
Housing Expenditures	16	12	10	10	11	11
<b>Total Consumption (Bs. per month)</b>	<b>365.8</b>	<b>737.5</b>	<b>1,182.1</b>	<b>1,794.5</b>	<b>3,515.4</b>	<b>2,028.2</b>
<b>Rural</b>						
Food consumption inside the household	70	71	71	66	62	70
Food consumption outside the household	3	6	5	7	7	5
Non Food Expenditures	12	15	14	16	18	15
Education Expenditures	6	6	7	8	9	7
Housing Expenditures	2	2	3	3	4	3
<b>Total Consumption (Bs. per month)</b>	<b>293.9</b>	<b>689.6</b>	<b>1,156.6</b>	<b>1,761.9</b>	<b>2,963.2</b>	<b>685.1</b>
<b>Bolivia</b>						
Food consumption inside the household	75	67	61	53	41	50
Food consumption outside the household	4	6	8	10	10	9
Non Food Expenditures	12	14	14	16	21	17
Education Expenditures	6	7	8	12	10	14
Housing Expenditures	4	6	9	9	11	10
<b>Total Consumption (Bs. per month)</b>	<b>300.8</b>	<b>709.1</b>	<b>1,175.9</b>	<b>1,790.4</b>	<b>3,494.5</b>	<b>1,530.4</b>

Source: Author own calculation based on MECOVI 1999.

**Table 4**  
**Structure of household income by quintiles, 1999**  
 (%)

Description	Quintiles of income					Total
	1 (poorest)	2	3	4	5 (richest)	
<b>Urban</b>						
Labor	54	79	82	85	87	86
Primary work	53	76	81	82	82	81
Secondary work	1	3	2	3	6	5
Non labor	46	21	18	15	13	14
Rents	14	9	8	7	9	8
Transferences	32	12	10	8	4	6
Total (Bs. per month)	77	449	927	1,721	4,656	2,147
<b>Rural</b>						
Labor	86	89	92	90	94	91
Primary work	78	77	77	81	84	79
Secondary work	8	11	14	9	10	11
Non labor	15	12	9	10	9	10
Rents	0	1	2	3	1	2
Transferences	13	9	5	7	2	6
Total (Bs. per month)	73	390	878	1,661	3,787	505
<b>Bolivia</b>						
Labor	83	85	85	86	88	87
Primary work	75	77	80	82	82	81
Secondary work	7	8	6	4	6	6
Non labor	17	15	15	14	12	13
Rents	2	5	6	7	9	8
Transferences	15	11	8	7	4	6
Total (Bs. per month)	74	412	911	1,709	4,600	1,415

Source: Author own computation based on MECOVI 1999.

### 4.3. Poverty indicators

Table 5 presents the computed poverty indicators. The headcount ratio adjusted by Adult Equivalent Scale (AES), at the national level indicates that 41.4 per cent of Bolivian households were poor in 1999, that is, they consume under the poverty line. This indicator changes dramatically when comparing urban (23.7 per cent) with rural areas (71.5 per cent).

The poverty gap adjusted by AES at the national level indicates that the poor households have a mean shortfall of 39.8 per cent of poverty line value and require on average an additional per capita consumption of 116.5 bolivianos per month to overcome their poverty condition. This indicator also shows large differences when comparing the depth of poverty between urban (24.6 per cent) with rural areas (48.4 per cent).

The intensity or severity of poverty adjusted by AES at the national level indicates an average of 37.8 per cent degree of inequality among poor households. The severity of poverty is greater in rural areas than urban areas, reflecting less inequality between poor people in urban areas and more in rural areas.

**Table 5**  
**Poverty indicators based on consumption, 1999**

Description	Head count ratio (P0)	Poverty gap (P1)	Intensity (P2)	Per capita consumption (Bs. by month)
<b>Without adjustment</b>				
Urban	47,6%	15,9%	7,1%	435,9
Rural	84,6%	48,8%	32,6%	141,0
<b>Bolivia</b>	<b>61,3%</b>	<b>28,1%</b>	<b>16,6%</b>	<b>326,6</b>
<b>Adjusted by Adult Equivalence Scale</b>				
Urban	23,7%	24,6%	25,6%	602,2
Rural	71,5%	48,4%	44,7%	200,0
<b>Bolivia</b>	<b>41,4%</b>	<b>39,8%</b>	<b>37,8%</b>	<b>453,1</b>

Source: Author own computations based on MECOVI 1999.

Urban poverty line: 328.1 bolivianos per capita monthly

Rural poverty line 233.6 bolivianos per capita monthly

National poverty line 293.1 bolivianos per capita monthly

It is important to notice that these computations differ from official indicators for three reasons:

- i) The official welfare indicator is a mix of income (in urban areas) and consumption (in rural areas). This may not be a better conceptual definition since income and consumption have different implications.

- ii) INE's definition of consumption includes health expenditures and estimations of durable goods. In the case of durable goods, the primary source of information is not consistent and has a subjective basis.
- iii) The official welfare indicator is not adjusted by Adult Equivalence Scales.

Comparing results of Table 5, the national adjusted *Head count ratio* is smaller in 19.9 per cent compared to the unadjusted indicator. The AES adjustment has a notably effect especially in poorest and households of big size. The poverty gap is deeper in urban areas than was originally thought with the unadjusted measure, however, the unadjusted measure did well in rural areas. Also inequality among the poor is greater in urban and rural areas than was originally thought with the unadjusted measure.

## 5. Impact of shocks on household welfare

This chapter is developed in two sections; first the 1-2-3 Model is used to simulate shocks to the economy in order to generate information on changes in prices and income. Second, the information on changes in prices and income is then used together with the household data to generate changes in poverty indicators as well as changes in income and expenditures by quintiles.

The objective is to simulate what happened in the 1998-2002 period, with 1998 being the base year and 1999-2002 as the second period which will be compared to the base year (comparative statics). Given that 1998 was the year of highest growth with a correspondent level of welfare accomplished, then the second period would be of loss of welfare, which we want to measure in terms of poverty indicators as well as in changes in income and expenditure.

There are several limitations to this analysis and methodology that must be mentioned:

Pro-poor government expenditure in education, health and infrastructure for development will have its full returns in terms of poverty reduction only in the long run. Therefore what we measure here is only the short run effects of government expenditures, believing that these expenditures will have a short run effect on overall household income and expenditures.



- Given that the distribution of income and consumption by quintiles is based on a fixed year (1999), which are applied to overall changes in household income and consumption, then this methodology cannot simulate the more complicated process of income and consumption redistribution.
- Given that the 1-2-3 model is built on highly aggregate macroeconomic data, then this model cannot simulate the more complicated process of resource distribution by economic sectors and its consequent effects on household income and expenditures.

### **5.1 Experiments and macro outcomes**

In this section it is of interest to determine the direction and order of magnitude of impact of shocks and pro-poor expenditure policy on the macro economy. The analysis has the following sequence:

- Impact from a terms of trade shock alone;
- Impact from a reduction in foreign saving alone;
- Impact from an increase in total social expenditure alone;
- Impact from an increase in pro-poor expenditure alone;
- Impact from output growth alone;
- Impact from all of the above cases simultaneously, except pro-poor expenditure which is part of total social expenditure.

The first external shock considered is a drop in the terms of trade. The Bolivian trade data shows that the economy experienced a 7 per cent drop in its export price index and a 1 per cent drop in the import price index during 1998-2002. The combined effect produces a 6 per cent drop in the terms of trade. The terms of trade are capturing not only the effect of price drops due demand contraction of Bolivian exports but also the price effects of exchange rate crisis in neighboring countries.

The second external shock considered is a decrease in foreign saving. The Bolivian balance of payments data shows that the capital account has decreased in 45 per cent during 1999-2002 compared to 1998. This is explained by three accounts, i) FDI flows dropped 34.1 per cent during that period, generating a 28 per cent decrease in the capital account balance compared to 1998, ii) net government foreign debt flows have increased by 191 per cent during that period, generating a 15 per cent increase in the

capital account compared to 1998, iii) other net private capital has reversed during that period generating a capital flight of 3.17 times the positive flow of 1998, generating a 40 per cent decrease in the capital account compared to 1998.

The measurement of pro-poor expenditure came as a result of the need to evaluate the BPRS. These expenditures are part of total social expenditures and part of overall government expenditures. Pro-poor expenditures data show that these have increased in total by 153.06 million \$US during 1999-2002 and by 107.36 million \$US in its capital component, representing a 17.7 per cent and 31.2 per cent increase compared to 1998 respectively. In the 1-2-3 model this was introduced as an increment of government consumption by 12.7 per cent and an increment of foreign grants by 51.4 per cent respectively. Total social expenditures data show that these have increased in total by 250.5 million \$US during 1999-2002 and by 108.7 million \$US in its capital component, representing a 18.8 per cent and 31.8 per cent increase compared to 1998 respectively. In the 1-2-3 model this was introduced as an increment of government consumption by 20.7 per cent and an increment of foreign grants by 52 per cent respectively.

As seen in Figure 1, GDP has grown an average of 1.74 per cent during 1999-2002, this lower growth rate was introduced in the model as an increase in output by 1.74 per cent. Finally all cases of shocks, expenditure policy and low growth were simulated simultaneously to determine the direction and magnitude of their net effect on macro variables.

Table 6 presents the macroeconomic outcome from all simulations in terms of the model's endogenous variables. The first column is the starting situation in 1998 or base year. The second column is the macro outcome from the terms of trade shock alone. The third column is the macro outcome from a reduction in foreign saving flows alone. The fourth and fifth columns are the macro outcome from expenditure policy, pro-poor and total social. The sixth column is the macro outcome from output growth alone and the final column is the macro outcome from the net impact of the combined terms of trade, foreign saving reduction and output growth simultaneously.

The full impact of the terms of trade shock results in a 1.5 per cent decrease in consumption and a 5.5 per cent decrease in total income compared to the base year. Also a 5.1 per cent decrease in tax revenues and 4 per cent decrease in aggregate

savings, implying that without these last two happening, consumption would have decreased further. There is no observed change in investment. However, the drop of the domestic good price relative to the price of the export good and import good results in a 0.13 per cent increase in the production and consumption of the domestic good, a 0.4 per cent decrease in exports and 3.3 per cent decrease in imports.

The full impact of foreign savings flow reduction results in a 0.9 per cent decrease in consumption and a 9.1 per cent decrease in total income compared to the base year. Also an 11.1 per cent decrease in tax revenues and 24.1 per cent decrease in aggregate savings, implying that without these last two happening, consumption would have decreased further. There is also a 17.2 per cent decrease in investment. However, the drop of the export good price relative to the domestic and the drop of the domestic good price relative to the price of the import good results in a 0.77 per cent decrease in the production and consumption of the domestic good, a 2.62 per cent increase in exports and 10.6 per cent decrease in imports.

The full impact of social expenditure policy results in a 0.38 per cent increase in consumption and a 3 per cent increase in total income compared to the base year. Also a 3.8 per cent increase in tax revenues, 4.7 per cent decrease in aggregate savings and a 7.4 per cent decrease in investment. In the case of pro-poor expenditure alone there are some slight differences in that income increases a bit less, aggregate savings don't change and investment decreases less. However, in both cases the increase of the domestic good price relative to the price of the export good and import good results in a 0.2 per cent increase in the production and consumption of the domestic good, a 0.8 per cent decrease in exports and 3.5 per cent increase in imports. This last result shows that pro-poor expenditure and social expenditure in general conflicts with policies that promote exports and import substitution, that is, conflicts with policies that promote the production of tradables.

The full impact of output growth results in a 1.7 per cent increase in consumption and 1.3 per cent increase in total income compared to the base year. Also a 1.3 per cent increase in tax revenues, 2.2 per cent increase in aggregate savings and 2.4 per cent increase in investment. There is a drop of the domestic good price relative to the price of the export good and import good, however output growth increased production of the domestic and exports goods as well as demand of the import good, although with

**Table 6**  
**Macro outcome from shocks and expenditure policy**

Endogenous Variables	Base	Terms of trade	Foreign saving	Pro-poor expenditure	Social expenditure	Output growth	All cases
Export Good (E)	0.229	0.228	0.235	0.227	0.227	0.233	0.237
Import Good (M)	0.396	0.383	0.354	0.410	0.410	0.402	0.358
Supply of Domestic Good (Ds)	0.771	0.772	0.765	0.773	0.773	0.784	0.781
Demand of Domestic Good (Dd)	0.771	0.772	0.765	0.773	0.773	0.784	0.781
Supply of Composite Good (Qs)	1.168	1.154	1.117	1.183	1.183	1.186	1.136
Demand of Composite Good (Qd)	1.168	1.154	1.117	1.183	1.183	1.186	1.136
Tax Revenue (Tax)	0.234	0.222	0.208	0.243	0.243	0.237	0.207
Total Income (Y)	1.093	1.033	0.993	1.125	1.126	1.107	0.977
Aggregate Savings (S)	0.274	0.263	0.208	0.274	0.261	0.280	0.193
Consumption (Cn)	0.776	0.764	0.769	0.779	0.779	0.789	0.769
Import Price (Pm)	0.999	0.989	0.999	0.999	0.999	0.999	0.989
Export Price (Pe)	0.999	0.932	1.000	0.999	0.999	0.999	0.932
Sales Price (Pt)	1.122	1.079	1.031	1.152	1.152	1.119	1.012
Price of Supply (Pq)	0.999	0.960	0.917	1.025	1.025	1.996	0.901
Price of Output (Px)	0.999	0.943	0.906	1.030	1.030	1.996	0.876
Price of Dom. Good (Pd)	0.999	0.946	0.877	1.039	1.039	0.995	0.859
Exchange Rate (Er)	0.999	0.999	0.999	0.999	0.999	0.999	0.999
Investment (Z)	0.244	0.244	0.202	0.238	0.226	0.250	0.189
Government Savings (Sg)	0.022	0.020	0.016	0.017	0.004	0.026	0.003
Walras Law (Z-S)	0.000	-0.001	0.000	0.000	0.000	0.000	-0.001

Source: Author own computations

some differences. It results in a 1.7 per cent increase in the production and consumption of the domestic good, 1.7 per cent increase in exports and 1.5 per cent increase in imports.

Finally, the full impact of the combined effect of all cases simultaneously results in a 0.9 per cent decrease in consumption and 10.6 per cent decrease in total income compared to the base year. Also an 11.5 per cent decrease in tax revenues and 29.5 per cent decrease in aggregate savings, implying that without these two happening, consumption would have decreased further. There is also 22.5 per cent decrease in investment. However, the drop of the domestic good price relative to the price of the export good and import good results in a 1.3 per cent increase in the production and consumption of the domestic good, a 3.5 per cent increase in exports and 9.6 per cent decrease in imports.

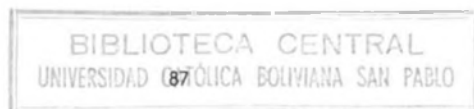
A first conclusion is that under macroeconomic stability (no shocks and 1998 macro conditions) social expenditure policy would have had an important positive impact first on aggregate income and second on aggregate consumption and tax revenues, but negative impact on savings, investment and production of tradables.

A second conclusion is that the combined positive effects from social expenditure policy and low output growth on aggregate consumption, income and savings did not compensate the negative impacts from the combined terms of trade shock and reduction in foreign saving flows.

## 5.2 Experiments and poverty outcomes

The connection between the simple macro model and household welfare evaluation is based on the idea proposed by Devarajan and Go (2002). Households maximize an indirect utility function ( $v$ ), which is a function of wages ( $w$ ), profits ( $\pi$ ) and prices ( $p$ ). This indirect utility function is obtained from utility maximization as a function of net labor supply of households  $L$  and net commodity demand  $C$ , subject to the restriction that profits are the residual of commodity consumption expenditure  $pC$  minus labor income  $wL$ .

$$(6) \quad v = v(w, \pi, p)$$



Differentiating this equation and applying Shephard's Lemma to observe the effects of small changes in prices, we obtain:

$$(7) \quad \frac{dv}{(\partial v / \partial \pi)} = wL(dw/w) + d\pi - pC(dp/p)$$

With the information on changes in income (wages and profits) and prices of the three goods given by the macro model, together with initial levels of labor income and commodity consumption given by the household surveys, the impact of shocks and macro policies on household welfare can now be computed.

Aggregate consumption includes various items of food consumption and non-food consumption. Given that the definition of export (*E*), import (*M*) and domestic (*D*) goods have their origin in the input-output matrix, all items in the MECOVI survey were codified according to its respective row of the IOM. This procedure allows computing the household expenditure in terms of domestic and import goods, and gives the possibility to connect simulations of the 1-2-3 model (with changes in prices of the domestic and import goods) to each household, showing the effects on consumption after changes in these prices.

Table 7 shows the linking codes with consumption of domestic and imported goods.

The specific connection between the macro model and the household surveys is done through the use of an income multiplier and an expenditure multiplier. The income multiplier is simply the percent change in total income directly obtained from the simple macro model, but introduced to households only through labor income. The expenditure multiplier has two components, the expenditure multiplier for the domestic good (*GHd*) and the expenditure multiplier for the import good (*GHm*). Each of these components were computed the following way:

$$\begin{aligned} GHd_{02} &= Pd_{02} Qd_{02} = (Pd_{98} + \Delta Pd_{98-02}) (Qd_{98} + \Delta Qd_{98-02}) \\ &= Pd_{98} Qd_{98} + Pd_{98} \Delta Pd_{98-02} + \Delta Pd_{98-02} Qd_{98} + \Delta Pd_{98-02} \Delta Qd_{98-02} \end{aligned}$$

Multiplier for  $d = GHd_{02} / GHd_{98}$

$$\begin{aligned} GHm_{02} &= Pm_{02} Qm_{02} = (Pm_{98} + \Delta Pm_{98-02}) (Qm_{98} + \Delta Qm_{98-02}) \\ &= Pm_{98} Qm_{98} + Pm_{98} \Delta Pm_{98-02} + \Delta Pm_{98-02} Qm_{98} + \Delta Pm_{98-02} \Delta Qm_{98-02} \end{aligned}$$

Multiplier for  $m = GHm_{02} / GHm_{98}$

Where  $Pd$  and  $Pm$  are prices of the domestic good and import good respectively, obtained from the macro model.  $Qd$  and  $Qm$  are the quantities of the domestic and the import good respectively, also obtained from the macro model.

**Table 7**  
Links with consumption of domestic and imported goods (In percent)

Description	Quintiles of Consumption					Total
	1 (poorest)	2	3	4	5 (richest)	
<b>Urban</b>						
Expenditure in Domestic goods (D)	97	96	95	93	90	92
Expenditure in Imported goods (M)	3	4	5	7	10	8
Total Consumption (Bs month)	437	926	1,333	1,839	3,240	2,016
<b>Rural</b>						
Expenditure in Domestic goods (D)	96	94	94	92	92	94
Expenditure in Imported goods (M)	4	6	6	8	8	6
Total Consumption (Bs month)	339	760	1,081	1,625	2,532	684
<b>Bolivia</b>						
Expenditure in Domestic goods (D)	96	95	95	93	90	93
Expenditure in Imported goods (M)	4	5	5	7	10	7
Total Consumption (Bs month)	346	828	1,280	1,811	3,217	1,522

Source: Author own calculations

Table 8 shows the impact of shocks, expenditure policy and growth on household income and consumption by areas (Tables III.2 to III.5 in Appendix 3 show impact by quintiles). In the case of the terms of trade shock, people experiment loss of income by 4.8 per cent nationally and loss of consumption by 5.3 per cent nationally, and by similar percentages in both urban and rural areas. For the case of decreasing foreign saving flows, people experiment loss of income by 0.6 per cent nationally and loss of

consumption by 12.8 per cent nationally, and by similar percentages in both urban and rural areas. Absolute losses of income and consumption are increasing the higher the income quintile and greater in urban areas, however, that is not necessarily the case in relative terms, for both negative shocks.

In the case of social expenditure policy, people experiment gains in income by 11 per cent nationally and gains in consumption by 4 per cent nationally, and by similar percentages in both urban and rural areas. For the case of output growth, people experiment gains in income by 9.4 per cent nationally and gains in consumption by 1.2 per cent nationally, and by similar percentages in both urban and rural areas. Absolute gains of income and consumption are increasing the higher the income quintile and greater in urban areas, however, that is not necessarily the case in relative terms, for both positive shocks.

The combined impact of shocks, social expenditure policy and growth shows that people have experimented loss of income by 2 per cent nationally and loss of consumption by 12.9 per cent nationally, and with similar percentages in both urban and rural areas. Absolute losses of income and consumption have increased the higher the income quintile and greater in urban areas, although that is not necessarily the case in relative terms.

One first conclusion from these experiments comes from comparing the magnitudes of the differential effects on household income and consumption levels by quintiles and areas. The negative effect on income has been greater from the terms of trade shock and the negative effect consumption has been greater from reduction in foreign saving flows.

A second conclusion is that under macroeconomic stability (no shocks and 1998 macro conditions), social expenditure policy would have had an important positive impact first on household income and second on household consumption by quintiles and areas.

A third conclusion is positive effects from the combined social expenditure policy and low output growth on income and consumption, did not compensate the negative impacts from the combined terms of trade shock and foreign saving reduction.



Table 9 shows the impact of shocks, expenditure policy and low growth on poverty measures expressed in the FGT indicators. The terms of trade shock increases the number of poor by an average of 1.1 per cent nationally, more in urban areas than in rural areas. Poverty gap decreases nationally by 0.2 per cent and poverty intensity decreases nationally by 0.1 per cent. The negative change of the poverty gap and poverty intensity percentages nationally is explained by the effect of the new poor, who would usually be the ones that were just above the poverty line and who would require less additional income to recover its previous welfare position. By areas the poverty gap and poverty intensity decreases in urban areas but increases in rural areas.

**Table 8**  
Impacts on household income and consumption (Bs per capita per month)

Quintile	Income		Consumption		Change in	
	Base	Current	Base	Current	Income	Consumption
<b>Terms of trade shock</b>						
Urban	670.5	638.2	598.1	566.4	-32.3	-31.6
Rural	146.6	139.3	199.5	189.0	-7.3	-10.6
Total	476.3	453.3	450.4	426.5	-23.1	-23.8
<b>Reduction in foreign saving flows</b>						
Urban	670.5	666.4	598.1	521.6	-4.1	-76.4
Rural	146.6	145.7	199.5	173.9	-0.9	-25.6
Total	476.3	473.4	450.4	392.8	-2.9	-57.6
<b>Social expenditure policy</b>						
Urban	670.5	744.5	598.1	622.4	74.1	24.4
Rural	146.6	163.3	199.5	207.7	16.7	8.2
Total	476.3	529.1	450.4	468.7	52.8	18.4
<b>Output growth</b>						
Urban	670.5	733.4	598.1	605.1	62.9	7.1
Rural	146.6	160.8	199.5	201.9	14.2	2.4
Total	476.3	521.2	450.4	455.7	44.8	5.3
<b>All cases</b>						
Urban	670.5	657.0	598.1	520.9	-13.5	-77.1
Rural	146.6	143.5	199.5	173.7	-3.1	-25.8
Total	476.3	466.7	450.4	392.2	-9.6	-58.1

Source: Author own computations (See Tables III.2 to III.5 in Appendix 3).

The foreign saving flow reduction increases the number of poor by an average of 3.4 per cent nationally, more in urban areas than in rural areas. Poverty gap decreases nationally by 0.1 per cent and poverty intensity increases nationally by 0.1 per cent. The negative change in the poverty gap percent nationally is again explained by the characteristics of the new poor. However, the poverty gap and poverty intensity increases in both urban and rural areas when calculating them separately, more so in rural areas in both cases.

The social expenditure policy decreases the number of poor by an average of 0.9 per cent nationally, more in urban areas (1.1 per cent) than in rural areas (0.5 per cent). The poverty gap and poverty intensity would also decrease nationally by 0.1 per cent, explained fully by their decrease in rural areas.

Similarly, the low output growth decreases the number of poor by an average of 0.9 per cent nationally, more in urban areas (1.1 per cent) than in rural areas (0.5 per cent). The poverty gap and poverty intensity would also decrease nationally by 0.1 per cent, mostly explained by its decrease in rural areas in the first case and explained fully by its decrease in rural areas in the second case.

The combined effect of shock, expenditure policy and low output growth have increased the number of poor by an average of 2.3 per cent nationally, more in urban areas (2.4 per cent) than in rural areas (2 per cent). The combined effect does not show an effect on the poverty gap when measured nationally, but it shows an increase in urban and rural areas when measured separately, more so in rural areas (0.4 per cent) than in urban areas (0.2 per cent). The combined effect shows an increase in poverty intensity by 0.1 per cent nationally and also by areas, more so in rural areas (0.5 per cent) than in urban areas (0.1 per cent).

A first conclusion is that poverty increases, measured by the head count ratio, has been greater from reduction in foreign savings flows than from the terms of trade shock. Poverty increases, measured by the poverty gap and poverty intensity is concentrated in rural areas, and has been greater from the impact of reduction in foreign saving flows than from the terms of trade shock.

**Table 9**  
**Change in FGT Poverty Indicators (In percent)**

	Head Count (P0)	Poverty Gap (P1)	Intensity (P2)	Change in		
				P0	P1	P2
<b>Base year</b>						
Urban	23.8	24.6	9.6			
s.e.	(0.019)					
Rural	71.5	48.5	29.1			
s.e.	(0.032)					
Total	41.4	39.9	22.0			
s.e.	(0.021)					
<b>Terms of trade shock</b>						
Urban	25.0	24.4	9.5	1.2	-0.2	-0.1
s.e.	(0.019)					
F	12.0					
Rural	72.3	48.6	29.3	0.8	0.2	0.2
s.e.	(0.031)					
F	5.48					
Total	42.5	39.7	22.0	1.1	-0.2	-0.1
s.e.	(0.021)					
F	17.34					
<b>Decrease in foreign saving flows</b>						
Urban	27.3	25.1	9.8	3.5	0.4	0.2
s.e.	(0.020)					
F	36.95					
Rural	74.6	49.0	29.8	3.2	0.5	0.7
s.e.	(0.029)					
F	14.78					
Total	44.8	39.8	22.1	3.4	-0.1	0.1
s.e.	(0.020)					
F	50.89					
<b>Social expenditure policy</b>						
Urban	22.7	24.6	9.5	-1.1	0.0	0.0
s.e.	(0.018)					
F	8.97					
Rural	71.0	48.0	28.7	-0.5	-0.5	-0.4
s.e.	(0.033)					
F	8.53					
Total	40.6	39.8	21.9	-0.9	-0.1	-0.1
s.e.	(0.020)					
F	13.49					

	Head Count (P0)	Poverty Gap (P1)	Intensity (P2)	Change In		
				P0	P1	P2
<b>Output growth</b>						
Urban	22.7	24.6	9.5	-1.1	-0.1	0.0
s.e.	(0.018)					
F	8.97					
Rural	71.0	48.0	28.6	-0.5	-0.5	-0.4
s.e.	(0.033)					
F	8.53					
Total	40.6	39.7	21.9	-0.9	-0.1	-0.1
s.e.	(0.020)					
F	13.49					
<b>All cases</b>						
Urban	26.2	24.8	9.7	2.4	0.2	0.1
s.e.	(0.020)					
F	26.3					
Rural	73.5	48.9	29.6	2.0	0.4	0.5
s.e.	(0.030)					
F	13.07					
Total	43.7	39.8	22.1	2.3	0.0	0.1
s.e.	(0.020)					
F	39.36					

Notes: s.e. are standard errors and F-Statistics are for the null that current and base year values are equal.

In all cases this hypothesis is rejected at less than 1%.

Source: Author own computations.

A second conclusion is that under macroeconomic stability social expenditure policy would have had an important impact in reducing the number of poor nationally, more in urban areas than in rural areas. It would have also reduce the poverty gap and poverty intensity in both areas, although more so in rural areas.

A third conclusion is that the combined positive effects from poverty reduction through social expenditure policy in an environment of low output growth, did not compensate the negative impacts on all measures of poverty from the combined terms of trade shock and reduction in foreign saving flows.

Given the diverse characteristics of the Bolivian population, captured by the 1999 survey, we can know which groups were impacted the most and by what magnitude. This information is presented in Table 10 based on the combined effects of shocks,

expenditure policy and low growth on poverty. The number of poor increased the most in the age group of 19-30 nationally and in urban areas. In rural areas the most affected were in the age group of 31-45. In terms of sex, the number of poor increased the most among males, nationally and in both urban and rural areas.

When analyzing the increase in the number of poor by ethnicity, the classified as Spanish were impacted the most nationally and secondly the Aymara and Quechua equally. In rural areas the most affected were also the classified as Spanish and secondly the classified as "other". In urban areas the number of poor increased the most among the Aymara and secondly among the Quechua and Spanish. By self-identification, the number of poor increased the most under the classification of "none" Quechua or Aymara, nationally and in urban areas, being second the self-identified as "other" and Aymara. In contrast, in rural areas the number of poor increased the most under the self-identification of "other".

In terms of education, first those with incomplete primary education were affected the most nationally and in urban areas, increasing the number of poor. Second was the population with complete or incomplete secondary education. In rural areas the number of poor increased the most first among those with an incomplete secondary education and second among those with complete or incomplete primary education.

In terms of employment, the number of poor increased the most among the unemployed nationally and in rural areas, secondly the inactive and those not in working age (PENT). In the case of rural areas the number of poor increased by 15.4 per cent among the unemployed. In urban areas the number of poor increased the most first among the inactive and second among all other employment classification equally.

By economic activity, the number of poor increased the most in the industry sector, nationally and in both urban and rural areas. By economic condition and by sector, the number of poor increased the most in the classification of "house" (house work), nationally and in urban areas. In rural areas, the number of poor increased the most when "independent" and when "formal" or "informal".

**Table 10**  
**Poverty profile by geographical area (head count ratio in percent)**

	Base year			All cases			Difference		
	Urban	Rural	Total	Urban	Rural	Total	Urban	Rural	Total
<b>Age group</b>									
Less 18	28.5	73.4	46.7	30.9	75.7	49.1	2.4	2.3	2.4
19-30	20.9	67.0	32.2	23.7	68.9	34.8	2.8	1.9	2.6
31-45	19.1	67.4	34.9	21.2	70.2	37.3	2.1	2.8	2.3
45-64	20.1	71.0	41.0	22.7	71.8	42.8	2.5	0.8	1.8
>= 65	16.9	73.8	47.4	18.2	75.2	48.8	1.4	1.4	1.4
<b>Sex</b>									
Male	23.8	70.3	41.2	26.3	72.5	43.6	2.6	2.2	2.4
Female	23.7	72.6	41.7	26.1	74.4	43.8	2.3	1.8	2.1
<b>Ethnicity</b>									
Quechua	34.8	79.9	69.5	37.2	81.8	71.5	2.4	1.8	2.0
Aymara	39.3	84.3	66.7	43.8	84.7	68.7	4.5	0.4	2.0
Spanish	20.0	48.3	24.9	22.3	51.7	27.4	2.3	3.4	2.5
Other	59.4	73.4	68.5	59.4	75.5	69.8	0.0	2.0	1.3
<b>Self-identification</b>									
Quechua	26.6	76.7	55.0	28.1	78.5	56.7	1.5	1.8	1.7
Aymara	32.0	77.9	51.6	34.9	78.3	53.4	2.9	0.4	1.8
None	25.8	56.0	35.7	29.2	57.6	38.5	3.4	1.6	2.8
Other	15.7	45.2	20.2	18.0	48.7	22.7	2.3	3.5	2.5
<b>Education</b>									
None	36.6	81.7	66.8	38.5	82.7	68.2	1.9	1.0	1.3
Incomplete Primary	30.0	70.0	48.0	33.2	72.5	50.8	3.2	2.5	2.8
Complete Primary	23.0	52.9	31.1	24.4	54.8	32.7	1.4	2.0	1.6
Incomplete Secondary	20.6	51.1	25.3	22.9	54.7	27.9	2.3	3.6	2.5
Complete Secondary	15.5	48.7	18.1	17.9	49.2	20.5	2.5	0.5	2.3
Professional, Technical	6.3	17.9	6.8	7.9	18.9	8.4	1.6	1.0	1.6
<b>Migrant condition</b>									
Non-migrant	23.9	77.9	46.0	26.6	79.6	48.2	2.6	1.8	2.3
Migrant	23.5	55.9	33.3	25.6	58.5	35.6	2.1	2.6	2.3
<b>Employment</b>									
PENT	30.3	75.5	50.5	32.6	78.1	52.9	2.3	2.6	2.4
Employed	21.0	71.5	43.5	23.3	73.0	45.4	2.3	1.4	1.9
Unemployed	26.6	56.6	28.0	28.9	72.0	30.9	2.3	15.4	2.9
Inactive	22.4	62.3	30.1	25.1	65.1	32.8	2.7	2.8	2.7
<b>Economic Activity</b>									
Primary sector	45.0	75.8	73.9	47.0	77.0	75.1	2.0	1.1	1.2
Industry	30.5	61.8	34.6	33.2	66.7	37.6	2.7	4.9	3.0
Services	15.5	29.8	16.7	17.6	32.6	18.9	2.1	2.8	2.2

	Base year			All cases			Difference		
	Urban	Rural	Total	Urban	Rural	Total	Urban	Rural	Total
<b>Condition</b>									
Dependent	20.2	44.8	23.7	22.4	46.2	25.8	2.2	1.4	2.1
Independent	20.8	70.3	43.7	23.2	72.2	45.9	2.4	1.9	2.2
Employer	8.4	45.3	15.7	8.4	45.3	15.7	0.0	0.0	0.0
Unpaid	33.0	79.2	70.4	35.7	80.3	71.8	2.7	1.1	1.4
House	17.6	25.7	18.6	22.0	25.7	22.4	4.3	0.0	3.8
<b>Sector</b>									
Formal	14.0	34.9	16.7	15.8	36.4	18.6	1.9	1.5	1.8
Informal	24.9	74.3	51.6	27.3	75.7	53.5	2.4	1.5	1.9
House	17.6	25.7	18.6	22.0	25.7	22.4	4.3	0.0	3.8

Source: Author own computation

## 6. Conclusions and policy implications

Shocks and poverty reduction policy were analyzed individually and jointly in an environment of low growth in an effort to simulate the actual experience of the Bolivian economy during the period 1998-2002. The analytical method was based in the connection of a simple macro model of the 1-2-3 type with household data (Devarajan and Go, 2002). Analysis was made in terms of the direction and order of magnitude of the differential effects of shocks and policy on i) macro aggregate consumption, income, saving and prices, ii) on income and consumption levels of households, and iii) on poverty measures.

There following are some methodological limitations:

1. Pro-poor government expenditure in education, health and infrastructure for development will have its full returns in terms of poverty reduction only in the long run. Therefore what we measure here is only the short run effects of government expenditures, believing that these expenditures will have a short run effect on overall household income and expenditures.
2. Given that the distribution of income and consumption by quintiles is based on a fixed year (1999), which are applied to overall changes in household income and consumption, then this methodology cannot simulate the more complicated process of income and consumption redistribution.

3. Given that the 1-2-3 model is built on highly aggregate macroeconomic data, then this model cannot simulate the more complicated process of resource distribution by economic sectors and its consequent effects on household income and expenditures.

The following are some conclusions and implications.

1. The terms of trade shock experienced by the Bolivian economy had a greater negative impact on household income than the experienced reduction in foreign saving flows. At the same time, reduction in foreign saving flows had greater negative impact on household consumption than the terms of trade shock.
2. Poverty increase measured by the head count ratio has been greater from reduction in foreign saving flows than from the terms of trade shock. Poverty increase measured by the poverty gap and poverty intensity has concentrated in rural areas, and has also been greater from reduction in foreign saving flows than from the terms of trade shock.
3. Under macroeconomic stability (no shocks and 1998 macro conditions) social expenditure policy for poverty reduction would have had an important positive impact on aggregate income, consumption and saving, on household income and consumption levels (more so in income than consumption), in reducing the number of poor (more in urban than rural areas), and in reducing poverty gap and poverty intensity (more so in rural areas).
4. The combined positive effects from social expenditure policy in an environment of low output growth, did not compensate the combined negative impacts from the terms of trade shock and reduction in foreign saving flows.

These conclusions show that under macroeconomic disequilibrium poverty reduction efforts become policies of poverty containment or safety net programs during a period of economic recession. They also show that if poverty reduction is seen as a long term objective, particularly in a country that is starting at high poverty levels, then commitment to long term macroeconomic stability must be a key general policy. It also suggests that this general policy must be accompanied by policies directed at ensuring positive growth under disequilibrium, given that the economy will certainly experiment other episodes of shocks in the medium and long term.



The paper also shows that the magnitude of poverty reduction effort does matter. If effort produces small positive effects compared to large negative effects of shocks, then poverty reduction policy is not real. If effort actually produces larger positive effects compared to negative effects of shocks, then poverty reduction policy may be real. However, if effort is larger, the macro analysis warns of other macroeconomic effects from social expenditures policies for poverty reduction, those of export decreases, import increases and investment decreases.

Bolivia probably doesn't have the financial resources for a greater scale poverty reduction effort. If this is the case, then a more effective way to avoid welfare losses and maximize poverty reduction is to defend macroeconomic stability. This implies work on preparing for external shocks and on structural aspects of the economy, like greater export and trade diversification and large improvements in domestic productivity.

## REFERENCES

- Andersen, Lykke. 2003. "Baja movilidad social en Bolivia: causas y consecuencias para el desarrollo". *Latin American Journal for Economic Development*: No.1, September 2003. IISEC, Universidad Católica Boliviana.
- Barja, Gover, David McKenzie and Miguel Urquiola. 2004. "Capitalization and privatization in Bolivia: An approximation to an evaluation". In: John Nellis y Nancy Birdsall (editors). *Reality Check: Assessing the Distributional Impact of Privatization*. Washington DC: The Center of Global Development Publisher. Forthcoming
- Barja, Gover and Miguel Urquiola. 2003. "Capitalization, regulation and the poor: access to basic services in Bolivia". In: Catherine Waddams Price y Cecilia Ugaz (editors). *Utility Privatization and Regulation: A fair deal for consumers?* The World Institute for Development Economics Research, Edward Elgar Publishing, UK.
- Barja, Gover, Javier Monterrey and Sergio Villarroel. 2003. "The elasticity of substitution in demand for non-tradables goods in Bolivia". The Latin American and Caribbean Research Network, IADB.
- Deaton, Angus and Zaidi Salman. 2002. "Guidelines for constructing consumption aggregates for welfare analysis. Living Standard Measurement Study". Working paper N° 135. World Bank, Washington, U.S.A.
- Deaton, Angus. 1997. "The analysis of household surveys: A microeconomic approach to development policy". The Johns Hopkins University Press, U.S.A.
- Devarajan, Shantayanan and Delfin S. Go, 2002. "The 123PRSP Model". In: *Techniques and Tools for Evaluating the Poverty Impact of Economic Policy*, Chapter 13, World Bank.
- Devarajan, Shantayanan, Jeffrey D. Lewis, and Sherman Robinson. 1990. "Policy Lessons From Two-sector Models". *Journal of Policy Modeling*, 12 (4): 625-657.

- Devarajan, Shantayanan, Go Delfin S., Lewis Jeffrey D., Robinson Sherman and Sinko Pekka. 1997. "Simple General Equilibrium Modeling". In Joseph François and Kenneth Reinert (eds), *Applied Methods for Trade Policy Analysis: A Handbook*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Devarajan, Shantayanan, Jeffrey D. Lewis, and Sherman Robinson. 1993. "External Shocks, Purchasing Parity Power and The Equilibrium Real Exchange Rate". *World Bank Economic Review* 7:45-63.
- Engle, R.F. and C.W.J. Granger. 1987. "Cointegration and correction. Representation, estimation and testing". *Econometrica*. 55, 251-276.
- Foster James, Greer Joel and Thorbecke Erik. 1984. "A class of decomposable poverty measures". *Econometrica*. Vol. 52. Issue 3. 761-766..
- Garrón, Mauricio, Katherina Capra and Carlos Machicado. 2003. "Privatization in Bolivia: the impact of firm performance". The Latin American and Caribbean Research Network, IADB.
- Hylleberg, S., R. F. Engle, C. W.J. Granger, and B.S. Yoo. 1990. "Seasonal Interpretation on Cointegration". *Journal of Econometrics*. 44 (2), 215-238.
- Jemio, Luis Carlos and Manfred Wiebelt. 2001. "¿Existe espacio para políticas anti-shocks en Bolivia?" *Latin American Journal of Economic Development*: N° 1, September 2003. IISEC, Universidad Católica Boliviana.
- Lanjouw, Jean Olson and Lanjouw Peter. 1997. "Poverty Comparisons with non-compatible data". Policy Research Working Paper 1709. World Bank. Washington.
- Medina, Fernando. 2002. "Equivalence Scales: A brief review of concepts and methods". Economic Commission for Latin America and the Caribbean. Third Meeting of the Expert Group on Poverty Statistics (Rio Group). Lisbon.
- Republic of Bolivia. 2001. "Poverty Reduction Strategy Paper" (PRSP).

- Republic of Bolivia. INE and United Nations. 2003. "Bolivia: Social and Demographic Characteristic of Indigenous People".
- Republic of Bolivia. INE, UDAPE and World Bank. 2003. "Poverty and Inequity by Bolivian Municipal areas: Estimation of Consumption Expenditure by Combining the 2001 Census and Household Surveys".
- Republic of Bolivia. Unidad de Análisis de Políticas Sociales y Económicas. 2003. "Estrategia Boliviana de Reducción de la Pobreza: Informe de Avance y Perspectivas".
- Sen, Amartya. 1976. "Poverty an ordinal approach to measurement". *Econometrica*. Vol. 44. Issue 2, pages 219 – 231.
- Spatz, Julius. 2003. "The impact of structural reform on wages and employment: the case of formal versus informal workers in Bolivia". *Latin American Journal of Economic Development*. N°.2, April 2004. IISEC, Universidad Católica Boliviana.
- Steward, Frances. 2003. "The implications for chronic poverty of alternative approaches to conceptualizing poverty". Department of Financial International Development (DFID), England.
- Thiele, Rainier and Manfred Wiebelt. 2003. "Attacking poverty in Bolivia. Past evidence and future prospects: Lessons from a CGE analysis". Working Paper 6/2003. IISEC, Universidad Católica Boliviana.
- World Bank. 2003. Poverty Manual. Washington. U.S.A.

## Appendix 1

## Description of the 1-2-3 model

Table 1.1  
Assumptions about imperfect substitution

Assumption	Function <sup>5</sup>	Maximization <sup>6</sup>
The domestic and export goods are assumed to be imperfect substitutes.	<p>This imperfect substitutability is captured by the economy's production possibility frontier, for convenience specified as a CET function with transformation elasticity <math>\Omega</math>:</p> $(1) \quad \bar{X} = G(E, D^S; \Omega)$ $\bar{X} = A \left[ \theta_i E^{\rho} + (1 - \theta_i) D^{S\rho} \right]^{1/\rho}$	<p>Profit maximization by producers, given the CET function, yields to the first-order condition:</p> $\frac{E}{D^S} = g(P^e, P^d, \Omega) \quad (3)$ $\frac{E}{D^S} = \left[ \frac{\theta_i P^e}{(1 - \theta_i) P^d} \right]^{1/(\rho-1)}$
The output of the domestic good is assumed to be an imperfect substitute for imports in consumption.	<p>This imperfect substitutability in composite commodity is given by a CES function with substitution elasticity <math>\sigma</math>:</p> $(2) \quad Q^S = F(M, D^D; \sigma)$ $Q^S = A \left[ \omega_q M^{-\eta} + (1 - \omega_q) D^{D-\eta} \right]^{-1/\eta}$	<p>Utility maximization by consumers, given the CES function, yields to the first-order condition:</p> $\frac{M}{D^D} = f(P^m, P^d, \sigma) \quad (4)$ $\frac{M}{D^D} = \left[ \frac{\omega_q P^m}{(1 - \omega_q) P^d} \right]^{-1/(\eta+1)}$

Source: Devarajan, Lewis and Robinson (1993) and Devarajan *et al.* (1997)

Aside from Equations (1), (2), (3), and (4) showed in Table 1.1, equation (5) is part of the "real flows" side of the model, which defines total demand for the composite good (absorption) showing that the value of the goods demanded must equal aggregate expenditure:

$$(5) \quad Q^D = C + Z + \bar{G}$$

5 The two main characteristics of the CES/CET functions are: i) they are homogeneous of degree one (linearly homogeneous); and ii) they have a constant elasticity of substitution.

6 See Appendix 1 for detailed mathematical procedure.

In Equation (5),  $C$  represents aggregate consumption,  $Z$  represents aggregate real investment and  $\bar{G}$  is the real government demand.

**Table 1.2**  
Price equations in the model

Assumption	Function	Dual price equations
There is a fix world price for E ( $pw^e$ )	<p>The domestic price of E (taking into account that there is no export subsidy rate in the Bolivian case) is determined by:</p> $(6) \quad P^e = R pw^e$ <p>where <math>R</math> is the nominal exchange rate</p>	<p>The price of the composite good <math>P^x</math> (aggregate output)<sup>7</sup> is the cost-function dual to the first-order condition of equation 3.</p> $P^x = g_1(P^e, P^d)$ <p>Given the linearity homogeneity of the dual price equation and using Euler's theorem, we obtain the following expenditure identity:</p> $P^x = \frac{P^e E + P^d D^S}{X} \quad (8)$
There is a fix world price for M ( $pw^m$ )	<p>The domestic price of <math>M</math> (including import tariffs: <math>t^m</math>) is determined by:</p> $(7) \quad P^m = (1 + t^m)R pw^m$ <p>where <math>R</math> is the nominal exchange rate</p>	<p>The price of the composite commodity<sup>8</sup> <math>P^q</math> is the cost-function dual to the first-order condition of equation 4.</p> $P^q = f_1(P^m, P^d)$ <p>Given the linearity homogeneity of the dual price equation and using Euler's theorem, we obtain the following expenditure identity:</p> $P^q = \frac{P^m M + P^d D^D}{Q} \quad (9)$

Source: Devarajan, Lewis and Robinson (1993) and Devarajan *et al.* (1997)

7 The composite good price  $P^x$  corresponds to GDP deflator.

8 The composite good price  $P^q$  corresponds to an aggregate consumer price or cost-of-living index.

Complementing the information presented in Table I.2, two additional price equations are introduced: i) one that considers the sales price of composite goods  $P^I$  when indirect taxes ( $t^S$ ) are added to the price of the composite good ( $P^Q$ ); and ii) a numéraire price, in this case the nominal exchange rate  $R$ , since only relative prices matters:

$$(10) \quad P^I = (1 + t^S) P^Q$$

$$(11) \quad R = 1$$

Regarding the market-clearing equilibrium conditions<sup>9</sup>, supply must equal demand for “ $D$ ” and “ $Q$ ” (Equations 12 and 13 respectively), the balance-of-trade constraint must be satisfied adjusting grants ( $ft$ ) and remittances ( $re$ ) from abroad (Equation 14), and also the government-budget constraint (public savings) must be considered as the residual of tax revenue ( $T$ ) plus foreign grants less government consumption ( $\bar{G}$ ) and transfers ( $tr$ ) to households (Equation 15).

$$(12) \quad D^D - D^S = 0$$

$$(13) \quad Q^D - Q^S = 0$$

$$(14) \quad pw^m M - pw^e E - ft - re = \bar{B}$$

$$(15) \quad S^x = T + ft R - P^I \bar{G} - P^Q tr$$

The income flows (nominal flows) among the actors in the economy can be tabulated in a social account matrix (SAM) with six accounts: one for each actor, a “capital” account that reflects the saving-investment balance, and a “commodity” account that keeps track of absorption. Table I.3 presents this social account matrix.

<sup>9</sup> The equilibrium conditions are not all independent. To prove this, it suffices to show that the model satisfies Walras's Law.

Table 1.3  
Social account matrix for the 1-2-3 model<sup>10</sup>

Receipts	Expenditures						Total
	Commodity	Producer	Household	Government	Capital	World	
Commodity			$C P^i$	$P^i \bar{G}$	$P^i Z$		$P^i Q^{D11}$
Producer	$P^i D^D$					$R p w^s E$	$P^i D^D + R p w^s E$
Household		$P^i \bar{X}$		$tr P^i$		$re R$	$Y = P^i \bar{X} + tr P^i + re R$
Government	$t^m R p w^m M$	$t^i P^i Q^D$	$t^y Y$				$T$
Capital			$\bar{s} Y$	$S^s$		$\bar{R} \bar{B}$	$S = \bar{s} Y + S^s + \bar{R} \bar{B}$
World	$R p w^m M$						$R p w^m M$
Total	$P^i Q^S$	$GDP + t^i P^i Q^D$	$Y$	Outflow	$P^i Z$	$R p w^s E + re R + \bar{R} \bar{B}$	

Source: Devarajan, Lewis and Robinson (1990)

<sup>10</sup> Each cell represents a payment from a column account to a recipient in a row account.

<sup>11</sup> According to equation 5.



Four equations can be extracted from the information presented in Table I.3; Equation (16) that corresponds to household income “ $Y$ ” (sum of 3<sup>rd</sup> row), Equation (17) determining government revenue “ $T$ ” (sum of the 4<sup>th</sup> row:  $T = r^m R p w^m M + t^s P^s Q^s + t^Y$ ), Equation (18) representing total savings “ $S$ ”, and finally Equation (19) that determines aggregate household consumption “ $C$ ”. The latter can be obtained rearranging terms of the 3<sup>rd</sup> column<sup>15</sup> and takes the following form:

$$(19) \quad C P^I = Y (1 - \bar{s} - t^Y)$$

Summarizing, the full analytical model is a system of nineteen equations with nineteen endogenous variables. Endogenous and exogenous variables are listed below:

**Table I.4**  
List of variables of the 1-2-3 model

Endogenous variables	Exogenous variables
E : Export good	$p w^m$ : World price of import good
M : Import good	$p w^e$ : World price of export good
$D^s$ : Supply of domestic good	$t^m$ : Tariff rate
$D^D$ : Demand for domestic good	$t^s$ : Sales/excise/value-added tax rate
$Q^s$ : Supply of composite good	$t^Y$ : Direct tax rate
$Q^D$ : Demand for composite good	tr : Government transfers
$P^e$ : Domestic price of export good	ft : Foreign transfers to government
$P^m$ : Domestic price of import good	re : Foreign remittances to private sector
$P^d$ : Producer price of domestic good	$\bar{s}$ : Average saving rate
$P^c$ : Sales price of composite good	$\bar{X}$ : Aggregate output
$P^a$ : Price of aggregate output	$\bar{G}$ : Real government demand
$P^c$ : Price of composite good	$\bar{B}$ : Balance of trade
R : Nominal exchange rate	$\Omega$ : Export transformation elasticity
T : Tax revenue	$\sigma$ : Import substitution elasticity
$S^g$ : Government savings	
Y : Total income	
C : Aggregate consumption	
S : Aggregate savings	
Z : Aggregate real investment	

14 Note that in the Bolivian economy there are no export subsidies.

15 Note that all income is spent on the single composite good.

## Appendix 2

### Econometric Procedure and Elasticity Estimation

#### 1. Methodology and data source

The 123 macro model divides the economy into two sectors (tradable (E + M) and non-tradable (D)) and three goods markets (export good E, domestic good D and import good M). In this economy the production possibilities frontier is specified as a constant elasticity of transformation (CET) function with transformation elasticity between E and  $D^S$ . Utility in consumption is specified as a constant elasticity of substitution (CES) function with substitution elasticity between  $D^D$  and M. Production and consumption decisions are determined by the relative prices of E and D in the first case and of M and D in the second case. Export and import prices are exogenous making the domestic price endogenous.

The purpose of this Appendix is to present the methodology, data source and processing, study of the statistical properties of the data and finally production of estimates of the constant elasticity of transformation (CET) and constant elasticity of substitution (CES), required for the 123 model. It is desired that estimation of these parameters best represent the Bolivian economy.

In the CES case, utility maximization by households subject to a standard budget constraint can be expressed in the following form:

$$\text{Maximize } [\omega (M_t)^{-\eta} + (1-\omega)(D_t^D)^{-\eta}]^{-1/\eta}$$

$$\text{Subject to: } M_t^M * P_t^M + D_t^D * P_t^D = Q_t^S * P_t^Q$$

The parameter  $\eta$  determines the elasticity of substitution between consumption of the import good and consumption of the domestic good, which is given by  $\nu = 1/(1+\eta)$  for  $-\infty < \eta < +1$ ,  $\omega$  is the share parameter,  $P^M$  is the price of the import good,  $P^D$  is the price of the domestic good,  $Q^S * P^Q$  is a budget constraint expressed in terms of the

composite good and  $t$  is time. Solution of the maximization problem yields the following optimality condition for the allocation of consumption:

$$M_t^D/D_t^D = [((1-\omega)/\omega)*(P_t^M/P_t^D)]^{-1/(\eta+1)}$$

This condition reduces to the following log-linear testable relationship:

$$\ln(M_t^D/D_t^D) = \alpha_0 + \alpha_1 \ln(P_t^D/P_t^M) \quad \text{where} \quad \alpha_0 = \nu \ln(\omega/(1-\omega)) \quad \text{and} \quad \alpha_1 = \nu$$

In the CET case, maximization of aggregate production subject to a constant elasticity of transformation function can be expressed in the following form:

$$\text{Maximize } E_t^E * P_t^E + D_t^S * P_t^S = X_t^O * P_t^X$$

$$\text{Subject to } X^O = [\theta(E_t^E)^p + (1-\theta)(D_t^S)^p]^{1/p}$$

The parameter  $p$  determines the elasticity of transformation between the production of the export good and the domestic good, which is given by  $u = 1/(p-1)$  for  $1 < p < +\infty$ ,  $\theta$  is the share parameter,  $P^E$  is the price of the export good,  $P^S$  is the price of the domestic good,  $X^O * P^X$  is the value of aggregate product  $X^O$  which is fixed. Solution of the maximization problem yields the following optimality condition for the allocation of production:

$$E_t^E/D_t^S = [((1-\theta)/\theta)*(P_t^E/P_t^S)]^{1/(p-1)}$$

This condition reduces to the following log-linear testable relationship:

$$\ln(E_t^E/D_t^S) = \beta_0 + \beta_1 \ln(P_t^E/P_t^S) \quad \text{where} \quad \beta_0 = u \ln((1-\theta)/\theta) \quad \text{and} \quad \beta_1 = u$$

Both testable relationships based on the CET and CES functions describe a long run equilibrium condition, therefore it is of interest to estimate a cointegrating relationship among the variables. In the first case the elasticity corresponds to the long-run equilibrium relationship between the production ratio and the price ratio of the export good relative to the domestic good. In the second case the elasticity corresponds to the long-run relationship between the consumption ratio and the price ratio of the import

good relative to the domestic good. In each case the price ratio describes an internal real exchange rate, in the first case it is a production exchange rate (depreciation is an incentive for exports) and in the second it is a consumption exchange rate (depreciation is an incentive for imports).

The source for the data is the national accounts statistics produced by the Bolivian National Institute of Statistics (INE). INE produces national accounts data on a quarterly basis and time series for all of its components are available from the first quarter of 1990 to the second quarter of 2004 (the last two quarters are preliminary), in nominal and real terms (base 1990). The time series required for the study must be consistent with an economy that produces two goods (one export and one domestic) and demands two goods (one import and one domestic). For the elasticity of substitution in supply (CET function) we need the quarterly time series of the export good (EE), domestic good (DCK), price of the export good (PE) and price of the domestic good (PD). For the elasticity of substitution in demand (CES function) we need the time series of the import good (MCK), domestic good (DCK), price of the import good (PM) and price of the domestic good (PD). All of these can be obtained from the national accounts with the following processing:

EE	= no processing required.
MCK	= Total imports MM – intermediate imports and raw materials.
DCK	= Total household demand + total government demand + total investment – MCK.
PE	= Nominal EE / Real EE
PM	= Nominal MCK / Real MCK
PD	= Nominal DCK / Real DCK
EE/DCK	= Ratio of export good production to domestic good production.
PE/PD	= Ratio of the export good price to the domestic good price.
MCK/DCK	= Ratio of import good consumption to domestic good consumption.
PM/PD	= Ratio of the import good price to the domestic good price.

## **2. Statistical properties of the data**

The following figures present the raw quarterly time series of interest, where  $ED = EE/DCK$  is the real production ratio of the export good relative to domestic good,

$PED = PE/PD$  is the price ratio of the export good relative to the domestic good,  $MD = MCK/DCK$  is the real consumption ratio of the import good relative to the domestic good and  $PMD = PM/PD$  is the price ratio of the import good relative to the domestic good.

Figure II.1

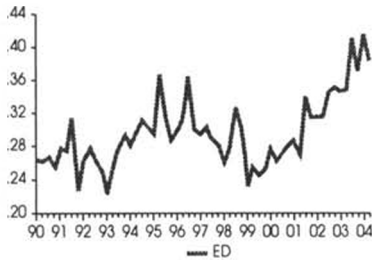


Figure II.2:

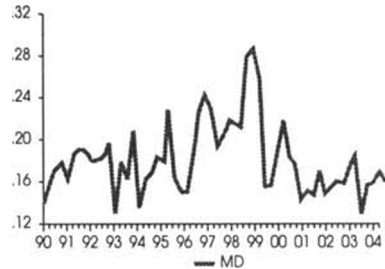


Figure II.3:

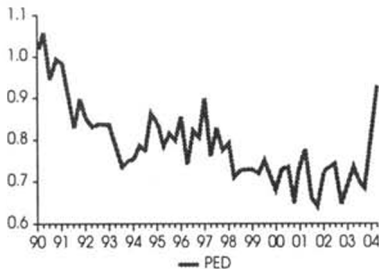


Figure II.4:

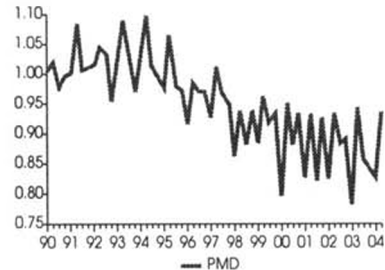


Table II.1 presents the standard ADF test applied to the data in levels, indicating the variables  $LED = \log(ED)$ ,  $LMD = \log(MD)$ ,  $LPED = \log(PED)$  and  $LPMD = \log(PMD)$  are all non-stationary under different test specifications. Table II.2 presents the standard ADF test applied to the data in first difference, indicating the first difference of  $LED$  and  $LMD$  are stationary under different test specifications. The first difference of  $LPED$  is also stationary except when a constant and trend are included in the test specification. The first difference of  $LPMD$  is stationary only when a constant is included in the test specification.

Comparing Table II.1 and II.2 it is possible to conclude that the variables  $LED$  and  $LMD$  are integrated of first order or  $I(1)$ . The variable  $LPED$  is not  $I(1)$  only when the test includes constant plus trend. The variable  $LPMD$  is  $I(1)$  only when the test includes a constant.

**Table II.1**  
**ADF unit root tests for the variables in levels**

Variable	Specification	Lag length	ADF statistic	Stationarity
LED	None	1	-0.875	Non-Stationary
	Constant	1	-1.783	Non-Stationary
	Constant, trend	1	-2.523	Non-Stationary
LMD	None	4	-0.078	Non-Stationary
	Constant	4	-1.883	Non-Stationary
	Constant, trend	4	-1.961	Non-Stationary
LPED	None	5	-0.522	Non-Stationary
	Constant	5	-2.375	Non-Stationary
	Constant, trend	5	-1.605	Non-Stationary
LPMD	None	10	0.577	Non-Stationary
	Constant	10	-0.435	Non-Stationary
	Constant, trend	10	-1.665	Non-Stationary

Notes: (\*), (\*\*) and (\*\*\*) denotes rejection of the null hypothesis of unit root at 10%, 5% and 1% respectively. The lag length was selected by the Akaike Information Criterion (AIC).

Source: Authors own calculations

**Table II.2**  
**ADF unit root tests for the variables in first difference**

Variable	Specification	Lag length	ADF statistic	Stationarity
$\Delta$ LED	None	3	-4.963 ***	Stationary
	Constant	3	-5.122 ***	Stationary
	Constant, trend	3	-5.250 ***	Stationary
$\Delta$ LMD	None	3	-5.553 ***	Stationary
	Constant	3	-5.496 ***	Stationary
	Constant, trend	3	-5.511 ***	Stationary
$\Delta$ LPED	None	4	-2.482 **	Stationary
	Constant	4	-2.325 **	Stationary
	Constant, trend	4	-2.882	Non-Stationary
$\Delta$ LPMD	None	9	-1.694 *	Non-Stationary
	Constant	9	-3.007 **	Stationary
	Constant, trend	9	-2.807	Non-Stationary

Notes: (\*), (\*\*) and (\*\*\*) denotes rejection of the null hypothesis of unit root at 10%, 5% and 1% respectively. The lag length was selected by the Akaike Information Criterion (AIC).

Source: Authors own calculations.

Traditional unit root and co-integration tests were developed for non-seasonal or zero frequency data, which could also be applied to quarterly data only if it is proven that unit roots at other frequencies are not present (half frequency or biannual unit root and one fourth frequency of annual unit root). It is important to notice that the elasticity of interest in this study corresponds to the long run equilibrium relationship between LED and LPED and between LMD and LPMD, that is, it is strictly a non-seasonal or zero frequency relationship in the data.

Seasonal differencing is often used to remove non-stationarity in seasonal data. In this case the quarterly difference operator is  $\Delta_4 y_t = y_t - y_{t-4}$ . Table II.3 presents the ADF test applied to the quarterly difference of the data. Results show that the quarterly difference of LED is non-stationary under any test specification, which supports the result that this variable is I(1). The quarterly differences of LMD and of LPED are stationary only when no deterministic variables are included in the test specification. The quarterly difference of LPMD is stationary only when a constant is included in the test specification. Stationarity of the quarterly difference implies that the time series may contain either a non-seasonal unit root, a biannual unit root, an annual unit root, or a combination of these types of unit roots.

**Table II.3**  
**ADF unit root tests for the variables in quarterly difference**

Variable	Specification	Lag length	ADF statistic	Stationarity
$\Delta_4$ LED	None	5	-1.297	Non-Stationary
	Constant	5	-1.496	Non-Stationary
	Constant, trend	5	-1.686	Non-Stationary
$\Delta_4$ LMD	None	5	-2.291 **	Stationary
	Constant	5	-2.283	Non-Stationary
	Constant, trend	5	-2.234	Non-Stationary
$\Delta_4$ LPED	None	1	-2.695 ***	Stationary
	Constant	1	-2.551	Non-Stationary
	Constant, trend	1	-3.066	Non-Stationary
$\Delta_4$ LPMD	None	6	-1.800 *	Non-Stationary
	Constant	6	-3.191 **	Stationary
	Constant, trend	6	-3.001	Non-Stationary

Notes: (\*), (\*\*) and (\*\*\*) denotes rejection of the null hypothesis of unit root at 10%, 5% and 1% respectively. The lag length was selected by the Akaike Information Criterion (AIC).

Source: Authors own calculations.

The HEGY procedure introduced by Hylleberg *et al.* (1990) is appropriate to find out which types of unit roots are contained in the data. The quarterly difference operator  $\Delta_4 = (I - L^4)$  can be decomposed as,  $(I - L^4) = (I - L)(I + L)(I + L^2) = (I - L)(I + L + L^2 + L^3)$ , which has four roots, one at zero frequency, one at two cycles per year and two complex pairs at one cycle per year. The HEGY procedure consists in the following testable regression model, which can be estimated by OLS,

$$y_{4t} = \mu_t + \pi_1 y_{1,t-1} + \pi_2 y_{2,t-1} + \pi_3 y_{3,t-2} + \pi_4 y_{3,t-1} + (\text{lags of } y_{4t}) + \varepsilon_t$$

where,

$$y_{1t} \equiv (I+L)(I+L^2)y_t = y_t + y_{t-1} + y_{t-2} + y_{t-3}$$

$$y_{2t} \equiv -(I-L)(I+L^2)y_t = -(y_t - y_{t-1} + y_{t-2} - y_{t-3})$$

$$y_{3t} \equiv -(I-L)(I+L)y_t = -(I-L^2)y_t = -(y_t - y_{t-2})$$

$$y_{4t} \equiv \Delta_4 y_t = y_t - y_{t-4}$$

$\mu_t$  = constant, trend and seasonal dummies  
 Lags of  $y_{4t}$  are included to ensure white noise residuals  
 $\varepsilon_t$  = i.i.d. residuals.

Based on the HEGY regression the following hypothesis can be tested using critical values computed by Hylleberg *et al.* (1990):

$$H_A: \pi_1 = 0 \text{ or non-seasonal unit root}$$

$$H_B: \pi_2 = 0 \text{ or biannual unit root}$$

$$H_C: \pi_3 = \pi_4 = 0 \text{ or annual unit root}$$

Table II.4 presents estimated statistics from application of the HEGY regression to the data. In the case of LED there is consistent rejection of  $H_B$  and  $H_C$  and failure to reject  $H_A$  implying unit root only at zero frequency (non-seasonal unit root), that is, the variable must be  $I(1)$ . This result supports the previous finding.



Table II.4  
HEGY tests for seasonal unit roots

Variable	Variable and specification	Lag length	$\tau$ $\pi_1=0$	$\tau$ $\pi_2=0$	$F$ $\pi_3=\pi_4=0$
LED	None	0	-1.263	-3.164 ****	9.756 ****
	C	0	-0.420	-3.150 ****	9.568 ****
	C, t	0	-1.074	-3.119 ****	9.453 ****
	C, q <sub>1</sub> q <sub>2</sub> q <sub>3</sub>	0	-0.610	-3.146 **	13.666 ****
	C, t, q <sub>1</sub> q <sub>2</sub> q <sub>3</sub>	0	-1.232	-3.124 **	13.506 ****
LPED	None	0	-0.023	-3.272 ****	5.294 ****
	C	0	-2.905 *	-3.152 ****	3.393 **
	C, t	0	-1.214	-3.099 ****	3.324 **
	C, q <sub>1</sub> q <sub>2</sub> q <sub>3</sub>	0	-2.905 *	-3.284 **	3.846
	C, t, q <sub>1</sub> q <sub>2</sub> q <sub>3</sub>	0	-1.288	-3.234 **	3.760
LMD	None	0	-0.101	-2.192 **	19.009 ****
	C	0	-1.958	-2.241 **	19.710 ****
	C, t	0	-2.038	-2.202 **	19.096 ****
	C, q <sub>1</sub> q <sub>2</sub> q <sub>3</sub>	0	-1.981	-2.111	20.255 ****
	C, t, q <sub>1</sub> q <sub>2</sub> q <sub>3</sub>	0	-2.055	-2.077	19.590 ****
LPMD	None	0	0.990	-0.899	2.173
	C	0	-0.082	-0.886	2.039
	C, t	0	-2.985	-0.856	2.208
	C, q <sub>1</sub> q <sub>2</sub> q <sub>3</sub>	0	-0.255	-1.908	6.578 *
	C, t, q <sub>1</sub> q <sub>2</sub> q <sub>3</sub>	0	-3.153	-2.057	7.056 **

Notes: Critical values were obtained from the HEGY tables for  $n=48$ .

For the HEGY 't' test (\*), (\*\*), (\*\*\*) and (\*\*\*\*) denotes rejection of the null hypothesis at 10%, 5%, 2.5% and 1% respectively. For the HEGY 'F' test (\*), (\*\*), (\*\*\*) and (\*\*\*\*) denotes rejection of the null hypothesis at 90%, 95%, 97.5% and 99% respectively. Residuals of all regressions are white noise and approximately normally distributed without the addition of lags of  $y_t$ . The  $q_i$  are seasonal dummies.

Source: Authors own calculations

In the case of LPED and LMD there is consistent rejection of  $H_B$  and  $H_C$  and failure to reject  $H_A$  when no seasonal dummies are included in the test specification. That is, LPED and LMD are  $I(1)$  as found before as long as no seasonal dummies are included in any regression procedure.

In the case of LPMD there is consistent failure to reject  $H_A$ ,  $H_B$  and  $H_C$  implying unit root at all frequencies (consistent with earlier findings). This result suggests that for LPMD there is need to filter out the unit root components other than the one of interest

at zero frequency, this way the new LPMD, say LPMD1, would be I(1). The filter to remove the seasonal roots would be the following, where  $y_{1t}$  is the filtered series already computed above:  $(1-L^4)/(1-L)y_t = (1+L+L^2+L^3)y_t = y_{1t}$ .

### 3. Co-integration test

The issue is to find weather the variables of interest are co integrated, that is if there is a linear combination of the pair of variables LMD and LPMD1 and the pair of variables LED and LPED that is stationary. If these pairs of variables are co integrated, then the linear combination would express the long term relationship among them.

Engle and Granger (1987) proposed a two-step estimator for models involving co-integrated variables. In the first step, the co-integrating parameters are estimated by running a static regression in the levels of the variables. In the second step, these are used in estimating an error correction model. Both steps require only OLS. The first step is our main interest here, in testing whether the residuals of the estimated regression in levels produces a stationary time series. The following are the estimated co-integrating equations:

CET co-integrating equation:

$$\log(E/D) = (-1.38 + 0.01 t - 0.18 dcrisis) + 0.248 \log(PE/PD) + Res1$$

CES co-integrating equation:

$$\log(M/D) = (-1.61 - 0.004 t - 0.37 dcrisis) - 0.81 \log(PM/PD) + Res2$$

where  $t$  is time and  $dcrisis$  is a dummy variable that captures the shift during the current period of economic crisis, taking a value of 1 from the first quarter of 1999 to the second quarter of 2004 and 0 otherwise.  $Res1$  and  $Res2$  are the residuals of the estimated equations.

Table II.5 presents the standard ADF test applied to the estimated residuals of the co-integrating equations. Results show evidence of stationarity for  $Res1$  when no deterministic variables are included or when only a constant is included in the test

specification. Results also show consistent evidence of stationarity for Res2 under any deterministic specification of the test with one lag. There is also evidence of stationarity for Res2 when no deterministic variables are included in the test specification with four lags.

The CET co-integrating equation suggests on average an elasticity of substitution of 0.248 in the production of the export good relative to the domestic good when there is a change in their relative prices. In addition the positive sign indicates that, when the price of the export good increases while the price of the domestic good remains constant, the production of the export good will increase and the production of the domestic good will decrease. Result in accordance to theory.

**Table II.5**  
**ADF unit root tests for the residuals of long term equations**

Variable	Specification	Lag length	ADF statistic	Stationarity
Res1	None	1 (AIC)	-3.271 ***	Stationary
	Constant	1 (AIC)	-3.239 **	Stationary
	Constant, trend	1 (AIC)	-3.197 *	Non-Stationary
Res2	None	4 (AIC)	-2.281 **	Stationary
	Constant	4 (AIC)	-2.250	Non-Stationary
	Constant, trend	4 (AIC)	-2.208	Non-Stationary
Res2	None	1 (SIC)	-3.985 ***	Stationary
	Constant	1 (SIC)	-3.952 ***	Stationary
	Constant, trend	1 (SIC)	-3.918 **	Stationary

Notes: (\*), (\*\*) and (\*\*\*) denotes rejection of the null hypothesis of unit root at 10%, 5% and 1% respectively. The lag length was selected by the Akaike Information Criterion (AIC) and the Schwarz Information Criterion (SIC), both criteria coincide for Res1 but diverge for Res2.

Source: Authors own calculations.

The CES co-integrating equation suggests on average an elasticity of substitution of 0.81 in the consumption of the import good relative to the domestic good when there is a change in their relative prices. In addition the negative sign indicates that, when the price of the import good increases while the price of the domestic good remains constant, the consumption of the import good will decrease and the consumption of the domestic good will increase. Result in accordance to theory.

Although both estimated co-integrating parameters are inelastic, the CET parameter is more inelastic compared to the CES parameter, implying that producers are much slower to react to price changes (probably due to structural rigidities) compared to consumers.

The following are the corresponding error correction models (ECM) or second step of the Engle and Granger estimation procedure, where  $\epsilon 1_t$  and  $\epsilon 2_t$  are white noise residuals.

CET ECM:  $\Delta \log(E/D)_t = 0.006 - 0.44 \text{Res}1_{t-1} + \epsilon 1_t$   
*t-Stat:* (0.46) (-3.64)  
 $R^2 = 0.19$   
*Skewness* = -0.45  
*Kurtosis* = 4.37

CES ECM:  $\Delta \log(M/D)_t = -0.0002 - 0.32 \Delta \log(M/D)_{t-3} - 0.65 \text{Res}2_{t-1} + \epsilon 2_t$   
*t-Stat:* (-0.01) (-3.26) (-5.56)  
 $R^2 = 0.50$   
*Skewness* = -0.46  
*Kurtosis* = 3.94

## Appendix 3

## Household Tables

Table III.1  
Impact on households from negative terms of trade shock  
(Bs per capita per month)

Description	Income		Consumption		Difference	
	Base	Current	Base	Current	Income	Consumption
<b>Urban</b>						
1 (poorest)	200.8	192.3	108.5	102.8	-8.5	-5.8
2	249.2	236.3	223.7	211.8	-12.8	-11.9
3	380.5	361.8	336.1	318.2	-18.8	-17.9
4	546.2	519.0	510.9	483.8	-27.2	-27.1
5 (richest)	1,203.6	1,146.9	1,059.6	1,003.7	-56.7	-55.9
Total	670.5	638.2	598.1	566.4	-32.3	-31.6
<b>Rural</b>						
1 (poorest)	68.4	65.0	90.3	85.5	-3.4	-4.8
2	142.8	135.8	205.8	194.9	-7.0	-10.9
3	262.0	248.9	333.7	316.0	-13.1	-17.7
4	388.6	369.4	503.4	476.8	-19.1	-26.6
5 (richest)	641.7	607.8	1,012.4	958.9	-33.9	-53.5
Total	146.6	139.3	199.5	189.0	-7.3	-10.6
<b>Total</b>						
1 (poorest)	77.8	74.0	91.6	86.7	-3.8	-4.9
2	186.4	177.0	213.1	201.8	-9.4	-11.3
3	355.5	338.0	335.6	317.8	-17.6	-17.8
4	525.3	499.2	509.9	482.9	-26.2	-27.0
5 (richest)	1,185.6	1,129.6	1,058.1	1,002.3	-56.0	-55.8
Total	476.3	453.3	450.4	426.5	-23.1	-23.8

Source: Author own calculations.

**Table III.2**  
**Impact on households from reduction in foreign saving flows**  
**(Bs per capita per month)**

Description	Income		Consumption		Difference	
	Base	Current	Base	Current	Income	Consumption
<b>Urban</b>						
1 (poorest)	200.8	199.7	108.5	94.5	-1.1	-14.0
2	249.2	247.5	223.7	194.9	-1.6	-28.8
3	380.5	378.1	336.1	292.9	-2.4	-43.2
4	546.2	542.7	510.9	445.4	-3.5	-65.5
5 (richest)	1,203.6	1,196.4	1,059.6	924.6	-7.2	-135.0
Total	670.5	666.4	598.1	521.6	-4.1	-76.4
<b>Rural</b>						
1 (poorest)	68.4	68.0	90.3	78.7	-0.4	-11.6
2	142.8	141.9	205.8	179.4	-0.9	-26.4
3	262.0	260.3	333.7	290.9	-1.7	-42.8
4	388.6	386.1	503.4	439.1	-2.4	-64.4
5 (richest)	641.7	637.4	1,012.4	883.0	-4.3	-129.4
Total	146.6	145.7	199.5	173.9	-0.9	-25.6
<b>Total</b>						
1 (poorest)	77.8	77.3	91.6	79.8	-0.5	-11.8
2	186.4	185.2	213.1	185.8	-1.2	-27.4
3	355.5	353.3	335.6	292.5	-2.2	-43.1
4	525.3	522.0	509.9	444.6	-3.3	-65.3
5 (richest)	1,185.6	1,178.5	1,058.1	923.3	-7.1	-134.8
Total	476.3	473.4	450.4	392.8	-2.9	-57.6

Source: Author own calculations.

**Table III.3**  
**Impact on households from social expenditure policy**  
**(Bs per capita per month)**

Description	Income		Consumption		Difference	
	Base	Current	Base	Current	Income	Consumption
<b>Urban</b>						
1 (poorest)	200.8	220.3	108.5	113.0	19.5	4.5
2	249.2	278.6	223.7	232.9	29.4	9.2
3	380.5	423.5	336.1	349.9	43.0	13.8
4	546.2	608.5	510.9	531.8	62.4	20.9
5 (richest)	1,203.6	1,333.5	1,059.6	1,102.7	129.9	43.1
Total	670.5	744.5	598.1	622.4	74.1	24.4
<b>Rural</b>						
1 (poorest)	68.4	76.3	90.3	94.0	7.9	3.7
2	142.8	158.8	205.8	214.2	16.0	8.4
3	262.0	291.9	333.7	347.3	29.9	13.7
4	388.6	432.4	503.4	524.0	43.9	20.5
5 (richest)	641.7	719.4	1,012.4	1,053.7	77.7	41.3
Total	146.6	163.3	199.5	207.7	16.7	8.2
<b>Total</b>						
1 (poorest)	77.8	86.5	91.6	95.4	8.7	3.8
2	186.4	207.9	213.1	221.9	21.5	8.7
3	355.5	395.8	335.6	349.3	40.2	13.8
4	525.3	585.2	509.9	530.8	59.9	20.9
5 (richest)	1,185.6	1,313.8	1,058.1	1,101.1	128.2	43.0
Total	476.3	529.1	450.4	468.7	52.8	18.4

Source: Author own calculations.

**Table III.4**  
**Impact on households from low output growth**  
**(Bs per capita per month)**

Description	Income		Consumption		Difference	
	Base	Current	Base	Current	Income	Consumption
<b>Urban</b>						
1 (poorest)	200.8	217.4	108.5	109.8	16.6	1.3
2	249.2	274.2	223.7	226.3	25.0	2.6
3	380.5	417.0	336.1	340.1	36.5	4.0
4	546.2	599.1	510.9	517.0	53.0	6.1
5 (richest)	1,203.6	1,313.9	1,059.6	1,072.2	110.3	12.6
Total	670.5	733.4	598.1	605.1	62.9	7.1
<b>Rural</b>						
1 (poorest)	68.4	75.1	90.3	91.4	6.7	1.1
2	142.8	156.4	205.8	208.2	13.6	2.4
3	262.0	287.4	333.7	337.6	25.4	4.0
4	388.6	425.8	503.4	509.4	37.2	6.0
5 (richest)	641.7	707.6	1,012.4	1,024.4	65.9	12.0
Total	146.6	160.8	199.5	201.9	14.2	2.4
<b>Total</b>						
1 (poorest)	77.8	85.2	91.6	92.7	7.4	1.1
2	186.4	204.6	213.1	215.7	18.3	2.5
3	355.5	389.7	335.6	339.5	34.2	4.0
4	525.3	576.2	509.9	516.0	50.9	6.0
5 (richest)	1,185.6	1,294.4	1,058.1	1,070.7	108.9	12.6
Total	476.3	521.2	450.4	455.7	44.8	5.3

Source: Author own calculations.



**Table III.5**  
**Impact on households from all combined cases**  
**(Bs. per capita per month)**

Description	Income		Consumption		Difference	
	Base	Current	Base	Current	Income	Consumption
<b>Urban</b>						
1 (poorest)	200.8	197.2	108.5	94.4	-3.6	-14.1
2	249.2	243.8	223.7	194.6	-5.4	-29.0
3	380.5	372.7	336.1	292.5	-7.8	-43.6
4	546.2	534.8	510.9	444.8	-11.4	-66.1
5 (richest)	1,203.6	1,179.9	1,059.6	923.4	-23.7	-136.2
Total	670.5	657.0	598.1	520.9	-13.5	-77.1
<b>Rural</b>						
1 (poorest)	68.4	67.0	90.3	78.6	-1.4	-11.7
2	142.8	139.8	205.8	179.2	-2.9	-26.7
3	262.0	256.5	333.7	290.5	-5.5	-43.2
4	388.6	380.6	503.4	438.5	-8.0	-64.9
5 (richest)	641.7	627.5	1,012.4	881.9	-14.2	-130.6
Total	146.6	143.5	199.5	173.7	-3.1	-25.8
<b>Total</b>						
1 (poorest)	77.8	76.2	91.6	79.7	-1.6	-11.9
2	186.4	182.4	213.1	185.5	-3.9	-27.6
3	355.5	348.2	335.6	292.1	-7.3	-43.5
4	525.3	514.4	509.9	444.0	-10.9	-65.9
5 (richest)	1,185.6	1,162.2	1,058.1	922.1	-23.4	-136.0
Total	476.3	466.7	450.4	392.2	-9.6	-58.1

Source: Author own calculation.

# The Impact of Migration on Foreign Trade in Bolivia\*

*Gustavo Javier Canavire Bacarreza*

*Laura Ehrlich\*\**

## Abstract

While the causal relationship between migration and trade has not been studied thoroughly, estimation results of empirical studies suggest that important aspects determining trade volumes can be missed if additional factors, including migration, are not considered. The current paper aims at testing the impact of migration on foreign trade in a small economy like Bolivia. We test the impact of both, immigration and emigration on exports and imports and also on intra-industry trade. We use gravity model approach to this end. We control for the economic size and geographical location of trade partners, and for changes in terms of trade. Our results show relatively similar impact of both immigration and emigration on foreign trade, confirming positive significant effect of immigration on exports and imports also in Bolivia, even when the migration flows in Bolivia are not as high as in the case of most countries analyzed previously. The imports elasticities are slightly higher; both elasticities are closer to the lower margin of the range based on previous studies. We can conclude positive effect of migration flows also on intra-industry trade, somewhat surprisingly the impact of emigration being much higher than that of immigration. Our estimation results on Bolivia show that migration has effect on foreign trade, even if the share of migrants in the population is low.

\* We appreciate the comments received from participants at the conference in Osnabrück, Fernando Landa and Humberto Zambrana from UDAPE to a previous version, and the help on the data from Johnny Morales and Ana Zegarra from INE. All remaining errors are ours.

\*\* Gustavo Canavire Bacarreza: Associate Researcher, Institute for Socio-economic Research Catholic University of Bolivia.

## **Resumen**

A pesar de que la relación entre migración y comercio exterior no fue estudiada extensamente, resultados empíricos muestran que importantes factores determinantes del comercio pueden ser omitidos si factores adicionales, incluyendo la migración, no son considerados. Este documento testea la significancia de la migración sobre el comercio internacional en una economía pequeña como es la boliviana. Medimos el impacto de tanto de la inmigración como de la emigración sobre las importaciones, las exportaciones y el comercio intra-industria, para lo cual utilizamos modelos de gravedad. Asimismo, controlamos otros aspectos importantes, como el tamaño de la economía estudiada, la ubicación geográfica de los países con los cuales se comercia y los cambios en los términos de intercambio.

Los resultados muestran un impacto relativamente similar de la emigración y la inmigración sobre el comercio, confirmando también para Bolivia el efecto positivo encontrado en la literatura, a pesar que los flujos migratorios no son tan grandes como los que existen en otros países. Sin embargo de que la elasticidad de las importaciones es ligeramente superior, todas las elasticidades estimadas se encuentran cercanas a los valores encontrados en la literatura. Encontramos un efecto positivo de los flujos de migración también en el comercio intra-industria. Sorprendentemente, el impacto es mayor en el flujo de emigrantes que en el flujo de inmigrantes. Las estimaciones muestran que existe un efecto positivo de la migración sobre el comercio internacional aun si la proporción de migrantes es relativamente baja.

## **Introduction**

Several studies show that the structure of the national origin of the countries' population plays an important role for trade patterns (see below). For developing countries the relationship can be weaker, as those economies are in the process of structural changes. Still, taking into consideration the impact of the migration flows on trade, the migration policy can be formed more optimally to support the economic development of the country.

We test the hypothesis that the migration flows have significant impact on foreign trade in developing countries but the impact is smaller than in developed countries. We

use quarterly data of migration, exports and imports of Bolivia for the years 1990-2003. Following previous studies we apply the methodology of gravity equation. The estimation of the migration data is based on an attrition coefficient for inflows and stocks of migrants. We control for GDP and for traditional trade cost variables: prices and distance and the adjacency of the trade partner. We compare our estimation results to the results of previous studies on developed countries.

The paper is structured as follows. First, the trade and migration linkages are discussed based on existing literature. Second, we describe migration and trade patterns in Bolivia. Third, we explain the methodology applied and the data used. Finally, we introduce the estimation results, followed by conclusions.

## 1. Trade and migration linkages: theory and empirical evidence

In the literature we can find description of linkages between migration and trade in both directions: 1) impact of foreign trade on migration flows and 2) impact of migration on foreign trade flows. As expected, the migration officials and researchers focus generally on the trade, especially foreign trade policy impact on migration (see *e.g.* Morrison (1982)). Economists, on the contrary, usually study the impact of migration, more precisely the impact of immigration on foreign trade flows (see *e.g.* Wagner *et al.* (2002) for an overview).

In empirical studies, the effect of migration to trade is more recognized compared to the other way round. Parsons (2005) claims that there is "a robust and positive relationship between immigration and bilateral trade flows", but the effect of foreign trade on migration is rather "indirect and not necessarily significant" (Morrison, 1982: 7). Gliberman (1995) questions the empirical strength of the relationship, as Canada's trade shares have not risen with two of its sources of new immigrants, Hong Kong and India. Still, next, the migration and trade linkages are referred to as in the context of migration influencing foreign trade.

There are several mechanisms through which immigration might facilitate trade (see for discussion Gliberman (1995)). Usually, the immigrants' role in expanding trade with their country of origin has been seen in their lower transaction costs, but also in their different preferences compared to non-immigrants. Generally, the

following reasons for positive linkage from migration to trade are listed (Head and Ries (1998)):

- Immigrants' superior knowledge of market opportunities,
- Immigrants' preferential access to market opportunities,
- Immigrants' preferences for particular varieties of foreign products (incl. their home countries).

As several studies show<sup>1</sup>, not only transportation costs limit trade but also transaction costs. According to Head and Ries (1998), "immigrants may serve a role as trade intermediaries". Immigrants may have lower costs for international trade with their home countries and can therefore be more likely to trade compared to non-immigrants.

Parsons (2005) refers to the studies of immigration on trade as "immigrant-link studies". We can find about ten published and available studies from 1990s and 2000s, exploring the impact of immigration on trade. More studies have been implemented on the United States and Canada (Gould (1994), Dunlevy and Hutchinson (1999, 2001) on the United States and Head and Ries (1998) and Wagner *et al.* (2002) on Canada), reflecting the relevance of the topic for countries with a strong immigrant inflow. Additionally, there are studies on UK (Girma and Yu (2002)), French departments (Combes *et al.* (2003)) and on the European Union (Parsons (2005)). There is only one study by Rauch and Trindade (2002), which integrates several (63) countries into a common network to explore the migration effects on trade (see Appendix 1).

The focus of the studies varies across the articles, covering *e.g.* differentiated products only (Gould (1994), Dunlevy and Hutchinson (1999, 2001)) or all products, or discussing immigration heterogeneity (Head and Ries (1998)) or business networks (Rauch and Trindade (2002)). We can distinguish the studies exploring either cross-border (referring here to the national border) trade or migration or studies restricting to the intra-country flows, *i.e.* across French departments (Combes *et al.* (2003)) and Canadian provinces (Wagner *et al.* (2002)). We could argue that the motives and processes occurring within a country differ significantly from the ones of cross-border character.

<sup>1</sup> See *e.g.* McCallum (1995) for finding higher trade between Canadian provinces compared to equal distant states in the United States.

The impact of immigration on trade depends, among other factors, also on the composition on trade flows. In Canada, for example, the main export categories, natural resources and US-bound automotive goods, are not likely candidates for transaction cost reductions by immigrants, as the main share of immigrants originate from East Asian economies (Head and Ries (1998)). At the same time we can assume that migration flows can affect also the composition of trade flows, i.e. introducing new product flows or amplifying product flows with historically low importance.

The studies on immigration impact on trade use the methodology of gravity equation that has been a popular approach for estimating trade flows in general (especially in terms of actual vs. expected trade flows). In previous studies, the authors have added several specific explanatory factors, in addition to general "standard" gravity equation explanatory factors (GDP, population, distance).

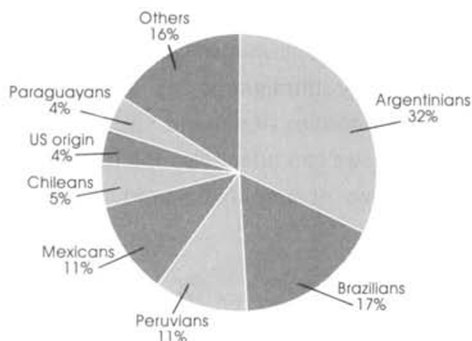
The results, although estimated on several countries and for very different time periods, are quite homogenous. The exports and imports elasticities range from 0.01 to 0.47. In some studies the exports elasticities have been estimated to be higher than the imports elasticities (e.g. Gould (1994), Combes *et al.* (2003)), while in the others the results are the opposite (e.g. Heas and Ries (1998), Dunlevy and Hutchinson (1999, 2001)). The relative magnitude of the effect on exports and imports seems to vary across countries.

## **2. Cross-Border migration and trade patterns in Bolivia**

### **2.1. Nation structure and migration flows in Bolivia**

Bolivia is a very homogenous country with a small number of inhabitants having some other nationality. About one third of immigrants are from Argentina, followed by Brazil and Peru, i.e. from the neighboring countries of Bolivia (see Figure 1). A relatively large share of immigrants is also from Mexico, followed by Chile, the United States and Paraguay. The share of immigrants from the other countries in total foreign-born population remains below 2 per cent.

Figure 1: Structure of foreign-born population in Bolivia, 2001



Source: National Census of Bolivia, 2001

Compared to National Census of Bolivia 1992 statistics, the general structure of foreign-born population has remained similar. The proportion of Chileans and Paraguayans has slightly increased, while that of Mexicans, Canadians (from 3 per cent to 2 per cent) and the United States origin people has slightly decreased.

The arrivals and departures statistics by nationality shows that the number of immigrants in Bolivia is increasing (*National Statistical Office*). The largest number of people entering and not leaving the country was from Peru; the increase of immigrants from other countries (Ecuador, Argentina, and the United States) was much smaller.

Bolivia, like many developing countries, is affected by two types of emigration: the first is related to highly qualified people, including professionals and technicians, also called "brain flow", which has a low demographic effect but a great impact in human capital reduction terms. The other type is the emigration of less qualified people who generally move to the adjacent countries which has a bigger impact on the population growth of the home country. In general, most of the less qualified Bolivians move to Argentina. This is mainly because of the better conditions that this country had in the past, especially before the crisis of 2002.

The main reasons for people to move are related to better life and work expectancies in a foreign country, but also adverse economic, social and political conditions in the home country. Bolivia has faced difficult times over the last years: the

unemployment rate has increased from 5 per cent to 8 per cent during the last 10 years and it is a country with the biggest informal employment sector in the region (over 60 per cent of the employed are working in the informal sector).

There are two ways to estimate emigrants. The first is the use of data available from censuses of recipient countries. The data is provided by the Economic Commission for Latin American and Caribbean (ECLAC) at the United Nations. The second approach is to make estimations based on changes in the domestic population. The estimations of the National Statistical Office of Bolivia show that Bolivia has lost 155,000 inhabitants between 1980 and 1985, 103,000 people during the period 1985–1990, 50,000 more over the years 1990–1995, and 35,000 during 1996–2000 (Ministry of Sustainable Development 2004). The estimation for 2000–2005 is 30,000 people. The projections show that the country has lost highly qualified people and less qualified people as well, but at a decreasing rate over the last 20 years.

Most of the Bolivians have moved to the United States and Argentina. According to census data from Argentina, since 1969 the number of Bolivian immigrants has increased more than 1500 per cent. Over the last period this growth rate has decreased but is still high. According to the *Ministry of Sustainable Development of Bolivia (MDS)* (2004), most of the Bolivian immigrants to Argentina are less qualified people (generally peasants, and people with only primary education) that end up working in low-paid jobs – a situation similar to Mexican migrants moving to the US.

The second biggest Bolivian migrants recipient is the United States, where the number of Bolivian migrants has increased considerably. Over the period 1970–1990 the number of people born in Bolivia but living in the US increased five times, and over the period 1970–2000 seven times. The difference between the migrants that move to the US and those leaving for Argentina is that the former are in general more qualified people. According to the *MDS* (2004), on average this group has a secondary or post-secondary education.

Regarding the Andean community, emigration to these countries from Bolivia has not been considerable, accounting for less than a half of the migrants to Argentina among all the Andean countries, because the reason could be that most of the Andean countries (Peru, Ecuador, Venezuela, Colombia) are perceived to offer similar conditions to the ones present in Bolivia, i.e. countries characterized by low average income.



There are no data available for Bolivian emigrants in European countries or other countries not mentioned above. Although the number of Bolivian emigrants in those countries is expected to be low compared to the Caribbean and Andean countries and the United States, the availability of currently missing data would still give some important information, especially for the countries with relatively intensive trade and other economic contacts with Bolivia.

## **2.2. Trade patterns in Bolivia**

Bolivia is a relatively closed economy in terms of trade flows, the overall merchandise trade amounting to 60 per cent of GDP in 2004. During the 1970s Bolivia was mostly a self-providing economy. International trade started to develop more at the end of 1980s after the adoption of a government decree that liberalized prices and favored the development of international trade of Bolivia, in 1985. The decree was applied as a package of policies after a hyperinflation period and helped to stabilize the economy following the Washington Consensus and started what is known in the country as the neo-liberal period. The commercial policy enabled to unify customs tariffs in order to promote exports.

The liberalization of foreign trade took place mainly in 1985-2000. The main increase of foreign trade resulted from the much stronger (15 per cent) rise in imports compared to exports. At the beginning, the exports were not that much influenced by liberalization, due to weak policies and compensation mechanisms (Antelo (2000)). One reason for strong import growth was the deduction of import tariffs from 20 per cent to 10 per cent. The other reason why exports remained lower than the imports was the decline in export prices compared to import prices, i.e. the worsening of terms of trade.

Since 1989, Bolivia has been participating in GATT and is a member of WTO. In order to improve access to export markets, Bolivia has signed several regional trade agreements and has improved the existing agreements. During the 1990s, Bolivia signed several partial integration agreements through the Latin American Integration Association (LAIA): Peru (1992), Chile (1993) and MERCOSUR (1997), and a free trade agreement with Mexico (1995). Moreover, Bolivia is a beneficiary country of the Andean Trade Preference Act (1991) of the United States and the Andean Generalized System of Preferences (1990) of the European Union. Both agreements granted

preferential tariffs as a support for the Andean Community's war on drugs, under the principle of shared responsibility. Recently, Bolivia signed a partial integration agreement with Cuba (2000) and is a beneficiary country of the Andean Trade Promotion and Drug Eradication (ATPDEA).

During the period 1991–1997, trade policies concentrated on expanding the export markets for Bolivian goods by signing trade agreements with the main trading partners. Bolivia signed agreements with Chile, Mexico and MERCOSUR and became a full member of WTO in 1995. Both imports and exports grew strongly during the period of increased integration. For example, both imports and exports increased significantly right after signing the agreements with MERCOSUR in 1997 mainly owing to manufacturing and gas.

A major accomplishment during the 1990s was the approval of the Export Tax Law in 1993, which compiled and consolidated a range of previous rules regarding exports. The law stipulates: 1) free exports and imports without any license or permission, and 2) government guarantees for international export financing. Moreover, the government created six free trade zones (FTZs). Currently, FTZs exist in the three main cities and in three cities on the borders of Brazil and Peru. They have not yet proven attractive for investors, though, because of the lack of roads and other basic infrastructure.

The performance of trade grew steadily until 1998, when the level of trade started decreasing as a result of external shocks and the implementation of the Customs Law in 1999. The latter had the objective of decreasing illegal imports and increasing the recollection of import tariffs. The period 1998-2002 was characterized by economic recession and the government implemented several temporary policies so as to revive the economy. Among these were tariff reductions on capital goods from 10 per cent to 5 per cent and tax exemptions for exporters.

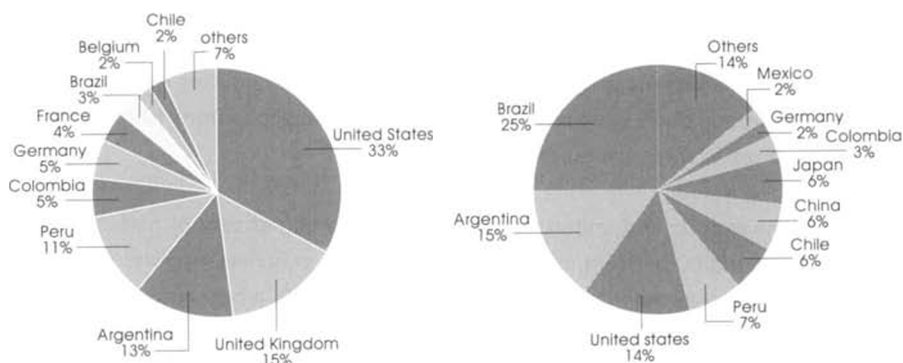
In 2004, the exports and imports constituted close to 60 per cent of nominal GDP, compared to around 50 per cent in the preceding decade. In Bolivia, imports exceeded exports in 1990s, achieving the highest level in 1998. In 1999, a new customs law was applied which had a direct adverse impact on imports, even though the objective of the law was to control illegal imports and collect more import tariffs. After the decline in 1999-2001, imports have stabilized at around 1.8 billion USD in recent years. Exports

were more stable in 1990s, starting to increase significantly in 2003 and exceeding imports in 2004.

Compared to 1985, foreign trade with South American countries has increased from 36 per cent to 46 per cent in 2004. The main trade partners both in terms of exports and imports are in South America and in Europe. The volumes of imports and exports are comparable with those of South American trade partners. The imports from North America and Europe differ remarkably; after the abolishment of the embargo the imports from Asia has increased from 2.6 per cent to 7.3 per cent.

Bolivian foreign trade is relatively strongly concentrated with the three main trade partners constituting over 50 per cent of exports as well as imports (see Figure 2). As to exports, the concentration is somewhat higher compared to imports. Among the main trade partners we find adjacent neighbors of landlocked Bolivia. Out of five adjacent countries, Brazil and Argentina have been among the main trade partners over the observed 15 years. The trade with Chile and Peru has been somewhat less intensive, still constituting a significant part of Bolivian trade. The ranking and the share in total exports and imports of the adjacent countries vary across years, but they have always been among the top ten trade partners of Bolivia in terms of volumes. Trade with the remaining neighbor of Bolivia, Paraguay, is less important, accounting for less than 2 per cent of the total trade.

Figure 2: Exports (left panel) and imports (right panel) partners of Bolivia, 2004



Source: National Statistics Institute

Among the overseas countries, the United States is one of the three main trading partners, both in exports and imports. Over the years, trade with Germany has also been relatively important. In exports, the United Kingdom has remained one of the most important partners whereas the share of Belgium has somewhat decreased. In imports, Japan has been a relatively important partner, and in recent years also China.

Before 1990s, Bolivia could have been characterized as a mono-exporter, as its main export articles were minerals. Since 1990, mining has been partly substituted by soya, wood, natural gas and jewelry that are dependent on the fluctuation of world prices. On the other hand, the imports structure has not changed considerably. Bolivia is an importer of processed products and in a low scale material prima. These two categories account for over 75 per cent of imports.

### 3. Methodology and data

For the measurement of the migration impact on trade flows we apply the traditional gravity model approach (see *e.g.* Bergstrand (1985)), as was done also in the studies referred to in the first chapter. In addition to generally used variables in gravity equation –GDP, prices, distance and adjacency of the trade partner–, we add a migration variable. We estimate separate models for exports and imports.

We estimate three sets of models. The first two test the impact of migration on exports and imports of Bolivia, and the third focuses on the impact on intra-industry trade. First, we estimate the impact of immigration on exports and imports (see equations 1 and 2, respectively) and second, the impact of emigration on exports and imports (see equations 3 and 4, respectively):

$$1) \ln EXP_{it} = c + \beta_1 * \ln GDP_{it} + \beta_2 * CPIM_{it} + \beta_3 * \ln DIST_i + \beta_4 * ADJ_i + \beta_5 * IMMI_{it} + \varepsilon_{it}$$

$$2) \ln IMP_{it} = c + \beta_1 * \ln GDP_{it} + \beta_2 * CPIM_{it} + \beta_3 * \ln DIST_i + \beta_4 * ADJ_i + \beta_5 * IMMI_{it} + \varepsilon_{it}$$

$$3) \ln EXP_{it} = c + \beta_1 * \ln GDP_{it} + \beta_2 * CPIM_{it} + \beta_3 * \ln DIST_i + \beta_4 * ADJ_i + \beta_5 * EMI_{it} + \varepsilon_{it}$$

$$4) \ln IMP_{it} = c + \beta_1 * \ln GDP_{it} + \beta_2 * CPIM_{it} + \beta_3 * \ln DIST_i + \beta_4 * ADJ_i + \beta_5 * EMI_{it} + \varepsilon_{it}$$

The notations  $c$  and  $\beta_1 \dots \beta_5$  denote parameters.  $\varepsilon$  denotes the residual.  $i$  and  $t$  denote countries and years, respectively. The explanation of acronyms is given in Appendix 2.

For intra-industry trade, we estimate similar equations with the immigration and emigration variable (see equations 5 and 6). As a measure of intra-industry trade, we use the traditional Grubel-Lloyd index ( $GL$ ) as an endogenous variable:

$$5) GL_{it} = c + \beta_1 * \ln GDP_{it} + \beta_2 * CPIM_{it} + \beta_3 * \ln DIST_i + \beta_4 * ADJ_i + \beta_5 * IMMI_{it} + \varepsilon_{it},$$

$$6) GL_{it} = c + \beta_1 * \ln GDP_{it} + \beta_2 * CPIM_{it} + \beta_3 * \ln DIST_i + \beta_4 * ADJ_i + \beta_5 * EMI_{it} + \varepsilon_{it}.$$

Intra-industry trade is trade in similar products, i.e. a country exports and imports very similar heterogeneous products. The higher the share of intra-industry trade in the total trade of a country, the more integrated are the economies of the trade partners (see for discussion *e.g.* Borkakoti (1998)). For the Grubel-Lloyd index we use the original approach (Grubel and Lloyd (1975)). The index enables to measure the ratio of matching (overlapping) trade flows (numerator) in the total trade (denominator) with each trade partner:

$$(7) \quad GL_n = \frac{(X_n + M_n) - |X_n - M_n|}{X_n + M_n},$$

where  $X$  denotes exports and  $M$  imports of each product category  $n$  traded. Complete intra-industry trade can be concluded, if  $GL=1$  and complete inter-industry is measured, if  $GL=0$ . If there is some overlapping of exports and imports (existence of two-way trade flows), the value of index remains within the range of 0 to 1. The  $GL$ -index is calculated for each product group for each trade partner. For calculating the total  $GL$  index across all product groups for each trade partner,  $GL$  indices are summed after weighting each  $GL_n$  by the share of trade of product group  $n$  in the total trade with the respective trade partner:

$$(8) \quad GL_i = \sum_{n=1}^N \left( \frac{X_n + M_n}{X_i + M_i} * GL_n \right), n = 1 \dots N.$$

Gravity model is explicitly multiplicative in form. Therefore, we estimate the model described in previous equations in a logarithmic way with pooled regression across countries  $i$  and years  $t$ . The data availability limitations restrict our estimation period to 1990-2003; we use annual merchandise trade data available from the National Statistical Office of Bolivia. We use data of 30 trade partners, excluding countries with low trade intensity with Bolivia. In order to capture the trade effects arising from heterogeneous products we exclude the trade in natural resources.

For immigration we have census population data for Bolivia for 1992 and 2001 from national statistics, which includes the nationality structure of population. In addition, we have data on people entering and leaving the country by nationality for 2002 and 2003 from the national statistical office. Based on the arrival data of 2002 and 2003 we calculate the annual immigrant stocks for the years 1990 and 1991, 1993-2000 and 2002-2003, i.e. for the years when there was no census data. In calculations of immigrant stocks we follow the approach of the attrition coefficient applied in Head and Ries (1998).

For emigration we have census population data for the population born in Latin America and Caribbean by the country of residence according to the country of birth, covering 20 countries, provided by the Economic Commission for Latin American and Caribbean program of Latin American International Migration. The census years vary across countries; for some countries data are available only until 1996. For the emigration variable we also use the data on people entering and leaving the country by nationality for 2002 and 2003 and the approach of attrition coefficient to calculate stocks Bolivians in Latin-American and Caribbean countries and in United States and Canada for each year in 1990-2003.

To calculate the *GL*-indices, we use trade data across 7-digit product group codes, amounting to 18,745 possible product groups for each country. However, the number of product groups traded varies remarkably across years. The number of product groups exported is much smaller than that of product groups imported, automatically reducing the possibilities for intra-industry trade (trade overlap, two-way trade).

Instead of the actual consumer price index often added to gravity equations, we use the ratio of consumer price index in trading partner to consumer price index in

Bolivia, denoted with the acronym *CPIM*. Using the ratio, we can control for the impact of depreciation of national currency.

We expect the trade flows to be positively influenced by the migration flows. We assume one of the essential factors of driving the foreign trade to be the differences of the product range available in the different countries. To follow the consumption preferences formed in the country of origin, migrants tend to look for the import possibilities from their home country. Intentions to export from the host country to the home country are expected to be somewhat weaker as the exported goods need to be introduced first in the migrants' home country. Therefore the impact of migration on the exports of the host country is expected to be smaller compared to the impact on imports.

#### **4. Estimation results**

Comparing regression results across three different specifications of models, it is necessary to denote different samples included in estimations. The samples are different due to the availability of data for emigrants.

Pooled data estimation of the models explained above gives results broadly in line with expectations. Control variables, GDP, distance and adjacency measures are statistically significant and with expected direction of impact (sign of coefficient, except for adjacency variable in the intra-industry model with the emigration variable) (see Table 1).

The estimated coefficients of GDP vary relatively much ranging from lower coefficients in the intra-industry models (0.008 and 0.012) to 1.923 in the exports model with the immigration variable. Interestingly, the impact of the size of the economy of the trade partners affects more exports than imports. As expected, distance reduces trade and adjacency increases trade (for adjacency not confirmed by the intra-industry model with the emigration variable). Somewhat surprisingly, the distance of a trade partner has a bigger effect on exports than on imports.

The effect of the depreciation variable *CPIM* is statistically significant in all models but has somewhat unexpected direction. According to the estimation results, the depreciation of a national currency would raise exports, but surprisingly it would have the same effect on imports.

**Table 1**  
Gravity equation estimates

Explanatory Variables	Number of the model estimated with the respective endogenous variable					
	(1) EXP	(2) IMP	(3) EXP	(4) IMP	(5) GL	(6) GL
Constant	35.713 *** (2.957)	16.544 *** (2.349)	37.702 *** (2.942)	18.814 *** (2.300)	0.187 * (0.108)	0.140 *** (0.037)
GDP	1.923 *** (0.088)	1.386 *** (0.070)	1.644 *** (0.143)	0.112 *** (0.102)	0.012 ** (0.005)	0.008 *** (0.002)
CPIM	-0.514 *** (0.156)	-0.425 *** (0.124)	-0.471 *** (0.154)	-0.376 *** (0.121)	-0.010 * (0.006)	-0.009 ** (0.004)
DIST	-6.610 *** (0.452)	-3.001 *** (0.144)	-6.423 *** (0.454)	-2.779 *** (0.356)	-0.045 *** (0.017)	-0.164 *** (0.033)
ADJ	-4.598 *** (0.504)	-0.839 ** (0.400)	-4.997 *** (0.526)	-1.309 *** (0.411)	0.034 * (0.019)	-0.032 *** (0.005)
IMMI	0.083 *** (0.024)	0.089 * (0.049)				0.006 *** (0.002)
EMI			0.030 *** (0.118)	0.035 *** (0.009)	0.037 ** (0.019)	
R2	0.756	0.773	0.762	0.785		
No. of observations	192	192	192	192	192	360

Note: Significant at (\*) 10 percent (\*\*) 5 percent (\*\*\*) 1 percent, standard deviations in brackets

Concerning the main focus of the paper some surprising facts have been found. The coefficients of all migration variables, both emigration and immigration, are positive, indicating the increasing effect of both types of migration on foreign trade. According to the estimation results, both migration variables (emigration and immigration) have a statistically significant increasing effect on all types of trade observed: exports, imports and intra-industry trade.

Elasticities of immigration show that a 10 percent increase in the stock of immigrants would increase both imports and exports by about 0.80...0.90 percent (models 1 and 2). Immigrant knowledge lowering transactions costs has an almost equal effect on imports and exports. The result that the elasticity of imports is higher than of exports is consistent with the theory and empirical evidence since the knowledge of the home market may serve to increase both imports and exports, but



preferences for home-country goods increases only imports. Comparing these results with the ones presented in developed countries like Canada, we see that in Bolivia the exports elasticity of immigration is nearly similar (in Canada 1 percent) while imports elasticity is much higher in developed countries.

Numerical results of the elasticities of emigration again show a relatively equal impact on exports and imports, but the values of coefficients are somewhat lower, indicating that a 10 percent increase in the stock of emigrants in a respective country would increase both imports and exports with that country by about 0.30 percent (models 3 and 4). Also, similarly to immigration results, emigration has a slightly bigger effect on imports somehow showing the home bias that exists on the consumption of goods. It can be expected that the emigrants have a bigger impact on net trade.

We could conclude that both immigration and emigration support trade flows. We cannot draw conclusions based on the comparison of numerical values of elasticities of immigrants and emigrants, as the coefficient values can be affected by sample size differences. We could still argue that the impact of immigration may be bigger, due to the fact that most Bolivian emigrants are less qualified people and their possibilities of trade creation are reduced since they move to other countries to earn and save money, whereas the immigrants in Bolivia are generally more qualified people with capital which increases the possibilities of trade creation. This can be also seen by the exports elasticity of immigrants, which is almost the same as for developed countries with a higher share of immigrants.

Regarding intra-industry trade (models 5 and 6) we can also conclude that both emigration and immigration increase intra-industry trade as they support the overall trade development. The impact of emigration is estimated to be of comparable size with the impact on the overall exports and imports while the impact of immigration is much lower. This opposite result compared to the impact on overall exports and imports and needs to be analyzed further.

## **Conclusions**

While the impact of migration on trade in developing countries has not been analyzed previously the current estimation results confirm the existence of statistically

significant positive effect of both immigration and emigration on trade flows in a relatively closed economy of Bolivia. In comparison to developed countries, migration can have a weaker effect on a country going through extensive structural changes that is also evident from the estimation results. Bolivia is one of the poorest countries in Latin America and the Caribbean but it has witnessed an increase in its exports during the last ten years that has been favored by trade agreements signed by the country and the discovering of important resources. The data shows an increase in the level of immigrants in Bolivia, most of them are qualified people who try to make business and take advantage of the potentialities of the country, which encourages the increase of bilateral trade. Flows of emigrants have increased, too.

For the estimation of the impact of migration on trade we use gravity models following the approach of previous studies in the field. Supporting the hypothesis raised, migration has a significant positive impact on Bolivian bilateral trade, both in terms of exports and imports and by immigration and emigration. The estimated coefficients indicate that a 10 percent increase of immigrants leads to 0.8, 0.9 percent increase in imports and exports, which is similar compared to the results obtained in previous studies, e.g. for Canada. For the emigration effect we get smaller magnitudes.

We also tested the impact of migration on intra-industry trade. The results also showed a positive effect, though in a smaller magnitude in the case of immigration. The results are compatible with the economic content as intra-industry trade usually develops after traditional trade relations are exploited. Therefore, first the overall trade needs to increase after which intra-industry trade starts to grow more significantly.

Taking into account the differences in development and in the size of migration population between Canada and Bolivia, it is important to point out that in both countries the effect of migration on exports is similar. This has policy implications since the effect of immigration in Bolivia has a positive effect on trade, especially to support the exports of commodities increasing the revenues for the country and therefore also the GDP. Unfortunately, due to social and political problems this potential is not being exploited sufficiently in Bolivia. Security policy and the advantages of immigrants would help to increase trade with a special impact on exports since the impact difference on exports and imports is negligible.

The next steps of the research include the inclusion of more trade partners in the sample, the inclusion of dummy variables for trade agreements to control for trade creation and trade diversion in trade patterns. Additionally, we intend to test the potential impact of migration by commodity groups and countries.

## REFERENCES

- Antelo, E. 2000. "Políticas de estabilización y de reformas estructurales en Bolivia a partir de 1985". Comisión Económica para América Latina (CEPAL) Serie Reformas Económicas 62, Mayo.
- Bergstrand, J. H. 1985. "The gravity equation in international trade: some microeconomic foundations and empirical evidence". *Review of Economics and Statistics*, Number 67, 474-481.
- Borkakoti, J. 1998. *International Trade. Causes and Consequences. An Empirical and Theoretical Text*. Macmillan Press LTD.
- Combes, P.P., M. Lafourcade, and T. Mayer. 2003. "Can Business and social networks explain the border effect puzzle?". CEPII Working Paper No. 2.
- Dunlevy, J. A., and W. K. Hutchinson. 1999. "The Impact of Immigration on American Import Trade in the Late Nineteenth and Early Twentieth Centuries". *The Journal of Economic History*, Vol. 59, Number 4, 1043-1062.
- Dunlevy, J. A., and W. K. Hutchinson. 2001. "The pro-trade effects of immigration on American exports during the period 1870 to 1910". Vandablit University Working Paper 01-W25.
- Girma, S., and Z. Yu. 2000. "The link between immigration and trade: evidence from the UK. Centre for the Research on Globalisation and Labour Markets (GLM)". School of Economics, University of Nottingham, Research Paper, No. 23.
- Globerman, S. 1995. "Immigration and Trade". In: D.J. DeVoretz (ed.) *Diminishing Returns: Canada's Recent Immigration Policy*. C.D Howe and the Laurier Institution, Montreal.
- Gould, D. M. 1994. "Immigrant Links to the Home Country: Empirical Implications for U.S. Bilateral Trade Flows". *The Review of Economics and Statistics*. Vol. 76, No. 2 (May), 302-316.

- Grubel, H. G., and P. J. Lloyd. 1975. *Intra-Industry Trade: The Theory and Measurement of International Trade in Differentiated Products*. New York: Wiley.
- Head, K., and J. Ries. 1998. "Immigration and Trade Creation: Econometric Evidence from Canada". *The Canadian Journal of Economics*. Vol. 31, No 1 (Feb.), 47-62.
- McCallum, J. 1995. "National borders matter: Canada-U.S. regional trade patterns". *American Economic Review* 85, 615-623.
- Ministry of Sustainable Development. 2004. "Aspectos de la población en Bolivia". Population policy Unit.
- Morrison, T. K. 1982. "The Relationship of U.S Aid, Trade and Investment to Migration Pressures in Major Sending Countries". *International Migration Review*, Vol. 16, No. 1 (Spring). 4-26
- Parsons, C. 2005. "Quantifying the trade-migration nexus of the enlarged EU. A Comedy of Errors or Much Ado About Nothing?". Sussex Centre for Migration Research. Sussex Migration. Working Paper No. 27.
- Rauch, J. E., and V. Trindade. 2002. "Ethnic Chinese Networks in International Trade". *The Review of Economics and Statistics*. February, Number 84 (1), 116-130.
- Wagner, D., K. Head, and J. Ries. 2002. "Immigration and Trade in the Provinces". *Scottish Journal of Political Economy*. Vol. 49, No. 5, November.

## Appendix 1

## Previous studies on trade and migration linkages

Authors	Sample and period	Additional complexities of interest	Export elasticity*	Import elasticity
Gould (1994)	US and 47 partners, 1970–86	Differentiated products	0.02	0.01
Head and Ries (1998)	Canada and 136 partners, 1980–92	Canadian immigration policy – i.e. immigrant heterogeneity	0.10	0.31
Dunlevy and Hutchinson (1999, 2001)	US and 17 partners, 1870–1910	Differentiated products	0.08	0.29
Girma and Yu (2002)	UK and 48 partners, 1981–93	Individual vs. Non-individual effects	0.16	0.10
Combes <i>et al.</i> (2003)	95 French Departments, 1993	Intra- i.e. separate departments	0.25	0.14
Rauch and Trindade (2002)**	63 countries, 1980, 1990	Business networks, differentiated and homogenous products	0.47	0.47
Wagner <i>et al.</i> (2002)***	5 Canadian provinces, & 160 partners, 1992–95	Common Language and random encounter specification	0.16	0.41
Parsons (2005)	EU-15 & 15 EU-expansion countries, 1994–2001	None	0.12	0.14

\*Trade elasticities with respect to immigration.

\*\*Estimation without fixed effects.

\*\*\*Estimation with differentiated products.

Sources: Wagner *et al.* (2002) and Parsons (2005)

## Appendix 2

### Acronyms and data used in estimations

Acronym	Data	Unit	Source
EXP	Exports from Bolivia to country $i$	national currency	National Statistical Office
IMP	Imports from country $i$ to Bolivia	national currency	National Statistical Office
GDP	GDP of country $i$	PPP\$	World Development Indicators (World Bank)
DIST	Distance from capital of Bolivia to the capital of country $i$	km	CEPII
IMMI	Migrants from country $i$ to Bolivia	person	National Statistical Office
EMI	Migrants from Bolivia to country $i$	person	National Statistical Office
ADJ	Dummy variable for adjacency of country $i$ ; $ADJ=1$ , if the country $i$ is adjacent to Bolivia and $ADJ=0$ otherwise		Own
CPIM	Ratio of a consumer price index for country $i$ to consumer price index of Bolivia $CPIM=CPI_i/CPI_{bol}$	index	World Development Indicators (World Bank)

# Market and Inequality Revisited\*

*Alejandro F. Mercado*

*Tirza J. Aguilar\*\**

## Abstract

The great controversy regarding the results of the application of market-oriented policies on the population's conditions of life, especially about the inequality in the distribution of income, has constituted the concern that has given origin to this paper.

With the objective to test the hypothesis that a free market structure promotes a better income distribution, we have carried out several quantifications of inequality indices in the different structures of the labor market in Bolivia; also, a microsimulation model has been applied, to see whether change toward a market-oriented structure can improve the distribution of income and, lastly, we have carried out an exercise to link income inequality with social mobility.

The reached results, although they are not the sufficiently strong to validate the hypothesis, are sufficiently clear to show us that the free market policies do not act in a negative way on the income distribution.

## Resumen

La gran controversia que existe respecto a los resultados de la aplicación de políticas orientadas al mercado sobre las condiciones de vida de la población, en especial sobre la desigualdad en la distribución del ingreso, ha constituido la preocupación que ha dado origen a este trabajo.

\* The authors would like to thank Jorge Leitón for many valuable comments and suggestions. The very constructive comments received from Miguel Fernández and Gustavo Canavire are highly appreciated, as well as the help we received from Javier A. Ibieta.

\*\* Alejandro F. Mercado and Tirza J. Aguilar are Director and Senior Researcher of IISEC, respectively.



Con el objetivo de testear la hipótesis de que una estructura de libre mercado promueve una mejor distribución del ingreso, hemos realizado varias cuantificaciones de índices de desigualdad en las distintas estructuras del mercado laboral en Bolivia; asimismo, se ha aplicado un modelo de microsimulación, para ver en qué medida un cambio hacia políticas orientadas al mercado puede mejorar la distribución del ingreso y, por último, se ha realizado un ejercicio para vincular la desigualdad del ingreso con la movilidad social.

Los resultados alcanzados, si bien no son lo suficientemente fuertes para validar la hipótesis, son lo suficientemente claros para mostrarnos que las políticas de libre mercado no actúan de manera negativa sobre la distribución del ingreso.

## **1. Introduction**

One of the more controversial elements in social analysis is how the market logic can deteriorate intra-group solidarity relationships. In our perception, that hypothesis is not correct. To the contrary, we think that the closer the activities are to the logic of the market, the more competitive processes will diminish the differences among individuals, especially in what corresponds to the income distribution.

Based on that assumption, in September 2005, we elaborated a draft paper: "Mercado y desigualdad" (Working Paper No. 09/05-IISEC, UCB). The valuable comments of our colleagues of the university prompted us to continue working in this issue, resulting in the present paper.

Sections 2 and 3 of this paper review the theoretical framework on the economic rationality and the economic structure of Bolivia. In section 4 we decide to maintain a brief presentation of inequality indicators, especially with pedagogic objectives for our students' use. The fifth section, which referred to the inequality in the labor market of Bolivia, was re-worked, incorporating the comments that we received, especially in what corresponds to the processing of the information contained in the MECOVI (2000). The sixth section introduces a new test of inequality, developed by Bourguignon, Ferreira and Leite (2002). In section 7, we include an exercise to analyze the links between income distribution inequalities and social mobility. Lastly, we present the conclusions.

It is necessary to highlight that this paper is only a second approach to understanding the problem, and we think that the results obtained do not lead us to definitive conclusions; to the contrary, they open new alternatives for further investigations.

## **2. A Note about economic rationality**

It is possible to define a human being like an animal with rational expectations or, precisely, we can distinguish a human being from other living creatures because they have three basic axiomatic necessities: "to be", "to have" and "to do." According to Hegel, the first category of his dialectical system is "to be", that is, the existence. Only if we take for granted the "to be" axiomatic necessities then we can define in the dialectical system, a "not to be" (Findlay, 1969). In human terms "to be" means identity and recognition. In other words, the history of mankind has been, "it is, and it will continue being", a constant fight for recognition. Power, wealth or merit, are only goods to satisfy the need to be recognized.

The need "to have" it is a natural requirement of appropriation, through the use of our work force, of natural resources for the human enjoyment. Although some theoretical approaches have tried to build a paradigm based on common or collective property, all these have failed because consumption has an individual character. No matter how much a group of people meets around a common table and share its goods, utility or satisfaction comes from consumption. The capacity to organize around this common table requires, a priori, the existence of private and individual property rights. Regardless of the need "to have", the concept that one person knows the value of goods is very important. Several theories failed because they value goods based on the work approach, when, in fact, value is determined by individuals.

The need "to do" shows us a reference to the positive and the negative freedom, that is, the individual requires acting in a system where her rights are not hindered by the desires of other human beings and, at the same time, in a self-determined capacity (Berlin, 1958).

Before discussing the economic rationality, it is necessary to complete this trilogy of: "to be", "to have" and "to do", with a new axiomatic necessity. We refer to the necessity of trust, defined in the sense of Fukuyama (1996) as capital stock.

In the context of the exposed needs, the economic rationality is not another thing that makes an economic agent choose among a group of opportunities that he/she faces. People always choose the basket which dominates the other. This helps us to clarify the following components of this definition: rationality, election, group of opportunities and dominant alternative.

As Phelps (1986) clearly exemplifies, when a molecule collides against another object, it changes his trajectory. It is not possible to say that this change has been favorable or unfavorable, because the molecules do not want to arrive anywhere. On the contrary, human beings always make or say something with the purpose of reaching some objective, for which their decisions are rational in the sense that they support the attainment of their objectives. Election presupposes freedom, in the sense that it shows the capacity to opt for an alternative while rejecting the other ones. According to Sen (1988), the group of opportunities is known as capacities, those that represent the diverse combinations of operations that a person can reach, linked to the freedom of an individual to choose a type of life or another. The dominant alternative makes reference to the election of that opportunity by offering a bigger quantity of goods than the other ones.

Is this concept of rationality applicable to any group of people? The logic seems to behave as above, and, evidently, it is possible to apply this behavior as a reference model to investigate the behavior of the human being in its search to satisfy its needs at the highest possible level. Based on a cultural relativism, the critics of economic rationality only build models created in paper, but that they do not have any correspondence with reality (Mercado, 1997).

### **3. Segmentation of the economic structure in Bolivia**

The heterogeneity that characterizes the labor market in Bolivia has generated a wide academic discussion from the decade of the 80's to the present, and it has produced a vast collection of literature. During the 80's, dependence theory predominated, and the search explained the labor phenomena base as an excess of the labor supply.

Within this context, the informal sector constituted itself as the paradigm for explaining labor market heterogeneity. It is necessary to highlight that the informal

sector was not able to develop a group of solid categories that could allow us to give a correct exegesis of what was happening in the interaction between the goods and services market and the labor market.

The project "Work organization and distribution of income in Bolivia", carried out by the Ministry of Planning in 1979, opened a new analytic perspective. Two research papers were derived from this project, and those created a conceptual approach that reflected, in a better way, the complexity of the labor market in Bolivia. Donoso (1980) tell us that in Bolivia, labor relationships do not correspond to purchases and sales of labor force. Donoso, in order to prove her hypothesis, she carried out a survey to conclude that commercial capital relied greatly on independent agents for the distribution of its products. These independent distributors belong to a necessity of subsistence, but they also satisfy the necessity of distribution of the commercial capital, for which it is possible to consider them as the long arms of the commercial capital. This analytic proposal shows us that the frontiers of the labor market are very diffuse, and today they probably have more relevance than in the decade of the eighties. This phenomenon is not only present within commercial activities; productive capital includes this kind of practice as well.

Fernández (1983), constituted the theoretical framework of the discoveries of the work relationships in the different sectors of goods and suppliers of services in Bolivia. This investigation tells us that to study the structure and the operation of the labor market, it is necessary to start analyzing the iterative process of wealth creation that forms the relationship among the agents of the productive unit.

Fernández establishes a categorized structure of the labor market relationships, and later investigations consider this structure as instruments of segmentation of the labor market. In contrast to other categories developed in later studies, we have only taken into our analysis capitalist, semi-capitalists and family relationships.

Capitalist relationships are those that characterize the sector whose production is typically capitalist, based on waged manpower. There exists a real division of the work between the capital owners and the workers, which is also reflected in a bigger division of the work. In this environment, we can suppose that waged manpower corresponds to the productivity of the workers. In this sector, the workers have more capacity to

organize in unions and, therefore, they have more capacity to push for the fulfillment of labor legislation. For our paper, we assume that this labor market segment is the nearest approximation of the market rules.

Semi-capitalist relationships correspond to those that are in the process of wealth creation, through which the capital owner is directly integrated with the work process. In other words, contrary to the capitalist units and the semi-capitalist units, the owner works together with the laborers, and there is no clear division of the work. In this segment of the labor market, the wage earners do not have union organizations to push for their labor rights; rather they are associated with organizations that include the capital owners. In sum, this segment of the labor market is an intermediate state between family organization and capitalist units, but this does not mean that they are a step toward the formation of capitalist units.

The family units are those in which the members of the labor force are also members of the family. One can attempt the hypothesis that these units respond to the survival strategies of the families. In this case, all the workers are members of the family, and production is also a family property. This segment of the labor market is far away from the market rules, and it does not fit the capitalist logic.

Following Fernández (1983), it is necessary to highlight that capitalist relationships are not presented in a pure form, which is, this form, through the articulation mechanisms, is presented among the different forms of organizing production. The articulation unit is generally linked to the market rules.

In the same analytic logic, the work of Laserna (2004) seeks to find the relationship among the forms of organizing production in Bolivia. However, contrary to Fernández, he does not explain the heterogeneity of the Bolivian economic structure starting with the relationships that characterize labor market relationships. Moreover Laserna identifies different economic structures based on their form of exchange and consumption of goods and services. Following this assumption, he classifies the market into three structures: the natural base economy, the mercantile economy and the family economy.

The structure of natural base is organized starting with access to the basic natural resources, such as earth and water. Their presence would be fundamental in a rural economy with strong community characteristics. The production decisions do not correspond to the market rationality and do not respond to the logic of maximizing benefits. The mercantile economy is formed by units organized to compete in markets, and they rest in a capitalist organization. The family economy is a symbiosis of the characteristics of both previous structures. They act in the market in the moment of selling their products, but in the creation of wealth, they take the form of family organizations.

As we can observe, Fernández' pioneer research and the recent work of Laserna are complementary, and they require a conceptual discussion and some additional empirical studies to build a combined structure organized by category. We believe that this would be an important advance in the search for an understanding of the heterogeneity that characterizes the Bolivian structure.

With the objective of building a wider explanatory model, it also would be important to incorporate the sociological point of view of the phenomenon. In that sense, Toranzo (1982, 1993), opened the vein to investigate the rationality and the reproductive logic of the economic agents that form the unit of articulation in the economic process. The concept of "*burguesía chola*" (chola bourgeoisie) does not imply only an ethnic characterization. It is a concept that allows us to build a different dialogue about the behavior of the commercial and productive capital. This approach, when it is combined with a multiethnic vision, can give us a new analytic framework to understand the complexity of our economic and social structure. These elements exceed the objective of this paper. However, we consider that they should be reviewed in future investigations.

#### 4. Measuring inequality

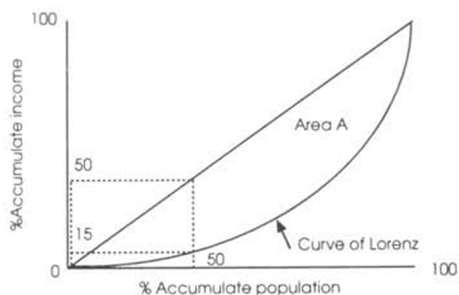
The basic element in all inequality measurement systems is the comparison between real or observed distribution and a foreseen or normative distribution. In the specific case of income (or wealth) inequality, the normative distribution is based on the democratic conception of justice, regarding the enjoyment of an arithmetic equality, that is, a distribution where the proportionality is equal to one.

The accumulative distributions rank individuals according their advantage ratios, allowing a figure comparison, as in the case of the Lorenz curve. With the objective of carrying out more precise estimates of inequality, diverse indicators have been created, each one with different grades of complexity and biases. Among the simplest indicators, we can mention: i) the Coefficient of Variation (standard deviation of the incomes divided by the arithmetic mean); ii) the Logarithmic Variation (standard deviation of the income logarithms), and iii) the Gini coefficient and the Theil index are the most common inequality numerical indicators. Moreover, we can find other more complex inequality indicators like the Atkinson coefficient, the Rawls index among others.

The inequality indicators that are used in this paper are: the Lorenz curve, Gini coefficient, Kakwani index, Theil index and Atkinson coefficient. In the following text, we present a brief presentation of them.<sup>1</sup>

*The Lorenz Curve* represents the distribution of income, relating the population's cumulative percentages with the cumulative percentages of income. "Area A" in Figure 1 is known as the concentration area. The bigger area A is resultant of the "real" distribution compared with the "equality" distribution, the more concentrated income will be.

**Figure 1: Lorenz curve**



Source: Author's elaboration

<sup>1</sup> A detailed explanation of the main indicators of inequality can be found in Contreras (1998).

The Gini coefficient varies between zero and one. Zero is the ideal situation in which all the individuals or households have the same income, and one represents the value when incomes are concentrated on few individuals or households. The Gini coefficient is a value derived from the existent difference among each one of the deciles with regard to its deviation of the equitable norm, normalized with regard to the population's size. It shows us the grade of inequality that exists in the distribution of income.

$$(1) \quad G = 1 - \sum_{k=0}^{k=n-1} (X_{k+1} - X_k)(Y_{k+1} + Y_k)$$

Where:

X: Population's cumulative proportion

Y: Cumulative proportion of the incomes

*The Kakwani Index.* When we refer to income, the Kakwani coefficient of concentration is equivalent to the Gini coefficient, taking values between 0 and 1. The closer to zero the coefficient is, the better the distribution of income will be; when the coefficient is closer to 1, there will be a bigger inequality. The Kakwani index is obtained from the behavior of the Lorenz curve, but, contrary to these, the concentration coefficient can found in the area above or below the diagonal of perfect equality. Equation 2 shows the mathematic form of this coefficient:

$$(2) \quad K = \frac{2}{n} \left( \frac{\sum_{i=1}^n x_i i}{\sum_{i=1}^n x_i} \right) - 1 - \frac{1}{n}$$

Where:

n: Number of observation classes

x: Income of each class

*The Theil Index* has the particularity of being divisible into two elements: a component of inequality between groups and an intra-group component. The Theil index varies between zero (perfect equality) and  $\ln(N)$  (perfect inequality).

It can break down into "n" hierarchical levels because it has the property of a mathematical fractal, that is, it replays in itself. The individuals can be divided into "n"



groups while each group is mutually exclusive. Therefore, the advantage of this statistical index is its flexibility and capacity to rank groups.

$$(3) \quad IT \cong \sum_{g=1}^k \frac{Y_g}{Y} \log \left( \frac{Y_g/Y}{n_g/N} \right)$$

$$(4) \quad IT \cong ITE + ITD$$

$$(5) \quad IT \cong \underbrace{\sum_{g=1}^k \frac{Y_g}{Y} \left( \frac{Y_g/Y}{n_g/N} \right)}_{ITE} + \underbrace{\left( \frac{Y_g}{Y} \right) \cdot \sum_{p=1}^{n_g} \frac{y_{gp}}{Y_g} \log \left( \frac{y_{gp}/Y_g}{1/n_g} \right)}_{ITD}$$

Where:

ITE: Measures the inequality among groups

ITD: Measures the intra-group inequality

g: Groups from 1 to k

p: Individuals from 1 to n(g)

*The Atkinson Coefficient* The Atkinson coefficient allows us to introduce subjective values in the process of measuring income inequality. These yardsticks are captured by the coefficient  $\epsilon$ . If  $\epsilon = 0$ , it means that the society is indifferent to inequality, whereas if  $\epsilon = 1$ , it would indicate the society only worries about inequality.

For their derivation, it leaves a concrete well-being function. The Atkinson coefficient of equality is defined as the income distributed in an equality path and the average income of the economy.

$$(6) \quad A = 1 - \left[ \left( \sum_{i=1}^R \frac{\mu_i}{\mu_i} \right)^{1-\epsilon} f_i \right]^{\frac{1}{1-\epsilon}}$$

Where:

$m_j$ : Average income of the class

$m_t$ : Average income of the whole population

$f_j$ : Population's percentage that is in the worst class

R: Total Number of classes

$\epsilon$ : Coefficient of aversion

This index shows us that if we reduce the income levels by a specific quantity, at a maximum, it can maintain the same levels of well-being in the population. When the index is closer to one, the society comes closer to a perfect inequality. If it is closer to zero, we are close to an equal distribution.

## 5. Market and inequality in Bolivia

In this section, we used the database of MECOVI (2000)<sup>2</sup> for the capital cities and the city of El Alto, carrying out the following refinement: people who work in the government sector have been eliminated because we consider that high differences in wages respond to external factors that would alter our results. Likewise, family workers without remuneration and workers within cooperatives<sup>3</sup> have been eliminated because the observations were very few and we could not identify clearly whether they were wage-earners or not.

In the following Figures (Figure 2 and Figure 3), we have wage and income distributions for the "Market" and the "Non-Market", respectively; where the "Market" corresponds to workers that carry out their labor activity based on wage relations, and the "Non-market" represents workers whose labor relationships do not correspond to wages (self-employed workers). In both cases, for the presented figures, we do not include incomes greater than Bs. 4,000 monthly because their statistical representation is small. As can be observed, the concentration of workers in lower income levels is greater for the case of the "Non-market" than for the case of the "Market". The highest frequencies within self-employed workers are in the three lower classes. Fifty-six

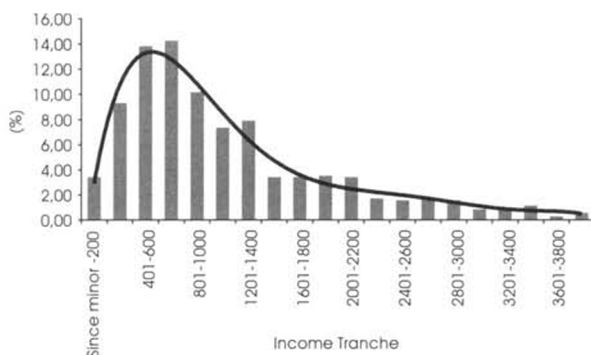
2 Encuesta de Mejoramiento de condiciones de Vida, 2000. The objective of this survey is to generate appropriate information on the conditions of the population's life.

3 A cooperative is a group of people with some economic and physical necessities in common that they unite with the purpose of lending service as a means to the community that surrounds them.

percent of these workers have smaller incomes than Bs. 601 while in the case of waged workers only 29 percent of them have a smaller income than Bs. 601 monthly.

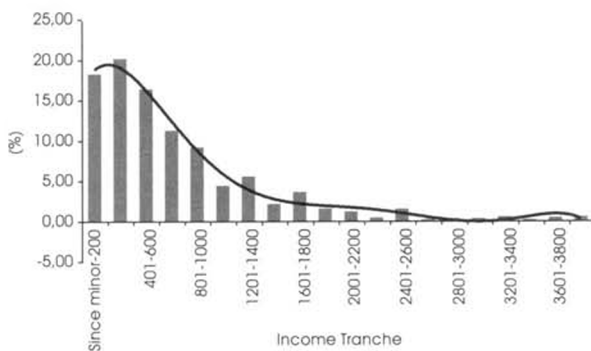
It can also be observed that in the superior classes, that is to say, incomes greater than Bs. 601, the waged workers are above self-employed workers. This first approach shows us that workers in the "Market" have higher incomes than those who work in the "Non-market". This element would explain, partly, the pressure of workers to search for waged activities, especially when we study the behavior of the household heads.

**Figure 2: Income distribution for the "Market". (Percentage - 2000)**



Source: Author's elaboration based on MECOVI, 2000.

**Figure 3: Income distribution for the "Non Market". (Percentage - 2000)**



Source: Author's elaboration based on MECOVI, 2000.

Before explaining the results obtained for the income distribution inequality in the "Market" and "Non-market" sectors and comparing them in order to assess in which sector the income distribution inequality is bigger, it is necessary to note that a direct observation would be misleading, as long as income differences explained by productivity cannot be taken as an indicator of inequality.

Therefore, the Mincer regression would allow us to find more precise results. The regression includes years of education, age of the workers and a gender dummy variable. The dependent variable is the logarithm of household income, according to the main household activity, and the independent variables are: age in years (YEARS), age in years squared (YEARS2), years of education (EDUCT), and gender dummy (Male = 1, Female = 0). All the variables are significant, and they present the expected signs. In addition, the regression fits well (Table 1).

**Table 1**  
**Mincer income regression (2000)**

Number of observations	2.033.00
F(10, 1056)	154.49
Prob > F	0.00
R-squared	0.23
Adj R-squared	0.23
Root MSE	0.97

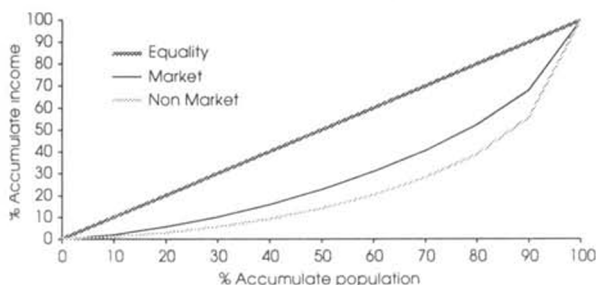
Logarithm of Income	Coefficients	Standard Error	t-Statistic	P >  t	95% Interval of trust	
Age	0.07	0.01	9.89	0.00	0.06	0.09
Age-squared	(0.00)	0.00	(7.95)	0.00	(0.00)	(0.00)
Years of study	0.09	0.00	18.21	0.00	0.08	0.10
Gender	0.39	0.04	8.79	0.00	0.30	0.48
Constant	3.85	0.15	24.87	0.00	3.54	4.15

Source: Author's elaboration based on MECOVI, 2000

All the observed data were normalized with a base in this regression, so that the subsequently presented analysis of inequality is corrected by these variables.

Figure 4 shows a first approach to the comparative distribution of income between "Market" and "Non-market". We can observe clearly that the income distribution in waged activities is less unequal than in the non-waged activities. In other words, the more closely labor activities are to the market, the more equal income distributions are within this group. From another point of view, the closer the labor activities are to self-employed activities, the higher inequality among them is.

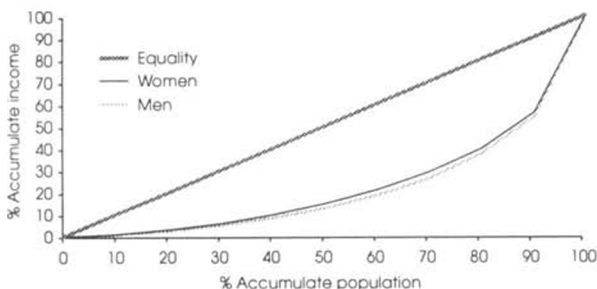
**Figure 4: Comparative Lorenz curves (Market and Non-Market - 2000)**



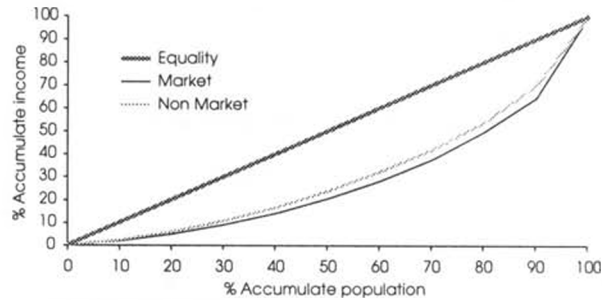
Source: Author's elaboration based on MECOVI, 2000.

In the following figures (Figure 5 and Figure 6) the Lorenz curves are plotted for the "Market" and the "Non-market" sectors classified by gender. As can clearly be observed in Figure 5, the curves are very close, showing us the difference in inequality for the workers (male and female) who work in the "Market" is small. On the other hand, in the case of the activities within the "Non-Market", inequality is bigger, even more for the women subset (Figure 6).

**Figure 5: Lorenz curves for the "Market" by Gender (2000)**



Source: Author's elaboration based on MECOVI, 2000.

**Figure 6: Lorenz curves for the "Non-market" by gender (2000)**

Source: Author's elaboration based on MECOVI, 2000.

In order to quantify the income inequality between the "Market" and the "Non-market" sectors, we have calculated the Gini coefficient, the results of which appear in the Table 2. It is observed that the inequality in the income distribution is higher within the "Non-Market" sector, that is, inequality is higher in labor activities where people are self-employed rather than activities subject to wage conditions. These results corroborate what we have observed in the Lorenz curves. In the same way, inequality by gender is higher in the women intra-group in comparison with the men intra-group.

**Table 2**  
**"Market" and "Non-Market" Gini coefficient**

Gini's Coefficient	
<b>Total</b>	<b>0.550</b>
Women	0.577
Men	0.528
<b>Market</b>	<b>0.417</b>
Women	0.459
Men	0.398
<b>Non-Market</b>	<b>0.570</b>
Women	0.585
Men	0.555

Source: Author's elaboration based on MECOVI, 2000.

Following the Gini coefficient, the Theil index has been calculated. As shown in Table 3, it is evident that income inequality is higher in the labor activities outside the

logic of the market as well as that the inequality is higher for the women in the "Non-Market" than in the "Market."

**Table 3**  
**"Market" and "Non-Market" Theil Index**

Theil's index	
<b>Total</b>	<b>0.626</b>
Women	0.669
Men	0.598
<b>Market</b>	<b>0.343</b>
Women	0.453
Men	0.295
<b>Non-Market</b>	<b>0.642</b>
Women	0.665
Men	0.619

Source: Author's elaboration based on MECOVI, 2000.

In the same way, the Kakwani index has been used (Table 4), and the results are similar to the previous one. That is, the inequality in the income distribution is higher in the sector that is furthest from the market rules.

**Table 4**  
**"Market" and "Non-Market" Kakwani Index**

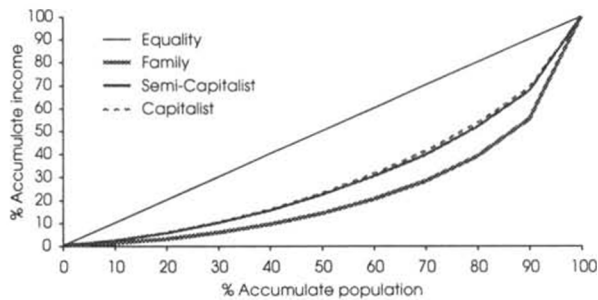
Kakwani's Index	
<b>Total</b>	<b>0.252</b>
Women	0.275
Men	0.598
<b>Market</b>	<b>0.151</b>
Women	0.182
Men	0.138
<b>Non-Market</b>	<b>0.268</b>
Women	0.281
Men	0.255

Source: Author's elaboration based on MECOVI, 2000.

The next step has been to investigate the inequality of income distribution at a more disaggregated level. For that we have taken workers in function to their location in what

we denominate “Sectors of the labor market.” The Lorenz curves in Figure 7 show us that the inequality in the distribution of income among workers who work in the capitalist sector is smaller than the inequality that is presented in the incomes of the workers who are in the semi-capitalist and in the family sector as well. It is necessary to highlight that the difference in the degree of inequality among the capitalist and the semi-capitalist sector is small.

**Figure 7: Lorenz curves for “sector of labor Market”**



Source: Author's elaboration based on MECOVI, 2000.

In Table 5, the results from the Gini coefficient analysis are presented by sector within the labor market and by gender. The income distribution worsens when we move away from the market labor conditions.

**Table 5**  
**Gini coefficient by Market sector and gender**

Gini's Coefficient	
<b>Family</b>	<b>0.567</b>
Women	0.582
Men	0.552
<b>Semi-Capitalist</b>	<b>0.430</b>
Women	0.468
Men	0.416
<b>Capitalist</b>	<b>0.410</b>
Women	0.454
Men	0.388

Source: Author's elaboration based on MECOVI, 2000.



Lastly, to confirm the previous results, in Table 6 and Table 7 the Theil and Kakwani index are presented by market sector. These results prove the hypothesis, that is, the further labor activities are from the logic of the market, greater the inequality in the income will be.

**Table 6**  
**Theil Index market sector**

Theil's Index	
<b>Family</b>	<b>0.635</b>
Women	0.656
Men	0.614
<b>Semi-Capitalist</b>	<b>0.382</b>
Women	0.4540
Men	0.330
<b>Capitalist</b>	<b>0.311</b>
Women	0.402
Men	0.267

Source: Author's elaboration based on MECOVI, 2000.

**Table 7**  
**Kakwani Index by market sector**

Kakwanif's Index	
<b>Family</b>	<b>0.265</b>
Women	0.278
Men	0.253
<b>Semi-Capitalist</b>	<b>0.160</b>
Women	0.193
Men	0.150
<b>Capitalist</b>	<b>0.146</b>
Women	0.177
Men	0.132

Source: Authors elaboration based on MECOVI, 2000.

## 6. The Bourguignon model

The pattern developed by Bourguignon, Ferreira and Leite (2002) is a model of stages of micro simulations that expands the method of income decomposition proposed by Oaxaca-Blinder (1973), because it allows some variables of the income equation to be determined in a prior process that is also valued by the groups of study in a separate way. A distribution of the characteristics is simulated and substituted for the mean values of the observed characteristics.

A brief description is summarized in the following steps. First, it is necessary to divide the sample in two study groups. For the current study between market and non-market sectors, the non-market income is simulated under the supposition that it is the market.

Second, the pertinent estimated equations are:

$$(1) \quad X = \alpha + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \beta_3 X_3 + \varepsilon_1$$

$$(1') \quad Y = \alpha + \beta_1 Y_1 + \beta_2 Y_2 + \beta_3 Y_3 + \varepsilon_1$$

Where:

X, Y : Education level

X<sub>1</sub>, Y<sub>1</sub>: Age

X<sub>2</sub>, Y<sub>2</sub>: Level of the mother's education

X<sub>3</sub>, Y<sub>3</sub>: Region

The technique to estimate the equation is a polynomial logit for the "market" group. The coefficients estimated in the first equation are substituted in a similar equation for the "non-market" group (equation 1').

The third step consists of carrying out a polynomial logit model for the market. In the case of the simulated equation for the non-market, we will only include the women, then:

$$(2) \quad A = \delta + \gamma_1 A_1 + \gamma_2 A_2 + \gamma_3 A_3 + \gamma_4 A_4 + \varepsilon_2$$

$$(2') \quad B = \delta + \gamma_1 B_1 + \gamma_2 B_2 + \gamma_3 B_3 + \gamma_4 B_4 + \varepsilon_2$$

Where:

A, B : Number of children in each respective group

A<sub>1</sub>, B<sub>1</sub>: Age

A<sub>2</sub>, B<sub>2</sub>: Level of the mother's education

A<sub>3</sub>, B<sub>3</sub>: Region

A<sub>4</sub>, B<sub>4</sub>: Education

The fourth step, similarly, estimates the behavior of the working sector for the group of the market through a polynomial logit model and uses their coefficients in the estimated equation for the non-market:

$$(3) \quad W = \phi + \lambda_1 W_1 + \lambda_2 W_2 + \lambda_3 W_3 + \lambda_4 W_4 + \lambda_5 W_5 + \varepsilon_3$$

$$(3') \quad Z = \phi + \lambda_1 Z_1 + \lambda_2 Z_2 + \lambda_3 Z_3 + \lambda_4 Z_4 + \lambda_5 Z_5 + \varepsilon_3$$

Where:

W, Z : Working sector

W<sub>1</sub>, Z<sub>1</sub>: Age

W<sub>2</sub>, Z<sub>2</sub>: Level of the mother's education

W<sub>3</sub>, Z<sub>3</sub>: Years of education

W<sub>4</sub>, Z<sub>4</sub>: Composition of the family

W<sub>5</sub>, Z<sub>5</sub>: Number of children (Only for the women)

Finally, the model considered the income for the market through the Ordinary Least Squares model. The calculated coefficients will be used to simulate the income of the non market:

$$(4) \quad M = \sigma + \eta_1 M_1 + \eta_2 M_2 + \eta_3 M_3 + \eta_4 M_4 + \eta_5 M_5 + \varepsilon_4$$

$$(4') \quad NM = \sigma + \eta_1 NM_1 + \eta_2 NM_2 + \eta_3 NM_3 + \eta_4 NM_4 + \eta_5 NM_5 + \varepsilon_4$$

Where:

M, NM : Represent the income of the market and of the non market, respectively

M<sub>1</sub>, NM<sub>1</sub>: Age

M<sub>2</sub>, NM<sub>2</sub>: Level of the mother's education

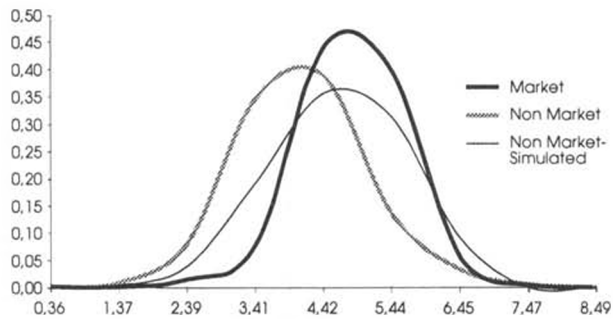
M<sub>3</sub>, NM<sub>3</sub>: Years of education

M<sub>4</sub>, NM<sub>4</sub>: Working sector

M<sub>5</sub>, NM<sub>5</sub>: Region

According to the results found in Figure 8, the estimated distribution for the non-market corrected by the coefficients of the market clearly shows progress, with indications of improvement in the perception of incomes when the individuals are close to the market rules.

**Figure 8: Income behavior in the non-market (observed and estimated)**



Source: Authors elaboration based on MECOVI., 2000.

## 7. Inequality and social mobility

As Mercado *et al.* (2004) highlights, although the per capita income and the index of income concentration give us the level of well-being of the households in a certain moment, it is important to know the movement of these indicators. It is in that sense that social mobility acquires significance.

A first approach to the concept of social mobility was presented by Berhman (1999) who maintains that this refers to the movements carried out by the economic agents among periods of time relating to their indicators of socio-economic status. Albridge (2001) specifies the concept highlighting that social mobility is not only an indicator tied to temporal movements. It also includes opportunities to move among different social groups, that is, opportunities to enter the labor market, employment securities, development opportunities, and others.

Hassler, Rodriguez Mora and Zeira (2002) develop a model in which social mobility and wage inequality are determined simultaneously and endogenously. In this model,

they show that wage inequality has two opposing effects on upward social mobility: the incentive effect and the distance effect. When future wage inequality is expected to be high, this provides an incentive for investment in education, which increases upward mobility. However, high wage inequality also reduces the possibility for the poorest segment of the population to invest in education, thus decreasing their upward mobility. This second and opposing effect is called the distance effect.

In this section, we will use the Atkinson coefficient to measure the inequality of income among the different groups that form the labor market in Bolivia. Our objective, as in the previous sections, is to test whether the proximity to an operation based on market rules can increase or diminish the inequality in the income distribution.

As explained in section 4, the Atkinson coefficient uses an aversion coefficient to measure the inequality of income distribution. Whereas the direct measure of this aversion coefficient is not obtainable with the information from our database, we have taken the index of social mobility as a proxy to the aversion coefficient. It is possible to accept that some correlation exists between aversion to inequality and our social mobility index. Indeed, with a higher aversion level to inequality, one would have a higher level of social mobility. A lower aversion level to inequality signifies the society would be willing to accept a lower level of social mobility.

Under that hypothesis, the Decomposition of Fields is presented with the purpose of determining the Social Mobility Index as a proxy to the aversion coefficient in the Atkinson coefficient.

Based on a function of standard income generation, where the logarithm of an individual's income "i" in the period "t", it is specified in the following function:

$$(1) \quad \text{L.n}(y_{it}) = \alpha_i + \sum_{j=1}^n \beta_j \omega_{ijt} + \varepsilon_i$$

$$(2) \quad Y = \sum_j a_j Z_j$$

Where the first term represents the vector of the income logarithms, and Z is the vector of all the explanatory variables of the sample, that is:

$$(2a) \quad a = (\alpha\beta_1\beta_2\beta_3\dots\beta_j1)$$

$$(2b) \quad Z = (x_1x_2x_3\dots x_j\varepsilon)$$

We can illustrate the derivation of the Decomposition of Fields better by taking the variance of the logarithm from both sides of the equation of incomes. Carrying out the exercise in the first equation of the log-variance of income, we find the second side can be manipulated in the following way:

$$(3) \quad Var(Y_{it}) = Cov(\ln Y_{it}, \ln Y_{it}) = Cov\left(\sum_j a_{ij} Z_{ijt}, \ln Y_{it}\right) = \sum_j Cov(a_{ij} Z_{ijt}, \ln Y_{it})$$

Next, we divide the equation by the variance of the logarithm of the income:

$$(4) \quad \sum_j s_{jt} = \frac{\sum_j Cov(a_{ij} Z_{ijt}, \ln Y_{it})}{Var(\ln Y_{it})} = 1$$

Where the proportion of the variance of the logarithm of incomes is explained by each of the variables, and these are the relative contributions to the factorial inequality.

The relative contributions are applied to a wide number of measures of inequality, such as the Gini and Theil indices and others.

Following the methodology proposed by Andersen (2003) for the calculation of the Social Mobility Index, we take the relative contributions of greater significance to simulate the degree of aversion to inequality introduced in the Atkinson coefficient. In Table 8 the Fields Decompositions and the Social Mobility Index are presented.

**Table 8**  
**Fields' decomposition and**  
**social mobility index**

Number of observations	1,067.00
F( 10, 1056)	71.85
Prob > F	0.00
R-squared	0.40
Adj R-squared	0.40
Root MSE	8.0

Educational Breach	Coefficients	t-Statistic	F.L.W.
Logarithm	(0.50)	(15.55)	0.16
Years of study	(0.82)	(12.21)	0.11
Dummy indigenous	2.74	3.85	0.02
Years of the mother's study	(0.24)	(4.17)	0.03
Dummy Family	3.30	4.64	0.04
Dummy semi-capitalist	(2.07)	(2.43)	0.01
Dummy capitalist	(0.74)	(0.98)	0.00
Dummy urban	(0.58)	(0.87)	(0.022)
Dummy adolescent woman	1.77	3.36	0.00
Adolescent age	2.25	9.69	0.02)
Constant	7.05	3.83	
Summary of F.L.W.	0.40		
SMI Index	0.87		

Source: Author's elaboration based on MECOVI, 2000.

Based on Table 8, the Atkinson coefficient was calculated to test the hypothesis that the closer the labor activities are to the logic of the market, the lower inequality of income distribution is observed (Table 9).

**Table 9**  
**Atkinson coefficient**

Atkinson's Coefficient $e = 0.84$			
<b>Total</b>	<b>0.336</b>	<b>Family</b>	<b>0.358</b>
Women	0.367	Women	0.376
Men	0.312	Men	0.338
<b>Market</b>	<b>0.207</b>	<b>Semi-Capitalist</b>	<b>0.217</b>
Women	0.249	Women	0.270
Men	0.189	Men	0.198
<b>Non-Market</b>	<b>0.345</b>	<b>Capitalist</b>	<b>0.201</b>
Women	0.381	Women	0.240
Men	0.341	Men	0.182

Source: Author's elaboration based on MECOV, 2000.

## 8. Conclusions

The successful experience, in terms of economic growth and the improvement of the population's living conditions, observed in several countries shows us that all reached such achievements thanks to the application of market-oriented policies. This verification, transferred to the structure of Bolivia, led us to investigate whether there exists direct a relationship between the population's living conditions, specifically those related to the distribution of income, and its production organization based on the specificities of the free market concept. Although the results we have obtained in these quantification exercises are not sufficiently robust to conclude definitively that workers who labor in segments closer to the market logic present lower inequality in the income distribution, the results are sufficiently clear to show us that it is a false hypothesis that the more market-oriented the economy is, the higher the inequality of income distribution will be.

It was observed that the differences between the capitalist form and the semi-capitalist form of organizing the production were quite clear two decades ago have stumped economics today. This is not for a lack of transition by the semi-capitalist units toward the capitalist form. To the contrary, a greater number of informal activities exist in the capitalist form; or, more precisely, the higher levels of articulation in the capitalist sector are not developed in the same way, that is, under a specified market.



Beyond having found indications sufficiently valid to drive us to support a market-oriented economy as a mechanism to reduce the inequalities in the distribution of income, the social framework observed in Bolivia has generated a hybrid economic structure, tremendously diffuse, that is, different forms of organizing production do not have defined frontiers.

On the other hand, the bibliographical revision done to identify the categories of explanatory behavior for the production factors reflected the necessity to carry out some reductions in the database that certainly impede the application of our conclusions to every aspect of the labor universe.

This limitation exists because the characteristics of the available information do not reflect the complexity of the relationships that characterize our hybrid economic structure. In further research, it will be necessary to carry out a more conceptual study, which permits the better articulation and construction of a categorized household survey that reflects the complexity of this structure.

## REFERENCES

- Albridge, S. 2001. "Social Mobility: A discussion Paper". Performance and Innovation Unit. London, United Kingdom
- Andersen, Lykke E. 2003 "Baja movilidad social en Bolivia: causas y consecuencias para el desarrollo". *Revista Latinoamericana de Desarrollo Económico*. Instituto de Investigaciones Socio-Económicas, Universidad Católica Boliviana. Septiembre.
- Berhman, Jere R. 1999. "Social Mobility: Concepts and Measurement". The Brookings Institution
- Berlin, Isaiah. 1958. "Two Concepts of Liberty". Reproducido en *Four Essays on Liberty* Oxford, Oxford University Press, 1969.
- Blinder, A.S. 1973. "Wage Discrimination: Reduced Form and Structureal Estimated". *The Journal of Human Resources*. 8 (4), 436-455.
- Bourguignon, Ferreira and Leite. 2002. "Beyond Oaxaca-Blinder: Accounting for Differences in Household Income Distributions Across Countries". Worl Bank Policy Research Paper N° 2828. Washington, DC: The World Bank.
- Contreras, Dante. 1998. *Pobreza, desigualdad, bienestar y políticas sociales: elementos metodológicos para el debate*. Universidad de Chile.
- Donoso, Susana. 1980. "Comercio, acumulación y reproducción". Universidad Mayor de San Andrés. Tesis de Licenciatura en Sociología. La Paz, Bolivia.
- Fernández, Miguel. 1983. "La organización de la producción y la distribución en Bolivia". Universidad Católica Boliviana. Tesis de Licenciatura en Economía. La Paz, Bolivia.
- Findlay, John N. 1969. *Reexamen de Hegel*. Barcelona: Grijalbo.

- Fukuyama, Francis. 1996. *Confianza*. Buenos Aires: Editorial Atlántida.
- Gobierno de Bolivia. Ministerio de Planificación. 1979. "La organización de la producción y la distribución en Bolivia". La Paz, Bolivia
- Hassler, John J., Rodriguez Mora and Joseph Zeira. 2002. "Inequality and Mobility". Institute for International Economic Studies, Stockholm University, January.
- Laserna, Roberto. 2004. *La democracia en el ch'enko*. Fundación Milenio. La Paz, Bolivia.
- Mercado, Alejandro F. y Tirza J. Aguilar. 2005. "Mercado y desigualdad". Documento de trabajo No. 09/05. Instituto de Investigaciones Socio-Económicas, Universidad Católica Boliviana.
- Mercado, Alejandro F. 1997. "Una apostilla a la racionalidad". *Revista Boliviana sobre Desarrollo Sostenible*. Capacidad 21, PNUD, Bolivia, Julio.
- Mercado, Alejandro F., Jorge Leitón y Fernando Ríos. 2004. "Segmentación en el mercado matrimonial". *Revista Latinoamericana de Desarrollo Económico*. Instituto de Investigaciones Socio-Económicas, Universidad Católica Boliviana. Octubre.
- Oaxaca, R. 1973. "Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets". *International Economic Review*. 14,693-709.
- Phelps, Edmund S. 1986. *Economía política*. Barcelona: Antoni Bosch, editor.
- Sen, Amartya K. 1988. "The Concept of Development". *Handbook of Development Economics*. Amsterdam, North-Holland.
- Toranzo, Carlos. 1982. *Nueva derecha y desproletarización en Bolivia*. Unitas-ILDIS. La Paz, Bolivia.
- Toranzo, Carlos. 1993. *Lo pluri-multi o el reino de la diversidad*. ILDIS. La Paz, Bolivia.

# Martín de Azpilcueta (1492-1586)

*Fernando Baptista Gumucio\**

Habitados como estaban los europeos, en los siglos precedentes al descubrimiento de América, a que los precios y salarios se mantuviesen constantes, e inclusive tendieran a la baja por la falta de numerario, en un marco de recesión económica permanente, el arribo del caudal americano catapultó un proceso inflacionario de tal magnitud, que dio lugar entre ellos a las más singulares conjeturas sobre su origen y a no menos arbitrarias disposiciones administrativas para atenuar sus consecuencias. Correspondió a Martín de Azpilcueta y a otros estudiosos hispanoamericanos explicar de una manera coherente la relación entre la presencia del tesoro americano y el proceso inflacionario observado.

En tanto la sociedad feudal estuvo circunscrita a la explotación de la tierra en base a la reciprocidad de servicios entre señores feudales y vasallos, el numerario era prácticamente un elemento marginal en el conjunto de la economía, y los pagos se pactaban como una forma de "apreciatura", tal como nos cuenta el Cid Campeador al exigir resarcimiento a la afrenta cometida a sus hijas por los infames Condes de Carrión, los que, a falta de numerario, pagaron en "caballos, palafrenes, mulas, tantas y tantas espadas con hermosas guarniciones, recibiólos el Mío Cid como la Corte". Lo que nos indica que las transacciones se calculaban en dinero, pero no necesariamente se pagaba con dinero.

Los comerciantes italianos, más sensibles al impacto económico causado por las Cruzadas, acudieron a ingeniosos instrumentos bancarios, tales como letras de cambio, pagarés a determinado plazo e interés o simplemente órdenes de pago, entre los numerosos agentes que tenían cómodamente apostados en los puertos del Mediterráneo y el Mar del Norte. A su vez acuñaron monedas de oro que pasaron a constituirse en las unidades de cuenta del mundo mediterráneo.

\* Profesor del Departamento de Economía de la Universidad Católica Boliviana.

Sin embargo, ni los instrumentos bancarios ideados por los italianos, aún siendo sumamente útiles, ni la acuñación de monedas de oro como el florin y el ducado, ni los Excelentes de la Granada, de igual peso y contenido fino, acuñados por orden de los Reyes Católicos, de ningún modo paliaban la falta de numerario de baja denominación que el pueblo llano requería para su comercio cotidiano, bien fuera para la compra de productos destinados a complementar su dieta, atiborrada de gachas mal aliñadas, para las contribuciones destinadas a sostener el templo o para el pago de la renta feudal correspondiente en dinero.

Las monedas de mayor circulación eran de "plata negra" o de cobre bañado en plata, de tosca acuñación y por consiguiente de un poder liberatorio circunscrito a un reino, feudo o región. En España eran cerca a treinta las Casas de Moneda, distribuidas entre los reinos cristianos y musulmanes, las destinadas a suplir esa clase de numerario, pero funcionaban intermitente y erráticamente. Alemanes, franceses e ingleses contaban con igual número de cecas en las que acuñaban una miríada de monedas de valor nominal y distinta denominación.

Sin embargo, apenas constituidas esas Casas de Moneda dejaban de funcionar por la falta de metales preciosos con que abastecerse, dispersos y escasos como eran los yacimientos argentíferos en Europa, provocando la recolección o "saca" de monedas de un reino en desmedro del otro, para luego fundirlas y acuñarlas con distinta denominación e impronta, las más de las veces con una adición mayor de cobre en la liga. Así, las monedas en circulación hasta el descubrimiento de América eran de valor nominal y continuamente falsificadas, recortadas, limadas, devastadas o socavadas.

La producción de plata en el siglo XIV en Alemania o bajo el control de los alemanes era de ochenta y cinco toneladas anuales, equivalente a dos tercios de la producción europea. El oro, a su vez, procedía del África, al que habría que añadir el de Hungría, el primero con seis toneladas anuales y el segundo con una, haciendo un total de apenas siete toneladas. Esta oferta de metales preciosos, aunque constante, no satisfacía los requerimientos de circulante que se producían como resultado del crecimiento demográfico o el aumento registrado en las transferencias en los mercados intraeuropeos. Y mayor aun fue su escasez cuanto aumentó el precio de las especias procedentes del lejano Oriente a raíz de la ocupación de las rutas convencionales por los turcos

otomanos, fanáticos guerreros seminómadas que habían de engullirse el Imperio Bizantino en 1453 y dominar los siempre conflictivos Balcanes.

Circunscribiendo este análisis a las cantidades de metales preciosos amonedados en los países más representativos de Europa (Italia, Inglaterra, Alemania, Francia, Holanda y España) para cuantificar la crisis monetaria por la que atravesaron entre 1450 y 1500, tenemos que en esos 50 años fueron acuñados 3,661 kilos de oro y 21,165 de plata, es decir, 116 y 791 respectivamente si se los contabiliza anualmente, de los cuales correspondía a España 7 de oro y 19 de plata (Spufford, 1988: 417.)

Esa recesión económica, bien calificada de "hambruna monetaria", sirvió de verdadero acicate para que los europeos se lanzasen a la búsqueda de nuevas fuentes de metales preciosos. Primero los portugueses, en busca de adueñarse del oro transahariano y auxiliados por los vientos alisios, bordearon la costa atlántica del continente africano hasta llegar a la desembocadura del Níger. Luego los españoles, con la odisea colombina, lograron cruzar el océano, arribando, inesperadamente, a Guanahani, hoy Bahamas. Éstos, una vez instalados en la isla La Española, hoy Santo Domingo, "trocaron" o rescataron, inicialmente desde la costa, el oro que los aborígenes traían "al pescuezo, las orejas, brazos y piernas con manillas muy grandes", tal como relata, en su diario el Almirante del Mar Océano. Luego, agotada esa posibilidad, los conquistadores se adentraron en la isla para "escopetear" o cavar en forma agresiva y extenuante los bancos de oro aluvional<sup>1</sup>. Luego, sin contar el oro en polvo, pepitas, adornos y láminas que llevó el Almirante al retorno de sus viajes a España, desde 1503 hasta 1520 llegaron a Sevilla, entre bajas y altas, la cantidad de 14,118 kilos de oro, o sea 830 kilos anuales (Vilar, 1969: 70).

La llegada del oro caribeño empezó a empujar hacia arriba el nivel de precios en localidades como Sevilla, ya convertida en el mayor centro financiero de Europa, donde debía ser registrado, contabilizado y distribuido entre la Corona, la Iglesia, los empresarios y los comerciantes. Para 1520, el año en que Carlos V es coronado Rey de España, habían cesado las remesas del oro aluvional procedente de las islas del Caribe. No obstante, el aporte americano estaba lejos de agotarse. Al contrario, empezaron las primeras remesas de plata azteca<sup>2</sup>; remesas que Carlos V hipotecó a los ban-

1 Descubierto en los ríos Yaqui, Nicayagua, Cibú y el Mao, entre otros (de Pando Villarroya, 1985: 55).

2 Proveniente de las minas de Tabasco, Sulpec, Pachuca y otras, que se acrecentaría con el aporte de Zacatecas y Guanajuato (Bakewell, 1976: 25).

queros alemanes en una cantidad próxima a los 3.000 kilos de oro, desde el momento mismo de su ascenso al trono español, para adquirir, por no ser hereditaria, la Corona Imperial germana.

Estos préstamos los obtuvo el Emperador mediante la emisión de Bonos del Tesoro o "asientos", tal como los denominaban los hacendistas de la época. A esas obligaciones contraídas con los banqueros alemanes debieron añadirse las que asumió Felipe II con los banqueros genoveses, "asentadas" en los libros de contabilidad fiscal del Reino de Castilla para su pago en variantes y onerosos intereses o juros. La referencia a esos préstamos es oportuna porque con su contratación apresuraron el impacto del caudal americano sobre la economía europea, pasando a formar parte del circuito financiero aun antes de la llegada física de la plata mexicana. Esto provocó que se generalizaran las transacciones, antes desconocidas, en y de metales preciosos, en las ferias de ciudades como Lyon, Amberes, Troyes, Medina del Campo, Génova, todas verdaderos polos de atracción mercantil.

El aporte del Cerro Rico de Potosí fue el verdadero detonante de los precios prevalecientes en el continente europeo, habida cuenta que el aporte americano llegó a 268 toneladas de plata anuales a partir de 1591, correspondiendo de éstas el 90 per cent a Potosí, que triplicaba al producido en Alemania, entonces el mayor centro argentífero de Europa. En España los precios alcanzaron niveles seis veces superiores a los vigentes a principios de siglo. En Francia e Inglaterra el aumento de precios fue percibido más tarde, y a medida que se alejaba de Sevilla, el impacto del caudal americano, aunque minimizado, tocó los confines más remotos de Europa.

Esa "revolución en los precios" (Hamilton, 1985) fue objeto de asombro y a la vez de consternación entre los europeos, acostumbrados como estaban a verlos estabilizados o tendientes a la baja. Conjeturas, más que explicaciones, fueron formulándose en España para de algún modo desentrañar el origen de ese singular fenómeno económico. Por ejemplo, para dar fin a los "precios inmoderados" de granos como el trigo, avena y centeno, Carlos V dispuso que se prohibiese su venta antes de ser cosechados. El precio de la carne de res lo explicaban por el alto precio alcanzado por la carne de ternera, por lo tanto prohibieron su beneficio. Las Cortes, a su vez, atribuían los precios exigidos por la carne a las excesivas rentas cobradas por los dueños de los pastizales.

Obviamente, también los extranjeros fueron sindicados de ser (como toda época de crisis, ésta incubó la xenofobia) el origen del alza de precios del pan y otros alimentos, "porque ellos especulan con toda clase de mercaderías". Al mismo tiempo, innumerables Pragmáticas combatían el lujo, la ostentación y la riqueza, ajenas hasta entonces a los austeros castellanos, prohibiéndose el uso de joyas o hilados de oro y plata en calzagaduras y otros bienes de uso profano; o por último limitando el número de criados (Colmeiro, 1863: 363 y sig).

A toda esa suma de conjeturas, elaboradas para de alguna manera explicar el aumento de los precios, el gobierno de Vizcaya agregaba: "Si los precios suben es porque la gente de la tierra llana bebe y come sin tasa en las tabernas, adquiriendo hábitos viciosos de pereza, sin cultivar sus campos, ni cuidar los frutos de sus huertos. En estas circunstancias, no hay que asombrarse que encarezca la sidra y se venda a precios exagerados" (Braudel, 1976: 687). Es decir que, según esa versión oficial, la carestía era culpa de los pobres, al igual que en todas las épocas asoladas por la crisis económica, cuando las autoridades financieras relacionan ésta directamente con la demanda de mejores sueldos y salarios.

Por lo dicho, las autoridades afincaron su análisis sobre el alza registrada en los precios más en las consecuencias que en su origen, correspondiendo a pocos intelectuales, que vamos a citar, establecer de manera precisa la relación que existía entre el caudal americano y el mencionado fenómeno. En Salamanca, Martín de Azpilcueta fue el que con mayor nitidez dibujó los perfiles de lo que habría de conocerse como la teoría cuantitativa del dinero, que reactualizaría Milton Friedman con tanto éxito en los círculos especuladores de Wall Street, en la década de los setenta del siglo XX.

Martín de Azpilcueta, doctor navarro, como él se nomina, fue en su época el más insigne de los catedráticos de la Universidad de Salamanca. Al postular a su reelección a la Cátedra de Derecho Civil en esa universidad, leyó su tesis ante el Emperador Carlos V, titulada "El reino no es del Rey, sino de la comunidad, y, por derecho natural, es de la comunidad y no del Rey; por esta causa no puede la Comunidad abdicar totalmente su poder" (Azpilcueta (1556) 1965: XVI). Esta extraña disposición de ser razonable, como diría Borges, en defensa de la soberanía popular, privó al navarro, por el resto de su vida, de los privilegios que disfrutaban los palaciegos de todos los tiempos.



Azpilcueta, con la misma solidez expresada en sus convicciones políticas y expuesta ante Carlos V, incursionó en el campo de la economía con su obra maestra "*Comentario Resolutorio de Cambios*", publicada en 1556. Antes de resumir el contenido de su obra convendría explicar la razón y originalidad de su título. El autor abre su exposición "comentando" un texto bíblico o pontificio, para darle a su contenido una garantía visible de ortodoxia. Denomina a su obra "Resolutorio" porque su propósito es resolver cuestiones o discusiones pendientes, como una forma de razonamiento admitido en el Derecho Canónico, para luego referirse a los "cambios" en su acepción más amplia, es decir a la totalidad de las transacciones monetarias.

Su tratado explora y explica las transformaciones en la economía española percibidas durante su larga existencia, que transcurre enseñando en universidades de Portugal, España y Francia. Nacido en el "orto" de la Edad Media, sus primeras apreciaciones sobre el dinero son nominalistas, acordes con lo que habían venido sosteniendo los escolásticos en materia monetaria. Pero Azpilcueta desarrolla posteriormente conceptos novedosos sobre la función que cumple la moneda, negando, para empezar, al Príncipe la potestad, antes admitida como válida, aun por Santo Tomás, de fijar el valor del dinero, por cuanto éste debe responder a su valor intrínseco o contenido fino.

Para reforzar su opinión sobre el valor del dinero, acude al crédito y al pago de lo prestado, indicando: "al que preste una cosa, se le ha de devolver otra del mismo linaje de lo que prestó, tan buena como ella (cuanto a la bondad intrínseca) y la bondad intrínseca no es el precio que la República o el Príncipe dictamine, sino la calidad y la bondad de la materia" (Azpilcueta, (1556) 1965: Cap IV. Luego sus observaciones lo conducen a la formulación, casi axiomática, de esa evidencia, que por ambigua no deja de ser menos cierta: "en España el tiempo que había menos dinero, por mucho menos se pagaban las cosas vendibles, las manos y trabajos de los hombres, después que las Indias fueron descubiertas la cubrieron de oro y plata. La causa de lo cual es que el dinero vale más donde y cuando hay falta de él, que donde y cuando hay abundancia". Vinculaba de este modo la masa monetaria con el nivel de los precios de bienes y servicios, cuyo resumen está expresado en la teoría cuantitativa del dinero, según la cual, en su versión más simple, los cambios en el nivel general de precios están determinados por los volúmenes registrados en la masa monetaria y la velocidad de su circulación.

Azpilcueta dedica luego toda su atención a la relación de las transacciones mercantiles o cambios que son lícitos, para de esta manera superar la sospecha que pesaba todavía sobre el comercio en general. Los cambios lícitos los cataloga de siete maneras:

- a) **Cambio por oficio y trabajo de prestar.** Esto supone un cobro adicional al prestatario por ejercer el trabajo de prestamista "y aún osamos desear que los reyes y príncipes proveyesen a sus repúblicas de tales prestadores".
- b) **Cambio por menudo.** Esta transacción consiste en cambiar una clase de monedas por otras de contado: "podría empero vedar (si pareciese conveniente) para que menos se alterase el precio de la moneda y menos se sacase la gruesa del reino".
- c) **Cambio por letras.** Es el traspaso virtual de dinero de un mercader a otro a través de un documento adquirido mediante el pago de contado: "Con este vedamiento se quita a los estudiantes peregrinos y comerciantes un buen medio de pasar (cuasi sin costas y peligro) su provisión y dinero... entre peligrosos pasos".
- d) **Cambio por traspaso real.** Es la preferencia del mercader por prestar su dinero en lugar de tomar para sí el riesgo de la transacción: "también es lícito dar moneda que vale menos en una tierra que en otra, por no valer tanto su metal allí como en otro lugar".
- e) **Cambio por intereses.**- Es la transacción que por prestar a quien conviene deja de tratar: "Esto responde a las consideraciones relativas al valor del dinero o su productividad, que es mayor en manos del mercader que sabe y quiere hacer uso de él en sus tratos que las de otra persona no calificada".
- f) **Cambio por guarda.** Consiste en el depósito devengando un interés que con carácter de comisión cobrará el cambiista en sus funciones de cajero. "Porque razón es llevar un tanto aquél por cuya cuenta se paga, pero no hace más que recibir del cambiador lo que el depositante le debe".
- g) **Cambio para compra, trueque, o contrato innominado.** Es una transacción mercantil parecida al traspaso real. "Justamente porque el que tiene dineros en Medina del Campo considera o procura haber por trueque otros dineros que están en Flandés, por lo menos de lo que valen allí".

Es posible que en la actualidad no sean consideradas operaciones de cambio algunas de las descritas por Azpilcueta, pero si recordamos que su propósito esencial era aligerar el anatema que los teólogos lanzaban contra cualquier operación mercantil, convendremos en que su aporte, en una época de gran expansión económica, fue decisivo para aclarar conceptos hasta entonces plagados de subjetivismo y sospecha.

Finalmente, una vez desarrolladas sus observaciones sobre los cambios o tipos de operaciones mercantiles a que da lugar el dinero, Azpilcueta pasa a explicar su teoría monetaria.

En conclusión, lo importante en la obra de Azpilcueta, desde el punto de vista económico, está constituido por el conjunto de ideas que aporta sobre la moneda y que aparecen a lo largo del *Comentario*, las mismas que no dejan de constituir una verdadera teoría del dinero, digna de ponerse en una posición ventajosa con las bastante rudimentarias teorías que entonces corrían. Concretamente debemos apreciar en Azpilcueta las funciones que asigna al dinero, pero sobre todo sus ideas sobre el valor y el cambio del mismo, con sus conceptos claramente cuantitativistas, como hemos indicado, siendo este elemento de la cantidad uno de los varios factores que conforman su perspicaz teoría del valor de la moneda.

Otros economistas de la talla de Azpilcueta y pertenecientes a la Escuela de Salamanca también destacaron esta relación entre el precio del dinero y su poder adquisitivo. Así Tomás de Mercado, en su obra *Summa de tratos y contratos*: "Clarísimo de esto -decían- que en las Indias vale el dinero lo mismo que acá: 34 Maravedies, y el peso de minas 13 Reales, y lo mismo vale en España. Mas, aunque el valor y el precio es el mismo, la estima es muy diferente entre ambas partes" (cit. en Consuegra (1997). Pues el valor adquisitivo del dinero (o estima, como la denomina Mercado) es mucho menor en las Indias que en España, por ser abundante el dinero en Sevilla, así como en las demás partes de España. De la misma manera, el poder adquisitivo del dinero es mucho mayor en Flandes, en Roma o en Alejandría que en Inglaterra, todo lo cual se explica por la gran penuria de dinero que estos países tienen, a diferencia de las Indias, "donde nace y se coge" los metales preciosos.

3 Publicada por primera vez en Salamanca en 1569 y reeditada en Sevilla en 1571 y 1578.

El dinero, considerado por Aristóteles como uno de los medios de alcanzar la riqueza en forma ilícita y ser factor de usura en contra de los intereses del prestatario, adquiere, con Azpilcueta, una acepción distinta. Tiene una personalidad propia, ya que su abundancia o escasez puede variar los precios de los demás bienes, siempre que su valor nominal corresponda a su valor intrínseco. El papel que la moneda juega en el conjunto de la economía ya no es estéril (o marginal), como afirmaban los griegos y los medievalistas, sino substancial para el desenvolvimiento de la economía.

La abundancia de circulante de un valor constante rechazó la usura de manera natural, sin necesidad de mayores anatemas por parte de la Iglesia, pues al establecerse una relación directa entre esa abundancia y las tasas de interés, las operaciones comerciales fueron más transparentes.

Corresponde, por tanto, a los economistas de Salamanca el habernos ofrecido una visión sistematizada de aquel movimiento de flexión y reflexión empírica, de lo acontecido en los dos mundos, el español y el americano, que luego habían de ensamblarse económicamente en forma defectuosa. Pero no por la ignorancia de sus testigos, como lo demuestra Azpilcueta, sino porque la magnitud de la empresa por la fe cobró sus dividendos.

## Apéndice

### Dos fragmentos del Comentario Resolutorio de Cambios, de Martín Azpilcueta

#### El valor del dinero

“Lo que decimos respecto a lo que hace subir o bajar el dinero, que es de haber gran falta y necesidad o copia de él, vale más donde o cuando hay gran falta de él, que donde hay abundancia, como lo tiene Calderino, Silvestrus, Laurencio con quien Cayetano y Domingo de Soto<sup>4</sup> concuerdan.

Por cuya opinión hace lo primero: Que éste es el común concepto de casi todos los buenos y malos de toda la Cristiandad y por ello parece voz de Dios y de la naturaleza.

Lo segundo, y muy fuerte, que todas las mercaderías encarecen por la mucha necesidad que hay y poca cantidad de ellas, y el dinero, en cuanto es cosa vendible, trocable, o conmutable por otro contrato, es mercadería, por lo susodicho, luego también él se encarecerá con la mucha necesidad y poca cantidad de él.

Lo tercero, que siéndolo al igual en las tierras donde hay gran falta de dinero, todas las otras cosas vendibles y aún las manos y trabajos de los hombres se dan por menos dinero que donde hay abundancia del mismo; como por la experiencia se ve que en Francia, donde hay menos dinero que en España, valen mucho menos el pan, vino, paños, manos y trabajos; y aún en España, en el tiempo en que había menos dinero, por mucho menos se daban las cosas vendibles, las manos y trabajos de los hombres, que después que las Indias descubiertas las cubrieron de oro y plata. La causa de lo cual es, que el dinero vale más donde y cuando hay falta de él, que donde y cuando hay abundancia.

Lo cuarto, que por la falta de la moneda de oro, con razón puede crecer su valor, para que más moneda de plata o de otro metal se dé por ella, como vemos, que ahora por

<sup>4</sup> Juan Calderino (1447-1478), humanista italiano; Silvestrus Prierias (1474-1528), teólogo italiano; Laurencio de Rodolfo (460-1515), tratadista italiano, Cayetano Tomás de Vio (1480-1547), jurisconsulto italiano y Domingo de Soto (1494-1545), humanista español.

la gran falta que hay de moneda de oro dan algunos XXII y aún XXIII y XXV Reales por un doblón<sup>5</sup>, que por la ley y el precio del Reino, no vale más de XXII”.

### Origen y funciones del dinero

“Decimos que el cambio o trueque de cosas, que no son dinero (como galanamente lo dijo el Jurisconsulto Paulo)<sup>6</sup> mucho más antiguo contrato es, que el de compra y venta, que comenzaron después de hallado el dinero. Así, antes del dinero, quien tenía una cosa y había menester de otra, buscaba alguno, que la tuviese y se la quisiese trocar por la suya: como el que tenía vino y lana, y no trigo, ni zapatos, buscaba al que tuviese trigo y zapatos, y quisiese darlos por su vino y lana; como aun el día de hoy lo hacen algunas bárbaras gentes con quienes tratan los españoles y otros.

Hallóse, empero después el dinero, que como cierto fue invento muy necesario por una parte: así no sé, si por otra hoy es el que destruye las almas por avaricia, los cuerpos por guerras, navegaciones espantables, y aun así mismo, muchas flotas (en que van y vienen) con tempestades y naufragios horribles.

De manera que el uso primero, y fin principal, para el que se halló el dinero fue, como precio para comprar con él, y vender por él, las cosas necesarias a la vida humana, y para que fuese como medida pública de las cosas vendibles.

Después comenzó el trueque de la moneda de un metal, por la de otro, o de otro valor; como el de la gruesa por la menuda, y el de la menuda por la gruesa. Después, porque la moneda de una tierra valía menos en ella, que en otra (como hoy día casi todas las monedas de oro y plata de España valen menos en ella, que en Flandes y Francia) comenzó el arte de cambiar, que es arte de tratar en dineros, dando y tomando unos por otros, por el cual se comenzó a pasar el dinero de donde menos valía a donde valía más.

Y aunque a Aristóteles le pareció mal este arte de cambiar y mercadear cambiando dineros, por no parecerle este uso natural, ya que ni trae provecho a la República, ni tie-

5 Doblón: moneda de oro equivalente a dos Excelentes de La Granada, con un peso de 9,20 gramos y 23,3/4 quilates de fino.

6 Julio Paulo (180-235), jurisconsulto romano de la época clásica.

ne otro fin, sino el de la ganancia, que es un fin sin fin; por lo cual Santo Tomás dijo que cualquier arte de mercader, cuyo fin principal sea únicamente ganar, es ilícito. Pero el mismo Santo Tomás dice que el arte de mercader es licito si el fin es la ganancia moderada, para mantenerse a sí y a su casa, y el arte de cambiar trae algunos provechos a la República: por nuestra parte decimos que si él se ejercita como se debe, y el fin de la ganancia, que por ella se pretendiese, es honesta y moderadamente para mantenerse a sí y a su casa, es licito. Ni es verdad que el uso de dinero, para ganar con él, cambiándolo, sea contra su naturaleza”.

## REFERENCIAS

- Azpilcueta, Martín de. C.S.J. (1556) 1965. *Comentario resolutorio de cambios*. Madrid: Introducción de Luciano Perena.
- Bakewell, P.J. 1976. *Minería y sociedad en México colonial. 1546-1700*. México: F.C.E.
- Braudel, Fernand. 1976. *El Mediterráneo y el mundo mediterráneo en la época de Felipe II*. México: F.C.E. Primer Tomo I.
- Colmeiro, Manuel. 1863. *Historia de la economía política en España*. Madrid: Tomo II.
- Consuegra Higgins, José. 1997. *La teoría de la inflación*. España: Editorial Plaza & Janés.
- Hamilton, Earl J. 1985. *Tesoro americano y la revolución de los precios en España. 1501-1650*. España: Edic. Ariel.
- Pando Villarroya, José Luis de. 1985. *Colón y el oro*. España: Ed. Pando.
- Spufford, Peter. 1988. *Money and its Use in Medieval Europe*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Vilar, Pierre. 1969. *Oro y moneda en la historia. 1450-1920*. España: Ed. Ariel.



# Derechos humanos, transferencias y gasto\*

*Oswaldo Nina Baltazar\*\**

Los informes de seguimiento a las recomendaciones del Comité de Derechos Humanos Económicos, Sociales y Culturales están mostrando que la situación de los derechos económicos, sociales y culturales (DESC) para la mayoría de los bolivianos y bolivianas está empeorando. Asimismo, existen claras evidencias de que este escenario tenderá a profundizarse a mediano y largo plazo, mientras subsistan las condiciones de pobreza que aqueja a la mayoría de la población y no se cuente con gobiernos y actores no estatales capaces de respetarlos, promoverlos, protegerlos y cumplirlos.

La situación de los DESC depende de la realización de inversiones y la aplicación de recursos públicos y una acción deliberada de las organizaciones públicas o de la comunidad en su conjunto. Sin embargo, los últimos acontecimientos sobre la distribución del Impuesto Directo a los Hidrocarburos (IDH) están mostrando que la naturaleza y calidad del debate sobre las transferencias fiscales no parece encontrarse a la altura de la importancia del tema. Una vez más, la falta de una visión, de metas y de plazos claros que permitan llevar a cabo la descentralización política, administrativa y fiscal del país terminará favoreciendo la manipulación política del asunto de las transferencias. De esta manera, se contribuirá a diluir la posibilidad de un debate serio que apunte a la formación de un consenso nacional sobre los objetivos, volumen y sistema de gestión de las transferencias fiscales hacia las prefecturas y los municipios.

El presente artículo tiene como objetivo realizar una evaluación de las transferencias fiscales y la asignación del gasto social para proponer algunos lineamientos que puedan facilitar el diseño de un mecanismo de transferencias intergubernamentales que pro-

\* El artículo es un resumen de un estudio realizado por el autor para la elaboración de la Estrategia Nacional de Derechos Humanos.

\*\* Director del Grupo Integral SRL.

mueva la equidad y la justicia y por consiguiente el acceso a los servicios de educación, salud y servicios básicos, que son derechos que el Estado debe proporcionar.

## **Transferencias fiscales**

Las transferencias fiscales apuntan a resolver un problema de desequilibrio entre responsabilidades y recursos, es decir, a solucionar el desequilibrio existente entre las responsabilidades de promover el desarrollo y prestar servicios locales que tienen los municipios. Un sistema de transferencias debe tomar en cuenta los siguientes factores: (1) cómo se manifiesta este desequilibrio en un país y en un momento determinado; y (2) cómo hacer para garantizar que la acción del Estado tienda a subsanar dicho desequilibrio. En general, un sistema de transferencias intergubernamentales tiene que estar bien diseñado para que no termine creando más problemas de los que realmente ayuda a solucionar, por ejemplo, desalentando el esfuerzo fiscal a nivel local o aumentando los recursos de aquellos municipios cuyas prácticas de asignación y uso de recursos continúan siendo poco claras, ineficientes o injustas.

Cuando se analiza la repartición de los impuestos para el caso de Bolivia (véase Cuadro 1), se puede constatar que existen múltiples criterios de distribución y que éstos no necesariamente responden a las necesidades de cada nivel de administración, como se observará más adelante. Una revisión de la normativa legal en cuanto al origen de los ingresos fiscales subnacionales y competencias (Ley de Participación Popular, Ley de Descentralización Administrativa, Ley de Municipalidades, Ley del Diálogo Nacional y Decreto Supremo No. 28421 para la distribución de recursos de IDH para prefecturas y municipalidades) muestra que las bases de distribución, en su mayoría, no contemplan ciertos desequilibrios verticales u horizontales, las externalidades interjurisdiccionales y el logro de objetivos nacionales en el ámbito subnacional, entre otros.

La Ley de Participación Popular, por ejemplo, transfiere la infraestructura física en los servicios de salud, educación, cultura, deportes, caminos vecinales y microriego. Sin embargo, la distribución igualitaria por habitante de los recursos de coparticipación tributaria no contempla la capacidad fiscal de los municipios, que es un aspecto crítico para el cumplimiento de las nuevas competencias municipales. Por otro lado, la distribución de recursos mediante la Ley del Diálogo Nacional 2000, que asigna recursos en base a criterios tales como pobreza o población escolarizada y por habitante, no considera las

necesidades de gasto en el nivel municipal, que es necesario para distinguir regiones o municipios con mayores problemas en la provisión de los servicios de educación y salud.

**Cuadro 1**  
**Distribución de Impuestos, 2005**

	Nacional	Departamental	Municipal	Otro
Ingresos nacionales: IVA, RC-IVA, IT, IUE, ICE, GA, ISAE, ITGB.	75%		20%	5% Universidades
Impuestos municipales: IPB, IMT			100%	
ITF	100%			
IDH	37%	33%	24%	6% Universidades
IEHD	65%	35%		
Recursos hidrocarburos				
Regalías	33%	66%		
Patentes			50%	50% MDS
Recursos forestales				
Patentes aprovechamiento		35%	25%	10% FNDF y 30% SF
Patentes desmonte		25%	25%	50% FNDF
Recursos mineros				
Regalías		100%		
Patentes			30%	70% Varios
ICM		100%		

Fuente: Red de análisis fiscal, Ministerio de Hacienda.

Nota:

- IVA : Impuesto al Valor Agregado
- RC-IVA : Régimen Complementario al IVA
- IT : Impuestos a las Transacciones
- IUE : Impuesto sobre Utilidades de las Empresas
- ICE : Impuesto al Consumo Específico
- GA : Gravamen Arancelario
- ISAE : Impuesto a las Salidas Aéreas al Exterior
- ITGB : Impuesto a las Transmisiones Gratuitas de Bienes
- IMT : Impuesto Municipal a las Transferencias
- IPB : Impuesto a la Propiedad de Bienes
- ITF : Impuesto a la Transferencias Financieras
- IDH : Impuesto Directo a los Hidrocarburos
- IEHD : Impuesto Especial a los Hidrocarburos y sus Derivados
- ICM : Impuesto Complementario Minero
- FNDF : Fondo Nacional de Desarrollo Forestal
- SF : Superintendencia Forestal
- MDS : Ministerio de Desarrollo Sostenible.

La distribución de los impuestos carece de una racionalidad integral y una perspectiva de derechos humanos, por lo cual está creando desigualdad en la asignación de los recursos a nivel municipal y prefectural. Como se puede observar en el Cuadro 2, existen diferencias marcadas cuando se compara el ingreso *per cápita*: por ejemplo, el departamento de Pando es el más favorecido; en cambio, los más perjudicados son Santa Cruz, a nivel municipal, y La Paz, a nivel prefectural.

**Cuadro 2**  
**Transferencias fiscales a municipios y prefecturas, 2005**  
**(en millones de \$US)**

Item	Total	CHU	LPZ	CBBA	ORU	PTS	TJA	SCZ	BEN	PAN
<b>Municipios</b>										
Coparticipación tributaria	191.8	12.3	54.5	33.7	9.1	16.4	9.1	47.1	8.4	1.2
Coparticipación tributaria por IDH	100.3	9.0	16.7	12.0	9.0	9.0	11.4	15.0	9.0	9.0
Recursos HIPC	34.3	3.0	9.2	5.2	2.3	4.4	1.8	5.0	2.3	1.0
Ingreso total	326.4	24.4	80.5	50.9	20.4	29.9	22.3	67.1	19.7	11.2
Per cápita (\$US)	39.4	45.9	34.3	35.0	52.1	42.2	57.0	33.0	54.3	213.3
<b>Prefecturas</b>										
IEHD	44.4	3.9	8.8	6.4	3.5	4.4	3.5	7.9	3.4	2.6
Fondo de compensación	22.2	1.1	12.8	1.4	0.8	2.9	0.0	3.1	0.0	0.0
IDH	136.7	14.8	14.8	14.8	14.8	14.8	18.3	14.8	14.8	14.8
Regalías	148.5	6.0	0.7	21.5	4.4	3.3	74.4	26.4	7.8	4.0
Ingreso total	351.8	25.8	37.1	44.1	23.5	25.4	96.2	52.2	26.0	21.4
Per cápita (\$US)	42.5	48.5	15.8	30.3	60.0	35.8	245.9	25.7	71.7	407.6
<b>Recursos</b>										
Ingreso total	678.2	50.2	117.6	95.0	43.9	55.3	118.5	119.3	45.7	32.6
Per cápita (\$US)	82.0	94.4	50.0	65.3	112.0	78.0	302.9	58.8	126.0	621.0
<b>NBI</b>										
Educación (%)	52.5	70.7	49.1	52.6	47.2	72.4	60.5	43.6	54.6	61.3
Salud (%)	37.9	40.4	64.9	28.3	58.8	59.6	14.7	6.4	31.7	39.3

Fuente: Red de Análisis Fiscal. Ministerio de Hacienda.

Nota: CHU=Chuquisaca; LPZ=La Paz; CBBA= Cochabamba; ORU=Oruro; PTS= Potosí; TJA=Tarija; SCZ= Santa Cruz; BEN= Beni; y PAN=Pando.

La comparación entre las transferencias y las necesidades insatisfechas básicas (NBI) muestra la ausencia de relación entre ambas variables. Por ejemplo, el departamento de Potosí, que tiene las mayores necesidades en educación y salud, posee un ingreso *per cápita* menor que aquéllos que tienen, aproximadamente, las mismas necesidades. Por otro lado, se puede observar también que existen diferencias en las necesidades dentro del propio departamento. En consecuencia, una transferencia fiscal por habitante o población escolarizada, como es el caso del mecanismo de la Ley del Diálogo 2000, que no incorpora diferencias en los gastos en que se incurre para prestar estos servicios, no proporcionará acceso con equidad a los servicios de educación o salud, independientemente de la riqueza y de las condiciones socioeconómicas del lugar de residencia de los usuarios.

## Gasto social

El actual sistema de transferencia fiscal y de competencias tuvo impacto significativo en la evolución del gasto social. El Cuadro 3 muestra que el gasto social de los gobiernos subnacionales está comenzando a tener una participación moderada en el total, especialmente el de los gobiernos municipales. Este comportamiento se explica por el proceso de profundización de la descentralización, que otorgó competencias a las prefecturas y municipios mediante la Ley de Participación Popular, primeramente, y recientemente por medio del Decreto Supremo No. 28421. Por otro lado, se puede observar que el Gobierno Central continúa teniendo una alta participación en actividades como servicios públicos generales, seguridad social, defensa, orden público y seguridad.

La transferencia de competencias a los gobiernos subnacionales ha contribuido a mejorar el acceso a los servicios básicos; sin embargo, existe consenso en que los resultados hubieran sido mejores si antes de la descentralización los nuevos actores hubieran sido capacitados para determinar sus prioridades con criterios de equidad y necesidad de gasto.

En relación a educación, por ejemplo, algunos estudios señalan que la inversión no ha sido utilizada correctamente, situación que se atribuye a la falta de criterios de los alcaldes y la sociedad civil. Por ejemplo, existen municipios donde la gente demanda obras que no van de acuerdo a sus necesidades. Otros mencionan que no han funcionado los mecanismos de articulación e integración, porque el manejo de los recursos

**Cuadro 3**  
**Composición del gasto público por destino, promedio 2000-2003**  
**(en porcentaje)**

Destino	Composición					Total
	Total	Central	Prefectura	Municipal	Otros <sup>1</sup>	
Servicios públicos generales	16.2	72.1	4.2	12.1	11.6	100.0
Asuntos económicos	26.4	10.6	13.9	10.3	65.2	100.0
Defensa	4.9	99.8	0.0	0.0	0.2	100.0
Orden público y seguridad	5.9	98.5	0.3	1.0	0.3	100.0
Actividades recreativas y culturales	1.2	18.8	11.8	59.2	10.2	100.0
Protección del medio ambiente	2.0	30.7	20.3	38.7	10.3	100.0
Vivienda y servicios comunitarios	3.8	16.6	8.9	61.9	12.6	100.0
Salud	8.2	14.1	24.6	10.2	51.1	100.0
Educación	16.6	57.8	5.4	9.9	26.8	100.0
Seguridad social	14.8	88.4	5.1	1.7	4.8	100.0
<b>Total (\$US 3,065.4 millones)</b>	<b>100.0</b>					

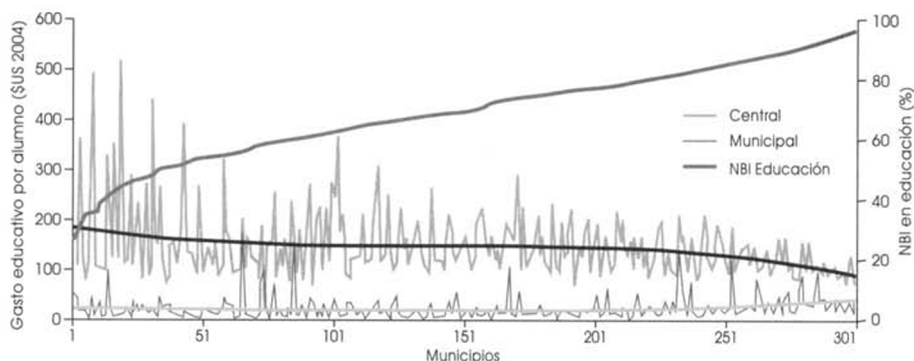
Fuente: Contaduría Pública, Ministerio de Hacienda.

<sup>1</sup> Otros = Instituciones descentralizadas.

físicos no puede estar al margen del manejo del proceso educativo, ni puede estar desvinculado de lo que es la gestión de los recursos humanos.

Estos problemas, junto a otros, han ocasionado que el gasto educativo no corresponda a las necesidades de educación del municipio. Como se puede observar en la Figura 1, a medida que las necesidades educativas son mayores, el gasto por alumno aumenta en pocos municipios. Esta situación es más desfavorable cuando se observa la distribución del gasto por alumno a nivel central. Ambos escenarios están mostrando que los criterios de asignación no están de acuerdo a las necesidades educativas.

**Figura 1: Gasto por alumno y NBI en educación: municipios  
(Promedio 2001-2003: \$US de 2004)**



## Desafíos

El actual sistema de transferencias fiscales y asignación de gasto social carece de una racionalidad y está creando desigualdades en el acceso de servicios en educación, salud y vivienda dentro y entre los municipios. Por consiguiente, es necesario crear un nuevo mecanismo de transferencia para que los derechos económicos, sociales y culturales sean garantizados.

El nuevo mecanismo debe promover el respeto de los siguientes principios: (1) El fondo de compensación debe proporcionar recursos adecuados y balancear las prioridades nacionales con la autonomía local; (2) El fondo debe ser distribuido de forma igualitaria; (3) La asignación debe ser predecible a través del tiempo; (4) El mecanismo debe ser simple y transparente; (5) El mecanismo debe utilizar información confiable y generalmente aceptada, y (6) El enfoque debe evitar incentivos negativos.

Por otro lado, el mecanismo debe determinar objetivos exactos de igualación, es decir, qué debiera ser igualado y por cuánto. Asimismo, se debe poder determinar las fuentes tanto a nivel central como subnacional y el monto del fondo de igualación. Los criterios de asignación deben asimismo reflejar con exactitud las características específicas de cada región y las necesidades o demandas de bienes públicos, en vez de simples resultados, tales como infraestructura. Finalmente, estos criterios deben ser actualizados regularmente y ser obtenidos de una fuente que no pueda ser manipulada por el gobierno central o uno o más gobiernos locales.

## REFERENCIAS

- Finot, Iván. 2005. "Descentralización, transferencias territoriales y desarrollo local". *Revista de la CEPAL*, 86, 29-46
- Martínez, Jorge. 2005. "Principios para el diseño de transferencias". Presentación Seminario- Red de Análisis Fiscal – Banco Mundial, La Paz, Bolivia.
- Nina, Osvaldo. 2006. "La educación inicial, primaria y secundaria en el marco de la descentralización: contexto y perspectivas". Documento de Trabajo 03/2005. Red de Análisis Fiscal. La Paz, Bolivia: Ministerio de Hacienda.
- Zapata, Marco. 2005. "Lineamientos para un nuevo sistema de transferencias intergubernamentales en función a las autonomías departamentales". Documento de Trabajo 03/2005. Red de Análisis Fiscal. La Paz, Bolivia: Ministerio de Hacienda.

