

Documentos de Información  
Banco Central  
Fac. Ciencias Económicas y Administrativas  
Universidad de Chile

**DEMANDA POR DINERO Y EXPECTATIVAS DE INFLACION:  
CHILE 1976-1979\***

**Julio Acevedo**  
Banco Central de Chile

**Joaquín Vial**  
Departamento de Economía  
Universidad de Chile

\*Este trabajo forma parte de investigaciones más extensas que están desarrollando ambas instituciones. Los autores agradecen los comentarios y críticas de Hugo Arancibia, Mario Corbo, Pedro Jelfanović, Guillermo Le Fort, Alvaro Saieh y Gonzalo Sepúlveda. Además expresan su reconocimiento a José Pablo Arellano y Victoria Corbo por los valiosos aportes que hicieron al trabajo, como también a Ignacio Valenzuela por la importante colaboración que prestó en las operaciones con el computador.

## DEMANDA POR DINERO Y EXPECTATIVAS DE INFLACION CHILE: 1976-1979

Julio Acevedo  
Joaquín Vial

### 1. INTRODUCCION

La estimación de la demanda por dinero ha sido uno de los temas que más han interesado a los economistas en Chile. Si se revisan los trabajos de carácter econométrico que se han publicado sobre nuestro país, se observa que un porcentaje desmesuradamente alto se concentra en el estudio de esta función.<sup>1</sup> Las razones que explican este fenómeno son de muy diversa índole. Sin olvidar el indudable interés teórico que tiene la materia, deben mencionarse su particular relevancia para la programación de la política monetaria y la relativa abundancia de información sobre las variables que intervienen en dicha función como causas muy importantes de la atracción que ejerce la demanda por dinero sobre los economistas chilenos. Pero el tema no se encuentra agotado ya que la mayoría de los trabajos realizados corresponden a estimaciones de la función de demanda de largo plazo, es decir, toman intervalos de tiempo entre sus observaciones que permiten suponer que el mercado monetario se encuentra en equilibrio. Por otra parte, solo uno de ellos considera una muestra con observaciones posteriores a 1974, que fue el año en que se comenzaron a liberalizar los mercados financieros. Luego, es muy probable que las funciones que se han estimado en el pasado no reflejen adecuadamente la situación de la demanda por dinero actual. Además, parece conveniente que las autoridades económicas cuenten con una estimación de la demanda por dinero de corto plazo para disponer de mejor información al formular la política monetaria.

En consecuencia, el objetivo principal es realizar una estimación de la demanda por dinero de corto plazo (mensual) que sea útil para efectuar predicciones sobre la evolución de los agregados monetarios más importantes

<sup>1</sup> Véase Hynes (1967), Conés y Tapia (1970), Deaver (1970), Corbo (1974), Reichmann (1974), Barros y Lagos (1979), Corbo (1979).

( $M_1$  y  $M_2$ ). Sin embargo, ésta no es la única motivación del presente estudio. En efecto, uno de los problemas que más han preocupado a los estudiosos de la política monetaria y de la inflación ha sido el papel de las expectativas de inflación y los mecanismos que las determinan. No obstante, el escollo fundamental con que se han topado los economistas en este campo es la imposibilidad práctica de contar con estimaciones directas de "la" tasa de inflación esperada. Por otra parte, todos los estudios sobre demanda monetaria que se han hecho para Chile utilizan algún método para obtener una aproximación a la tasa de inflación esperada, ya que existe coincidencia sobre la importancia de esta variable en dicha función. Mas, son pocos los casos en que se han examinado en detalle las implicancias de las estimaciones sobre el proceso de formación de expectativas, lo que ha llevado a algunos autores a aceptar como válidos resultados en los que subyacen expectativas inflacionarias que implican sesgos de tal magnitud en las predicciones que parecen inaceptables en un país como Chile, que tiene un largo historial inflacionario.<sup>2</sup> Considerando indiscutible que su intervención es fundamental en la estimación de la demanda monetaria, el problema de incorporar una variable *proxy* debía ser enfrentado y resuelto de alguna forma, de allí que se optó por probar diferentes alternativas de medición empírica de las expectativas inflacionarias, estudiando simultáneamente algunas de sus propiedades y el grado de correspondencia con las hipótesis teóricas que se han formulado para explicarlas.

Con estos fines, se ha decidido utilizar datos mensuales de 1976 en adelante. No se trabajó con información de períodos anteriores porque los cambios en la estructura económica a partir de la liberalización del mercado financiero probablemente afectaron en forma significativa la función de demanda por dinero; en consecuencia, no se puede sostener que un mismo modelo explique la evolución de esa variable en los dos períodos.

Se han estimado funciones de demanda para dos agregados monetarios:  $M_1$  (circulante más dinero giral del sector privado) y  $M_2$  ( $M_1$  más cuasidinero del sistema bancario). En este último caso se exploraron dos formas alternativas para proyectar  $M_2$ : una directa, que surge de la estimación de una función de demanda para esta variable, y otra consistente en sumar las proyecciones de  $M_1$  y del cuasidinero (CD), obtenidas a partir de sendas ecuaciones de demanda.

## 2. EL MODELO GENERAL

En términos muy generales, se puede plantear que la cantidad de dinero que los agentes económicos desean mantener durante un cierto período de

<sup>2</sup>En un trabajo de V. Corbo (1974), se reconstruyen las series de tasas esperadas de inflación de otros estudios anteriores, donde queda en evidencia el problema mencionado, en especial, para la estimación de Cortés y Tapia.

tiempo depende de la restricción presupuestaria que ellos enfrentan durante ese intervalo de tiempo, y del costo de oportunidad que significa el postergar la compra de bienes que permiten satisfacer otras necesidades, o que constituyen un sustituto cercano del dinero. Adicionalmente, se establece el supuesto de que esta función es homogénea de grado uno en el nivel general de precios.

En términos más concretos, se tendría entonces que la cantidad real de dinero deseada sería una función que depende del ingreso real esperado, de la tasa de variación esperada en el nivel general de precios y de la tasa de rentabilidad esperada de los activos financieros distintos del dinero:

$$\left(\frac{M}{P}\right)^d = m^d = F(y^*, \dot{P}^*, r^*, u) \quad (1)$$

donde

$\left(\frac{M}{P}\right)^d, m^d$ : Cantidad real de dinero demandada.

$y^*$ : Ingreso real esperado.

$\dot{P}^*$ : Tasa de variación esperada para el nivel general de precios.

$r^*$ : Tasa de rentabilidad real esperada de otros activos financieros.

$u$ : Perturbación aleatoria, que se supone con una distribución normal, con media cero y varianza constante.

Cada una de las variables anteriores admite una especificación diferente cuando se consideran distintos agregados monetarios, ya que la relación de sustituibilidad y complementariedad no es la misma entre los diferentes activos. Por otra parte, las unidades económicas que demandan un activo monetario (por ejemplo,  $M_1$ ) no necesariamente serán las mismas que demandan otros componentes del dinero (como el cuasidinero), y, por lo tanto, es probable que existan discrepancias en las apreciaciones sobre los valores esperados para las mismas variables en los diferentes activos.

La función  $F$  de la ecuación (1) ha sido especificada de varias maneras alternativas, radicando la diferencia en la consideración de la elasticidad de  $m^d$  ante  $\dot{P}^*$ . Las dos formulaciones más frecuentes son

$$m^d = A y^{*a} \dot{P}^{*b} e^{c r^*} + u \quad (2)$$

$$m^d = A y^{*a} e^{b \dot{P}^*} + c r^* + u \quad (3)$$

Al ser expresadas en logaritmos (naturales), se transforman en

$$\ln m^d = \ln A + a \ln y^* + b \ln \hat{P}^* + cr^* + u \quad (2')$$

$$\ln m^d = \ln A + a \ln y^* + b\hat{P}^* + cr^* + u \quad (3')$$

En la economía chilena se han estimado funciones de demanda por dinero que corresponden a una u otra especificación, y los resultados no han sido concluyentes respecto a cuál usar. En efecto, existe un estudio de Daniel Tapia<sup>3</sup> realizado usando datos anuales previos a 1970, que tiende a favorecer el uso de una ecuación como la (3). Sin embargo, Vittorio Corbo,<sup>4</sup> utilizando datos trimestrales para el período 1960–1970, concluye que es más adecuado usar la primera alternativa de especificación. En consecuencia, dado que la elección es una cuestión empírica, en este trabajo se probarán ambas alternativas, seleccionando aquella que proporcione un mejor ajuste con los datos actuales.

La ecuación (1) corresponde a la función de demanda de largo plazo, porque se presume la coincidencia entre la cantidad mantenida y la deseada. Sin embargo, este supuesto es muy difícil de mantener en el corto plazo, ya que si se presentan cambios bruscos en las variables del lado derecho de dicha ecuación o en la oferta monetaria,<sup>5</sup> es muy difícil aceptar que se vaya a producir un ajuste instantáneo entre el *stock* existente y el deseado. Esto se debe a la existencia de los costos en que se debe incurrir para eliminar el desequilibrio, y ellos deben ser comparados con la pérdida de bienestar que se produce por estar fuera de la posición de equilibrio. Luego, el ajuste en cada período corresponderá a la solución de un problema de optimización, y solo en casos extremos se observará que en el corto plazo coincide  $m$  con  $m^d$ .

Una expresión para el ajuste realizado en cada período puede obtenerse al especificar una función que muestre cuál es la pérdida total de bienestar (CT) por el desequilibrio, y el correspondiente ajuste en el período. Ello determinará el cambio óptimo en la cantidad de dinero en cada período. La formulación más usual al respecto supone que el costo por no estar en equilibrio y el costo por moverse hacia el equilibrio son proporcionales al cuadrado de ambas magnitudes.<sup>6</sup> En términos algebraicos, se tendría

$$CT = d_0 (m_t^d - m_t)^2 + d_1 (m_t - m_{t-1})^2 \quad (4)$$

<sup>3</sup>Véase D. Tapia (1975).

<sup>4</sup>Véase V. Corbo (1979).

<sup>5</sup>En este modelo la oferta monetaria es una variable exógena, lo que parece un supuesto razonable en el muy corto plazo, pero que habría que revisar si se desean trabajar con intervalos de tiempo más largos.

<sup>6</sup>Para mayores detalles, véase Cortés y Tapia (1970).

donde el primer término representa el costo en que se incurre porque la cantidad de dinero no coincide con la deseada, y el segundo indica el costo por reducir el desequilibrio en el período  $t$ ;  $d_0$  y  $d_1$  son coeficientes que se suponen constantes y positivos.

Para determinar cuál es el ajuste óptimo en el período, se debe minimizar la ecuación (4). Esto arroja como resultado lo siguiente:

$$\frac{m_t - m_{t-1}}{m_t^d - m_{t-1}} = \frac{d_0}{d_0 + d_1} = \lambda \quad (5)$$

Si se expresa cada variable en su respectivo logaritmo natural y se acepta el supuesto que  $d_0$  y  $d_1$  son constantes,<sup>7</sup> se tiene

$$\ln m_t - \ln m_{t-1} = \lambda (\ln m_t^d - \ln m_{t-1}) \quad (6)$$

donde  $\lambda$  es una constante que toma valores entre 0 y 1.

Con la ecuación (6) y las dos especificaciones alternativas para  $m_t^d$  expresadas en (2') y (3'), unidas al supuesto de que la oferta monetaria es exógena en el intervalo de tiempo considerado, se completa el modelo general por estimar. Las respectivas formas reducidas son

$$\ln m_t = a_0 + a_1 \ln y_t^* + a_2 \ln \dot{P}_t^* + a_3 r_t^* + a_4 \ln m_{t-1} + u_t \quad (7)$$

$$\ln m_t = a_0 + a_1 \ln y_t^* + a_2 \dot{P}_t^* + a_3 r_t^* + a_4 \ln m_{t-1} + u_t \quad (8)$$

donde

$$a_0 : \lambda \ln A_0$$

$$a_1 : \lambda a$$

$$a_2 : \lambda b$$

$$a_3 : \lambda c$$

$$a_4 : 1 - \lambda$$

### 3. ESTIMACION DE LA DEMANDA POR DINERO

En este trabajo se han estimado funciones de demanda para dos agregados monetarios:  $M_1$ , que se ha definido como el circulante más el dinero

<sup>7</sup>En caso que  $d_0$  y  $d_1$  no sean constantes, es necesario especificar una función que los explique. Ello normalmente implica tener que recurrir a técnicas de estimación de ecuaciones no lineales, lo que no era posible en el momento de realizar este trabajo. Un estudio interesante al respecto, aplicado al caso de Chile, se encuentra en V. Corbo (1979). Allí se concluye que no es posible rechazar la hipótesis que  $\lambda$  es constante. Una manera alternativa de plantear un coeficiente de ajuste variable se encuentra en White (1978).

giral del sector privado, y  $M_2$ , que corresponde a  $M_1$  más el cuasidinero (CD) del sistema bancario. En ambos casos, la fuente de información usada fue la *Síntesis Monetaria* del Banco Central. Asimismo, ambas variables fueron definidas como saldo diario promedio en el mes, para evitar los sesgos que podría inducir el uso de los saldos al último día del mes y que además muestran una varianza desmesurada durante el período que cubre la muestra.

Como indicador del ingreso real esperado, se utilizó un índice mixto de producción industrial, el que fue desestacionalizado. Dicho índice de producción industrial es un promedio de las distintas ramas de actividad industrial, ponderado por la participación de ellas en el valor agregado industrial. Los índices de cada agrupación corresponden a las del Índice de Producción Manufacturera del INE, salvo algunos casos en que se toma el promedio del índice del INE con el de SOFOFA. Para desestacionalizar, se aplicó un modelo de ajuste local de 19 puntos. El cálculo se realizó con el programa SEABIRD de ECOM.<sup>8</sup>

Para representar el costo de oportunidad de mantener dinero que se origina en los aumentos esperados de precios de los bienes, se probaron tres alternativas diferentes:

**Alternativa A.** Se supuso un esquema de formación de expectativas conocido como la *hipótesis de expectativas adaptables*. Este es el enfoque más común en la literatura, y se basa en la presunción de que las unidades económicas revisan sus proyecciones en cada período, corrigiendo por una fracción del error cometido en el período anterior. Esto se traduce, para efectos prácticos, en que la tasa de inflación esperada es un promedio, con ponderaciones que decrecen geométricamente, de las tasas de inflación efectivas de los períodos anteriores. Este enfoque ha sido bastante criticado desde un punto de vista teórico,<sup>9</sup> pero aun así se le considera una aproximación útil para efectos del trabajo empírico.

**Alternativa B.** Se adoptó el supuesto de que las unidades económicas realizaban predicciones óptimas, tomando como única información relevante la historia pasada de la variable. Esto significa que la tasa esperada de inflación para un período  $t$  es la esperanza matemática de la tasa de inflación en dicho período, condicionada a la información existente en  $t-1$  sobre la inflación. En este sentido, esta alternativa corresponde a una versión

<sup>8</sup> Durante el proceso de estimación se probaron algunas alternativas diferentes para pasar del ingreso real (desestacionalizado) al "ingreso esperado", para lo cual se usaron esquemas de rezagos ponderados geométricamente. En todos los casos, los resultados fueron muy inferiores a los obtenidos con la alternativa seleccionada.

<sup>9</sup> Una síntesis de esas críticas se puede encontrar en A. Saieh y J. Vial (1979).

restringida de la llamada *hipótesis de expectativas racionales* de Muth.<sup>10</sup> El carácter restringido de esta aplicación viene dado por la suposición de que la información pertinente proviene únicamente de la historia pasada de la inflación, y del hecho de que la función de demanda por dinero especificada no se ha derivado de la solución de un problema de optimización con información incompleta.<sup>11</sup>

Para obtener una estimación de esta serie se aplicó un esquema bayesiano que distingue entre cuatro categorías alternativas para la trayectoria posible de una variable, asignando probabilidades a cada una de ellas de acuerdo con los errores de predicción cometidos en períodos anteriores. El método usado es una adaptación de las técnicas propuestas por Harrison y Stevens,<sup>12</sup> que se encuentra en el Programa HAST.

**Alternativa C.** No se presume *a priori* una hipótesis de formación de expectativas sino que se intenta extraer una serie de tasas de inflación esperadas, a partir de la evolución de las tasas nominales de interés a 90 días. Para ello, se empieza con la siguiente ecuación de la tasa de interés nominal:

$$i_t = (1 + r_t^*) (1 + \dot{P}_t^*) - 1 \quad (9)$$

Como existe información para la tasa de interés nominal ( $i_t$ ), si se establece algún supuesto adecuado sobre la tasa de interés real esperada ( $r_t^*$ ), se puede despejar  $\dot{P}_t^*$  de dicha ecuación. Para estos efectos, se aceptó la suposición de que la tasa de interés real esperada se formaba de acuerdo con el esquema de expectativas adaptables.

Las tasas de interés real esperadas en las alternativas A y B se obtuvieron usando las respectivas series de inflación esperada para despejar  $r_t^*$  en la ecuación (9).

La información sobre precios provino del Índice de Precios al Consumidor (IPC) calculado por el INE. Para la tasa nominal de interés, se usó un promedio de la tasa de interés de captación en bancos y financieras de los depósitos a treinta días.

### 3.1 Estimación de la demanda por $M_1$

Para la estimación de los parámetros de las distintas ecuaciones, se usaron mínimos cuadrados ordinarios y mínimos cuadrados generalizados, im-

<sup>10</sup> Para mayores detalles, véase Saich y Vial, obra citada.

<sup>11</sup> Esto último afectaría la presunción de que los parámetros de la demanda por dinero son constantes exógenas.

<sup>12</sup> Harrison y Stevens (1971).

poniendo *a priori* la restricción de autocorrelación residual de primer orden. Sin embargo, al realizar un *test F* sobre los residuos, en ningún caso se pudo rechazar la hipótesis de que el coeficiente de autocorrelación difería significativamente de cero, por lo que solo se presentan los resultados obtenidos usando MCO. Asimismo, al probar la hipótesis sobre la constancia de la elasticidad de la demanda por dinero respecto de la tasa esperada de inflación, se apreció únicamente en uno de los casos (la alternativa B) que las regresiones eran significativamente diferentes, con un 95 por ciento de confianza, pero aún así el ajuste fue mejor en el caso de elasticidad constante.<sup>13</sup> Considerando estos resultados, parece claro que, para este período muestral, se ven confirmadas las conclusiones de Vittorio Corbo<sup>14</sup> sobre la conveniencia de utilizar una especificación lineal en el logaritmo de la tasa de inflación esperada, ya que hay ganancias importantes en términos de la eficiencia de las estimaciones.

Para calcular el coeficiente de las expectativas de inflación con las expectativas adaptativas, se usó un procedimiento iterativo que ha sido sugerido por Griliches,<sup>15</sup> el que permite superar los serios inconvenientes de aplicar una reducción de Koyck a una ecuación que tiene más de un término en el lado derecho. Con este fin, se parte de la fórmula para dicha hipótesis:

$$\dot{P}_t^* = \dot{P}_{t-1}^* + B (\dot{P}_{t-1} - \dot{P}_{t-1}^*) \quad 0 < B < 2 \quad (10)^{16}$$

Esta ecuación da origen a una expresión que es posible usar en las estimaciones, ya que queda en función solo de *B* y de las tasas de inflación de los períodos anteriores:

$$\dot{P}_t^* = B \dot{P}_{t-1} + B(1-B) \dot{P}_{t-2} + B(1-B)^2 \dot{P}_{t-3} + \dots + B(1-B)^n \dot{P}_{t-n-1} \quad (11)$$

Luego, tomando distintos valores para *B* dentro del intervalo (0,2) y cortando el número de períodos hacia atrás que se consideran para la tasa de inflación, se pueden construir las respectivas series de tasas de inflación esperadas para cada uno de los *B*. Posteriormente, se utilizan dichas series en la estimación de la función de demanda por dinero, seleccionándose aquella que arroja un coeficiente de determinación más alto. Si se ha especificado correctamente el modelo para la demanda por dinero, éste es un método má-

<sup>13</sup> Los valores de los estadísticos *F* para estos *test* aparecen en el anexo A.

<sup>14</sup> V. Corbo, obra citada.

<sup>15</sup> Véase Z. Griliches (1967).

<sup>16</sup> Normalmente se había supuesto que *B* tenía como cota máxima 1. Sin embargo, algunos autores han trabajado levantando dicha restricción, ya que, mientras *B* sea menor que 2, la serie estimada converge, aunque con oscilaciones. En la práctica, V. Corbo (1979) estimó un coeficiente igual a 1,41 para Chile, con datos trimestrales. Agradecemos a Vittorio Corbo el habernos hecho notar este punto.

ximo verosímil para determinar  $B$ . En este caso, se tomaron trece períodos hacia atrás a fin de generar cada observación de las distintas series para  $\hat{P}_t^*$ .

Análogamente, en el caso de la alternativa 3, se usó el mismo procedimiento para obtener las series de la tasa de interés real esperada, y a partir de ellas se construyeron las correspondientes series asociadas de las tasas de inflación esperadas. También aquí se debió iterar para elegir aquel coeficiente de expectativas (para la tasa de interés real esperada) que hacía máximo el coeficiente de determinación en el modelo.

En los casos de las alternativas 1 y 2, se calcularon las series para la tasa de interés real esperada usando la ecuación (9) y fijando las expectativas de inflación que venían dadas exógenamente.

Al efectuar las regresiones para el modelo completo, se pudo apreciar que las tasas de interés reales esperadas no tenían un efecto significativo sobre la cantidad demandada de dinero ( $M_1$ ),<sup>17</sup> por lo que se procedió a reestimar los parámetros eliminando esa variable. Los resultados se presentan en el cuadro 1. Allí se nota inmediatamente que los resultados de usar una u otra alternativa no son significativamente diferentes en las estimaciones, especialmente en lo que respecta a los parámetros de la función de demanda de largo plazo.

Los coeficientes de ajuste entre el *stock* existente y el deseado alcanzaron magnitudes de 0,24 a 0,29, lo que implica un rezago promedio del orden de 2,7 meses.<sup>18</sup> Esto significa que el equilibrio de *stock* se alcanzaría prácticamente en un lapso levemente superior a los seis meses. Esta magnitud es bastante superior a las que se han estimado para la década de los sesenta,<sup>19</sup> y estaría reflejando un cambio en la conducta de los demandantes de dinero, el que, sin duda, obedece a los mayores costos de estar fuera de la posición de equilibrio en un contexto en que la tasa de inflación es muy superior y en que existe un mercado de activos financieros que pone de manifiesto parte de los costos de mantener dinero.

Al utilizar la tasa nominal de interés en lugar de la tasa de inflación como indicador del costo de oportunidad de mantener dinero, hubo un ajuste

<sup>17</sup>En el caso de la alternativa C, se obtuvo una elasticidad con signo positivo para esta variable, aunque no diferente de cero. Ello podría tener su origen en una mala medición de la tasa de interés real esperada, y, por ende, de la tasa de inflación esperada, lo que constituiría una evidencia —no concluyente— en contra del uso de dicha alternativa.

<sup>18</sup>El rezago medio se define como  $(1-\lambda)/\lambda$ , y muestra el tiempo que se tarda en ajustar la mitad del desequilibrio. Véase Griliches, obra citada.

<sup>19</sup>Vittorio Corbo estimó un rezago medio cercano a un año, para la década de los sesenta. Hynes, a su vez, calculó que era superior a tres años, para datos de períodos anteriores. Véase Corbo (1979), Hynes (1967).

CUADRO 1

ESTIMACIONES DE LA DEMANDA POR M<sup>1</sup>  
(período muestral: enero de 1975-mayo de 1979)

	Formas reducidas				Formas estructurales				Ecuaciones				
	a <sub>0</sub>	a <sub>1</sub>	a <sub>2</sub>	a <sub>3</sub>	a <sub>4</sub>	a <sub>1</sub>	a <sub>2</sub>	a <sub>3</sub>	λ	R <sup>2</sup>	F	e'e	
<b>Modelo I<sup>b</sup></b>													
Alternativa A	1,2429 (1,41)	0,1925 (1,16)	-0,1224 (-2,75)	-0,1689 (-0,201)	0,7121 (9,24)	0,6684 (1,18)	-0,4252 (-4,11)	-0,5866 (-0,20)	0,2879 (5,74)	98,07	487,6	1,422	0,06743
B = 0,40													
Alternativa B	0,8559 (1,55)	0,1827 (1,17)	-0,1287 (-3,50)	-0,4681 (-0,76)	0,6877 (9,94)	0,5849 (1,20)	-0,4120 (-4,92)	-1,4988 (-0,80)	0,5125 (4,51)	98,50	519,2	1,548	0,05956
Alternativa C	0,1169 (0,21)	0,2199 (1,47)	-0,0626 (-2,05)	1,3299 (1,56)	0,8039 (12,59)	1,1152 (1,16)	-0,5184 (-2,72)	6,758 (1,18)	0,1967 (5,03)	98,27	512,6	-0,001	0,06052
<b>Modelo II<sup>c</sup></b>													
Alternativa A	1,1428 (1,61)	0,2026 (1,50)	-0,1165 (-3,58)		0,7187 (10,51)	0,7203 (1,40)	-0,4141 (-4,70)		0,2815 (4,11)	98,07	626,4	1,29	0,06751
B = 0,40													
Alternativa B	0,5725 (1,11)	0,2270 (1,58)	-0,1086 (-4,51)		0,7095 (11,52)	0,7809 (1,77)	-0,3784 (-5,51)		0,2907 (4,64)	98,27	700,5	1,50	0,06050
Alternativa C	0,4568 (1,41)	0,1997 (1,52)	-0,0936 (-3,91)		0,578 (12,86)	0,8246 (1,50)	-0,5864 (-4,22)		0,2432 (4,11)	98,16	657,4	0,78	0,06457
B = (r*) = 0,50													
<b>Modelo III<sup>d</sup></b>													
	-0,1429 (-0,17)	0,5082 (1,69)	-0,0580 (-1,18)		0,8316 (11,43)	1,8296 (1,72)	-0,5445 (-1,48)		0,1688 (2,51)	97,49	479,8	2,44	0,08762

<sup>a</sup> Entre paréntesis se presentan los estadísticos T. La metodología para el cálculo de la desviación estándar de los parámetros de la forma estructural se encuentra explicada en el anexo C.

$$b) \ln m_{1t} = a_0 + a_1 \ln y_t + a_2 \ln p_t^* + a_3 r_t^* + a_4 \ln m_{1t-1}$$

$$c) \ln m_{1t} = a_0 + a_1 \ln y_t + a_2 \ln p_t^* + a_3 \ln m_{1t-1}$$

menos eficiente y un cambio sustancial en la elasticidad de ingreso estimada, lo que sugiere la presencia de un sesgo importante como consecuencia de imponer la restricción de que el costo de oportunidad de mantener dinero no se descompuso entre los dos elementos que lo constituyen. Aunque estos resultados también podrían ser considerados como evidencia de un problema de ecuaciones simultáneas.

### 3.2. Estimación de la demanda por $M_2$

Al igual que en el caso de la demanda por  $M_1$ , para este agregado monetario tampoco se pudieron rechazar las hipótesis sobre constancia de la elasticidad respecto de la tasa esperada de inflación y de no existencia de autocorrelación residual de primer orden, por lo que en el cuadro 2 solo se presentan las estimaciones realizadas en base a mínimos cuadrados ordinarios y con funciones lineales en el logaritmo de la tasa de inflación esperada.

Para proyectar este agregado monetario, se puede optar entre usar una estimación directa de la demanda por  $M_2$ , o bien, sumar las proyecciones realizadas a partir de funciones de demanda por  $M_1$  y por CD, que se han estimado por separado. Para contar con más elementos de juicio, se decidió estimar una función de demanda para  $M_2$  y otras para CD, con el objeto de comparar las predicciones resultantes de usar uno u otro método de proyección dentro del período muestral.

Al efectuar las estimaciones, se pudo apreciar que los resultados de usar una u otra alternativa de especificación de la tasa de inflación esperada eran bastante diferentes en lo que respecta a la magnitud de los parámetros de las ecuaciones y a la presencia de autocorrelación residual. Sin embargo, la bondad de los ajustes y la eficiencia de las estimaciones es bastante similar.

En la estimación directa de  $M_2$ , la alternativa que parece más promisoría es la C, que es la que implica una mayor elasticidad— ingreso y un ajuste más lento en los *stock*. En este caso, el rezago promedio es del orden de un año, lo que difiere sustancialmente de los resultados para  $M_1$ .

Otro elemento que llama la atención en estas estimaciones es que la tasa de interés esperada aparece con signo positivo en todas las ecuaciones. Esto se explica porque al variar dicha tasa se tiende a producir una sustitución de  $M_1$  y de otros activos por cuasidinero. Luego, el signo positivo denota que el aumento en CD ante un aumento en la tasa de interés real esperada compensa en exceso la reducción en la demanda por  $M_1$ . Pero ello también podría provenir de errores de medición de  $r^*$ ; una evidencia en este sentido podría ser el signo positivo de la elasticidad de interés de  $M_1$ , en la alternativa C.

CUADRO 2

ESTIMACIONES DE LA DEMANDA POR M<sub>2</sub> Y CD<sup>a</sup>  
(período muestral: enero de 1976-mayo de 1979)

	Forma reducida				Forma estructural			Estadísticos					
	$\alpha_0$	$\alpha_1$	$\alpha_2$	$\alpha_3$	$\alpha_4$	$\alpha_1$	$\alpha_2$	$\alpha_3$	$\lambda$	R <sup>b</sup>	F	e <sup>c</sup>	
<b>M<sub>2</sub><sup>b</sup></b>													
Alternativa A	0,6055 (1,11)	0,1253 (1,17)	-0,0772 (-2,14)	0,3807 (0,69)	0,8635 (17,22)	0,9035 (1,23)	-0,5696 (-4,19)	2,7897 (1,12)	0,1365 (2,72)	99,64	2522,1	1,994	0,02322
Alternativa B	0,1065 (0,25)	0,1084 (0,95)	-0,0492 (-1,60)	0,0526 (0,11)	0,9033 (19,84)	1,1207 (1,02)	-0,5084 (-2,68)	0,5454 (0,11)	0,0968 (2,15)	99,39	2169,8	1,638	0,02930
Alternativa C	-0,0215 (-0,07)	0,1117 (1,30)	-0,0258 (-1,50)	1,6924 (3,87)	0,9251 (30,96)	1,4925 (1,54)	-0,5574 (-2,16)	22,605 (1,81)	0,0749 (2,51)	99,76	5693,4	0,408	0,01724
<b>CD<sup>c</sup></b>													
Alternativa A	0,3458 (0,66)	0,0627 (0,35)	-0,0624 (-1,06)	0,5445 (0,61)	0,8983 (13,74)	0,6176 (0,37)	-0,6140 (-1,94)	5,5598 (0,49)	0,1016 (1,33)	99,37	1419,2	-1,558	0,07005
Alternativa B	0,0971 (0,14)	0,0446 (0,24)	-0,0117 (-0,24)	0,2555 (0,35)	0,9572 (16,73)	1,0420 (0,26)	-0,2729 (-0,51)	5,9664 (0,26)	0,0428 (0,75)	99,31	1292,4	-1,916	0,07688
Alternativa C	0,0921 (0,15)	0,0722 (0,42)	-0,0241 (-0,71)	1,4208 (1,73)	0,9317 (20,19)	1,0574 (0,48)	-0,5527 (-0,95)	20,802 (1,02)	0,0683 (1,48)	99,40	1496,0	-1,804	0,06648

<sup>a</sup>Entre paréntesis, los estadísticos T.

$$b \ln m_{2t} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln y_t^e + \alpha_2 \ln \dot{p}_t^e + \alpha_3 r_t^e + \alpha_4 \ln m_{2t-1}$$

$$c \ln CD_t = \alpha_0 + \alpha_1 \ln y_t^e + \alpha_2 \ln \dot{p}_t^e + \alpha_3 r_t^e + \alpha_4 \ln CD_{t-1}$$

Las estimaciones de funciones de demanda por cuasidinero muestran serios problemas de colinealidad, que se manifiestan en la presencia masiva de parámetros que no difieren estadísticamente de cero, junto con otros que muestran estadígrafos  $T$  altísimos.<sup>20</sup> Esto, en alguna medida, puede estar influyendo en las estimaciones directas de  $M_2$ , lo que explicaría las fuertes discrepancias entre los parámetros estimados según las diferentes especificaciones de la inflación esperada. Como consecuencia de las deficiencias anotadas, parece difícil extraer conclusiones sobre la función de demanda por el cuasidinero; no obstante, algo que es evidente es la lentitud del ajuste en este mercado, lo que podría ser explicado por menores costos por no estar en equilibrio con relación a  $M_1$ . Estos resultados son compatibles con el hecho de que  $M_2$  muestra un rezago promedio superior al de  $M_1$ . Si bien los valores estimados para los parámetros no son congruentes con los resultados obtenidos para  $M_1$  y  $M_2$ , no conviene descartar inmediatamente la alternativa de proyectar  $M_2$  como la suma de las demandas de sus componentes por separado.

En el cuadro 3 se muestran algunos indicadores sobre bondad de predicción, tanto para  $M_1$  como para  $M_2$ . En este último caso, se distingue entre la proyección directa de la variable y aquella que se obtiene sumando  $M_1$  más CD. Allí se puede apreciar que las proyecciones son bastante ajustadas, y que no hay sesgos significativos en ellas. En el caso de  $M_1$ , todas las alternativas arrojan resultados muy similares, mientras que en  $M_2$  las proyecciones basadas en la alternativa C presentan una ligera ventaja sobre las demás, tanto en el uso del método directo como del indirecto. Otra conclusión interesante que se desprende del examen del cuadro mencionado es que no hay diferencias significativas entre la proyección directa de  $M_2$  y la suma de las proyecciones para  $M_1$  y CD. Esto último no puede ser tomado como evidencia en favor de las estimaciones para CD, ya que la evolución de esta variable está dominada por la tendencia. En todo caso, la eficiencia de las predicciones dentro de la muestra no habría sido afectada por la multicolinealidad. Hay que advertir, eso sí, que estas apreciaciones no son definitivas, ya que pueden verse alteradas al efectuar simulaciones fuera del período muestral. Por lo tanto, para poder discriminar con mayor certeza entre las diferentes posibilidades para proyectar  $M_1$  y  $M_2$ , es necesario esperar que transcurra un lapso para contar con información suficiente que sea susceptible de utilizar en ejercicios de simulación *ex-post*,<sup>21</sup> fuera del período muestral.

<sup>20</sup> Esto podría explicarse también por el hecho de haber especificado una ecuación para la demanda por CD, en circunstancias que correspondería usar un modelo de ecuaciones simultáneas.

<sup>21</sup> Por simulación *ex-post* se entiende aquella que toma los valores observados de las variables exógenas como datos para el ejercicio, en contraposición a la simulación *ex-ante* que se basa en el juicio subjetivo de la persona que realiza las simulaciones.

CUADRO 3

CUADRO COMPARATIVO DE LAS PROYECCIONES PARA  $M_1$  Y  $M_2$  BAJO DISTINTAS ALTERNATIVAS<sup>a</sup>  
(período febrero de 1976-marzo de 1979)

Indicadores	$M_1$			$M_2$ (directa)			$M_2$ (indirecta) <sup>b</sup>		
	A	B	C	A	B	C	A	B	C
1. RECM/ $\bar{x}$ <sup>c</sup>	0,0430	0,0420	0,0421	0,0245	0,0266	0,0203	0,0250	0,0263	0,0230
2. EMA/ $\bar{x}$ <sup>d</sup>	0,0348	0,0328	0,0335	0,0198	0,0223	0,0151	0,0200	0,0218	0,0175
3. Coeficiente de desigualdad de Theil	0,0198	0,0191	0,0193	0,0106	0,0116	0,0088	0,0109	0,0115	0,0100
4. Descomposición del ECM									
a) Fracción debida a sesgo	0,00039	0,00048	0,00014	0,00140	0,00047	0,00468	0,00291	0,00186	0,00416
b) Fracción debida a la diferencia del coeficiente de regresión de I	0,00090	0,00401	0,00006	0,00335	0,00006	0,01270	0,01318	0,00864	0,02783
c) Varianza residual	0,99872	0,99551	0,99980	0,99525	0,99947	0,98262	0,98391	0,98950	0,96801

<sup>a</sup>Las alternativas A, B y C se refieren a la especificación de  $\beta^*$  y  $r^*$ .

<sup>b</sup>La proyección indirecta es la suma de las proyecciones independientes de  $M_1$  y CD.

<sup>c</sup>RECM: raíz del error cuadrático medio (ECM).

<sup>d</sup>EMA: promedio de los valores absolutos de los errores.

#### 4. ANALISIS DE LA EVIDENCIA SOBRE EXPECTATIVAS DE INFLACION

En las secciones anteriores se han utilizado varias alternativas para obtener la serie de tasas de inflación esperada, con el objeto de introducir dicha variable en la estimación de la demanda por dinero. A continuación se discutirá más en detalle cada una de dichas alternativas, exponiendo sus fundamentos y analizando algunas de sus implicancias.

##### 4.1. Alternativa A: Expectativas adaptables

Esta hipótesis de formación de expectativas se debe a Cagan y Allais, quienes la formularon como un modo *ad hoc* de incorporar la tasa esperada de inflación, de manera aproximada, en sus estudios sobre demanda monetaria.<sup>22</sup> Posteriormente, ha sido utilizada en gran cantidad de trabajos empíricos, con resultados bastante aceptables. Sin embargo, ella ha sido objeto de críticas en el plano teórico en razón de que, al suponer un coeficiente de ajuste constante para la corrección de los errores de predicción pasados, se permitía la posibilidad de errores sistemáticos de predicción cuando la variable mostraba una tendencia creciente o decreciente.<sup>23</sup> Por otro lado, se ha cuestionado el hecho de que solamente incorpora la información sobre valores pasados de la variable por predecir, en circunstancias de que los agentes económicos pueden usar otro tipo de información para generar sus expectativas. A pesar de las críticas mencionadas, esta hipótesis continúa siendo muy popular entre los economistas orientados al trabajo empírico ya que es una alternativa fácil de estimar que proporciona resultados plausibles. De hecho, tal como se puede apreciar en los cuadros 1 y 2, las estimaciones que usan esta aproximación son tan buenas o mejores que las que emplean las otras alternativas.

Una de las conclusiones interesantes de esta hipótesis, para los efectos de la política de estabilización en el corto plazo, es que las expectativas inflacionarias no son susceptibles de influir por medio de anuncios o manipulación de algún precio en particular como, por ejemplo, el de la divisa, salvo en la medida en que dichas acciones impliquen una reducción en la tasa de inflación efectiva. En este sentido, las autoridades prácticamente no tienen ninguna capacidad de reducir los costos de una política antinflacionaria a través de la manipulación de las expectativas. Esto parece contradictorio con la experiencia chilena en materia de política cambiaria, pero es necesario señalar que dicha experiencia no puede ser concluyente por el hecho de que al alterar el tipo de cambio varían los costos, de manera que es imposible decir si las variaciones en la tasa de inflación se debieron a que los

<sup>22</sup> Cagan (1956), Allais (1956).

<sup>23</sup> Este problema puede ser superado en la actualidad usando técnicas no lineales en la estimación. Véase Corbo (1979), Khan (1977) y Kooz (1976).

empresarios fijaron sus precios considerando los nuevos valores del dólar o una menor tasa de inflación esperada.

Un *test* interesante que se puede realizar con el objeto de contrastar la validez de las críticas acerca del sesgo de las predicciones basadas en esta hipótesis es hacer la regresión de la variable observada ( $\hat{P}_t$ ) en función de la tasa esperada de inflación ( $\hat{P}_t^*$ ). Si el coeficiente de posición no difiere significativamente de cero, y el coeficiente que relaciona  $\hat{P}_t$  con  $\hat{P}_t^*$  no es distinto de 1, ello significa que las predicciones han sido insesgadas durante el período muestral.<sup>24</sup> Por otra parte, como una manera de obtener una evidencia indirecta sobre las implicaciones de la hipótesis, se puede probar el insesgamiento de la tasa de interés real esperada, respecto de la efectiva, cuando la primera se obtiene a partir de la ecuación (9), reemplazando  $\hat{P}_t^*$  por la serie correspondiente, calculada de acuerdo con esta hipótesis. Estos resultados se muestran en el cuadro 4. Allí se aprecia que, en ambos casos, las predicciones han sido insesgadas, aun cuando hay evidencias significativas de autocorrelación de primer orden en los errores de predicción. Esto último sería un indicio de que el público no usa toda la información existente para formar sus expectativas, ya que existiría una relación sistemática en los errores de predicción que podría servir para mejorarlas.

#### CUADRO 4

##### TEST PARA EL INSESGAMIENTO DE LAS EXPECTATIVAS ADAPTABLES\*

$\hat{P}_t$	=	-0,30263	+	1,01912P <sub>t</sub> <sup>*</sup>	R <sup>2</sup> =	0,93
		(-1,156)		(22,68)	DW =	1,31
				(0,43)	F =	1,1007
$r_t$	=	0,08002	+	1,10362r <sub>t</sub> <sup>*</sup>	R <sup>2</sup> =	0,70
		(0,41)		(9,56)	DW =	1,28
				(0,90)	F =	2,2292

\*La primera línea bajo las ecuaciones presenta los estadígrafos *T* para la hipótesis de igualdad respecto a cero de los coeficientes. La segunda muestra los mismos estadígrafos para la hipótesis de igualdad respecto a uno. El estadígrafo *F* que aparece junto a las ecuaciones corresponde a una décima para el cumplimiento simultáneo de las dos restricciones. Esta última prueba es más importante que la evidencia que se obtiene de los *test* sobre los parámetros individuales, ya que sus distribuciones probabilísticas no son independientes entre sí.

<sup>24</sup> Este resultado es independiente de la dispersión de las predicciones en torno al valor observado, que podría ser muy grande, lo que no altera lo sustancial del *test*.

#### 4.2. Alternativa B: Versión restringida de la hipótesis de expectativas racionales

Como consecuencia de las críticas teóricas a la hipótesis de expectativas adaptables, aparecieron a comienzos de la década de los sesenta dos artículos de Muth en los que se formalizó dicha crítica y se planteó una nueva hipótesis para explicar la formación de expectativas.<sup>25</sup> Esta última se conoce como la "Hipótesis de Expectativas Racionales" y postula que la probabilidad subjetiva que los agentes económicos le asignan a un evento, es igual a la probabilidad objetiva de dicho evento, cuando ella se calcula bajo la misma restricción de información que enfrentan las personas cuando realizan la predicción. Esto significa que si una variable se explica como función de ciertas variables exógenas, las expectativas sobre ella son la misma función de los valores esperados —dada la información disponible— de las variables exógenas. En términos formales:

dado

$$\hat{P}_t = f(x_1, x_2, \dots, x_n, u) \quad (12)$$

entonces

$$\hat{P}_t^* = E(\hat{P}_t / I_{t-1}) = f[E(x_1 / I_{t-1}), E(x_2 / I_{t-1}), \dots, E(x_n / I_{t-1})] \quad (13)$$

donde  $I_{t-1}$  es la cantidad total de información en el momento de efectuar la predicción.

El problema más serio de esta hipótesis es su aplicación a estudios empíricos, ya que habría que determinar las esperanzas condicionadas de cada una de las variables que influyen sobre la tasa de inflación. Una forma simple de resolver este problema, aunque arbitraria, consiste en suponer que toda la información relevante sobre las predicciones está contenida en la evolución anterior de la variable, para luego obtener a través de algún método estadístico un predictor consistente de  $\hat{P}_t$  en función de sus valores pasados. Para hacer esto último, existen varias técnicas posibles tales como los modelos ARIMA u otros basados en esquemas bayesianos. En este estudio se ha optado por escoger la última alternativa en razón de su menor costo, de la rapidez para llegar a los resultados y muy especialmente, por su mayor flexibilidad para incorporar nueva información a las predicciones.

En forma muy resumida, el método consiste en asignar probabilidades a cuatro tipos de evento ("no cambio", "cambio de pendiente", "cambio de

<sup>25</sup>Véase Muth (1960 y 1961).



**TEST PARA EL INESGAMIENTO DE LAS EXPECTATIVAS  
SEGUN LA ALTERNATIVA B**

$\hat{P}_t$	=	0,79765 (1,91)	+	0,8529 $\hat{P}_t^*$ (11,68) (-2,01)	$R^2$ = 78,0
					DW = 1,21
					F = 1,9233
$r_t$	=	0,70784 (2,44)	+	0,47941 $r_t^*$ (3,66) (-3,98)	$R^2$ = 0,26
					DW = 1,38
					F = 5,7078

A diferencia del caso anterior, se detectan sesgos significativos en las predicciones de las tasas de interés, las que habrían sido permanentemente sobrestimadas. Es importante recalcar, sin embargo, que estos experimentos no permiten descartar esta alternativa porque no hay garantías de que la ecuación (9) se cumpla en períodos mensuales y, además, no hay razones suficientes para pensar que los agentes económicos no hayan sido engañados en sus predicciones en forma sistemática durante algunos meses. Esto no sería una prueba contra la hipótesis de expectativas racionales, ya que todo depende de la información con que efectivamente contaban los agentes económicos al efectuar sus predicciones mensuales para la inflación y las tasas de interés. Además, vale la pena recordar que esta es una versión restringida de la hipótesis, por lo que las eventuales contradicciones con la teoría estarían indicando que la aproximación usada habría sido inadecuada.

**4.3. Alternativa C: Estimación de la tasa de inflación esperada a partir de la tasa de interés**

Un mecanismo alternativo para calcular la tasa de inflación esperada era tratar de obtener información sobre ella a partir de su efecto sobre alguna variable nominal. De esta manera, se eliminaría la arbitrariedad de suponer *a priori* un esquema determinado de formación de expectativas, la que se encuentra implícita en las dos alternativas antes discutidas.

Para este fin, es necesario usar variables que reflejan compromisos de pagos futuros que son pactados en términos nominales. Normalmente hay dos variables que cumplen esa condición y que, además, tienen la ventaja de ser precios de bienes bastante homogéneos que se transan en mercados relativamente eficientes. Ellas son el tipo de cambio a futuro y la tasa de interés nominal. Desgraciadamente, en Chile no existía un mercado de divisas a fu-

turo durante el período en estudio, por lo que la primera alternativa tuvo que ser descartada. Para que la segunda posibilidad se pudiera implantar adecuadamente, lo óptimo sería contar con un mercado financiero en que se transaran activamente instrumentos con distintos plazos de vencimiento, y, aun más, que existieran algunos instrumentos reajustables de manera de contar con una buena estimación de la tasa de interés real esperada. Esta condición tampoco se cumplía en el período de la muestra, por lo que se optó por un camino alternativo que implica un mayor grado de arbitrariedad. Este consistió en suponer que la tasa de interés nominal a 30 días (definida como se explicó en la sección 2) reflejaba exactamente el comportamiento de la tasa de inflación esperada y de la tasa de interés real esperada, sin otras influencias. Además, se supuso que las expectativas sobre tasas reales de interés a 30 días se formaban siguiendo un esquema adaptativo, por lo que se podían determinar exógenamente, quedando como única incógnita la tasa esperada de inflación.

Si bien el método explicado no elimina la arbitrariedad en el cálculo de la tasa de inflación esperada, tiene la virtud de que permite generar una serie para dicha variable que es bastante flexible y que se basa en información que proporciona el mercado. Esto significa que probablemente esta serie va a reflejar mejor que las anteriores los cambios autónomos en las expectativas como consecuencia de la incorporación de información nueva en las predicciones que no proviene de la historia inflacionaria anterior. En este sentido, es particularmente interesante hacer la regresión de la serie obtenida con esquemas de rezagos de la tasa de inflación y las devaluaciones:

$$\hat{P}_t^* = -0,0015 + 0,94571 \sum_{i=1}^{13} 0,6 (1-0,6)^{i-1} \hat{P}_{t-i} + 0,07897 \hat{TC}_t \quad (15)$$

(-0,87)      (91,53)
(3,71)

$$R^2 = 99,0 \qquad DW = 1,65$$

$$F = 1304,8 \qquad \rho = 0,34466$$

Como se puede apreciar al examinar los resultados de la ecuación (15), aparecen algunas diferencias importantes en el comportamiento de las expectativas inflacionarias con relación a lo que muestran las otras alternativas estudiadas. En primer lugar, llama la atención lo elevado de las ponderaciones de las tasas de inflación más recientes, que es muy superior a lo estimado en los otros casos. El otro elemento destacable es que las devaluaciones aparecen ahora con un efecto positivo sobre la tasa esperada de inflación (lo que concuerda con las ideas generalmente aceptadas sobre la materia) que difiere de cero. Sin embargo, la relación no es tan fuerte como para aceptar que las autoridades tienen poder para alterar sustancialmente las expectativas inflacionarias a través de la política cambiaria.

Por otra parte, esta alternativa muestra que las predicciones no habrían sido sesgadas respecto de la tasa de interés, ni tampoco de la inflación. Además, muestran un bajo nivel de autocorrelación en los errores de predicción, por lo que se podría decir que cumplen (*ex-post*) con algunas de las características que normalmente se les atribuyen a las expectativas racionales.

CUADRO 6

TEST PARA EL INSEGAMIENTO DE LAS EXPECTATIVAS  
SEGUN LA ALTERNATIVA C

$\dot{P}_t$	=	0,0178	+	1,005 $\dot{P}_t^*$	$R^2$ =	94,0
		(0,08)		(25,18)	DW =	1,66
				(0,13)	F =	0,0579
$r_t$	=	-0,4462	+	1,2753 $r_t^*$	$R^2$ =	78,0
		(-2,26)		(11,69)	DW =	1,48
				(2,52)	F =	2,7978

5. COMENTARIOS FINALES

Las estimaciones mostradas en las páginas anteriores, así como las evidencias acerca de las tasas esperadas de inflación, permiten extraer algunas conclusiones importantes para la formulación de la política monetaria. Entre ellas, las más significativas serían las siguientes:

— Las estimaciones mostraron que la función de demanda por dinero de largo plazo habría tenido una elasticidad—costo constante durante el período de la muestra, lo que está de acuerdo con los resultados obtenidos por Vittorio Corbo para la década del sesenta.

— Existe un ajuste relativamente rápido en el mercado monetario, especialmente en lo que respecta a  $M_1$ . Al comparar los resultados con los de otros estudios similares para períodos anteriores, se aprecia un aumento en la velocidad de ajuste, lo cual era previsible dados los mayores costos de estar en desequilibrio cuando las tasas de inflación son más elevadas. Por otra parte, la aparición de un mercado financiero de corto plazo reduce los costos del ajuste.

— Se observa una influencia bastante considerable de la tasa esperada de inflación sobre la demanda por dinero, lo que también era previsible. Pero, además, se puede apreciar que esa elasticidad no difiere mucho al probar distintas especificaciones para esta variable. Ello se explica, en gran medida,

porque las series alternativas tienen un comportamiento similar. Respecto a esto último, cabe señalar que la tasa esperada de inflación muestra una gran sensibilidad frente a las tasas observadas en el último trimestre anterior a la predicción, y una respuesta débil a las variaciones del tipo de cambio. Por otra parte, si se aceptan como válidas las especificaciones usadas, implicaría que los sesgos en la predicción de la inflación han sido pequeños o incluso no han existido. Para llegar a una conclusión más definitiva sobre la validez de las series calculadas para la tasa de inflación esperada, sería conveniente usarlas en otros estudios econométricos que incluyan esta variable en los modelos a estimar.

— La elasticidad—ingreso de la demanda sería superior en el caso de  $M_2$  que en  $M_1$ , y alcanzaría un valor cercano a uno en el primero de los agregados monetarios señalados, y de alrededor de 0,7 en  $M_1$ .

— La elasticidad—costo de la demanda por dinero, medida a través del coeficiente del logaritmo de la tasa de inflación esperada, está en un rango entre  $-0,3$  y  $-0,6$ , tanto para  $M_1$  como para  $M_2$ . Además, hay algunos indicios de que dicha elasticidad sería algo mayor para la última de las definiciones de dinero mencionadas.

Antes de terminar, es importante señalar que los resultados obtenidos no pueden considerarse como definitivos ya que la información usada para estimar las ecuaciones es bastante limitada. En efecto, si bien el número de observaciones es relativamente grande, ellas corresponden a un período en que las principales variables exógenas muestran una tendencia muy marcada y con pocas fluctuaciones en torno a ella. Esto hace temer que, al ocurrir cambios en dichas tendencias y aparecer con más fuerza fluctuaciones de los valores de las variables, pueden resultar estimaciones diferentes que hagan variar los resultados si se usa una muestra que tiene más información incorporada. Esta limitación debe ser tomada en cuenta al efectuar predicciones con las ecuaciones estimadas, especialmente en el caso de la función de demanda por cuasi dinero.

Las investigaciones futuras en el campo de la demanda por dinero deberían tomar en cuenta la importancia creciente que ha adquirido el financiamiento externo, lo que sin duda ha reducido los costos de ajustar los desequilibrios monetarios internos. En este sentido, parece conveniente que las futuras estimaciones consideren la posibilidad de expresar los coeficientes para el ajuste en los *stock* como funciones de variables y no como parámetros.

## **ANEXOS**

## ANEXO A

### PRUEBAS DE HIPOTESIS PARA LA ESPECIFICACION DE LAS FUNCIONES DE DEMANDA POR DINERO (estadígrafos F)

Agregado monetario	Alternativa de especificación de $P^*$	Constancia de la elasticidad de $m^d$ respecto a $P^*$	Autocorrelación residual de primer orden
M <sub>1</sub> (Modelo II)	A	1,706	-0,093
	B	5,075	0,330
	C	1,474	0,082
M <sub>2</sub>	A	0,452	1,043
	B	1,200	0,509
	C	1,120	0,020
CD	A	0,734	0,865
	B	0,050	0,959
	C	0,478	1,040

## ANEXO B

### FORMULACION DE EXPECTATIVAS DE INFLACION BAJO UN ESQUEMA BAYESIANO

En 1971, Harrison y Stevens proponen un método de predicción de corto plazo que se basa en la descomposición de Holt para el valor de una variable  $X$  en el instante  $t$  ( $X_t$ ). Dicha descomposición permite otorgarle un alto grado de flexibilidad a las predicciones porque identifica en cada observación la presencia de factores que lo afectan de distinta forma. El aporte central de los autores es la proposición de un modelo que hace posible construir distribuciones de probabilidad acerca de las perturbaciones aleatorias que afectan a cada uno de los factores componentes de  $X_t$ . En consecuencia, ellos proponen que, observando la trayectoria de la variable, se construyan funciones de probabilidad que reflejen las diversas alternativas sobre el comportamiento de estas perturbaciones aleatorias. El problema central de cómo construir dichas distribuciones es resuelto por Harrison y Stevens mediante la formulación de distribuciones normales bivariantes condicionadas y escogiendo aquella de mayor probabilidad. Posteriormente se coteja la predicción con el valor observado, lo que posibilita la corrección de los parámetros de dichas normales. De esta forma, se impide la presencia de errores sistemáticos y, en consecuencia, se planteó la posibilidad de ir "aprendiendo", y con ello mejorando, las predicciones futuras de la variable  $X$ .

Formalmente, el razonamiento puede resumirse en lo siguiente:

$$X_t = s_t \mu_t + \epsilon_t \qquad \epsilon_t \sim N(0, V_\epsilon)$$

$$\mu_t = \mu_{t-1} + \beta_t + \gamma_t \qquad \gamma_t \sim N(0, V_\gamma)$$

$$\beta_t = \beta_{t-1} + \delta_t \qquad \delta_t \sim N(0, V_\delta)$$

en que  $s_t$  es el factor estacional,  $\mu_t$  es la parte de  $X_t$  no explicada por el ruido aleatorio  $\epsilon_t$ ;  $\beta_t$  refleja los cambios en  $\mu$  no atribuibles al componente aleatorio  $\gamma_t$ , y  $\delta_t$  aquellas referidas a  $\beta$ .

Si se supone conocidos los valores de la variable  $X$  hasta  $X_t$ , entonces el predictor para  $X_{t+1}$  puede presentarse como

$$X_{t+1} = s_{t+1}(\mu_t + \beta_t) + \Theta_{t+1}$$

Esto equivale a plantear que el problema de predicción consiste en conocer el carácter de  $\mu_t$  y  $\beta_t$  y el comportamiento esperado de los errores  $\epsilon$ ,  $\gamma$  y  $\delta$  (que se ha condensado en  $\Theta$ ).

El valor de  $\Theta$  dependerá, a su vez, de la esperanza de que  $\mu$  y  $\beta$  varíen y del valor de  $\epsilon$ .

Este problema se resuelve a través de la siguiente proposición: a lo largo de la serie pueden definirse cuatro tipos de puntos, según cuáles sean los factores que intervengan. Así, si solo interviene  $\epsilon_t$ , se habla de puntos no cambio; si  $\epsilon_t$  actúa pero en una magnitud anormalmente alta, el punto se denomina transiente; cuando interviene  $\delta$  además de  $\epsilon$ , se habla de cambio de pendiente; finalmente, si intervienen  $\epsilon$  y  $\gamma$ , el punto refleja un salto en escalón.

En otras palabras, lo que ocurrirá con  $\Theta$  dependerá de cuál sea el tipo de punto al que se espera corresponda  $X_{t+1}$  y el carácter que tenga  $\mu_t$  y  $\beta_t$ . Por esta razón, es necesario definir probabilidades sobre la variable bidimensional  $(\mu_t, s_t)$  condicionadas a que  $X_t$  haya correspondido a alguno de los cuatro tipos de puntos. Indudablemente que esto requiere hacer supuestos respecto a la naturaleza que presenta  $X_t$  porque, como se puede ver fácilmente, se requiere conocer lo ocurrido con los valores adyacentes para poder asignarlos a una de las cuatro alternativas, y, en el caso de  $X_t$ , únicamente se conoce uno de dichos puntos, y el otro corresponde al valor que interesa predecir.

Este razonamiento implícitamente acepta que toda la información relevante respecto a la variable  $X_t$  está contenida en los valores pasados y en las discrepancias que se han detectado entre lo previsto y lo efectivo.

En términos resumidos, los aspectos más importantes de la hipótesis se pueden esquematizar de la siguiente forma:

a) Es necesario estipular cuál es la probabilidad asignada a los cuatro tipos de puntos. Esto es totalmente subjetivo, ya que puede esperarse que haya diferentes apreciaciones respecto a cuándo hay cambios significativos en la tasa mensual de inflación o cuándo no los hay. Sin embargo, no es un elemento decisivo puesto que es más importante la asignación de probabilidades para estos mismos puntos, pero condicionada a la información de que se disponga sobre valores pasados. Es decir, la primera correspondería al concepto de probabilidad *a priori* en tanto que la segunda al de probabilidad *a posteriori*, la cual es revisada periódicamente.

b) La distribución de probabilidades de cada tipo de puntos es considerada como normal.

c) Las varianzas asignadas a  $\epsilon_t$ ,  $\gamma_t$  y  $\delta_t$ , así como su relación mutua son de gran importancia para la especificación de los cuatro tipos de puntos, ya que de ellas dependería cuándo considerar a cada punto dentro de las posibles categorías predefinidas. Este valor no es modificable por cuanto constituye la base para la clasificación de los valores.

d) El problema de predicción puede abordarse como el de establecer cuáles son las acciones posibles, siendo la estrategia de decisión una típicamente bayesiana con igualdad de costos, por lo que el problema se remite al valor más probable.

Las diferentes acciones se originan en el hecho de que primero es necesario clasificar el último punto conocido, lo que requiere simular el tipo al cual corresponderá el valor siguiente (que es desconocido y materia de previsión); de ahí que, en la práctica, el valor que se escogerá como predicción sea uno de entre 16 posibles. Por ejemplo, si se supone que el último valor conocido es un punto no cambio, hay cuatro posibilidades para el siguiente. Si es escalón, también hay cuatro posibilidades; lo mismo ocurre si es cambio de pendiente o punto transiente. De esta forma, se totalizan las posibilidades descritas anteriormente.

## A N E X O C

### CALCULO DE LA VARIANZA DE LOS PARAMETROS DE LA FORMA ESTRUCTURAL\*

En el modelo estimado, no se obtienen directamente los coeficientes de la ecuación estructural de la demanda por dinero. No obstante, ellos se pueden calcular a partir de los parámetros de la forma reducida. Cabe destacar, eso sí, que en este caso los parámetros estructurales son una función no lineal de los estimadores de la forma reducida, por lo que se requiere un procedimiento especial para calcular su varianza. Dicho procedimiento es válido solamente para el caso de parámetros consistentes, por lo que solo es aplicable a muestras grandes.

Si se tiene un modelo estructural del tipo

$$Y_t = \lambda B_0 + \lambda B_1 X_t + \lambda B_2 Z_t + (1-\lambda) Y_{t-1} + U_t$$

y se denota la forma reducida como

$$Y_t = b_0 + b_1 X_t + b_2 Z_t + b_3 Y_{t-1} + U_t$$

se tiene que

$$B_1 = \frac{b_1}{1-b_3} \quad B_2 = \frac{b_2}{1-b_3} \quad \lambda = 1 - b_3$$

Como  $\lambda$  es lineal en  $b_3$ , entonces

$$\text{Var}(\lambda) = \text{Var}(b_3)$$

Pero como  $B_1$  y  $B_2$  no son lineales en ningún parámetro de la forma reducida, se debe usar la siguiente expresión aproximada, que únicamente es válida en el caso de muestras grandes:

\*Véase J. Kmenta (1971).

$$\text{Var} (B_1) = \left(\frac{1}{1-b_3}\right)^2 \text{Var} (b_1) + \left(\frac{b_1}{(1-b_3)^2}\right)^2 \text{Var} (b_3) +$$

$$2 \left(\frac{1}{1-b_3}\right) \left(\frac{b_1}{(1-b_3)^2}\right) \text{Cov} (b_1, b_3)$$

$$\text{Var} (B_2) = \left(\frac{1}{1-b_3}\right)^2 \text{Var} (b_2) + \left(\frac{b_2}{(1-b_3)^2}\right)^2 \text{Var} (b_3) +$$

$$2 \left(\frac{1}{1-b_3}\right) \left(\frac{b_2}{(1-b_3)^2}\right) \text{Cov} (b_2, b_3)$$

## APENDICE ESTADISTICO\*

### 1. DINERO E INGRESO

	M <sub>1</sub>	M <sub>2</sub>	CD	LY
1	566,059	975,109	380,029	4,31695
2	567,424	1032,690	465,266	4,29633
3	542,136	984,386	442,242	4,32585
4	530,695	977,480	446,785	4,35376
5	501,362	983,884	482,523	4,32559
6	473,441	998,374	524,936	4,37601
7	504,510	1045,040	540,529	4,37273
8	516,693	1102,650	585,951	4,39396
9	546,491	1155,400	608,902	4,36818
10	523,014	1148,760	625,741	4,37172
11	531,875	1216,190	684,314	4,40489
12	615,963	1286,570	670,617	4,45829
13	665,647	1445,350	779,706	4,44242
14	692,223	1541,220	848,982	4,44735
15	707,854	1593,580	885,718	4,45910
16	739,391	1698,820	959,428	4,46142
17	733,485	1736,660	1003,170	4,43675
18	738,535	1794,980	1056,450	4,51863
19	743,283	1808,020	1064,730	4,45563
20	746,352	1837,710	1091,360	4,47312
21	781,861	1889,970	1108,120	4,53163
22	710,101	1833,510	1123,410	4,37977
23	739,991	1866,660	1126,680	4,46786
24	843,676	1974,480	1130,800	4,44699
25	880,190	2119,270	1239,080	4,40134
26	904,769	2256,970	1352,200	4,49189
27	998,534	2354,530	1355,990	4,52157
28	1039,940	2421,270	1381,350	4,56965
29	1013,340	2451,090	1437,750	4,62272
30	978,595	2519,780	1541,190	4,63084
31	995,672	2563,860	1568,180	4,57161
32	990,488	2610,160	1619,690	4,55461
33	1020,840	2719,490	1698,650	4,58006
34	972,177	2792,600	1820,410	4,54478
35	1007,360	2922,680	1915,320	4,58823
36	1114,290	3110,660	1996,350	4,55630
37	1148,560	3261,680	2113,110	4,62124
38	1185,680	3405,060	2219,420	4,58731
39	1220,120	3440,040	2219,900	4,60237
40	1235,930	3528,530	2292,590	4,57492
41	1220,650	3472,390	2251,720	4,66117

\*Fuente: Véase texto, sección 3.

## 2. TASAS DE INFLACION ESPERADAS

INFEA	INFEB	INFEC
0,0925	0,0730	0,0956
0,0958	0,0870	0,0977
0,1117	0,0960	0,1149
0,1145	0,1170	0,1200
0,1076	0,1250	0,1158
0,1137	0,1150	0,1166
0,1037	0,1220	0,0853
0,0841	0,1090	0,0701
0,0807	0,0860	0,0707
0,0752	0,0720	0,0703
0,0603	0,0630	0,0562
0,0565	0,0400	0,0562
0,0575	0,0370	0,0523
0,0377	0,0420	0,0506
0,0589	0,0460	0,0520
0,0542	0,0500	0,0462
0,0477	0,0470	0,0401
0,0418	0,0400	0,0342
0,0405	0,0330	0,0357
0,0378	0,0320	0,0346
0,0374	0,0300	0,0366
0,0393	0,0300	0,0434
0,0323	0,0320	0,0351
0,0317	0,0260	0,0328
0,0260	0,0260	0,0247
0,0253	0,0200	0,0180
0,0267	0,0190	0,0150
0,0265	0,0210	0,0223
0,0244	0,0210	0,0277
0,0266	0,0200	0,0180
0,0235	0,0180	0,0206
0,0253	0,0200	0,0272
0,0268	0,0220	0,0309
0,0233	0,0250	0,0261
0,0193	0,0220	0,0180
0,0176	0,0180	0,0185
0,0193	0,0160	0,0172
0,0179	0,0170	0,0107
0,0219	0,0160	0,0192
0,0236	0,0200	0,0200
0,0343	0,0230	0,0260

### 3. TASAS DE INTERES REAL ESPERADAS

INA	INB	INC
0,0142	0,0326	0,0114
0,0102	0,0184	0,0084
-0,0069	0,0073	-0,0098
-0,0040	-0,0063	-0,0089
0,0152	-0,0004	0,0078
0,0048	0,0036	0,0022
-0,0178	-0,0339	-0,0012
0,0003	-0,0221	0,0134
-0,0070	-0,0055	0,0087
0,0073	0,0103	0,0119
0,0256	0,0231	0,0297
0,0345	0,0510	0,0348
0,0234	0,0436	0,0284
0,0141	0,0294	0,0210
0,0058	0,0183	0,0125
0,0038	0,0078	0,0115
0,0062	0,0069	0,0133
0,0071	0,0089	0,0145
0,0072	0,0144	0,0117
0,0092	0,0149	0,0124
0,0114	0,0186	0,0122
0,0174	0,0265	0,0133
0,0291	0,0295	0,0264
0,0296	0,0353	0,0285
0,0344	0,0344	0,0357
0,0220	0,0274	0,0294
0,0041	0,0117	0,0157
0,0074	0,0128	0,0116
0,0213	0,0247	0,0180
0,0114	0,0140	0,0160
0,0089	0,0143	0,0118
0,0127	0,0180	0,0109
0,0167	0,0215	0,0127
0,0226	0,0212	0,0201
0,0241	0,0213	0,0233
0,0295	0,0292	0,0286
0,0220	0,0253	0,0241
0,0115	0,0125	0,0188
0,0074	0,0133	0,0101
0,0045	0,0080	0,0061
0,0085	0,0098	0,0068

## REFERENCIAS

- Allais, M., "Explanation of Economics Cycles by a Non-Linear Monetary Model with Lagged Relations", *Metroeconomica*, abril de 1956.
- Barros, C. y F. Lagos, "Un informe sobre la estimación de la demanda por dinero de corto plazo en Chile", *Cuadernos de Economía*, Universidad Católica de Chile, abril de 1979.
- Cagan, P., "The Monetary Dynamics of Hyperinflation", en *Studies in the Quantity Theory of Money*, ed. por M. Friedman, The University of Chicago Press, 1956.
- Corbo, V., *Inflation in Developing Countries*, Series: Contributions to Economics Analysis, North Holland, vol. 84, 1974.
- , "Inflation Expectations and Demand for Money in an Economy with an Intermediate Rate of Inflation: Chile in the Sixties", Discussion Paper 79-05. Department of Economics and Institute of Applied Economic Research, Concordia University, julio de 1979.
- Cortés, H., y D. Tapia, "La demanda por dinero: un informe preliminar", *Estudios Monetarios II*, Banco Central de Chile, 1970.
- Deaver, J., "The Chilean Inflation and the Demand for Money", en *Variates of Monetary Experiences* ed. por D. Meiselman, The University of Chicago Press, 1970.
- Griliches, Z., "Distributed Lags: A Survey", *Econometrica*, enero de 1967.
- Harrison y Stevens, "A Bayesian Approach to Short Term Forecasting", *Operation Research Quarterly*, diciembre de 1971.
- Hynes, A., "The Demand for Money and Monetary Adjustments en Chile", *The Review of Economics Studies*, julio de 1967.

- Khan, M., "The Variability of Expectations in Hyperinflations", *Journal of Political Economy*, septiembre de 1977.
- Kmenta, J., *Elements of Econometrics*, Mac Millan Publishing Co., 1971.
- Koot, R., "Nonconstant Coefficients of Expectation and the Recent Demand for Money", *Journal of Monetary Economics*, julio de 1975.
- Muth, J., "Optimal Properties of Exponentially Weighted Forecasts", *Journal of the American Statistical Association*, junio de 1960.
- , "Rational Expectations and the Theory of Price Moments", *Econometrica*, julio de 1961.
- Reichmann, T., *Inflación y la economía chilena; variaciones económicas sobre un tema político*, Departamento de Economía, Universidad de Chile, 1974.
- Saich, A. y J. Vial, "Expectativas de precios y de inflación: revisión de la literatura", Documento de Docencia N° 27, Departamento de Economía, Universidad de Chile, junio de 1979.
- Tapia, D., "Una función de demanda de dinero", *Estudios de Economía* N°1. Universidad de Chile, primer semestre de 1973.
- White, W., "Improving the Demand-for-Money Function in Moderate Inflation", *Staff Papers IMF*, septiembre de 1978.