

**LA ESTIMACION EMPÍRICA DE LA DEMANDA  
DE DINERO EN BOLIVIA\***

**Armando Méndez Morales**

\* Este artículo se basa fundamentalmente en material incluido en la Memoria de Prueba para optar al título de Magister en Ciencias Económicas, presentada por el autor a la Escuela de Estudios Económicos para Graduados (ESCOLATINA) en el año 1975, titulada *Visión Analítica de la Economía Boliviana*.

## 1. INTRODUCCION

La teoría del comportamiento de los saldos monetarios no ha merecido, hasta ahora, estudio alguno en la economía boliviana, mostrando con ello un vacío en un tema que tiene un trayecto de comprobaciones empíricas no siempre presentes en otros tópicos de la ciencia económica.

La importancia cada vez mayor, que se le otorga a las variables monetarias en el desenvolvimiento de los fenómenos económicos, y el hecho de que se considere a Bolivia como un país de menor desarrollo relativo, hace interesante experimentar en él la teoría del comportamiento de los saldos monetarios reales. La teoría plantea que su comportamiento no es errático, más bien, su trayectoria responde fundamentalmente a modificaciones y cambios en dos variables: una, que manifiesta el costo de poseer o mantener saldos monetarios y la otra, que fija el límite al cual debe su tenencia sujetarse.

El criterio metodológico para la exposición de este trabajo de investigación parte de una presentación ajustada de la teoría de la demanda de dinero, para continuar con un intento teórico de adaptación a la realidad de la economía boliviana. El tercer punto se refiere a la especificación y estimación de los modelos econométricos alternativos. En tanto, el cuarto punto presenta los resultados de los parámetros estimados, el análisis de los mismos, análisis de algunos de los problemas econométricos que pueden estar presentes en los modelos econométricos alternativos, etc. En esta parte del trabajo, también se ha realizado un intento de estimar empíricamente los principales determinantes inmediatos de la inflación en Bolivia. Finalmente, se presentan las conclusiones que consideramos más relevantes.

## 2. LA DEMANDA DE DINERO

Por razones de metodología, se puede plantear una hipótesis muy simple de la teoría monetaria; esto es, considerar la oferta monetaria determinada por el Banco Central.<sup>1</sup> A partir de este supuesto, entonces, es el comportamiento de las personas y empresas que reciben el dinero el que determina el nivel de precios monetario de la economía al decidir el nivel de gasto de la misma y, por tanto, determina la cantidad real de dinero existente.

<sup>1</sup> Desde un punto de vista inmediato, la oferta monetaria es el resultado de las decisiones del Banco Central, el Gobierno, los bancos y el público: "El Banco Central determina la cantidad de dinero de alto poder expansivo en conjunto con la Tesorería; ésta establece el comportamiento de los depósitos gubernamentales; los bancos comerciales establecen el volumen de crédito que otorgarán, los demás activos que adquirirán y el volumen de reservas que mantendrán, y el público determina la distribución de su riqueza en billetes (circulante), distintas clases de depósitos y otros activos". Alvaro Bardón, Hernán Cortés y Alvaro Sabieh, "Determinantes próximos de la cantidad de Dinero" en *Estudios de Economía* N° 2, Universidad de Chile, 2° Semestre 1973, p. 197.

Suponiendo pleno empleo de la actividad económica, las personas al decidir la forma de disponer sus medios de pago determinan el nivel de precios; si el dinero que mantienen es mayor que el deseado, entonces, es de esperar que aumenten el gasto con lo cual presionan al nivel de precios a un nivel más alto; si el dinero que mantienen es menor que el deseado, se supone que disminuye el gasto con lo cual presionan a un nivel de precios más bajo. En este último caso, cualquier inflexibilidad del nivel de precios a la baja, se traduciría en reducciones del ingreso real.

El cambio, si la economía no se encuentra en situaciones de pleno empleo, tal comportamiento es posible que afecte el ingreso real. Así, si las personas deciden deshacerse de sus saldos en dinero permiten que la actividad económica tenga un mayor dinamismo y expansión al presentarse un mayor volumen de transacciones. Por el contrario, si retienen más de lo acostumbrado se generaría un mayor desempleo y un proceso depresivo de la economía.

Pero tal proceso, debería esperarse no sea errático, sino que esté determinado por fuerzas económicas expresadas en algunas variables. Tal comportamiento del cambio en las decisiones de mantener dinero tiene que responder a hechos lógicos.

Es también racional suponer, que las personas mantienen el dinero en términos del poder adquisitivo que representa, es decir, mantienen "dinero real". Por tanto, lo que nos preocupa es el comportamiento de la demanda de saldos monetarios reales.

La demanda de dinero real se puede apreciar también como la relación  $M/Y$ , donde  $M$  es la cantidad de dinero,  $e$ ,  $Y$  el ingreso nominal. La inversa de esta relación, es otra manera de ver la demanda de dinero vía el concepto de velocidad ingreso del dinero o, genéricamente, velocidad de cir-

culación del dinero, que expresa el ciclo de rotación del dinero o el número de veces que circula en un período determinado, o sea, que la velocidad de circulación del dinero de un poseedor de ingresos, es el ciclo de rotación del dinero desde el momento que gasta hasta el momento en que recibe sus ingresos, y su magnitud se mide por el número de veces que presenta la rotación en un período determinado. A medida que aumenta la velocidad, quiere decir que se mantiene dinero durante un período más corto y por lo tanto que la demanda de dinero baja, y viceversa. Responder de qué depende la velocidad de circulación del dinero, es también responder de qué depende la demanda de dinero.

## 2. 1. Los determinantes de la demanda de dinero

Las unidades familiares consideran al dinero como un tipo de activo que les permite mantener su riqueza. Las empresas, como una fuente de recursos productivos y, en general, ambos lo consideran como un instrumento eficiente para realizar transacciones, por tanto lo consideran útil. Si esto es así, la demanda de dinero puede ser explicada formalmente por los tres componentes principales que explican la demanda de un bien cualquiera: a) la restricción presupuestaria de las unidades económicas, b) el precio y rendimiento de la forma de riqueza considerada y de sus alternativas y, c) los gustos y preferencias de las unidades económicas.

## 2. 2. La restricción presupuestaria

La restricción presupuestaria o línea de balance tiene la cualidad de servir como marco limitante de las alternativas posibles que el poseedor de riqueza enfrenta en su escala de preferencias en el tiempo. En tal virtud, el límite de mantener su riqueza en forma de dinero es el total de su riqueza.

La medición de la riqueza tiene dificultades, por lo general, no se dispone de mediciones directas: mas, si se considera al ingreso como un flujo producto del stock riqueza, entonces, ella es simplemente el valor actualizado del total de ingresos futuros de que dispone cada individuo, y, en tal caso, alguna estimación del ingreso sería una forma adecuada de representar la restricción presupuestaria.

Teóricamente, el concepto de ingreso permanente es el que interesa para tal fin, de manera de abstraer las perturbaciones temporales y transitorias que puedan presentar los ingresos observados; una forma operacional la ha definido a partir de valores presentes y pasados del ingreso, otorgándole una mayor ponderación a los valores más recientes.

### 2.3. Los costos y beneficios de mantener dinero

Se define en esta categoría aquellos elementos también denominados costo de oportunidad, que expresan los beneficios y pérdidas que conlleva el mantenimiento de dinero por parte de las unidades económicas, es decir, expresan la ganancia que se obtuviera si se destinase a otros activos, o la pérdida que se tendría al no poseerlos.

En general, los beneficios del dinero vienen dados porque es un medio que agiliza y reduce el tiempo destinado a las transacciones, además, permite aumentar la producción de bienes y servicios al disponer de mayores recursos para la producción —recursos que tienen que utilizarse en la producción de dinero mercancía, por ejemplo— y, además, incentiva la producción al dinamizarse ampliamente el intercambio, y/o también permite disponer de mayor ocio por las unidades familiares. En resumen, el dinero tiene cualidades de universalidad e inmediato poder de compra y posee forma de valor.

El costo de mantener dinero puede descomponerse en dos elementos:

- i) La rentabilidad expresada en la tasa de interés del mundo de los activos monetarios que se pierde al mantener una parte de la riqueza en forma de dinero.<sup>2</sup>
- ii) La pérdida de poder adquisitivo en términos de bienes y servicios medida por la tasa esperada de variación de precios.

En una economía como la de los EE. UU. , altamente desarrollada, con instituciones de igual manera, se tiene un mercado de capitales organizado y eficiente donde las tasas de interés afectan el comportamiento de la demanda de dinero de los individuos, habiéndose comprobado empíricamente su significación en las estimaciones de la función demanda por dinero.<sup>3</sup> En cambio en países como Chile, con escaso desarrollo del mercado de capitales hasta hace poco, con una larga historia de controles legales sobre la tasa de interés y con una presencia crónica inflacionaria, el elemento de la tasa esperada de variación de precios vista como la pérdida del poder adquisitivo del dinero ha medido el costo de mantener dinero para el común de los indivi-

<sup>2</sup>Se supone que el dinero no paga intereses, si lo hiciera entonces el costo estaría dado por la diferencia de la tasa de rentabilidad que pagan otros activos y la tasa que pague el dinero.

<sup>3</sup>James Tobin: "Liquidity Preference and Monetary Policy" en A. Smithies y J.K. Butters (eds.) *Readings in Fiscal Policy*; M. Bronfenbrenner y T. Mayer: "Las funciones de Liquidez en la economía americana", en M.G. Mueller: *Lecturas de Macroeconomía*; A. Meltzer: "The Demand for Money: The Evidence from de Time series", *Journal of Political Economy*, vol. 71 (junio 1963); K. Brunner y A. Meltzer: "Predicting Velocity", *Jour-of Finance*, mayo 1963; y otros.

duos, como observa Harberger<sup>4</sup> y, por lo general, los trabajos empíricos de estimación de la demanda de dinero en Chile han hecho uso de la tasa esperada de variación de precios como representativa del costo de mantener dinero, con resultados econométricos satisfactorios.<sup>5</sup>

### 3. UN MARCO TEORICO PARA EXPLICAR LA DEMANDA DE DINERO EN BOLIVIA

Es posible suponer que los individuos en Bolivia, mantienen dinero para realizar transacciones fundamentalmente, y en tal caso se debe buscar un marco teórico para analizar cómo se determina esta mantención en las teorías de la demanda de dinero que hacen énfasis en el motivo transacciones, y no así, en las que hacen énfasis en la motivación del dinero como activo, que suponemos explica mejor las sociedades de niveles de desarrollo elevados, que conllevan a un sistema monetario altamente complejo, que permite a los individuos no atesorar saldos monetarios, sino mantener el mínimo necesario en virtud del costo de oportunidad que implica.

Es claro, que si el individuo puede mantener su riqueza en variadas formas, se le presenta el problema de optimizar la composición de su cartera, a su vez, ello supone que él conoce todas sus alternativas: los rendimientos que cada una de ellas ofrece, expectativas sobre el comporta-

<sup>4</sup> Arnold C. Harberger, : "La dinámica de la inflación en Chile", Cuadernos de Economía N°6, Universidad Católica de Chile, 1965.

<sup>5</sup> C. Ossa: "La política monetaria y la programación del desarrollo económico", Cuadernos de Economía N°3, Universidad Católica de Chile, Santiago, 1964; Tomás Reichmann: "La demanda por dinero un intento de cuantificación, Instituto de Economía, Universidad de Chile, Santiago, 1965; Hernán Cortés y Daniel Tapia: "La demanda por dinero: un informe preliminar", Estudios Monetarios II, 1970, y otros.

miento de los precios de los activos alternativos, en tal forma de esperar ganancias o pérdidas de capital.

La posibilidad del individuo de enfrentarse a varias alternativas de mantención de su riqueza, es clara allí donde existen evidentemente tales. En Bolivia al no existir éstas -o existir en forma muy incipiente-, el individuo por lo general tiene dos alternativas: o mantiene dinero, o compra bienes.

Entonces, vamos a plantear que la demanda de dinero en Bolivia tiene un motivo fundamentalmente para transacciones, tal que la limitante para la realización de la misma es la riqueza de los individuos en general, o el ingreso percibido por período en particular, si se entiende el ingreso como un flujo que expresa el rendimiento de la riqueza total de la sociedad, es válido tomar tal categoría como un buen representante de la riqueza.<sup>6</sup>

Claro está, que al tomar en cuenta una variable que expresa producción final, se observa que los individuos pueden realizar transacciones fuera de ésta, y más bien utilizando producciones de períodos anteriores. En tal caso, lo correcto sería utilizar la medición de la riqueza directamente como variable explicativa; la inexistencia de información

<sup>6</sup> Además, vamos a suponer que el ingreso observado expresa con buena aproximación al ingreso permanente, en virtud de que no hay un tratamiento sconométrico adecuado para obtener la función del ingreso permanente en los países de América Latina, como hace notar Robert C. Vogel. En su artículo "La dinámica de la inflación en América Latina 1950-1969", (*The American Economic Review*, march 1974), se encuentra un modelo para explicar la tasa de inflación por países, el cual utiliza variables rezagadas del ingreso como una aproximación al ingreso permanente, sin embargo, contrariamente a lo esperado los parámetros estimados de tales variables lo dan positivos. Concluye Vogel, que esto puede deberse a que el ingreso permanente en los países de América Latina, no está bien aproximado por el uso de variables ingreso rezagadas, ya que es posible exista una tendencia ascendente en el ingreso permanente.

al respecto impide utilizar este criterio, por lo cual se requiere introducir el supuesto simplificador de que las transacciones con producciones de períodos anteriores no son de significación en las transacciones del período en cuestión, y en tal caso el ingreso es una variable adecuada de la medición de la riqueza, que cumple la función de restricción presupuestaria.

Se ha observado en el capítulo anterior la ausencia de instituciones financieras desarrolladas en el país, que no existe una Bolsa de valores ni tampoco un mercado de capitales organizado y eficiente, las tasas de interés históricamente han estado bajo control legal de las autoridades monetarias. Si esto es así, suponemos que tal marco determina que el comportamiento de la demanda de dinero en Bolivia no está esencialmente influida por la tasa de interés, llevándonos más bien a suponer que presenta una situación de inelasticidad. Por lo expresado, es posible pensar que es la tasa esperada de variación de precios la que otorgue mayor contenido al costo de mantener dinero.

Teóricamente, entonces, sería la tasa esperada de variación en los precios la que mejor da contenido concreto a las expectativas de los individuos la cual afecta significativamente la tenencia de saldos monetarios reales; si se considera que los países latinoamericanos en mayor o menor grado han sido afectados por procesos inflacionarios durante el presente siglo. Esta debería ser por tanto, la principal variable que explique las variaciones de la velocidad de circulación del dinero en el corto plazo.

Finalmente, se puede considerar que en el comportamiento de corto plazo, existen otras variables no de significación que podrían afectar la velocidad de circulación, como son los gustos de las personas, que a su vez dirían relación con hechos tales como, psicología de los negocios, confianza, perspectivas, que tendrían un comportamiento aleatorio. Pe-

ro como es lógico suponer, estas previsiones no tienen por qué ser iguales para todos en épocas más o menos normales, y como el estudio que preocupa es la demanda de dinero de toda la economía, pueden perfectamente compensarse aquellos que tienen perspectivas positivas con aquellos que tienen perspectivas negativas, tal que el valor esperado de esta variable, que la denominamos  $u$ , sea cero. Es decir,  $E(u) = 0$ . Sin embargo, si se presentarán situaciones cíclicas pronunciadas, en que todos mantuvieran cierto tipo de perspectivas, es lógico suponer que esto se vería expresado en la tasa esperada de variación de precios, siendo esta variable la que captaría mayormente el fenómeno en cuestión.

En definitiva, el modelo teórico que explicaría el comportamiento de la demanda de dinero en Bolivia sería de la forma siguiente:

$$M_d = f\left(P, \frac{1}{P} \frac{dP}{dt}, Y, u\right)$$

Si, "varía la unidad en que vienen expresados los precios y la renta monetaria, ha de cambiar de forma proporcional la cantidad de dinero"<sup>7</sup>, entonces, la función es homogénea de primer grado en  $P$  o  $Y$ .

O sea:

$$\lambda M_d = \lambda f\left(P, \frac{1}{P} \frac{dP}{dt}, Y, u\right)$$

Si,  $\lambda = 1/P$  se tiene:

$$\frac{M_d}{P} = f\left(\frac{1}{P} \frac{dP}{dt}, Y, u\right)$$

<sup>7</sup>Milton Friedman: "Nueva reformulación de la teoría cuantitativa del dinero", (1956), en "Lecturas de Macroeconomía" recopiladas por M. G. Mueller, primera ed. 1971, Barcelona.

Que es la función de demanda de saldos monetarios reales, como función del ingreso real, de las expectativas de variación de precios, y de una variable aleatoria  $u$ .

Formalmente, los cambios paramétricos deberían expresarse en la siguiente forma:

$$\frac{\partial \left( \frac{M_d}{P} \right)}{\partial \left( \frac{\dot{P}}{P} \right)} < 0 \quad \text{donde: } \frac{\dot{P}}{P} = \frac{1}{P} \frac{dP}{dt}$$

... y,

$$\frac{\partial \left( \frac{M_d}{P} \right)}{\partial \left( \frac{Y}{P} \right)} > 0 \quad \text{y próximo a 1.}$$

#### 4. LA ESPECIFICACION ECONOMETRICA DE LOS MODELOS

Desde el punto de vista de la teoría económica, se ha manifestado que la demanda de dinero real se explica por el ingreso real, el costo de mantener dinero dado por la tasa de variación de precios esperada y por una variable aleatoria  $u$  que reúne fenómenos tales como los gustos, perspectivas, psicología de los negocios, etc.

En cuanto a la forma funcional, se puede optar entre una función lineal, logarítmica, o semilogarítmica. Se ha decidido hacer uso de esta última forma funcional, siguiendo el ejemplo de las estimaciones de demanda en Chile, y porque empíricamente también se comprobó -para Chile-

que la forma funcional que se escoja no influye significativamente en la calidad del ajuste.<sup>8</sup>

Para obtener la forma funcional semilogarítmica que nos interesa, lineal en la variable esperada de precios y logarítmica en el ingreso, su inversa deberá ser de la forma que sigue:

$$m_t = Y_t^{a_1} e^{(a_0 + a_2 \left(\frac{\dot{P}}{P}\right) + u_t)}$$

donde,

$m_t$  = es la demanda de dinero real, que en el equilibrio es igual a la oferta de dinero.

$Y_t$  = es el ingreso real del período  $t$ , que será representado por el Producto Interno Bruto de igual período.

$\frac{\dot{P}}{P}$  = es el costo de mantener dinero, representado por la tasa de variación de precios esperada en el período  $t$ .

$u_t$  = variable residual que mide los gustos, psicología de los negocios, etc.

$a_0$  = término constante.

$a_1$  = elasticidad ingreso de la demanda de saldos monetarios reales.

$a_2$  = coeficiente de expectativas.

Las elasticidades ingreso y de la tasa de variación de precios esperada se obtiene de la siguiente forma:

Si:

$$m_t = Y_t^{a_1} e^{(a_0 + a_2 \left(\frac{\dot{P}}{P}\right) + u_t)}$$

<sup>8</sup>Daniel Tapia: "Una función de demanda de dinero", en Estudios de Economía N°1, Universidad de Chile, 1<sup>er</sup> Semestre, Santiago, 1973.

entonces,

$$\eta_{m_t, Y_t} = \frac{m_t}{dY_t} \cdot \frac{Y_t}{m_t}$$

$$\eta_{m_t, Y_t} = \frac{(a_1 Y_t^{a_1} e^{a_0 + a_2 (\frac{\dot{P}}{P})t} + u_t)}{Y_t} \cdot \frac{Y_t}{(Y_t^{a_1} e^{a_0 + a_2 (\frac{\dot{P}}{P})t} + u_t)}$$

Por tanto:

$$\eta_{m_t, Y_t} = a_1$$

que significa, una elasticidad constante de la demanda de dinero real respecto a la variación del ingreso.

La elasticidad expectativas se obtiene:

$$\eta_{m_t, \frac{\dot{P}}{P}t} = \frac{dm_t}{d(\frac{\dot{P}}{P})t} \cdot \frac{(\frac{\dot{P}}{P})t}{m_t}$$

$$\eta_{m_t, \frac{\dot{P}}{P}t} = \frac{Y_t^{a_1} e^{(a_0 + a_2 (\frac{\dot{P}}{P})t + u_t)} \cdot a_2 \cdot (\frac{\dot{P}}{P})t}{Y_t^{a_1} e^{(a_0 + a_2 (\frac{\dot{P}}{P})t + u_t)}}$$

Por tanto:

$$\eta_{m_t, \frac{\dot{P}}{P}} = a_2 \left(\frac{\dot{P}}{P}\right)t$$

que implica una elasticidad variable de la demanda de saldos monetarios reales respecto de la variación esperada de los precios.

En resumen, al plantear el tipo de modelo suponemos que los aumentos en el ingreso tienen una igual influencia en la demanda de dinero en sentido directo, y que los aumentos en las expectativas de variación de los precios tienen una influencia mayor en la demanda de saldos en dinero en sentido inverso.

Por tanto, si el comportamiento de la función es:

$$m_t = Y_t^{a_1} e^{(a_0 + a_2 \left(\frac{\dot{P}}{P}\right)_t + u_t)}$$

Aplicando logaritmos, la función que estimaremos será:

$$\ln m_t = a_0 + a_1 \ln Y_t + a_2 \left(\frac{\dot{P}}{P}\right)_t + u_t$$

#### 4.1. Los modelos alternativos

Se han de considerar tres modelos alternativos: uno, como si la demanda de dinero fuera parte de un modelo de una sola ecuación, y los otros dos, como expresión de más de una ecuación.

En general, se ha de trabajar con modelos parciales de un solo ajuste contemplando las tres hipótesis siguientes:

- i) La demanda de dinero deseada se ajusta en el transcurso de un año, como si ésta fuera la media aritmética de la cantidad de dinero de los doce meses del año.
- ii) Se ha de considerar la definición tradicional de dinero, denominada  $M_1$ , que contempla billetes y monedas en libre circulación y los depósitos creados por el sistema bancario. Es decir:

$$M_1 = B + D_1$$

donde:  $M_1$  = Dinero

$B$  = Billetes y monedas en libre circulación

$D_1$  = Depósitos en cuenta corriente y a la vista.

iii) El ingreso real del período se toma como una buena estimación del ingreso de largo plazo o permanente.

**4.1.1. Alternativa uno.** Se supone que la función demanda por dinero es un modelo de una sola ecuación. Es decir:

$$\ln m_t = a_0 + a_1 \ln Y_t + a_2 \left(\frac{\dot{P}}{P}\right)_t + u_t$$

por lo cual hacemos los siguientes supuestos:

- i) Las expectativas de precios se reflejan en los precios observados, vía la tasa de variación efectiva.
- ii) La variable aleatoria  $u_t$ , no está correlacionada con las variables  $\ln Y_t$  y  $\left(\frac{\dot{P}}{P}\right)_t$ , siempre y cuando la función demanda por dinero no sea parte de un modelo de ecuaciones simultáneas.
- iii) Si los errores residuales en la ecuación presentan autocorrelación serial, se ha de perder en eficiencia. Se hace abstracción del problema ya que el objetivo principal es la comprobación empírica de los determinantes de la demanda de dinero en Bolivia. En todo caso, se parte de la premisa que la obtención de estimadores insesgados es más importante que la propiedad de la eficiencia de los estimadores, que estaría asegurada de cumplirse los supuestos establecidos.

- iv) Se supone que los errores presentan una varianza constante, sin embargo, se considera la posibilidad de que no sea así, tentando la hipótesis de que ésta varía de acuerdo a la población en la relación siguiente  $V(u) = \sigma^2 N^2$ .

Por lo tanto, se aplicará mínimos cuadrados ordinarios, buscando como objetivo un buen ajuste y esperando que los parámetros estimados sean insesgados.

Se realizarán cuatro regresiones del modelo:

a) Suponiendo varianza constante de los errores:

1) La demanda de dinero nominal se deflactará por el Índice de Precios al Consumidor (IPC) para obtener la demanda real, y el costo de mantener dinero se representará por la tasa de variación de este indicador:

Es decir:

$$\ln \left( \frac{M_1}{IPC} \right)_t = a_0 + a_1 \ln Y_t + a_2 \left( \frac{IPC_t - IPC_{t-1}}{IPC_{t-1}} \right)$$

2) La demanda de dinero nominal se deflactará por el Deflactor implícito del Producto Bruto Interno ( $D_{PIB}$ ); y el costo de mantener dinero se representará por la tasa de variación de este indicador:

O sea:

$$\ln \left( \frac{M_1}{D_{PIB}} \right)_t = a_0 + a_1 \ln Y_t + a_2 \left( \frac{D_{PIBt} - D_{PIBt-1}}{D_{PIBt-1}} \right)$$

b) Suponiendo comportamiento de la varianza en la forma:

$$V(u) = \sigma^2 N^2, \text{ tal que:}$$

3) La misma que la primera, solamente dividida por la población del período  $t$ , ( $N_t$ ).

Es decir:

$$\ln \left( \frac{M_1}{N \cdot IPC} \right)_t = a_0 + a_1 \ln \left( \frac{Y}{N} \right)_t + a_2 \left( \frac{IPC_t - IPC_{t-1}}{IPC_{t-1}} \right)$$

4) La misma que la segunda, pero dividida por la población del período  $t$ , ( $N_t$ ).

O sea:

$$\ln \left( \frac{M_1}{N \cdot D_{PIB}} \right)_t = a_0 + a_1 \ln \left( \frac{Y}{N} \right)_t + a_2 \left( \frac{D_{PIBt} - D_{PIBt-1}}{D_{PIBt-1}} \right)$$

4.1.2. Alternativa dos. Se supone que la ecuación demanda por dinero, es parte de un sistema de dos ecuaciones simultáneas:

$$\ln m_t = a_0 + a_1 \ln Y_t + a_2 \left( \frac{\dot{P}}{P} \right)_t^* + u_t \quad (1)$$

$$\left( \frac{\dot{P}}{P} \right)_t^* = \left( \frac{\dot{P}}{P} \right)_{t-1}^* + B \left[ \left( \frac{\dot{P}}{P} \right)_t + \left( \frac{\dot{P}}{P} \right)_{t-1}^* \right] \quad (2)$$

El modelo que se plantea, parte de suponer que la tasa esperada de variación en los precios se comporta en una manera tal que se revisan por período de tiempo, en proporción a la diferencia entre la tasa de variación efectiva en los precios y la tasa de variación prevista.

A simple vista se observa que la ecuación (1) está sobreidentificada, porque hay más restricciones de las necesarias.<sup>9</sup> A pesar de esta situación se utilizará mínimos

<sup>9</sup>Si interesa ver el análisis formal de la sobreidentificación, véase el Apéndice A.

cuadrados indirectos, en aras de facilitar el cálculo computacional, compartiendo el hecho poco riguroso de obtener dos valores para el parámetro B, en caso de que interesara conocer la ecuación estructural (las del modelo).

Para obtener una sola ecuación de ajuste se debe seguir los siguientes pasos:

Sea la ecuación estructural:

$$\ln m_t = a_0 + a_1 + a_2 \left(\frac{\dot{P}}{P}\right)_t^* + u_t$$

Para obtener la ecuación reducida, utilizamos el método de Koyck, en virtud de que la segunda ecuación plantea el problema de rezagos distribuidos y es un modelo de expectativas.

Entonces en (2):

$$\left(\frac{\dot{P}}{P}\right)_t^* - (1-B) \left(\frac{\dot{P}}{P}\right)_{t-1}^* = B \left(\frac{\dot{P}}{P}\right)_t \quad (2')$$

Desfasando un período y premultiplicando por (1-B) en (1)

$$(1-B)\ln m_{t-1} = (1-B)a_0 + (1-B)a_1 \ln Y_{t-1} + (1-B)a_2 \left(\frac{\dot{P}}{P}\right)_{t-1}^* + (1-B)u_{t-1} \quad (1')$$

Haciendo diferencia (1') de (1):

$$\ln m_t - (1-B)\ln m_{t-1} = Ba_0 + a_1 \ln Y_t - a_1 (1-B)\ln Y_{t-1} + a_2 \left[ \left(\frac{\dot{P}}{P}\right)_t^* - (1-B) \left(\frac{\dot{P}}{P}\right)_{t-1}^* \right] + u_t - (1-B)u_{t-1}$$

Remplazando la relación (2') en esta última y despejando, queda:

$$\ln m_t = a_0 + a_1 \ln Y_t - a_1(1-B)\ln Y_{t-1} + a_2 B \left(\frac{P}{P}\right)_t + (1-B)\ln m_{t-1} + v_t$$

Por tanto, la función a estimar será:

$$\ln m_t = b_0 + b_1 \ln Y_t - b_2 \ln Y_{t-1} + b_3 \left(\frac{P}{P}\right)_t + b_4 \ln m_{t-1} + v_t$$

La función obtenida por el procedimiento de Koyck, trae consigo algunos problemas, a saber: primero, si la función que interesa es la original (la ecuación estructural), no es posible con rigurosidad obtenerla, ya que se obtienen cinco parámetros estimados en la ecuación reducida ( $b_0, b_1, b_2, b_3, b_4$ ) para recuperar cuatro ( $a_0, a_1, a_2, B$ );<sup>10</sup> segundo, el método de Koyck introduce autocorrelación en los residuos, tal que  $E(v_t, v_{t-1}) \neq 0$ .

La introducción del problema de autocorrelación en la ecuación reducida, trae consigo el grave problema de la correlación entre las variables  $\ln m_{t-1}$  y el error  $u_t$ , sesgando los parámetros a estimar. Este grave problema podría estar resuelto si se presentase la posibilidad de que la ecuación original esté sujeta a autocorrelación serial en los residuos, tal que el proceso de Koyck más bien permita una remota compensación en los valores de la relación  $E(v_t, v_{t-1})$  que en conjunto tienda a cero, desapareciendo de esta manera la autocorrelación en la ecuación reducida. En base a este supuesto se estimará la forma reducida deflactando la demanda de dinero por el índice de precios al consumidor y por el Deflactor implícito del PIB, y utilizando ambas alternativas también como representativos de la tasa de variación de precios. Es decir:

<sup>10</sup>Cortés y Tapia (op. cit.) en la estimación de la demanda de dinero en Chile, utilizan este modelo, y recuperaron el parámetro B del coeficiente del término  $\ln m_{t-1}$ , y compararon con el obtenido vía los coeficientes de  $Y_t$  e  $Y_{t-1}$ .

$$5) \ln \left( \frac{M_1}{IPC} \right)_t = b_0 + b_1 \ln Y_{t-1} + b_3 \left( \frac{IPC_t - IPC_{t-1}}{IPC_{t-1}} \right) + b_4 \ln \left( \frac{M_1}{IPC} \right)_{t-1} + v_t$$

$$6) \ln \left( \frac{M_1}{D_{PIB}} \right)_t = b_0 + b_1 \ln Y_{t-1} + b_3 \left( \frac{D_{PIBt} - D_{PIBt-1}}{D_{PIBt-1}} \right) + b_4 \ln \left( \frac{M_1}{D_{PIB}} \right)_{t-1} + v_t$$

4. 1. 3. Alternativa tres. Supongamos que la demanda de dinero en Bolivia es parte del siguiente modelo:

$$\ln m_t = a_0 + a_1 \ln Y_t + a_2 \left( \frac{\dot{P}}{P} \right)_t^* + u_t \quad (1)$$

$$\left( \frac{\dot{P}}{P} \right)_t^* = b_0 + b_1 \left( \frac{\dot{M}}{M} \right)_t + b_2 \left( \frac{\dot{Y}}{Y} \right)_t + v_t \quad (2)$$

donde se supone que el costo de mantener dinero está dado por la tasa esperada de variación de precios, y ésta a su vez se explica por la tasa de cambio en la cantidad de dinero del período en cuestión y de la tasa de crecimiento del ingreso.<sup>11</sup>

<sup>11</sup> Harberger (1965) (ibid.) desarrolló un modelo de explicación de la dinámica de la inflación en Chile que Vogel (1974) (ibid.) lo extiende en su aplicación a los países de América Latina. Este modelo considera que la tasa de inflación se explica, por la variación de la cantidad de dinero del período y del período precedente, por la variación del ingreso, y por una variable aceleración de la inflación dada por la diferencia de la tasa de variación de precios de períodos anteriores. Observando las variaciones de precios y de dinero en Bolivia durante el último cuarto de siglo, nos llevó a suponer que es posible aceptar el supuesto de que los aumentos de la cantidad de dinero se ajustan bastante bien a los precios durante el año, por lo cual no sería relevante considerar los aumentos de la cantidad de dinero rezagadas para fines de estimar la tasa de inflación esperada.

Es de esperar que los gustos, perspectivas, etc. que están incluidos en la variable  $u_t$ , también lo estén en la variable  $v_t$ , de tal modo que ambos estén correlacionados, lo que a su vez significará correlación entre la variable tasa esperada de variación en los precios y el error en la ecuación (1), lo que impide utilizar en forma óptima mínimos cuadrados ordinarios, ya que de hacerlo la estimación dará parámetros sesgados.

Comprobadas las condiciones de identificación del modelo, se estimará la ecuación (1) utilizando el método de los mínimos cuadrados en dos etapas.<sup>12</sup>

a) Primera etapa, la ecuación a estimar será:

$$\left(\frac{\dot{P}}{P}\right)_t^* = b_0 + b_1 \left(\frac{\dot{M}}{M}\right)_t + b_2 \left(\frac{\dot{Y}}{Y}\right)_t + b_3 \ln Y_t + v_t \quad (2')$$

$$\widehat{\left(\frac{P}{P}\right)}_t^* = \widehat{b}_0 + b_1 \left(\frac{\dot{M}}{M}\right)_t + \widehat{b}_2 \left(\frac{\dot{Y}}{Y}\right)_t + \widehat{b}_3 \ln Y_t \quad (2')$$

Por la forma de especificar la función (2'), se observa que se está utilizando todos los instrumentos del modelo (variables exógenas), a fin de asegurar las propiedades del método de mínimos cuadrados en dos etapas.

b) Segunda etapa, reemplazamos la parte estimada (2') en lugar de la variable  $\left(\frac{P}{P}\right)_t^*$  de la función de demanda por dinero de la ecuación (1).

O sea:

$$\ln m_t = a_0 + a_1 \ln Y_t + a_2 \widehat{\left(\frac{P}{P}\right)}_t^* + (u_t + a_2 \widehat{v}_t) \quad (1')$$

<sup>12</sup>La comprobación formal de las condiciones de identificación se ofrecen en el Apéndice B.

Por construcción cumple que:

$\widehat{\left(\frac{\dot{P}}{P}\right)}_t^*$  no esté correlacionado con  $u_t$

$\widehat{v}_t \ln Y_t = 0$ ,  $v_t$  ortogonal con  $\ln Y_t$

$\widehat{v}_t \left(\frac{\dot{P}}{P}\right)_t^* + 0$ ,  $v_t$  ortogonal con  $\left(\frac{\dot{P}}{P}\right)_t^*$

El modelo en cuestión plantea algunos problemas, que se puede resumir en dos puntos:

- i) Como no se dispone de un programa mínimos cuadrados en dos etapas, se debe estimar por mínimos cuadrados ordinarios haciendo las dos regresiones separadamente.
- ii) La matriz de varianzas y, por tanto, los errores estándares de los parámetros estimados en la regresión de la ecuación (1') no serán los verdaderos de la ecuación estructural, ya que aquella utiliza la  $V(u)$  y no la  $V(u + a_2 v_t)$  como lo hace la segunda regresión, razón por la cual habrá que recalcularla, reemplazando los parámetros estimados de la ecuación (1') en la ecuación original (1).

Es decir:

$$\ln m_t = a_0 + a_1 \ln Y_t + a_2 \left(\frac{\dot{P}}{P}\right)_t^* + u_t$$

donde:

$$\widehat{u}_t = \ln m_t - \widehat{a}_0 - \widehat{a}_1 \ln Y_t - \widehat{a}_2 \left(\frac{\dot{P}}{P}\right)_t^*$$

Tal que:  $S^2 = \frac{\sum u_t^2}{T - K}$  es el estimador de la varianza de los errores.

Con lo cual se deberá construir nuevamente la matriz de varianzas y por tanto los errores estándares de la regresión.

La regresión obtenida en la primera etapa se utilizará en dos regresiones alternativas, una, donde la demanda por dinero se deflacte por el Índice de Precios al Consumidor (regresión 7), y la otra, por el deflactor implícito del PIB (regresión 8). La variable que se utilizará como expresión para obtener la tasa esperada de variación en los precios será la tasa de variación promedia anual del Índice de Precios al Consumidor.

## 5. LOS RESULTADOS EMPIRICOS DEL PRESENTE ESTUDIO

Siguiendo las alternativas de estimación econométrica ya indicadas, se efectuaron las regresiones, habiéndolas reunido de acuerdo a la similitud cualitativa de las variables y de su diferencia cuantitativa en la especificación de los modelos. Es decir, que todos ellos si bien son resultado de un mismo modelo teórico, se ha obtenido de distinta manera la cuantificación de las variables respondiendo a los supuestos planteados en el punto anterior.

### 5.1. Los resultados de las alternativas uno y tres

Primero, se presentan las regresiones más significativas que explican el comportamiento de la demanda de dinero en Bolivia, como se lo puede comprobar a través de los diferentes indicadores que se enseñan en el Cuadro N° 1, que se incluye. En general, las regresiones muestran resultados satisfactorios en cuanto a la bondad del ajuste llegando a estar por sobre el 80 por ciento de explicación, hasta regresiones con coeficientes de bondad de casi el 93 por ciento. Todas las regresiones en cuestión han dado como resultado el signo del parámetro esperado; así, posi-

tivo para los estimadores de la variable ingreso y negativo para los estimadores de la variable tasa esperada de variación en los precios.

En cuanto al valor del parámetro estimado de la variable ingreso, se esperaba diese próximo a uno, habiéndolo confirmado la experiencia con bastante aproximación en las regresiones (1) y (7), ambas en las que se utilizó la tasa de variación del Índice de Precios al Consumidor como variable de cuantificación de la tasa esperada, con la salvedad de que en la primera es la observada promedio anual, y en la segunda fue estimada según se expresa en el punto anterior en la alternativa tres.

El hecho de que en algunos casos los parámetros estimados de la variable ingreso, manifiesten ser claramente mayores a uno, muestran que los cambios en el ingreso con respecto a la demanda de dinero tienen una elasticidad mayor que uno, lo cual no sería de extrañarse. Hemos dicho que Bolivia es una economía dual, con una parte de ella en proceso de monetización, que sería compatible con tal resultado, e indicaría, que a medida que la producción aumenta, que la economía se desarrolla, también las unidades económicas están aumentando el uso del dinero, y es de esperar que a medida que se desarrolle este proceso la elasticidad irá tendiendo a uno.

Otro resultado que se puede considerar interesante, es la magnitud de los errores estándares de los coeficientes estimados que son satisfactoriamente pequeños, lo que se traduce en coeficientes de las regresiones altamente significativos. En el caso de la variable ingreso son todos muy significativos, que, visto por el lado del Test Student se observan valores muy grandes lo cual le otorga un gran nivel de confianza. En lo que dice relación al término coeficiente de expectativas, su significación es en menor grado que el de la variable ingreso; se puede decir que el coe-

Cuadro N° 1

Resultados de las alternativas uno y tres 7

$$\ln m_t = a_0 + a_1 \ln Y_t + a_2 \left(\frac{P}{P}\right)_t$$

N°	Variable	Variable	Variable	a <sub>0</sub>	a <sub>1</sub>	a <sub>2</sub>	R <sup>2</sup>	D. W.	n
(1)	$\frac{M}{N}$	PIB	$\frac{IPC_t - IPC_{t-1}}{IPC_{t-1}}$	-4,362 (0,732) (-9,969)	1,237 (0,086) (14,340)	-0,030 (0,047) (-0,632)	0,926	0,602	23
(2)	$\frac{M}{N}$	DPIB	$\frac{DPIB_t - DPIB_{t-1}}{DPIB_{t-1}}$	-7,756 (1,302) (-5,954)	1,449 (0,144) (10,666)	-0,450 (0,047) (-6,677)	0,925	1,508	22
(3)	$\frac{M}{N}$	PIB	$\frac{IPC_t - IPC_{t-1}}{IPC_{t-1}}$	-6,310 (1,010) (-8,247)	1,565 (0,143) (10,903)	-0,046 (0,039) (-1,223)	0,842	0,697	24
(4)	$\frac{M}{N}$	DPIB	$\frac{DPIB_t - DPIB_{t-1}}{DPIB_{t-1}}$	-9,142 (2,323) (-3,935)	1,977 (0,331) (5,966)	-0,530 (0,073) (-7,249)	0,835	1,690	22
(7)	$\frac{M}{IPC}$	PIB	$\left(\frac{P}{P}\right)_t$	-4,478 (0,783) (-5,718)	1,251 (0,092) (13,546)	-0,010 (0,052) (-0,207)	0,925	0,643	23
(8)	$\frac{M}{DPIB}$	PIB	$\left(\frac{P}{P}\right)_t$	-6,950 (1,537) (-4,520)	1,555 (0,182) (8,559)	-0,498 (0,093) (-5,311)	0,886	1,583	22

7 = Las regresiones (1), (2), (3) y (4) corresponden a la alternativa uno. Las regresiones (7) y (8) corresponden a la alternativa tres.

\* = Son los errores estándares de los parámetros.

\*\* = Son los test Student calculados.

M<sub>1</sub> = Billetes y monedas en libre circulación más depósitos en cuenta corriente y a la vista, tomados como promedio anual.

IPC = Índice de Precios al Consumidor de la ciudad de La Paz, base 1958 = 100.

PIB = Producto Interno Bruto a precios de 1958.

DPIB = Deflector implícito del PIB.

N = Población anual.

$\left(\frac{P}{P}\right)_t$  = Resultado de la estimación en función a la tasa de variación de la cantidad de dinero, de la tasa de variación del ingreso y de una variable instrumental  $\ln Y_t$ .

ficiente de expectativas es significativamente igual a cero con un nivel de confianza del 25 por ciento en la regresión (1), y algo mayor en la regresión (7). La regresión (3) a un nivel de confianza del 10 por ciento. Las otras son significativamente distintas de cero.

En tres de las estimaciones realizadas, el estadígrafo Durbin-Watson, indica claramente presencia de autocorrelación serial positiva,<sup>13</sup> siendo aquellas donde se utilizó el Índice de Precios al Consumidor, tanto como deflactor de la demanda de dinero, como de variable de medición de los precios, y no así, cuando se utilizó el Deflactor implícito del PIB. Este problema sería grave si las regresiones en cuestión son parte de modelos de ecuaciones simultáneas<sup>14</sup> porque podría presentarse correlación entre los errores y las variables endógenas de la ecuación, lo que sesgaría los parámetros estimados. Mientras esto no sea así, sólo perdemos en eficiencia, mas, esperando que los parámetros estimados sean insesgados.

Cuando se supuso que la varianza de los errores está en función de la población (regresiones (3) y (4), se obtuvo un  $R^2$  más bajo, pero en cuanto al coeficiente D. W. presenta un aumento, siendo para la regresión (4) de 1,7 el que

<sup>13</sup>Habiendo realizado el test del coeficiente de Durbin-Watson, se acepta la hipótesis de autocorrelación serial positiva en las regresiones 1), 3) y 5) con un nivel de confianza del 99 por ciento. Se intentó corregir el fenómeno de autocorrelación en la regresión 1) mediante el método de Cochrane-Ocutt, sin embargo, cuando se quiso estimar la ecuación transformada por mínimos cuadrados ordinarios con el programa computacional disponible, no se obtuvo ningún resultado, lo que obliga a pensar que se requiere un programa especial para tal fin.

<sup>14</sup>En el caso de las regresiones 5) y 6), donde se supuso que son parte de un sistema de dos ecuaciones simultáneas, por lo cual se aplicó mínimos cuadrados en dos etapas para obviar justamente este problema, sea parte de un modelo de más ecuaciones.

En la

presencia de autocorrelación de todas las re-  
gresiones.

Se llama también la atención que en aquellas regresio-  
nes que presentan el fenómeno de autocorrelación, los  
coeficientes regresivos sean cercanos a cero, y no así  
en aquellas que no lo presenta, lo cual podría llevar  
a pensar que existe una relación entre estos dos fenóme-  
nos. Desde el punto de vista econométrico no  
se puede afirmar la presencia de autocorrela-  
ción en una regresión, pero no tiene porqué  
existir desde el punto de vista económico  
una relación entre la tasa esperada de pre-  
cios y el PIB, que sería decir que no son signi-  
ficativamente diferentes del comportamiento de la deman-  
da y las variaciones de precios y lo único relevante  
es la inflación. No obstante, tal conclusión no  
puede estimarse ya que en las regresiones donde no se  
presenta el problema de la autocorrelación, los coeficien-  
tes regresivos son significativamente distintos de cero.

Los resultados de la alternativa dos

Como se planteó en el punto pertinente, se estimó la  
función de la ecuación estructural, utilizando dos  
funciones del Índice de Precios al Consumidor  
y del deflactor del PIB, la otra. Los resulta-  
dos de la estimación no son los satisfactorios que  
se esperaba, como se muestra en el Cuadro

## Cuadro N° 2

30

## Resultados de la alternativa dos

$$\ln m_t = b_0 + b_1 \ln Y_t + b_2 \ln Y_{t-1} + b_3 \left(\frac{\dot{P}}{P}\right)_t + b_4 \ln m_{t-1}$$

Reg. N°	$\ln m_t$	$\left(\frac{\dot{P}}{P}\right)_t$	$b_0$	$b_1$	$b_2$	$b_3$	$b_4$	$R^2$	D.W.	n
(5)	$\left(\frac{M_1}{IPC}\right)_t$	$\frac{IPC_t - IPC_{t-1}}{IPC_{t-1}}$	0,031 *(2,378) **(0,013)	0,729 (1,237) (0,589)	-0,643 (1,322) (-0,486)	-0,113 (0,107) (-1,063)	0,859 (0,389) (2,207)	0,826	0,262	23
(6)	$\left(\frac{M_1}{D_{PIB}}\right)_t$	$\frac{D_{PIB_t} - D_{PIB_{t-1}}}{D_{PIB_{t-1}}}$	-2,968 (8,683) (-0,341)	-0,888 (5,447) (-0,163)	1,506 (5,572) (0,270)	-0,435 (0,380) (-0,114)	0,557 (0,635) (0,876)	0,174	0,025	22

\* Son los errores estándares de los parámetros.

\*\* Son los test Student calculados.

En la primera variante, el coeficiente de determinación múltiple no deja de ser significativo, y los signos de los parámetros estimados de la variable ingreso del período y de la variable precios son los esperados. En la variante segunda, el coeficiente de determinación es muy bajo y no llega siquiera al 18 por ciento de explicación, y el signo del parámetro ingreso del período da signo negativo contrariamente a lo esperado.

En general, en ambas regresiones se obtienen errores estándares de los estimadores muy grandes, que si se los comparan con los obtenidos en las alternativas dos y tres de las mismas variables, vale decir del ingreso del período y de la variable precios, se observa en este último caso que explotan las varianzas y por ende los errores estándares en forma muy marcada. Esta situación es compatible con la posible presencia del fenómeno de multicolinealidad entre las variables especificadas en la alternativa tres.<sup>15</sup>

Teóricamente se esperaba autocorrelación serial en este tipo de modelos en vista del uso del método de Koyck que lo introduce -o que lo refuerza-, y que el estadígrafo Durbin-Watson lo confirma,<sup>16</sup> con la gravedad de que como el modelo en cuestión utiliza la variable dependiente rezagada en la estimación de los parámetros, se presenta correlación entre la variable  $\ln m_{t-1}$  y el error residual, sesgando con ello la estimación de todos los parámetros, presentando inconsistencia y no eficiencia las estimaciones realizadas, amén de los otros problemas que se insinuaron en la parte teórica respectiva.

<sup>15</sup> Debo agradecer a Mario Gómez, el haberme hecho notar la posible presencia de multicolinealidad.

<sup>16</sup> Con la salvedad, de que el estadígrafo Durbin-Watson dede un punto de vista teórico estricto, es inaplicable en ecuaciones en que algunos de los regresores son variables dependientes rezagadas.

Como las alternativas uno y tres dieron resultados satisfactorios, se dio por conveniente no ahondar más en estos resultados, eligiendo esas otras alternativas como adecuadas de la explicación de la demanda de dinero en Bolivia.

### 5. 3. Otros resultados empíricos

Se planteó un modelo de demanda de dinero para Bolivia de dos ecuaciones simultáneas correspondiente a la alternativa tres, donde se supuso que la segunda ecuación explicaba la tasa esperada de variación en los precios, especificada mediante la siguiente relación funcional:

$$\left(\frac{\dot{P}}{P}\right)_t = b_0 + b_1 \left(\frac{\dot{M}}{M}\right)_t + b_2 \left(\frac{\dot{Y}}{Y}\right)_t + v_t$$

Suponiendo, que la tasa de variación de precios esperada es función de la tasa de crecimiento de la cantidad de dinero y de la tasa de crecimiento del ingreso y de una variable aleatoria  $u$ .

En teoría se esperaba que el parámetro  $b_1$  sea positivo y próximo a uno en cuanto a su magnitud, y, negativo el parámetro  $b_2$ . Los resultados de la estimación de esta regresión confirmaron estas premisas teóricas, como se observa a continuación:

Cuadro N° 3

$\left(\frac{\dot{P}}{P}\right)$	$b_0$	$b_1$	$b_2$	$R^2$	D. W.	n
$IPC_t - IPC_{t-1}$	0,008	1,155	-1,923	0,946	2,355	24
$IPC_{t-1}$	*(0,055)	( 0,086)	( 0,737)			
	** (0,151)	(13,279)	(-2,608)			

\* Son los errores estándares de los parámetros.

\*\* Son los test Student calculados.

El parámetro  $b_1$ , presenta signo positivo y en magnitud muy cercano a uno, significando con ello una elasticidad dinero a precios aproximadamente unitaria. El parámetro  $b_2$  estimado guarda plena compatibilidad con la elasticidad ingreso de las funciones demanda por dinero ya estimadas anteriormente, tanto en signo como en magnitud. En ambos casos se observa una elasticidad mayor que la unidad, significando con ello que cualquier disminución de la producción se traduce en aumentos más que proporcionales en los precios. El coeficiente  $R^2$  llega casi al 95 por ciento, y el estadístico D. W. se aproxima a dos. Haciendo el test pertinente con un nivel de confianza del 99 por ciento se puede aceptar ausencia de autocorrelación serial y, por tanto, se puede extrapolar que los errores estándares de los parámetros estimados son eficientes.

Los coeficientes de la variación en la cantidad de dinero y de la variación del ingreso son altamente significativos, con la posibilidad de ser igual a cero en el segundo caso sólo con un 0,05 por ciento de nivel de confianza. De otra parte, el término constante significativamente se aproxima a cero.

De lo expuesto, es claro que estos resultados son altamente satisfactorios en cuanto a explicar el fenómeno de la tasa de variación de precios vía la tasa de variación de la cantidad de dinero y de la variación en el ingreso.

## 6. CONCLUSIONES

En todo el período que se utilizó como fuente de información y de observación, se vio un comportamiento entre la demanda de dinero: vista como la relación  $M/Y$  y la tasa de variación de precios, en forma inversa, lo cual llevó a suponer que en la estimación de la demanda de dinero real ( $M/P$ ), la tasa de variación efectiva en los precios se ajustaba con buena aproximación a la tasa esperada.

Por las condiciones de escaso desarrollo financiero en el país, se supuso que la tasa de interés no sería relevante como variable de medición del costo de mantener dinero, considerándose que este papel cumple mejor la tasa esperada de cambio en los precios.

Para la estimación econométrica de los modelos se utilizó como deflactor de la demanda de dinero, y como medición de la tasa de variación de precios, tanto el Índice de Precios al Consumidor (IPC) como el Deflactor implícito del Producto Bruto Interno, habiéndose obtenido mejores ajustes con el primero, pero hay mayor seguridad de ausencia de autocorrelación serial con el segundo.

Se puede considerar que la estimación de la demanda de dinero para Bolivia con variables directamente observadas, es tan satisfactoria como aquella que considera a la variable tasa esperada de variación en los precios como variable también a explicar.

Algunos de los resultados de los modelos estimados dieron valores en los parámetros de la variable ingreso mayores que uno, expresando con ello una elasticidad ingreso mayor a uno. Esto es explicable en la economía boliviana ya que buena parte de ella se encuentra en proceso de monetización, y estaría reflejando el hecho de que a medida que aumenta la producción, que se desarrolla la economía de mercado hay unidades familiares que ingresan a la economía monetaria y, por tanto, comienzan a demandar dinero.

Se ha observado la importancia de la cantidad de dinero como variable de explicación de los fenómenos de inflación y de la relativa estabilidad de precios. La comprobación econométrica de la relación entre la variación de precios y la variación de la cantidad de dinero, ha dado resultados satisfactorios. Esto lleva a concluir que una ade-

cuada política monetaria debe preocuparse de la cantidad óptima de dinero, en un contexto amplio dado por la programación monetaria y financiera.

En general, la estimación de la demanda de dinero en Bolivia mediante las distintas alternativas, responde a las expectativas puestas en la investigación, por lo cual, se pueden considerar satisfactorios los resultados, quedando en pie la posibilidad de que tal función sea parte de modelos de ecuaciones simultáneas de mayor número y de mayor complejidad.

## 7. APENDICES

## APENDICE A

### Análisis de identificación: alternativa dos

Sea el modelo:

$$\ln m_t = a_0 + a_1 \ln Y_t + a_2 \left(\frac{\dot{P}}{P}\right)_t^* + u_t \quad (1)$$

$$\left(\frac{\dot{P}}{P}\right)_t^* = \left(\frac{\dot{P}}{P}\right)_{t-1}^* + B \left[ \left(\frac{\dot{P}}{P}\right)_t - \left(\frac{\dot{P}}{P}\right)_{t-1}^* \right] \quad (2)$$

donde,

$$\ln m_t - a_0 - a_1 \ln Y_t - a_2 \left(\frac{\dot{P}}{P}\right)_t^* = u_t \quad (1')$$

$$\left(\frac{\dot{P}}{P}\right)_t^* - (1 - B) \left(\frac{\dot{P}}{P}\right)_{t-1}^* - B \left(\frac{\dot{P}}{P}\right)_t = 0 \quad (2')$$

Siendo,

$\ln m_t$ ;  $\left(\frac{\dot{P}}{P}\right)_t^*$ ; variables endógenas

T. C.;  $\left(\frac{\dot{P}}{P}\right)_{t-1}^*$ ;  $\left(\frac{\dot{P}}{P}\right)_t$ ;  $\ln Y_t$ ; variables exógenas o predeterminadas

El modelo estructural es de la forma:

$$B_{11} \ln m_t + B_{12} \left(\frac{\dot{P}}{P}\right)_t^* + C_{11} \text{ T. C.} + C_{12} \ln Y_t + C_{13} \left(\frac{\dot{P}}{P}\right)_{t-1}^* + C_{14} \left(\frac{\dot{P}}{P}\right)_t = u_t \quad (1'')$$

$$B_{21} \ln m_t + B_{22} \left(\frac{\dot{P}}{P}\right)_t^* + C_{11} \text{ T. C.} + C_{22} \ln Y_t + C_{23} \left(\frac{\dot{P}}{P}\right)_{t-1}^* + C_{24} \left(\frac{\dot{P}}{P}\right)_t = 0 \quad (2'')$$

siendo las restricciones de la ecuación (1'')

$$C_{13} = 0$$

Son de exclusión,

$$C_{14} = 0$$

Para comprobar la identificación de la ecuación (1) debe cumplir dos condiciones:

Para (1)

- 1) Condición de orden: Como las restricciones son de exclusión, utilizamos el corolario  $\lambda \geq +m$ ; donde  $\lambda$  son las variables independientes de la ecuación en cuestión. En este caso tenemos  $4 > 3$ , cumple la condición, pero al ser  $\lambda$  mayor que  $1 + m$  ( $4 > 3$ ) quiere decir que la ecuación está sobredeterminada, y que existen más restricciones de las necesarias.
- (1) (i) Condición de rango, necesaria y suficiente. Debe cumplir que  $A \cdot \vartheta = 0 \implies \rho(A, \vartheta) = 2 - 1 = 1$ , en virtud de que A es una matriz  $2 \times 6$  y  $\vartheta$  es una matriz  $6 \times 2$ .

Es decir:

$$\begin{bmatrix} B_{11} & B_{12} & C_{11} & C_{12} & 0 & 0 \\ 0 & B_{21} & 0 & 0 & C_{23} & C_{24} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 0 & 0 \\ 0 & 0 \\ 0 & 0 \\ 0 & 0 \\ 1 & 0 \\ 0 & 1 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0 & 0 \\ C_{23} & C_{24} \end{bmatrix}$$

De donde  $\rho(A, \vartheta) = 1$ . Por tanto, cumple la condición de rango y la ecuación está identificada, pero no exactamente, sino sobredeterminada.

## APENDICE B

### Análisis de identificación: alternativa tres

Sea el modelo:

$$\ln m_t = a_0 + a_1 \ln Y_t + a_2 \left(\frac{\dot{P}}{P}\right)_t^* + u_t \quad (1)$$

$$\left(\frac{\dot{P}}{P}\right)_t = b_0 + b_1 \left(\frac{\dot{M}}{M}\right)_t + b_2 \left(\frac{\dot{Y}}{Y}\right)_t + v_t \quad (2)$$

Veamos si ambas ecuaciones cumplen las condiciones de identificación:

Sea:

$$\ln m_t - a_0 - a_1 \ln Y_t - a_2 \left(\frac{\dot{P}}{P}\right)_t^* = u_t \quad (1')$$

$$\left(\frac{\dot{P}}{P}\right)_t - b_0 - b_1 \left(\frac{\dot{M}}{M}\right)_t - b_2 \left(\frac{\dot{Y}}{Y}\right)_t = v_t \quad (2')$$

donde:

$\ln m_t$ ;  $\left(\frac{\dot{P}}{P}\right)_t^* = \left(\frac{\dot{P}}{P}\right)_t$ ; son variables endógenas

T. C.;  $\ln Y_t$ ;  $\left(\frac{\dot{M}}{M}\right)_t$ ;  $\left(\frac{\dot{Y}}{Y}\right)_t$ ; son variables exógenas

El modelo estructural es de la forma:

$$B_{11} \ln m_t + B_{12} \left(\frac{\dot{P}}{P}\right)_t + C_{11} \text{ T. C.} + C_{12} \ln Y_t + C_{13} \left(\frac{\dot{M}}{M}\right)_t + C_{14} \left(\frac{\dot{Y}}{Y}\right)_t = u_t \quad (1'')$$

$$B_{21} \ln m_t + B_{22} \left(\frac{\dot{P}}{P}\right)_t + C_{21} \text{ T. C.} + C_{22} \ln Y_t + C_{23} \left(\frac{\dot{M}}{M}\right)_t + C_{24} \left(\frac{\dot{Y}}{Y}\right)_t = v_t \quad (2'')$$

Restricciones en (1'')

$$C_{13} = 0$$

$$C_{14} = 0$$

Son de exclusión

Restricciones en (2'')

$$B_{21} = 0$$

$$C_{22} = 0$$

Son de exclusión

i) Condición de orden:

Para (1)

$$\lambda \geq 1 + m$$

$$4 > 3$$

Para (2)

$$\lambda \geq 1 + m$$

$$4 > 3$$

Ambas están sobreidentificadas.

ii) Condición de rango (necesaria y suficiente)

$$\text{Si: } A \cdot \vartheta = 0 \Rightarrow \rho(A, \vartheta) = 1$$

$$2 \times 6 \quad 6 \times 2$$

Para (1).

$$\begin{bmatrix} B_{11} & B_{12} & C_{11} & C_{12} & 0 & 0 \\ 0 & B_{22} & C_{11} & 0 & C_{23} & C_{24} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 0 & 0 \\ 0 & 0 \\ 0 & 0 \\ 0 & 0 \\ 1 & 0 \\ 0 & 1 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0 & 0 \\ C_{23} & C_{24} \end{bmatrix}$$

Por tanto,  $\rho(A, \vartheta) = 1$  cumple la condición de rango.

Para (2).

$$\begin{bmatrix} B_{11} & B_{12} & C_{11} & C_{12} & 0 & 0 \\ B_{21} & B_{22} & C_{21} & 0 & C_{23} & C_{24} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ 0 & 0 \\ 0 & 0 \\ 0 & 1 \\ 0 & 0 \\ 0 & 0 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} B_{11} & C_{12} \\ 0 & 0 \end{bmatrix}$$

Por tanto,  $P(A, \emptyset) = 1$  cumple la condición de rango. Entonces, ambas ecuaciones están identificadas, pero no exactamente, sino sobreidentificadas.