



DT 08/05

Los autores agradecen cualquier sugerencia o comentario sobre el presente documento.

UNIDAD DE ANÁLISIS DE POLÍTICAS SOCIALES Y ECONÓMICAS

Documento de Trabajo 08/2005

**UNA ESTIMACIÓN DEL TAMAÑO DE LA ECONOMÍA INFORMAL
UN EJERCICIO PARA BOLIVIA: 1990 – 2003**

Julio Humérez Quiroz

Abril de 2005

En Bolivia, al igual que muchos países en vías de desarrollo, existen muchas actividades que se encuentran fuera de los registros oficiales, como son las actividades sub-declaradas, las ilegales (contrabando y narcotráfico), actividades domésticas y las orientadas a transgredir regulaciones. En este trabajo, utilizando la metodología de la demanda del circulante, se estima la magnitud de la “economía oculta” en 47% del PIB, implicando para el Tesoro General de la Nación pérdidas por recaudaciones del IVA que se estiman en Bs650 millones anuales, en promedio.

Palabras Clave: Economía Oculta, Ingresos Sector Público,

Dirección de email de los autores: jhumerez@udape.gov.bo

UNA ESTIMACION DEL TAMAÑO DE LA ECONOMIA INFORMAL UN EJERCICIO PARA BOLIVIA: 1990 – 2003¹

Julio Humérez Quiroz

I. Introducción

En Bolivia así como en muchos países, especialmente en vías de desarrollo, existe una importante gama de actividades que se encuentran fuera de los registros oficiales, a pesar de su significativo aporte al producto y al ingreso. Los motivos son distintos, desde la intencionalidad de evadir el pago de impuestos —como las actividades sub-declaradas y disimuladas— hasta encubrir actividades económicas ilegales como el contrabando y el narcotráfico, pasando por actividades domésticas y aquellas orientadas a transgredir regulaciones. Esto en la práctica ha dificultado la definición del concepto de “economía oculta”² y la adopción de metodologías uniformes para su medición.

A partir de las distintas evidencias sobre actividades ocultas que deja el comportamiento de los agentes económicos en las estadísticas oficiales, la literatura empírica disponible reporta cinco conjuntos de métodos para medir su tamaño: a) métodos que se basan en las discrepancias entre ingresos y gastos a nivel macroeconómico y microeconómico, b) métodos basados en evidencias reveladas por las auditorías (especialmente fiscales y regulatorias), c) métodos que se basan en evidencias en los mercados de factores (principalmente de trabajo y energía), d) métodos sustentados en la demanda del circulante) y, e) métodos basados en la teoría estadística de las variables no observadas.

El presente trabajo tiene como objetivo realizar una estimación de la magnitud de la “economía oculta”, basada en la metodología de la demanda del circulante, expuesto en un trabajo pionero para Argentina por Guisarrí (1986).

En lo que sigue, el documento está se organiza de la siguiente manera. En la sección II se expone el método monetario para la estimación del tamaño de la “economía oculta”, haciendo énfasis en su evolución y en la estimación econométrica de la demanda del circulante como insumo, obteniéndose la condición que debe cumplir la elasticidad ingreso para que las estimaciones sean consistentes. A continuación se realiza una revisión del método propuesto por Ahumada et. al. (2003), cuando no se cumple la condición de coherencia. En la sección III se realizan las estimaciones econométricas, utilizando la metodología propuesta por Engle-Granger (1986), corroborándose los resultados mediante la aplicación del método de Johansen-Juselius (1989 y 1991). En la sección IV, utilizando como insumos los resultados econométricos de la anterior sección, se efectúan los cálculos del tamaño de la “economía oculta” bajo dos situaciones: cuando se cumple la condición de elasticidad-ingreso unitaria y cuando no se cumple. Finalmente, en la sección V, se reportan las conclusiones.

II. Metodología

¹ El autor agradece los comentarios recibidos de Hugo Dorado. No obstante, las opiniones expresadas en el documento y los errores que subsistan son responsabilidad del autor.

² En este documento se utilizará como sinónimos los términos: economía oculta, economía informal, economía no registrada, y economía ilegal, tomando en cuenta que no existe consenso sobre el término que con propiedad caracteriza estas actividades.

La metodología monetaria para la estimación de la magnitud de la “economía oculta”, consiste en hacer inferencias a partir de la información contenida en los agregados monetarios, bajo el supuesto que los agentes económicos utilizan circulante para realizar actividades informales. Luego, si se conoce la participación de este monto en el circulante total, se puede estimar el tamaño de la “economía oculta”, a través de la velocidad de circulación.

Este método ha evolucionado desde los trabajos pioneros de Gutmann (1977) y Feige (1979) hasta los trabajos de Tanzi (1982 y 1983), habiendo sido perfeccionado el método en base al trabajo de Cagan (1958), y difundido mediante aplicaciones para diversos países.

El método de Gutmann (1977) se basa en cinco supuestos: a) la alta presión tributaria y las regulaciones son la única causa para la “economía oculta”, b) la totalidad de las transacciones “ocultas” se realizan utilizando circulante, c) el ratio circulante depósitos, solo es función del nivel de presión tributaria y del conjunto de regulaciones de la actividad económica, d) para algún momento del tiempo, el tamaño de la “economía oculta” es despreciable. Asumiendo que la relación circulante/depósitos para el periodo sin “economía oculta” es constante a través del tiempo, todo cambio en esta relación permite estimar la cuantía del circulante utilizado para financiar las operaciones no registradas (C_i). Suponiendo que la velocidad de circulación, V , es la misma para la economía registrada como la “economía oculta”, el tamaño de esta última se obtiene como: $Y_i = VC_i$.

En el trabajo de Feige (1979), la estimación del tamaño de la economía oculta se realiza utilizando la versión de I. Fisher de la Teoría Cuantitativa del Dinero: $MV = PT$, donde M es el agregado monetario que incluye circulante y depósitos a la vista³, V es la velocidad-transacciones del dinero, y PT es el valor de las transacciones). Si la relación entre el valor de las transacciones y el valor del producto nominal se asume constante a través del tiempo, y esta relación se estima para un periodo en que la “economía oculta” se considera despreciable, conocido MV y por tanto PT , se puede estimar el producto nominal de toda la economía. La diferencia entre el valor total del producto nominal y su valor observado, corresponde a una estimación de la magnitud de la “economía oculta”.

Por su parte, Tanzi (1982) realiza las estimaciones utilizando los resultados econométricos de la demanda de circulante. La estimación incluye como variables explicativas, la presión tributaria y el peso de las regulaciones — como variables que resumen los incentivos a “ocultar” actividades económicas—, la variable costo de oportunidad de mantener circulante en efectivo, y la variable escala aproximada por el ingreso, el producto, el consumo, u otro agregado macroeconómico. Una vez estimada la función, el circulante utilizado en actividades “ocultas” se estima fijando en cero o en algún valor considerado normal los coeficientes de las variables que se asume incentivan la “economía oculta”. La diferencia entre el circulante total y el circulante legal estimado, representa una estimación del circulante utilizado en actividades no registradas. Por último, suponiendo que la velocidad-ingreso del circulante es la misma entre actividades registradas y no-registradas, es posible estimar el tamaño de la “economía oculta”, en términos del valor del producto generado en ella. Según Ahumada (2003), este supuesto solo es válido si la elasticidad-ingreso de la demanda de circulante es unitaria.

Medición de la economía oculta

³ Esto es lo mismo que suponer que las “actividades ocultas” se financian con efectivo y con cheques.

En esta sección se examina en detalle la estimación del tamaño de la “economía oculta” a partir de estimaciones econométricas de la demanda de circulante, y las condiciones de coherencia que se debería satisfacer.

En la tradición de Cagan (1958), la función demanda de circulante se especifica de la siguiente manera:

$$C_o = A(1 + \Theta)^\alpha Y_o^\beta e^{-\gamma i} \quad [1]$$

donde: C_o denota el circulante observado en términos reales; Θ recoge los incentivos para mantener circulante en efectivo para financiar actividades económicas “ocultas”, como la relación entre los impuestos y el producto (T/Y_o) o la participación del gasto público en el producto (G/Y_o)⁴, o ambas; Y_o es la variable escala asociada con el nivel de transacciones en la economía como el producto observado, en tanto que i denota la variable costo de oportunidad de mantener circulante en manos, como la tasa de interés. El circulante observado corresponde al circulante total, es decir, es la sumatoria del circulante demandado para financiar actividades legales o registradas (C_l) y el demandado para financiar actividades “ilegales” (C_i), por lo que:

$$C_o = C_t = C_l + C_i \quad [2]$$

Sin embargo, el producto observado (Y_o) es el asociado a la actividad legal y no incluye el correspondiente a la economía “ilegal” u “oculta” (Y_i). Entonces, se tiene:

$$Y_t = Y_o + Y_i = Y_l + Y_i \quad [3]$$

Haciendo en (1) $\Theta = 0$, vale decir, que los incentivos para mantener circulante en efectivo para financiar actividades “ocultas” han desaparecido, y reemplazando las variables explicativas por sus valores observados, se obtienen los valores estimados del circulante legal (C_l):

$$C_l = AY_o^\beta e^{-\gamma i} \quad [4]$$

Conocidos C_t y C_l , por diferencia se obtiene una estimación del circulante mantenido en cartera para el financiamiento de actividades “ilegales” (C_i).

$$C_i = C_t - C_l \quad [5]$$

La velocidad de circulación en la economía “legal” se calcula como:

$$v = Y_l/C_l \quad [6]$$

El supuesto central para estimar el tamaño de la “economía oculta” es que la velocidad de circulación es igual en la economía “legal” y en la economía “ilegal”, es decir:

$$v = Y_l/C_l = Y_i/C_i \quad [7]$$

⁴ En un contexto intertemporal, un mayor gasto público como porcentaje del PIB en el presente es equivalente a mayores impuestos en el futuro, lo que entre otras cosas, incentivaría a los agentes económicos a realizar más operaciones “ocultas”. Esta es la hipótesis postulada por la teoría de la equivalencia ricardiana, según la cual, la deuda pública no afecta la riqueza del sector privado, ya que un financiamiento del gasto público con deuda es equivalente al financiamiento con impuestos.

De donde, una estimación del producto de la economía “ilegal” se obtiene a partir de la siguiente relación:

$$Y_i = v C_i \quad [8]$$

Sin embargo, el supuesto de velocidad de circulación constante explícita en (7) solo es válido si la elasticidad-ingreso es unitaria ($\beta = 1$). En efecto, la expresión (6) puede escribirse como:

$$v = \frac{Y_i}{C_i} = \frac{Y_1}{A Y_1^\beta e^{-\gamma i}} = \frac{Y_1^{1-\beta}}{A e^{-\gamma i}} \quad [9]$$

Transformando en logaritmos y derivando respecto al producto total, se obtiene:

$$\frac{\partial \ln v}{\partial \ln Y_t} = \frac{\partial \ln v}{\partial \ln Y_1} \frac{\partial \ln Y_1}{\partial \ln Y_t} = (1 - \beta) \frac{Y_t}{Y_1} \quad [10]$$

En consecuencia, una estimación de la demanda de circulante será consistente con el supuesto de velocidad de circulación constante, únicamente en caso que β sea 1.

Algunos aspectos econométricos

La limitación planteada en la sección anterior puede superarse replanteando la forma de cálculo del tamaño de la economía oculta. Para ello, supongamos que en cada momento del tiempo, el circulante utilizado para financiar operaciones “ilegales” puede expresarse como una fracción λ del circulante utilizado para operaciones “legales”, siendo que λ puede variar en el tiempo. En consecuencia, se tendría que:

$$C_i = \lambda C_1 \quad [11]$$

y usando (2), se tiene:

$$C_t = (1 + \lambda) C_1 \quad [12]$$

Introduciendo (12) en (4) y tomando en cuenta que $Y_o = Y_i$, se obtiene:

$$C_t = (1 + \lambda) A Y_1^\beta e^{-\gamma i} \quad [14]$$

Esta expresión puede estimarse econométricamente, puesto que las variables (dependiente e independientes) son observables al igual que en (1), por lo que se tiene:

$$(1 + \lambda) = (1 + \Theta)^\alpha \quad [15]$$

Asumiendo que los parámetros: A , β y γ son iguales para las demandas del circulante destinadas a financiar actividades “legales” y actividades “ilegales”, puede escribirse:

$$\frac{C_1}{C_t} = \frac{A Y_1^\beta e^{-\gamma i}}{A(1 + \lambda) Y_1^\beta e^{-\gamma i}} = \frac{A Y_1^\beta e^{-\gamma i}}{A(1 + \Theta)^\alpha Y_1^\beta e^{-\gamma i}} = \frac{1}{(1 + \Theta)^\alpha} \quad [16]$$

O, de manera equivalente:

$$\frac{C_1}{C_t} = \left(\frac{Y_1}{Y_t} \right)^\beta = \frac{1}{(1 + \Theta)^\alpha} \quad [17]$$

Que permite estimar Y_t y C_1 a partir de la estimación econométrica y del conocimiento de Y_1 y C_t .

A partir de (16), resulta fácil demostrar que en caso que β sea igual a 1, $Y_i = vC_i$, que coincide con la ecuación (8), y corresponde a la fórmula mediante la cual se estima usualmente el tamaño de la “economía oculta”.

III. Estimaciones econométricas

Para fines de estimación del tamaño de la economía informal, considerando el periodo de 1994Q1 a 2003Q2, en primera instancia se estimó un modelo uniecuacional, utilizando como variable dependiente el logaritmo del agregado monetario M1 real (LM1R), como una medida del circulante en la economía, y como variables independientes: logaritmo del PIB (LPIB), logaritmo del gasto corriente del gobierno general como porcentaje del PIB (LGCPIB), la devaluación del tipo de cambio nominal (DEV), variables ficticias estacionales para el segundo y tercer trimestre (Q2 y Q3, respectivamente), y una variable ficticia que captura los efectos que tuvo sobre la variabilidad del circulante la caída de M1R entre el primer trimestre de 2000 y segundo trimestre de 2001.

En la literatura disponible los incentivos para disimular las transacciones se aproximan mediante el gasto de gobierno como porcentaje del PIB y a través de la relación del tipo de cambio paralelo y oficial. Sin embargo, en el caso boliviano esta variable en los noventa ha observado un comportamiento estacionario, con una mediana de 1 centavo de Boliviano y una desviación estándar de 0.4 centavos de Bolivianos, en un rango de 2.3 centavos⁵, por lo que no se considera como una variables relevante y los incentivos para ocultar transacciones queda resumida por el gasto corriente del gobierno⁶. En cuanto los aspectos regulatorios que podría incentivar la “economía oculta”, en este trabajo no se considera explícitamente, fundamentalmente debido a la carencia de información representativa con frecuencia trimestral.

Por su parte, la variable costo de oportunidad de mantener circulante queda representada por la devaluación nominal, no así por la tasa de inflación o por alguna tasa de interés como usualmente ocurre en las aplicaciones empíricas. Intuitivamente, dada la alta dolarización de la economía boliviana, las decisiones de cartera de los agentes económicos son altamente sensibles a variaciones del tipo de cambio nominal, más que a diferenciales en las tasas de interés de activos nominados en distintas monedas, o cambios en el nivel de precios.

⁵ En el periodo 1985-1989, que corresponde a la primera etapa de estabilización económica, después del proceso hiperinflacionario vivido por Bolivia entre 1984 y 1985, a pesar de la unificación de los tipos de cambios oficial y paralelo dispuesto en el D.S. 21060, la media de la diferencia entre ambos tipos de cambio era de 7.1 centavos y la mediana de 2 centavos, en un rango de 60.2 centavos.

⁶ No obstante, también se intentó aproximar esta variable mediante la presión tributaria, definida como el cociente de las recaudaciones tributarias y el PIB, sin obtenerse resultados satisfactorios, desde el punto de vista teórico y empírico. En efecto, el coeficiente estimado fue negativo —contrario al esperado— y no significativo, siendo el valor probabilidad del estadístico-t de 0.83.

Por último, debido a la carencia de información más representativa, la escala de las transacciones legales en la economía queda aproximada por el Producto Interno Bruto, tal como se estima en distintos trabajos empíricos relacionados con la estimación de la función demanda por dinero. También se incluye una variable ficticia (D) que asume el valor 1 en el periodo 1999:IV – 2001:II y 0 en otro caso.

Cuadro N° 1
Estimación de la Función Circulante

Dependent Variable: LOG(MIR)
Sample(adjusted): 1994:I 2003:II

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-12.455	1.116	-11.155	0.000
LOG(PIB)	1.398	0.074	18.854	0.000
LOG(GCPIB)	0.145	0.061	2.391	0.023
DEV	-0.088	0.012	-7.272	0.000
Q2	-0.153	0.016	-9.507	0.000
Q3	-0.078	0.016	-4.913	0.000
D	-0.095	0.018	-5.175	0.000
R-squared	0.9320	F-statistic	70.8027	
Adjusted R-squared	0.9188	Prob. (F-statistic)	0.0000	
Durbin-Watson stat	1.0584			
LM(4)	8.7986	Prob.	-0.0663	
Q(4)	7.5777	Prob.	0.1080	
Jarque-Bera	0.7249	Prob.	0.6959	
White (TR ²)	25.4228	Prob.	0.3289	
ADF(resid)	-3.324	VC(Mackinnon)	1%	-5.143
			5%	-4.398

Los resultados encontrados son consistentes con la teoría económica: una elasticidad circulante-producto estimada en 1.398, una semi-elasticidad circulante-devaluación de -0.088 (equivalente a una elasticidad de -0.13), y una elasticidad circulante-gasto de gobierno como porcentaje del PIB de 0.145.

El ajuste de la función a la información muestral es alta si se toma en cuenta que el estadístico R² ajustado es de 0.92, acompañado por un estadístico F de 70.8; así mismo, los residuos provienen de una distribución Normal (test de Jarque-Bera), son homoscedásticos (test de White), y no presenta correlación serial (tests LM y Q de Ljung Box). (Veáse Cuadro N° 1).

Sin embargo, un aspecto que llama la atención al examinarse las propiedades estadísticas de los residuos, es su comportamiento no estacionario. En efecto, la aplicación de la prueba Dickey-Fuller Ampliada arroja un estadístico “t” de -3.324, que comparado con los valores críticos de Mackinnon (1991) al 5% de nivel de significancia (-4.398), no permite rechazar la hipótesis nula de residuos no estacionarios. En otras palabras, el resultado hallado estaría indicando que entre el circulante real y las variables utilizadas como regresores (véase Cuadro N° 1), no existe una relación de equilibrio de largo plazo, hallazgo que riñe con los postulados de la teoría económica, a pesar que la muestra utilizada es pequeña (38 observaciones trimestrales).

Al reexaminarse la realidad boliviana, en el periodo 1990-2003, se evidencia una alta dolarización de los depósitos en el sistema bancario, que en promedio alcanza a 92.4%. Esta situación no se ha modificado en los últimos cinco años, caracterizados por la crisis. Adicionalmente, se evidencia que el fenómeno de la dolarización en Bolivia tiene carácter generalizado, de manera que tanto en transacciones registradas como en aquellas no registradas, se utilizan indistintamente la moneda nacional y la moneda extranjera (dólares).

Por esta razón, en una segunda aproximación de la estimación de la función demanda de circulante, se decidió utilizar como variable dependiente el agregado monetario M1' real, que incluye además de billetes y monedas en poder del público a los depósitos a la vista en moneda nacional, los cheques en moneda extranjera y con mantenimiento de valor. Los regresores del modelo son los descritos anteriormente⁷, excepto que D' denota la variable ficticia que asume el valor 1 para el periodo 1999:IV-2000:IV y 0 en otro caso.

Cuadro N° 2
Estimación de la Función Circulante Ampliado

Dependent Variable: LOG(M1'R)				
Sample(adjusted): 1994T1 2003T2				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-24.162	1.267	-19.076	0.000
LOG(PIB)	2.191	0.080	27.492	0.000
LOG(GCPIB)	0.150	0.079	1.897	0.067
DEV	-0.052	0.014	-3.853	0.001
Q2	0.103	0.022	4.697	0.000
Q3	-0.136	0.017	-8.001	0.000
D'	-0.126	0.020	-6.311	0.000
R-squared	0.9627	F-statistic		133.4857
Adjusted R-squared	0.9555	Prob(F-statistic)		0.0000
Durbin-Watson stat	1.8663			
LM(4)	1.621	Prob.	0.8050	
Q(4)	1.508	Prob.	0.8250	
Jarque-Bera	0.837	Prob.	0.6580	
White (TR2)	24.065	Prob.	0.3438	
ADF(resid)	-5.613	VC(Mackinnon)	1%	-5.143
			5%	-4.398

Los resultados conseguidos son sustancialmente mejores que en la primera aproximación desde el punto de vista de las propiedades estadísticas del modelo estimado, aunque debe destacarse que elasticidad circulante-ingreso es mayor al estimado inicialmente, habiéndose obtenido un valor de 2.19.

Así mismo, los residuos son estacionarios de acuerdo a la prueba ADF (ver Cuadro N° 2), lo que lleva a concluir que el circulante en el periodo examinado guarda una relación de equilibrio con la variable escala, el costo de oportunidad de mantener circulante, y la variable proxy de los incentivos a ocultar transacciones en la economía.

⁷ Al incluirse el logaritmo de la presión tributaria como variable proxy de los incentivos que tendrían los agentes económicos para “ocultar” transacciones, al igual que en la primera aproximación, tampoco se encontraron los resultados esperados. Si bien el coeficiente estimado observa el signo esperado (positivo), estadísticamente es no significativo, siendo su valor probabilidad de 0.99.

El anterior resultado queda corroborado al aplicarse la prueba de cointegración de Johansen a las variables de interés. De acuerdo a la información resumida en el Cuadro N° 2 del Anexo, los estadísticos Traza y Autovalor Máximo, indican la presencia de un vector de cointegración al 1% de nivel de significancia. La elasticidad circulante-ingreso se estima en 3.3, la elasticidad circulante-gasto de gobierno como porcentaje del PIB en 1.73, y la semi-elasticidad circulante-devaluación en -0.33, valores que son significativamente superiores a los obtenidos en las regresiones de largo plazo.

IV. Estimaciones del tamaño de la economía oculta

Utilizando la regresión para M1' real, junto a la metodología expuesta en las secciones II y III, en esta parte se realizan las estimaciones del tamaño de la "economía oculta".

Siguiendo a Guisarrí op. cit, en principio se asume que la elasticidad-ingreso es unitaria, obteniéndose una estimación promedio para el tamaño de la economía de 55% del PIB total, para el periodo comprendido entre 1994 y 2003 (segundo trimestre). El rango en que se encuentra dicha relación es 17%, estimándose el máximo de 64% para el año 2002 y el mínimo de 48% para los años 1994 y 1995.

Por otra parte, al examinarse el periodo de 1994 a 2003, puede apreciarse algunas regularidades interesantes. En el Cuadro N° 3 y el Gráfico N° 1 del Anexo, en los años 1994 y 1996 se aprecia que el tamaño de la "economía oculta" llegó a un promedio de 48%, que en parte puede explicarse por la reforma de la aduana puesta en vigencia desde 1992 y la disminución de la economía de la coca, resultado de la lucha frontal contra el narcotráfico seguida por Estado boliviano en los noventa. En los siguientes años, entre 1997 y 1998, la relación aumentó en promedio a 61%, para luego disminuir a 54% entre 1999 y 2001, y finalmente, volver a aumentar a 62%, entre 2002 y la primera mitad de 2002.

Cuadro No. 3
Relación Entre la Economía Legal e Ilegal
Bolivia: 1994 – 2003:II
($\beta = 1$)

	PIB real ilegal	% PIB ilegal respecto PIB total
1994	8,627,225	48
1995	9,017,853	48
1996	9,626,022	49
1997	12,665,616	61
1998	13,216,669	61
1999	11,750,262	54
2000	11,353,239	51
2001	12,963,225	57
2002	14,955,872	64
2003*	7,034,245	60

(*) Al segundo trimestre.

Fuente: elaboración propia.

Las estimaciones anteriores se realizaron asumiendo una elasticidad-ingreso unitaria. Sin embargo, como puede apreciarse en el Cuadro No. 2 del apartado anterior, el valor estimado de dicha elasticidad, utilizando como una medida de circulante el agregado monetario M1',

llega a 2.19, valor que en términos absolutos es diferente de uno. Por ello, parece más razonable volver a estimar el tamaño de la “economía oculta”, utilizando el valor estimado de la elasticidad-ingreso y la metodología expuesta en la Sección II, y específicamente la relación (16).

De acuerdo a las nuevas estimaciones, el tamaño de la “economía oculta” en el periodo de 1994 a 2003 (segundo trimestre) alcanza a un promedio de 47% del PIB total, en un rango de 3%. En cuanto a su evolución, entre 1994 y 1997 se aprecia una tendencia decreciente, de 48% a 46%. Este resultado estaría asociado, entre otras cosas, a la implementación de la política de lucha contra el contrabando desde 1992 y la intervención del gobierno de Bolivia en la erradicación de plantaciones de hoja de coca, que resultó en una reducción desde su punto más alto de 52,900 Has. en 1989 a 28,450 Has. en 2003⁸. Entre 1998 y 2000, la participación en términos del PIB total se mantuvo prácticamente sin variaciones en torno a una media de 47%; entre 2001 y el 2000, se registró un pequeño aumento de 47% a 48%, que podría explicarse —al menos en parte— por la mayor producción de hoja de coca evidenciada en Los Yungas del Departamento de La Paz.

Desde el punto de vista tributario, si la base imponible se ampliase tan solo en 25% del tamaño estimado de “economía oculta”, y considerando únicamente las recaudaciones adicionales del Impuesto al Valor Agregado (IVA), éstas se incrementarían en promedio en alrededor de Bs650 millones anuales, que equivalen a alrededor del 8.5% de las recaudaciones tributarias totales promedio del periodo que abarca de 1994 a 2003 (segundo trimestre).

Cuadro No. 4
Relación Entre la Economía Legal e Ilegal
Bolivia: 1994 – 2003:II
($\beta = 2.19$)

	PIB real ilegal	% PIB ilegal respecto PIB total
1994	8,704,222	48
1995	8,940,192	47
1996	9,385,942	48
1997	9,445,152	46
1998	10,171,336	47
1999	10,217,026	47
2000	10,297,312	46
2001	10,748,848	47
2002	11,229,536	48
2003*	5,554,711	47

(*) Al segundo trimestre.

Fuente: elaboración propia.

V. Conclusiones

Las estimaciones obtenidas del tamaño de la “economía oculta” a partir de la estimación de la función demanda de circulante en la economía, merece ser tomada con prudencia. Este método tiene como objetivo estimar el valor del producto que puede financiarse con el circulante que excede el necesario para financiar las actividades registradas, asumiendo que la velocidad de circulación en toda la economía es constante. Sin embargo, debe

⁸ “La Razón”, 2 de marzo de 2004.

considerarse que tal supuesto solamente es útil si se considera que la elasticidad-ingreso es unitaria. Si dicha elasticidad es mayor que uno, las estimaciones están sesgadas hacia arriba.

Asumiendo que la elasticidad-ingreso es unitaria, el tamaño de la “economía oculta” se estima en un promedio de 55% del PIB total. No obstante, este porcentaje puede considerarse sobrestimado, ya que el valor estimado de la elasticidad es de 2.19. Consecuentemente, al considerarse el valor estimado de la elasticidad, la magnitud de la “economía oculta” llega a un promedio de 47% del PIB total. Como resultado, las ganancias para el fisco, en términos de recaudaciones adicionales del Impuesto al Valor Agregado — sin considerar otros impuestos— serían importantes, alcanzando un promedio anual de alrededor de Bs650 millones.

Una limitación del trabajo es el tamaño pequeño de la muestra empleada (38 observaciones trimestrales), razón por la que en un ejercicio futuro debería hacerse esfuerzos por extender el tamaño de la misma.

Referencias Bibliográficas

- Ahumada, H. et. al. (2003). "Estimación del tamaño de la economía oculta por medio de la demanda de circulante: una revisión de la metodología con una ilustración para Argentina". *Revista de Análisis Económico*, Vol. 18, N° 1, pp. 103-115. (Junio 2003).
- Cagan, P. (1958). "The demand for currency relative to the total money supply". *Journal of Political Economy*, 66 (4).
- Feige, E. (1979). "How big is the irregular economy?". *Challenge*, 22(1).
- Guisarri, A. (1986). "La demanda de circulante y la informalidad en la Argentina: 1930-1983". *Seminarios ITDT*.
- Gutmann, P. (1977). "The subterranean Economy". *Financial Analysts Journal*, 34 (1).
- Tanzi, V. (1982). "Underground economy and tax evasion in the United States: estimates and implications". Lexington, MA: Lexington Books.
- Tanzi, V. (1983). "The underground economy in the United States: annual estimates, 1930-80". *IMF Staff Papers*, 30 (2).

Anexo

Cuadro No. 1
Contraste de no-estacionariedad en variables seleccionadas
1990:I – 2003:II

Variables / Test	t-stat	Valores Críticos		
		1%	5%	10%
<i>Log MIR</i>				
ADF	-1.3751	-3.5713	-2.9224	-2.5992
PP	-2.2008	-3.5600	-2.9177	-2.5967
KPSS	0.8995	0.7390	0.4630	0.3470
DF-GLS	-1.5720	-3.7700	-3.1900	-2.8900
<i>Log MIR'</i>				
ADF	-1.4119	-3.7700	-3.1900	-2.8900
PP	-2.9869	-4.1409	-3.4970	-3.1776
KPSS	0.2385	0.2160	0.1460	0.1190
DF-GLS	-1.4119	-3.7700	-3.1900	-2.8900
<i>Log GCPIB</i>				
ADF	-11.5154	-3.6156	-2.9411	-2.6091
PP	-13.7359	-3.6156	-2.9411	-2.6091
KPSS	0.3261	0.7390	0.4630	0.3470
DF-GLS	-2.1186	-2.6272	-1.9499	-1.6115
<i>Log PIB</i>				
ADF	-0.9591	-3.7700	-3.1900	-2.8900
PP	-58.2344	-4.1446	-3.4987	-3.1786
KPSS	0.1969	0.2160	0.1460	0.1190
DF-GLS	-0.9591	-3.7700	-3.1900	-2.8900
<i>Log DEV</i>				
ADF	-3.5174	-4.1409	-3.4970	-3.1776
PP	-3.4037	-4.1409	-3.4970	-3.1776
KPSS	0.2298	0.2160	0.1460	0.1190
DF-GLS	-2.6741	-3.7586	-3.1804	-2.8810

log MIR: logaritmo del agregado monetario M1 real.

Log MIR' : logaritmo del agregado monetario M1' real.

Log PIB: logaritmo del PIB a precios de 1990.

Log GCPIB: logaritmo del gasto corriente del Gobierno General como porcentaje del PIB.

DEV: devaluación del tipo de cambio nominal.

Fuente: elaboración propia en base a datos del BCB e INE.

Cuadro No. 2
Prueba de Cointegración de Johansen
1990:I – 2003:II

(a)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value
None **	0.61	60.45	47.21	54.46
At most 1	0.41	26.88	29.68	35.65
At most 2	0.15	7.96	15.41	20.04
At most 3	0.06	2.21	3.76	6.65

*(**) denotes rejection of the hypothesis at the 5%(1%) level
Trace test indicates 1 cointegrating equation(s) at both 5% and 1%
levels

(b)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value
None **	0.61	33.56	27.07	32.24
At most 1	0.41	18.92	20.97	25.52
At most 2	0.15	5.76	14.07	18.63
At most 3	0.06	2.21	3.76	6.65

*(**) denotes rejection of the hypothesis at the 5%(1%) level
Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating equation(s) at both 5%
and 1% levels

(c)

Normalized cointegrating coefficients (std.err. in parentheses)			
LOG(M1'R)	LOG(PIB)	LOG(GCPIB)	DEV
1	-3.3032	-1.7374	0.3341
	-0.2341	-0.3841	-0.0472

Gráfico N° 1
Relación entre Economía Legal e Ilegal
Bolivia: 1994 – 2003:II
($\beta = 1$)

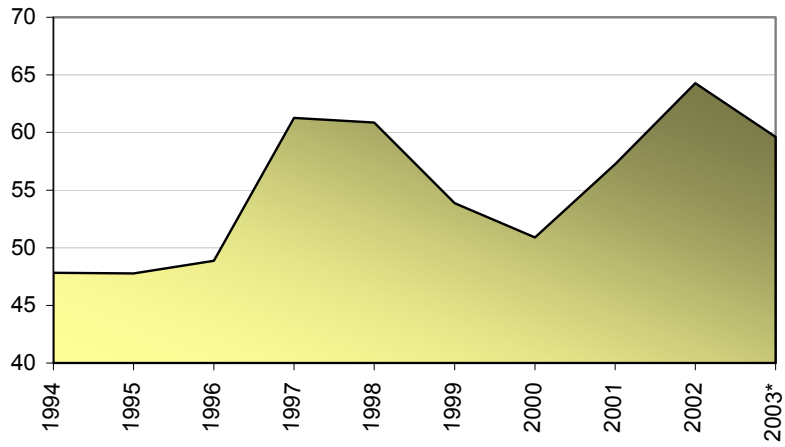


Gráfico N° 2
Relación entre Economía Legal e Ilegal
Bolivia: 1994 – 2003:II
($\beta = 2.19$)

