

EXPECTATIVAS DE INFLACION Y DEMANDA POR DINERO
EN UNA ECONOMIA CON UNA TASA DE INFLACION INTERMEDIA:
CHILE EN LOS SESENTA *

VITTORIO CORBO L. **

ABSTRACT

The aim of this paper is to bring to light two errors found in much empirical work on the demand for money in Chile. These are that the demand function it self has been wrongly specified and, secondly, that there has been a large over-estimation of the lag involved in the process of determining the expected inflation rate. A consequence of the latter error has been that, in periods of decreasing inflation, a "passive policy" of equalizing the money supply to the quantity of money demanded has, due to the under-estimation of the latter, in practice been an "active policy" of reducing the level of economic activity.

I. INTRODUCCIÓN

Es el propósito de este trabajo mostrar que, en gran parte del trabajo empírico sobre demanda de dinero para Chile, se ha sobreestimado fuertemente el rezago en el proceso de formación de expectativas sobre la tasa de inflación. Una consecuencia de la sobreestimación de este rezago ha sido la subestimación de la cantidad demandada de dinero, cuando ha disminuido la tasa de inflación. Por lo tanto, las autoridades monetarias, al adoptar una "política pasiva" de igualar la oferta de dinero con una cantidad demandada de dinero subestimada, han ejercido, sin desearlo, una "política activa" de contraer el nivel de actividad económica ¹.

* Esta investigación fue apoyada por un grant del Departamento de Educación de Quebec. Doy mis agradecimientos a Jorge Cauas por las útiles discusiones sobre este trabajo. Además estoy muy agradecido a los profesores Jere Behrman, Phillip Cagan, Jean Marie-Dufour, Douglas Fisher, Jacob A. Frenkel y a Morton Stelcner, por sus valiosos comentarios a una versión preliminar de este trabajo. En forma particular doy mis agradecimientos a Panagiotis Lazaridis y, especialmente a José M. Vrljicak, por su dedicada labor como ayudantes de investigación.

** Profesor de Economía de la Universidad de Concordia, Montreal, Canadá, y de la Universidad de Chile.

¹ Sobre la política monetaria durante el período 1965-1970, ver preferentemente Jorge Cauas (1970).

Si estos resultados se pudieran extender a otros países, la conclusión importante derivada de este trabajo es que en países con una larga historia de tasas de inflación intermedias, ampliamente fluctuantes, los agentes económicos llegan rápidamente a ser un conocedor del proceso inflacionario². Ellos, por lo tanto, ajustan sus expectativas de tasas de inflación hacia la tasa de inflación efectiva bastante rápido. Este es el punto que Milton Friedman ha destacado repetidamente. Estos resultados implican que en la formulación de políticas para desacelerar la tasa de inflación, los artífices de una política están mucho mejor dotados que lo que hasta ahora se creía. Esto es así debido a que ellos pueden afectar, sustancialmente, la tasa de inflación esperada a través de sus acciones sobre la tasa de inflación actual.

Un esbozo de este trabajo es el siguiente: en la sección II se desarrolla el modelo a estimarse. En la sección III se presentan y analizan los resultados econométricos. Las fuentes de datos y las definiciones se presentan en el Apéndice.

II. LA ECUACIÓN DE DEMANDA POR DINERO

La literatura sobre demanda por dinero está en continuo crecimiento³. Siguiendo la visión convencional, se supondrá que la demanda por dinero en el largo plazo está representada por la siguiente función:

$$M^*(t) = L [Q^e(t); I^e(t)]$$

donde:

$M^*(t)$ = la demanda de largo plazo por saldos monetarios reales en el período t .

$Q^e(t)$ = el producto doméstico esperado a precios constantes en el período t .

$I^e(t)$ = Costo esperado de mantener dinero en el período t .

Se usan dos especificaciones alternativas para la función L . Siguiendo a Cagan (1956), en la primera especificación, se supone que L tiene elasticidad constante con respecto a $Q^e(t)$, y que su elasticidad con respecto al costo de mantener dinero aumenta con $I^e(t)$. En la especificación alternativa, L se supone con elasticidad constante respecto a $Q^e(t)$ y $I^e(t)$.

Los dos modelos alternativos son:

Modelo con elasticidad-costo variable en el largo plazo

$$(1) \quad \ln M^*(t) = \phi_0 + \phi_1 \ln Q^e(t) + \phi_2 I^e(t) + u(t)$$

² Para el período aquí estudiado (i.e., 1960-3-1970-4), la tasa promedio de inflación trimestral fue de 6.3%. Donde la tasa de inflación se mide como la primera diferencia en el logaritmo natural del deflactor implícito de precios del Producto Doméstico Bruto.

³ Un buen resumen se puede encontrar en Boorman, J. T. (1972), Goldfeldt, Stephen, M. (1973), Laidler, David E. W. (1977).

Modelo con elasticidad-costo constante en el largo plazo

$$(2) \quad \ln M^*(t) = \mu_0 + \mu_1 \ln Q^e(t) + \mu_2 \ln I^e(t) + v(t)$$

donde: $\phi_0, \phi_1, \phi_2, \mu_0, \mu_1,$ y μ_2 son parámetros y $u(t)$ y $v(t)$ son errores aleatorios.

La dificultad con que nos encontramos ahora es que $M^*(t)$ no es directamente observable. Esto se puede deber al costo de ajuste y/o a la falta de un mecanismo bien desarrollado de ajuste al equilibrio en el mercado monetario. En el último caso, un agente económico que desea disminuir el nivel de sus saldos reales encuentra que no puede obtener todos los bienes o activos necesarios para hacerlo. Por lo tanto, los aumentos de precios no equilibran los mercados monetarios y de bienes dentro de la unidad de tiempo pertinente⁴. Más bien, el largo de las colas aumenta y/o los stocks de inventarios se reducen. Siguiendo a Chow (1966), se aproxima este rezago en el ajuste con un mecanismo de ajuste parcial logarítmico. Se obtiene así:

$$\ln M(t) - \ln M(t-1) = \gamma(\ln M^*(t) - \ln M(t-1))$$

donde $M(t)$ es la demanda de corto plazo de saldos monetarios reales.

Si se introduce la demanda por dinero de largo plazo en esta última expresión, se obtienen las siguientes funciones de demanda de corto plazo:

Modelo de corto plazo con elasticidad-costo variable

$$(3) \quad \ln M(t) = \gamma\phi_0 + \gamma\phi_1 \ln Q^e(t) + \gamma\phi_2 I^e(t) + (1-\gamma)\ln M(t-1) + \gamma u(t)$$

Modelo de corto plazo con elasticidad-costo constante

$$(4) \quad \ln M(t) = \gamma\mu_0 + \gamma\mu_1 \ln Q^e(t) + \gamma\mu_2 \ln I^e(t) + (1-\gamma)\ln M(t-1) + \gamma v(t)$$

Es necesario ligar $I^e(t)$ con variables observables. El costo de mantener dinero ($I(t)$) tiene dos componentes: (i) la tasa de interés real (r), y (ii) la tasa de inflación (p), i. e., $I(t) = r + p(t)$. Como en Deaver (1970), Hynes (1967) y Corbo (1974) se supone, además, que el costo esperado de mantener dinero está formado por el modelo de expectativas adaptativas de Cagan-Nerlove.

$$I^e(t) - I^e(t-1) = \beta [I(t) - I^e(t-1)]$$

Este modelo implica que el costo esperado de mantener dinero es un rezago distribuido del costo actual de mantener dinero. Esto es:

⁴ En la experiencia chilena existe una evidencia sustancial que los cambios en precios son una función estable de ambos, de cambios en costos y presiones de demanda, más que estar determinados a partir de una ecuación de precios derivada del equilibrio del mercado monetario. Para la evidencia sobre este punto para el caso chileno, ver Cauas, J. (1970), Behrman, J. (1977), Corbo, V. (1974), Behrman, J., en "Analysis of Development Problems", editado por R. Eckaus y Paul N. Rosenstein-Rodan.

$$(5) \quad I^e(t) = \sum_{i=0}^{\infty} \beta(1-\beta)^i I(t-i) \quad \text{con } 0 < \beta < 2$$

Un modelo similar en el log de Q es usado para obtener el producto esperado a partir del producto actual, suponiendo que:

$\ln Q^e(t) - \ln Q^e(t-1) = \delta [\ln Q(t) - \ln Q^e(t-1)]$ se obtiene que:

$$(6) \quad \ln Q^e(t) = \sum_{i=0}^{\infty} \delta (1-\delta)^i \ln Q(t-i) \quad \text{con } 0 < \delta < 1.$$

Rezagando (3) y (4) en un período, multiplicándolas por $(1-\delta)$ y restándolas de (3) y (4), respectivamente, se obtiene:

$$(3') \quad \begin{aligned} \ln M(t) &= \gamma \delta \phi_0 + \gamma \delta \phi_1 \ln Q(t) + \gamma \phi_2 [I^e(t) - (1-\delta) I^e(t-1)] \\ &+ [(1-\gamma) + (1-\delta)] \ln M(t-1) - (1-\gamma)(1-\delta) \ln M(t-2) \\ &\gamma [u(t) - (1-\delta) u(t-1)] \end{aligned}$$

y

$$(4') \quad \begin{aligned} \ln M(t) &= \gamma \delta \mu_0 + \gamma \delta \mu_1 \ln Q(t) + \gamma \mu_2 [\ln I^e(t) - (1-\delta) \ln I^e(t-1)] \\ &+ [(1-\gamma) + (1-\delta)] \ln M(t-1) - (1-\gamma)(1-\delta) \ln M(t-2) \\ &\gamma [v(t) - (1-\delta) v(t-1)] \end{aligned}$$

La elección entre los modelos (3') y (4') está facilitada por el uso del proceso de transformación de Box y Cox (1964)⁵. En la terminología de Box-Cox estos dos modelos son un caso especial del siguiente modelo:

$$(7) \quad \begin{aligned} \ln M(t) &= \gamma \delta \alpha_0 + \gamma \delta \alpha_1 \ln Q(t) + \gamma \alpha_2 \left[\frac{(I^e(t))^\lambda - 1}{\lambda} \right. \\ &\left. - \frac{(1-\delta)(I^e(t-1))^\lambda - 1}{\lambda} \right] + [(1-\gamma) + (1-\delta)] \cdot \ln M(t-1) \\ &(1-\gamma)(1-\delta) \ln M(t-2) + \varepsilon(t) \end{aligned}$$

donde α_0 , α_1 , α_2 , γ , δ y λ son parámetros y $\varepsilon(t)$ es un error aleatorio.

En (7) si $\lambda = 1$, obtenemos el modelo (3') y el límite de la ecuación (7), cuando λ tiende a cero resulta en la ecuación (4'). Por lo tanto, la elección entre los modelos (3') y (4') puede realizarse estimando la ecuación (7) y, luego, verificando en forma separada la hipótesis de $\lambda = 0$ en un caso, y $\lambda = 1$, en el otro.

⁵ Ver también Frenkel (1967).

III. LOS RESULTADOS EMPÍRICOS

Si los errores $\varepsilon(t)$ en la ecuación (7) son independientes y están idénticamente distribuidos en forma normal, entonces es bien sabido que los estimadores de máxima verosimilitud (ML), son consistentes y asintóticamente eficientes. Sin embargo, si los errores $\varepsilon(t)$ en la ecuación (7) están autocorrelacionados, entonces, debido a la presencia de una variable endógena rezagada como variable explicativa, los estimadores ML no serán consistentes. Para eliminar esta dificultad se empezará estimando la ecuación (7) a través del método ML, suponiendo una autocorrelación de primer orden en los errores. El parámetro de este proceso autorregresivo es estimado en forma conjunta con los otros parámetros de la ecuación (7).

Un problema que aún permanece es que la ecuación (7), a través de la definición de $I^e(t)$, tiene en el lado derecho un rezago infinito en $I(t)$. Debido a la no linealidad en β , introducida por la definición de $I^e(t)$, no hay forma de reducir este rezago infinito a una serie con un número finito de términos. Aquí se seguirá el procedimiento adoptado por Cagan (1956)⁶. Las series de $I(t)$ son truncadas y luego se busca el valor de β en el intervalo (0,2) que maximiza la función de verosimilitud.

En nuestra estimación, usando la ecuación (5) se computa $I^e(t)$ para valores alternativos de β , truncando la suma en el primer trimestre de 1950⁷. En seguida se utilizan las series de $I^e(t)$ para estimar la ecuación (7) a través de máxima verosimilitud.

Los estimadores de máxima verosimilitud de la ecuación (7), bajo diferentes restricciones para los parámetros, aparecen en el cuadro 1. Para el caso más general, el máximo de la función de máxima verosimilitud se encontró para $\beta = 1.41$ (ecuación (7)). En las ecuaciones (3') y (4') se restringió λ para que tomara el valor de 1 ($\lambda = 1$) para la ecuación de demanda con elasticidad variable, y el valor de 0 ($\lambda = 0$) para la ecuación de demanda con elasticidad constante, respectivamente. Para verificar estas restricciones sobre el valor de λ , se utilizó el test de la razón de verosimilitud. Todas las propiedades de la estimación de máxima verosimilitud son sólo asintóticas, y por lo tanto, el procedimiento del test es sólo aproximado para el tamaño de la muestra utilizada en la estimación (42 observaciones). El test estadístico de la razón de verosimilitud, computado para hipótesis nulas alternativas, aparece en la última columna del cuadro 1. El valor crítico de esta razón, para un nivel

⁶ Para un aval de las propiedades de este procedimiento, ver Griliches (1967).

⁷ Para nuestras estimaciones se utilizó información trimestral de las diferentes variables para el período 1960-1970. (Ver el apéndice para mayores detalles). No se pudo construir información trimestral para el período previo a 1960 por dos razones: Primero, las cuentas nacionales anuales fueron revisadas a partir de 1960, pero no se ha tratado nunca de hacer éstas compatibles con las cuentas nacionales para los años anteriores. Segundo, las estadísticas trimestrales de empleo, las cuales fueron utilizadas como una de las series relacionadas en la creación de la información del producto doméstico bruto, no estaban disponibles para el período anterior a 1960. No se utilizó información posterior a 1970, ya que durante ese período habían muchos controles de precios; por lo tanto, no existía una medición adecuada del índice de precios en ese período. Además, durante el período 1971-1976, hubo cambios sustanciales en la estructura de la economía chilena, lo que hace insostenible el supuesto de un modelo sin cambios.

CUADRO I
 ECUACION DE LA DEMANDA POR DINERO *
 1960-3 - 1970-4

	α_0	α_1	α_2	γ	δ	λ	β	ρ	Log de la función de verosimilitud	R^2	D.W. militud**	Razón de verosimilitud**
Ecuación (7)	-18.426 (2.848)	2.113 (.298)	-.541 (.469)	.188 (.072)	.674 (.288)	.227 (.249)	1.41	-.233 (.281)	83.3415	.982	1.90	
Ecuación (3') (Ecuación (7) con $\lambda = 1$)	-21.321 (4.625)	2.119 (.371)	-4.308 (2.288)	.155 (.075)	.814 (.437)	1	1.45	-.098 (.425)	79.6628	.978	1.92	7.36
Ecuación (4') (Ecuación (7) con $\lambda = 0$)	-18.045 (2.587)	2.111 (.287)	-.264 (.107)	.205 (.075)	.604 (.246)	0	1.38	-.324 (.228)	82.9727	.982	1.89	.74

* Los valores entre paréntesis son los errores estándares de los coeficientes.

** La razón de verosimilitud se computó como $-2[\ln L(\hat{\Omega}) - \ln L(\hat{\Omega}^A)]$, donde $\ln L(\hat{\Omega}^A)$ es el logaritmo de la función de verosimilitud con las restricciones en los parámetros incorporada, y $\ln L(\hat{\Omega})$ es el logaritmo de la función de verosimilitud sin restricciones en los parámetros.

de significancia de 5% y un grado de libertad, es de 3.84. La razón de verosimilitud es de 7.36 para $\lambda = 1$ y de .74 para $\lambda = 0$. Por lo tanto, se rechaza la hipótesis $\lambda = 1$, pero no podemos rechazar la hipótesis que $\lambda = 0$. Esto es, al elegir entre los modelos (3') y (4') se encuentra que la información apoya al modelo doble logarítmico. Este hallazgo cuestiona la especificación usual de la ecuación de demanda por dinero utilizada para países con tasas de inflación intermedia ⁸.

Los resultados de la ecuación (4') dan una estimación punto para γ de .205. Este valor implica un rezago promedio de 3.88 trimestres para ajustar los saldos monetarios actualmente mantenidos a los saldos deseados. Este rezago promedio, aun cuando es sustancialmente más bajo del estimado para economías con baja inflación (Goldfeldt, 1973), puede parecer largo si se considera el alto costo de estar fuera del equilibrio para la tasa de inflación observada. (Para la interpretación de γ ver Griliches, 1967). Más aún, este rezago promedio es sustancialmente más corto que el encontrado en estudios previos sobre demanda por dinero en Chile citados en la sección II de este trabajo.

Los estimadores obtenidos para la ecuación (4') pueden ser cuestionados sobre la base que se ha supuesto que β es constante; en particular, se podría sostener que β podría cambiar al variar la tasa de inflación. Koot (1975) introdujo un modelo de demanda por dinero en el cual se usaron coeficientes no constantes para formar las expectativas de ingresos y tasas de interés. Una versión restringida del modelo de Koot fue usado por Khan (1977) en el contexto de demandas de dinero para países con hiperinflación. Aquí se usarán las sugerencias de Koot y se postulará un mecanismo de retroalimentación, en el cual el coeficiente de las expectativas de inflación es una función del costo de mantener dinero. Específicamente, como en Khan (1977), se supuso inicialmente que β era una función lineal del costo de mantener dinero y del valor absoluto de la primera diferencia de esta variable. Pero en la estimación se usó un modelo más general que el de Khan.

Antes de proceder a verificar la no constancia de β se necesita trabajar con una versión ligeramente diferente de la ecuación (4'). En ella el costo esperado de mantener dinero es generado a través de un modelo lineal de expectativas adaptativas y en la ecuación (4') se utiliza el logaritmo del costo esperado de mantener dinero. Para estar capacitados para trabajar con un β no constante se debe trabajar con una versión de (4') levemente diferente, en la cual el costo esperado de mantener dinero es generado a través de un modelo lineal logarítmico de expectativas adaptativas. Es decir, se supone ahora que:

$$\ln I^e(t) - \ln I^e(t-1) = \beta [\ln I(t) - \ln I^e(t-1)]$$

Entonces se estima (4') con el modelo logarítmico de expectativas adaptativas y con β no constante. Inicialmente se supone:

$$(8) \quad \beta_t = \beta_0 + \beta_1 I(t) + \beta_2 |I(t) - I(t-1)|$$

Los resultados de la estimación de este modelo aparecen en el cuadro 2. En la primera línea se presentan los resultados para $\beta_1 = \beta_2 = 0$. Esta regre-

⁸ Deaver (1970), Hynes (1967), Ffrench-Davis (1970) y (1973), Diz (1970).

CUADRO 2

Ecuaciones de Demanda por Dinero *
1960-3 - 1970-4. β variable

	α_0	α_1	α_2	γ	δ	β_0	β_1	β_2	ρ	Log de la función de verosimilitud	R ²	D.W.	Razón de verosimilitud **
Ecuación (4') con un proceso adaptativo lo- garítmico	-18.905 (2.990)	2.211 (.330)	-.281 (.120)	.198 (.086)	.635 (.413)	1.362 (.136)	0	0	.030 (.462)	81.695	.980	1.85	5.9
Ecuaciones previas con β variable	-18.204 (2.906)	2.129 (.322)	-.271 (.112)	.208 (.091)	.624 (.411)	1.517 (.249)	-1.877 (4.249)	.290 (5.285)	.035 (.452)	81.992	.931	1.84	

* Los valores entre paréntesis son los errores estándares de los coeficientes.

** La razón de verosimilitud se computó como $-2 [\text{LnL}(\hat{Q}) - \text{LnL}(\hat{Q}^A)]$ donde $\text{LnL}(\hat{Q})$ es el logaritmo de la función de verosimilitud con las restricciones en los parámetros incorporados y $\text{LnL}(\hat{Q}^A)$ es el logaritmo de la función de verosimilitud sin restricciones en los parámetros.

sión corresponde a (4') del cuadro 1, pero con un modelo lineal logarítmico en vez de un modelo lineal para las expectativas adaptativas. Al comparar estos nuevos resultados con los del cuadro 1 se observa que todos los coeficientes, con la excepción de ρ , han cambiado sólo marginalmente. Ahora, en esta nueva versión de la ecuación de demanda por dinero se puede verificar la hipótesis de no constancia de β . En la segunda línea del cuadro 2 se usa la ecuación (8) para β . El test de la razón de verosimilitud indica que no se puede rechazar la hipótesis nula de que $\beta_1 = \beta_2 = 0$. También se trabajó con una formulación alternativa para (8), en la cual β_t era función cuadrática de $I(t)$. Los resultados para dicha formulación alternativa fueron similares, no pudiéndose tampoco rechazar la hipótesis nula de β_t constante.

Finalmente la estimación de la ecuación (4'), indicada en la primera fila del cuadro 2, fue realizada imponiendo las restricciones sobre los parámetros que aparecen en la ecuación (4'). Hay dos restricciones; como un test de la validez de este modelo, y de este modo, de la verificación hecha más arriba, se verificó si estas restricciones estaban sustentadas por la información. Para este propósito se reestimó la ecuación (4') del cuadro 2 sin restricciones sobre los parámetros asociados con los diferentes regresores. El logaritmo de la función de verosimilitud para el modelo sin restricciones fue de 83.358. Al comparar este valor con el logaritmo de la función de verosimilitud de la primera fila del cuadro 2 se obtiene una razón de verosimilitud de 3.33, la cual está por debajo del valor crítico para un 5% de nivel de significancia y dos grados de libertad, que es de 5.99. De este modo, no se puede rechazar la hipótesis nula de que las restricciones impuestas a los parámetros por la ecuación (4') eran válidas.

Por lo tanto, se concluye que el modelo de expectativas adaptativas para expectativas de inflación con coeficientes constantes no es rechazado por la evidencia empírica.

Una de las características más importantes de los resultados aquí obtenidos, es el alto valor para β , que es de 1.38 (ecuación 4), de donde se desprende que el proceso de formación de expectativas de precios (ecuación 5) es estable, pero con fluctuaciones. Más aún, en la formación de expectativas de precio se le da una alta ponderación (1.38) a la tasa de inflación actual.

Así, en Chile, los agentes económicos llegan a ser rápidamente conocedores de la dinámica del proceso inflacionario, y aún exceden la tasa de inflación actual en el proceso de estimación de la tasa de inflación esperada⁹.

Estos resultados implican que en la formulación de políticas económicas antiinflacionarias, los encargados de la política económica están en una situación mucho más favorable que lo que se creía hasta ahora, ya que la mantención de saldos monetarios reales crecerá mucho más rápidamente con la desaceleración de la inflación de lo que se pensaba hasta ahora.

⁹ En la ecuación (4') del cuadro 1 también se verificó la hipótesis nula que $\beta = 1.0$ (i. e., que la tasa de inflación esperada era igual a la tasa de inflación actual). El test de la razón de verosimilitud, para este caso, fue de 5.06 y, por lo tanto, se rechazó la hipótesis nula.

APENDICE

DEFINICIONES DE LA INFORMACIÓN Y FUENTES

- $M(t)$: Oferta monetaria trimestral en E° (escudos) de 1965, computada como el promedio de las observaciones mensuales de los billetes y monedas más los depósitos del sector privado en los bancos comerciales. Los datos mensuales fueron obtenidos de una nueva serie revisada del Banco Central de Chile¹⁰. El deflactor de precios utilizado fue $P(t)$, definido más abajo.
- $P(t)$: Deflactor de precios implícito del producto doméstico bruto (1965 = 1,00) trimestral. Esta serie fue creada como un promedio geométrico de los índices de precios al consumidor y al por mayor. La fuente de dichos índices de precios fue diferentes números del Boletín Mensual del Banco Central de Chile (MBCB).
- $Q(t)$: Gasto del producto doméstico bruto en E° (escudos) de 1965 trimestral. Esta serie fue creada a partir de la información anual obtenida de los diferentes números del MBCB, usando el procedimiento de interpolación de Chow y Lin (1971). Las series relacionadas utilizadas fueron el índice de producción industrial trimestral, el valor de las exportaciones y un índice de la nómina de sueldos y salarios. Este último índice fue creado como el producto del empleo total del Gran Santiago y el índice de sueldos y salarios reales. La fuente para el primer índice fue Corbo (1974, p. 250), para el período 1961-1968, y diferentes números del MBCB para los períodos restantes. La fuente para la segunda y tercera series relacionadas fue diferentes números del MBCB.
- r : Tasa de interés real trimestral que se tomó igual a 2% para todo el período.

REFERENCIAS

- Behrman, Jere R., "Price Determination in an Inflationary Economy: The Dynamics of Chilean Inflation Revisited". En *Analysis of Development Problems*, editado por Richard S. Eckaus y Paul N. Rosenstein-Rodan. Amsterdam, North Holland (1973).
- , *Macroeconomic Policy in a Developing Country: An Econometric Investigation of the Postwar Chilean Experience*. Amsterdam, North Holland (1977).
- Boorman, J. T., "The Evidence of the Demand for Money: Theoretical Formulations and Empirical Results". En J. T. Boorman and T. M. Havrilesky, *Money Supply, Money Demand and Macroeconomic Models*, Allyn and Bacon (1972).
- Box, G. E. P. and D. R. Cox, "An Analysis of Transformations", *Journal of the Royal Statistical Society*, Series B, vol. 26 (1964).

¹⁰ El autor tiene esta serie disponible para quien lo solicite.

- Cagan, Philip, "The Monetary Dynamics of Hyperinflation", in M. Friedman, editor, *Studies in the Quantity Theory of Money*, Chicago, Chicago University Press (1956).
- Cauas, Jorge, "Stabilization Policy. The Chilean Case", *Journal of Political Economy*, vol. 78, N° 4, part. II (1970).
- Chow, Gregory, "On the Long Run and Short Run Demand for Money", *Journal of Political Economics*, vol. 74 (1966).
- Chow, Gregory y A. Lin., "Best Linear Unbiased Interpolation, Distributed and Extrapolation of Time Series by Related Series", *The Review of Economics and Statistics*, 53 (1971).
- , "Best Linear Unbiased Estimation of Missing Observations in an Economic Time Series", Research Memorandum N° 173; Econometric Research Program, Princeton University (febrero 1975).
- Corbo, Vittorio, *Inflation in Developing Countries*, Series: Contributions to Economic Analysis, vol. 84, Amsterdam, North Holland (1974).
- Deaver, John, "The Chilean Inflation and the Demand for Money", Ph. D. Dissertation, University of Chicago (1961). También en D. Mieselman, editor, *Varieties of Monetary Experiences*, Chicago, University of Chicago Press (1970).
- Diz, Adolfo, "Money and Prices in Argentina 1935-62". En D. Mieselman, editor, *Varieties of Monetary Experiences*, Chicago, University of Chicago Press (1970).
- Ffrench-Davis, Ricardo, "Economic Policies and Stabilization Programs, Chile 1959-1969". Ph. D. Dissertation, University of Chicago (1970).
- , *Políticas Económicas en Chile, 1952-1970*, Santiago, Ediciones Nueva Universidad, Universidad Católica de Chile (1973).
- Frenkel, Jacob A., "The Forward Exchange Rate, Expectations and the Demand for Money: The German Hyperinflation", *American Economic Review*, vol. 67, septiembre (1977).
- Friedman, Milton, "The Role of Monetary Policy", *American Economic Review*, vol. 58, marzo (1968).
- Goldfeld, Stephen M., "The Demand for Money Revisited", *Brookings Papers on Economic Activity* N° 3 (1973).
- Griliches, Zvi, "Distributed Lags: A Survey", *Econometrica*, vol. 35, enero (1967).
- Hynes, Alan, "The Demand for Money and Monetary Adjustments in Chile", *The Review of Economic Studies*, vol. 34, 1967.
- Khan, Mohsin, S., "The Variability of Expectations in Hyperinflations", *Journal of Political Economy*, vol. 85, septiembre (1977).
- Koot, Ronald S., "Nonconstant Coefficients of Expectation and the Recent Demand for Money", *Journal of Monetary Economics*, vol. 1, N° 3, julio (1975).
- Laidler, David E. W., *The Demand for Money: Theories and Evidence*, Second Edition International Textbook (1977).
- Phelps, Edmund S., "Phillips Curves, Expectations of Inflation and Optimal Unemployment Over Time", *Economica*, New Series, vol. 34, agosto (1967).