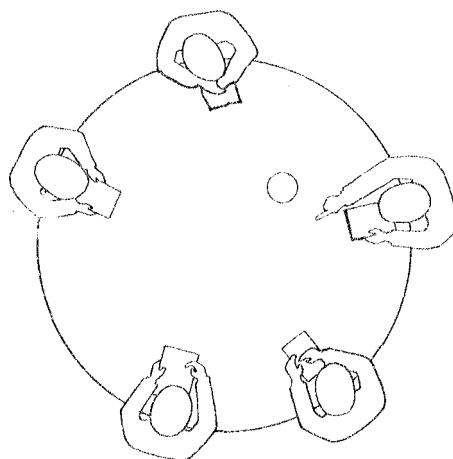


Serie de Estudios Económicos

Documentos de Investigación



Nº 8

Política monetaria y tasas de interés:
Una aproximación empírica

Roberto Toso C.

Santiago, Noviembre de 1981

TRABAJO EDITADO POR EL
DEPARTAMENTO DE INFORMACIONES
ESTADISTICAS Y PUBLICACIONES
DEL BANCO CENTRAL DE CHILE

EL CONTENIDO DEL PRESENTE TRABAJO
ES DE EXCLUSIVA RESPONSABILIDAD DE SUS
AUTORES Y NO COMPROMETE LA OPINION
DEL BANCO CENTRAL DE CHILE

INDICE

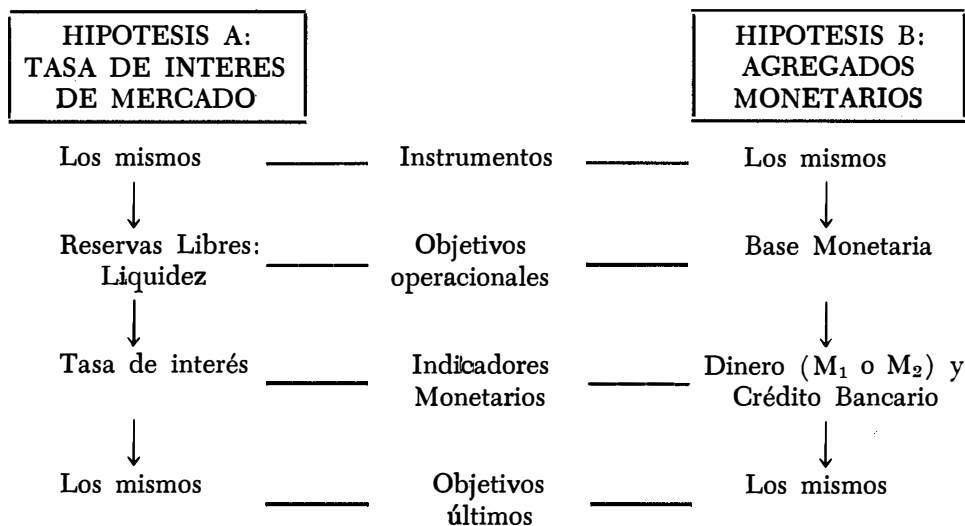
	Pág.
I. INTRODUCCION	7
Mecanismos de transmisión monetaria	7
Estudios econométricos de tasas de interés	8
II. TASAS DE INTERES NOMINALES DE CORTO PLAZO EN CHILE: 1979 - 1980	11
III. CONCLUSIONES	19
ANEXOS	
Anexo 1: Información utilizada y especificación de variables	21
Anexo 2: Transformación de Koyck	23
BIBLIOGRAFIA	25

I. INTRODUCCION

El énfasis de este trabajo se centra en los determinantes próximos de la tasa de interés. Debido a la importancia que en general se le asigna a esta tasa como indicador y guía de política monetaria, resulta de interés investigar empíricamente la forma en que se determina.

La elección de la tasa de interés como indicador y guía de política, depende de la hipótesis que se plantee en relación al mecanismo de transmisión de la política monetaria. Burger (1971) destaca dos hipótesis alternativas, según se ilustra en el siguiente diagrama:

Mecanismos de Transmisión Monetaria



NOTA: Junto con agradecer los comentarios de Daniel Tapia, Félix Bacigalupo, Julio Acevedo, Hugo Albornoz, Francisco Rosende y la colaboración computacional de Ignacio Valenzuela, el autor deja constancia de que cualquier error u omisión son de su exclusiva responsabilidad.

De acuerdo con la Hipótesis A, las variaciones en la tasa de interés son las causantes de los principales cambios en las variables reales. Por lo tanto, el Banco Central, actuando sobre las reservas libres de los bancos comerciales, altera la liquidez del sistema financiero y el nivel de las tasas de interés y con ello las variables reales, tales como el producto y el empleo. En consecuencia, el nivel de la tasa de interés se presenta como el mejor indicador y guía de política monetaria.

De acuerdo con la Hipótesis B, las acciones del Banco Central afectan la base monetaria y con ello el stock de dinero, lo que se traduce en variaciones en el gasto total y, por ende, en alteraciones en las variables reales del sistema económico. En esta hipótesis, el dinero y el crédito bancario constituyen los indicadores y guías de acción. El Banco Central al influir en el gasto total afecta la demanda pública por crédito, la cual, dada la oferta de éste, afecta, a su vez, la tasa de interés de equilibrio del mercado crediticio. Por consiguiente, la tasa de interés no constituye un indicador confiable por estar afectada a variaciones en factores tales como expectativas inflacionarias e ingreso.

En este trabajo se intenta verificar empíricamente la Hipótesis A para el caso de las tasas de interés nominales de corto plazo en Chile durante el período 1979-1980. La influencia de variables de política, tales como las operaciones con Pagares Descontables del Banco Central, son incluidas en el análisis.

Estudios econométricos de tasas de interés

Los estudios econométricos sobre tasas de interés que aparecen en la literatura se pueden clasificar en tres grupos. El primero contiene modelos que enfatizan el enfoque de los rezagos distribuidos de tasas de interés pasadas, para explicar tasas de interés actuales. Representativos de este grupo son los trabajos de Modigliani y Stuch (1966, 1967).

El segundo grupo de estudios corresponde a versiones de la teoría sobre la preferencia por la liquidez. Dichos trabajos fijan su atención en los factores que determinan la interrelación entre ofertas y demandas de bonos y dinero. Uno de estos estudios es el de Feldstein y Eckstein (1970), que se basa en la relación entre activos, bonos y dinero. De acuerdo con este enfoque, la demanda de dinero se encuentra influida positivamente por cambios en el ingreso y negativamente por cambios en las tasas de interés real y en las ganancias de capital esperadas, provenientes de la tenencia de bonos.

El tercer grupo incluye formas reducidas de modelos econométricos multisectoriales. Estos enfatizan el impacto de los mercados de bienes sobre las tasas de interés reales a través de la demanda de crédito y las influencias monetarias sobre las tasas de interés nominales debido a expectativas inflacionarias. Representan a este grupo los trabajos de Sargent (1969) y Echols y Elliot (1976).

Elliot y Baier (1979, 1980) examinaron seis modelos econométricos —provenientes de los tres grupos anteriormente señalados— para explicar y predecir tasas de interés. Cada uno fue probado para datos de U.S.A. sobre

un período de tiempo uniforme. Los resultados mostraron que en general todos los modelos explican bastante bien tasas actuales, pero son muy imprecisos para predecir tasas futuras. Esta conclusión es confirmada por James E. Pesando (1980).

II. TASAS DE INTERES NOMINALES DE CORTO PLAZO EN CHILE: 1979 - 1980

En el presente análisis se incluyen elementos provenientes de los tres grupos de modelos anteriormente señalados para explicar tasas de interés nominales de corto plazo en Chile durante el período 1979-1980. El objetivo consiste en estimar un modelo reducido que permita incorporar, en la explicación del nivel de la tasa de interés de corto plazo, variables tales como los niveles de liquidez del sistema financiero, expectativas inflacionarias y nivel de ingreso ¹.

El modelo básico a estimar es el siguiente:

$$r_t : L_t, L_{t-1}, L_{t-2}, \dots, L_{t-n}, P_t^e, Y_t, U_t$$

r_t : Tasa de interés nominal de corto plazo.

L_t : Liquidez del sistema financiero (reservas libres) ¹

P_t^e : Tasa mensual de inflación esperada

Y_t : Variable ingreso

U_t : Factor residual.

La medición del efecto liquidez se efectuó a través del siguiente modelo empírico que corresponde a una forma reducida de carácter lineal:

¹ Con la inclusión de la variable liquidez, se pretende verificar la Hipótesis A, planteada en páginas anteriores.

$$(1) \quad r_t = a + b_o L_t + b_1 L_{t-1} + \dots + b_k L_{t-k} + U_t \quad (a)$$

r_t = Tasa de interés nominal de captación entre 30 y 89 días, promedio del sistema financiero.

$L_t, L_{t-1}, \dots, L_{t-k}$ = Liquidez período $t, t-1, t-k$ respectivamente

Con los rezagos distribuidos se supone que existe un costo de ajuste en el sector financiero.

Una estimación directa del modelo (1) implicaría sacrificar un significativo número de observaciones de una serie de sólo 24 datos mensuales. Por ello se optó por una transformación de Koyck que sólo implica perder la primera observación de la serie, independientemente del número de rezagos distribuidos del modelo².

El modelo transformado queda finalmente de la siguiente forma:

$$(2) \quad r_t = a^o + b_o L_t + \lambda r_{t-1} + V_t$$

donde $b_i = \lambda^i b_o$ o $0 \leq \lambda \leq 1$ y

$$a = \frac{a^o}{1 - \lambda}$$

(a) Al no incluir variables tales como expectativas inflacionarias e ingreso real en el modelo, las fluctuaciones en éstas no están siendo controladas. Sin embargo, este modelo debe considerarse como un primer intento en el propósito de obtener una definición apropiada de liquidez.

² Una derivación rigurosa de la transformación de Koyck se encuentra en el Anexo II.

CUADRO I

EFFECTO LIQUIDEZ

Modelo	Liquidez	a*	b ₀	λ	R ² c	SE	F (α = 0.05)	D-W
A	L ₁	1.640 (3.83)	- 0.199 (2.53)	0.615 (5.03)	0.58	0.31	Rechazar Ho	1.33
B	L ₂	1.784 (4.56)	- 0.263 (3.46)	0.593 (5.32)	0.65	0.28	Rechazar Ho	1.47
C	L ₃	1.525 (3.83)	- 0.246 (2.70)	0.631 (5.23)	0.59	0.31	Rechazar Ho	1.49
D	L ₄	1.616 (4.54)	- 0.318 (3.73)	0.608 (5.63)	0.67	0.27	Rechazar Ho	1.69

NOTAS:

(A) L₁ = Excedente de Encaje + Posición de Cambios + Posición de Pagarés Descontables del Banco Central.

L₂ = Posición de Pagarés Descontables del Banco Central + Posición de Cambios.

L₃ = Excedente de Encaje + Posición de Pagarés Descontables del Banco Central.

L₄ = Posición de Pagarés Descontables del Banco Central.
Las definiciones aparecen en el Anexo I.

(B) Valores entre paréntesis corresponden a "t-absolutos".

Un detalle de los datos utilizados para estimar el método reducido (2) aparece en el Anexo I.

El modelo fue estimado para cuatro definiciones alternativas de liquidez cuyos resultados se presentan en el Cuadro I. Los resultados indican que todas las definiciones de liquidez explican más del 50% del nivel de la tasa de interés nominal, siendo los coeficientes de liquidez significativos (α = 0.05)

en el rango estudiado. Más aún, un estudio de residuos permitió concluir que los coeficientes son estimadores insesgados y consistentes³. La alternativa D resultó en el mayor coeficiente de correlación $R^2 c = 0.67$, por ello, se consideró la Posición de Pagares Descontables del Banco Central como la mejor definición funcional de liquidez para los propósitos de este trabajo.

A partir de los coeficientes estimados para el modelo (2) (modelo D en Cuadro II) es posible reconstruir los coeficientes del modelo (1) original:

$$r_t = 1.616 - 0.318 L_t + 0.608 r_{t-1}$$

Para 5 rezagos el modelo original es el siguiente:

$$r_t = 4.12 - 0.318 L_t - 0.193 L_{t-1} - 0.118 L_{t-2} - 0.071 L_{t-3} - 0.043 L_{t-4} - 0.026 L_{t-5}$$

Dada la magnitud y la incidencia de los coeficientes de las variables es posible reducir el modelo a sólo dos rezagos, ya que la contribución de rezagos adicionales resulta claramente despreciable.

Los resultados obtenidos para el efecto liquidez confirman sólo parcialmente la Hipótesis A sobre el mecanismo de transmisión monetaria. De acuerdo con dicha hipótesis, el nivel de reservas libres de los bancos comerciales —variable controlable en el corto plazo por la autoridad— constituye el principal determinante de la tasa de interés nominal de corto plazo.

Los resultados empíricos obtenidos muestran que sólo 67% de la tasa de interés queda explicado por la posición de Pagares del Banco Central. Aún más, existe un significativo ajuste con rezago en el nivel de la tasa respecto a fluctuaciones en el de las reservas líquidas. Los resultados muestran que el actual estado de liquidez más un rezago distribuido de dos periodos, resultan importantes en la explicación.

Un segundo efecto por medir es el de las expectativas inflacionarias sobre el nivel de la tasa de interés nominal. Este fenómeno, conocido como el efecto Fisher, se refiere a una relación del siguiente tipo:

$$i = r + \left(\frac{1}{P} \frac{dP^*}{dt} \right)^*$$

r = Tasa de interés real

$$\left(\frac{1}{P} \frac{dP^*}{dt} \right)^* = \text{Tasa esperada de cambio en el nivel de precios.}$$

³ El test de D-W no es el más apropiado para estudiar autocorrelación residual cuando el modelo incluye variables rezagadas. Por ello se efectuó un estudio particular de autocorrelación lo que permitió concluir que:

$\text{Cov}(V_t, V_{t-n}) \approx 0$ y $r_{t, t-n} \approx 0$. Además, se comprobó que $V_t \sim N(0, \delta^2)$ y $\text{Corr}(V_t, r) \approx 0$.

De acuerdo con Fisher, aumentos en la tasa de expansión monetaria generan procesos tendientes a elevar la tasa de interés nominal. El más importante de ellos lo constituye la aceleración en la tasa de inflación causada por mayores desequilibrios en el mercado monetario. Una tasa inflacionaria de este tipo induce a aumentar la tasa de interés nominal para mantener el nivel real de dicha tasa. Este efecto tiende a aparecer con algún rezago después del efecto liquidez, ya que a las expectativas inflacionarias les toma algún tiempo ajustarse. Numerosos estudios concuerdan en que por mucho que el efecto liquidez sea inicialmente dominante, tiende eventualmente a ser contrarrestado y, al principio tal vez, superado por el efecto expectativas. Así, una aceleración sostenida en la tasa de expansión monetaria resultará en mayores tasas de interés nominales, una vez que los ajustes hayan tenido lugar⁴.

El efecto de las expectativas inflacionarias se analizó mediante un modelo de expectativas adaptativas⁵, y los resultados se presentan en el Cuadro II. Los modelos E, F y G constituyen tres alternativas para incluir P^e en la explicación de la tasa de interés. Comparando los modelos E y F, se observa que la única diferencia formal entre ambos es la ausencia del término libre en F. Sin embargo, esta última restricción produce un cambio en la relevancia del coeficiente de P^e , siendo significativo para el caso F. A un resultado similar llega Albornoz (1980) en un estudio sobre tasas de interés en Chile para el período 1974-1977. Este atribuye la discrepancia en los resultados de los dos tipos de modelos a problemas estadísticos y de especificación. En particular, en dicho estudio se sugiere la eliminación del término "independiente" debido a la sospecha de que la información que éste proporciona ya estaría incluida en las otras variables independientes del modelo, especialmente en un índice de producción utilizado. Sin embargo, este es un problema estadístico que debiera resolverse en un estudio posterior.

La inclusión de r_{t-1} y P_t^e , simultáneamente en F, produce una duplicación parcial de la información de las expectativas inflacionarias, puesto que al eliminar r_{t-1} del modelo (caso G) el coeficiente de P_t^e aumenta no difiriendo significativamente de 1, hecho que concuerda con el denominado efecto Fisher.

En suma, el efecto expectativas aparece significativamente en el modelo. Más aún, en el caso G tanto el signo como la magnitud del coeficiente concuerdan con lo que es dable esperar desde un punto de vista teórico.

Los modelos H e I, incluyen el efecto ingreso real medido a través de un concepto de ingreso permanente⁶. En ambas formulaciones el efecto ingreso es significativo ($\alpha = 0.05$) y presenta el signo teóricamente correcto.

4 Ver, por ejemplo, los estudios empíricos de Blejer (1978), Gibson (1970), Gibson and Kaufman (1968) y Sargent (1969).

5 Ver Anexo I para especificación de la variable.

6
$$Y_t^* = \left(\frac{1}{100} \right) (Y_t - Y_t^P)$$

donde:

Y_t : Índice de Producción Industrial desestacionalizado (SOFOFA).

Y_t^P : Promedios trimestrales siendo Y_t el "valor del medio".

CUADRO II

EFECTO EXPECTATIVAS (P^{*}) Y EFECTO INGRESO (Y^{*})_t

MODELO	R ² _C	SE	F (α = 0.05)	D - W
E	0.65	0.28	Rechazar Ho	1.70
$r_t = 1.750 - 0.329 L_t + 0.608 r_{t-1} - 0.048 P_t^* - 0.048 Y_t^*$ <p style="text-align: center;">(3.31) (3.55) (5.51) (0.35)</p>				
F	0.98	0.34	Rechazar Ho	1.43
$r_t = -0.166 L_t + 0.802 r_{t-1} + 0.309 P_t^* + 0.309 Y_t^*$ <p style="text-align: center;">(1.92) (7.17) (2.54)</p>				
G	0.94	0.66	Rechazar Ho	1.79
$r_t = -0.296 L_t + 1.133 P_t^* + 1.133 Y_t^*$ <p style="text-align: center;">(1.93) (8.52)</p>				
H	0.99	0.27	Rechazar Ho	1.66
$r_t = 1.607 - 0.310 L_t + 0.640 r_{t-1} - 0.0418 P_t^* + 1.193 Y_t^* + 1.193 Y_t^*$ <p style="text-align: center;">(2.98) (3.37) (5.59) (0.306) (1.85)</p>				
I	0.98	0.31	Rechazar Ho	1.50
$r_t = 0.170 L_t + 0.861 r_{t-1} + 0.240 P_t^* + 1.733 Y_t^* + 1.733 Y_t^*$ <p style="text-align: center;">(1.86) (7.82) (1.99) (2.11)</p>				

NOTA: Valores entre paréntesis corresponden a "t-absolutos".

Otro efecto estudiado fue el impacto de los gastos del Gobierno sobre las tasas de interés, efectuado a través del nivel actual de la Cuenta Unica Fiscal respecto a su tendencia en el tiempo⁷. Si bien se observaron variaciones significativas en el nivel de la C.U.F. durante el período de análisis, éstas no fueron significativas para la tasa de interés. Probablemente la razón de ello es que la regla de conducta de la C.U.F. es predecible por los agentes financieros, lo que permite aislar el nivel actual de la tasa de interés del nivel de la cuenta pública.

Finalmente, cabe destacar un punto no estudiado en este trabajo y que dice relación con la apertura financiera de la economía chilena. Este proceso de apertura se ha convertido en una creciente integración del mercado financiero doméstico al internacional. De acuerdo con ello, el nivel y variabilidad de las tasas de interés domésticas debieran estar relacionadas con lo que ocurra con las tasas de interés internacionales. Materia que, de acuerdo a su importancia, debiera analizarse empíricamente en algún estudio futuro.

⁷ Ver Anexo I para especificación de la variable.

III. CONCLUSIONES

En el último tiempo el mercado de capitales chileno ha tenido numerosos cambios en su estructura y magnitud, lo que hace particularmente difícil la elaboración de un modelo que describa el comportamiento de las tasas de interés de corto plazo. Debido a problemas de turbulencia en las tasas, causados por los cambios antes mencionados, la estimación de un modelo econométrico riguroso resulta bastante compleja. Lo realizado en este trabajo debe considerarse solamente como un intento empírico y en ningún caso un estudio acabado sobre el tema. Se efectuó una aproximación empírica sobre el comportamiento de las tasas de interés de corto plazo durante el período 1979-1980. Los resultados obtenidos muestran que son tres las variables independientes necesarias para la explicación del nivel de la tasa de interés nominal: liquidez, medida a través del nivel de reservas libres de los bancos comerciales, y sus valores rezagados; las expectativas de inflación, y las fluctuaciones en el nivel del ingreso real.

La estimación empírica revela que variaciones en el nivel de liquidez contribuyen sólo parcialmente a explicar variaciones en el de la tasa. Efectos rezagados de la liquidez, la existencia de expectativas inflacionarias y de fluctuaciones en el ingreso real, constituyen variables explicativas que difícilmente pueden ser obviadas. En otras palabras, el nivel de la tasa contiene más información que niveles de liquidez existentes en un momento dado, lo que hace de ésta un indicador y guía de política poco confiable.

ANEXO I

INFORMACION UTILIZADA Y ESPECIFICACION DE VARIABLES

MES	AÑO	INT (1)	EXE (2)	PDBC (3)	PC (4)	P* (5)	CUF (6)
Enero	1979	4.165	248	1.248	1.163	1.93	—
Febrero		2.965	274	1.759	620	1.79	0
Marzo		2.950	248	1.962	514	2.19	0
Abril		2.815	182	1.986	454	2.36	— 1
Mayo		3.295	507	623	228	2.43	1
Junio		3.385	159	1.592	496	2.40	— 1
Julio		3.230	482	1.427	813	2.90	0
Agosto		3.015	92	1.659	1.003	3.60	0
Septiembre		3.020	320	741	695	3.70	0
Octubre		2.915	107	1.216	703	3.20	0
Noviembre		3.170	252	514	539	2.80	0
Diciembre		3.705	528	460	642	2.50	0
Enero	1980	3.865	631	987	1.241	2.36	0
Febrero		3.600	381	1.947	893	2.13	0
Marzo		3.335	921	2.098	877	2.44	0
Abril		2.510	617	2.379	1.025	2.46	0
Mayo		2.400	386	2.459	657	2.40	1
Junio		2.400	138	2.795	946	2.20	0
Julio		2.415	131	954	880	2.11	0
Agosto		2.450	268	1.694	847	2.15	0
Septiembre		2.360	562	2.425	1.241	2.12	0
Octubre		2.260	187	2.203	973	2.51	0
Noviembre		2.300	253	891	992	2.56	0
Diciembre		3.050	814	1.051	1.099	2.23	0

(1) INT : Tasa de Interés nominal de captación en operaciones entre 30 y 89 días. Promedios mensuales entre bancos y financieras. En tanto por ciento.
Fuente: Banco Central de Chile, Boletín Mensual, febrero 1981.

(2) EXE : Excedentes de Encaje Promedios. Corresponde a la diferencia entre encajes mantenidos y encajes exigidos. En millones de pesos.
Fuente: Banco Central de Chile, "Sector Financiero y Operaciones de Mercado Abierto". Varios informes.

(3) PDBC: Posición de Pagars Descontables del Banco Central. En millones de pesos. Para mayor información ver: Tapia, D. "Consideraciones sobre el Manejo Monetario y Crediticio del Banco Central" en B. Central, Boletín Mensual N° 634, diciembre, 1980.
Fuente: Banco Central de Chile, ibid.

(4) PC : Posición de Cambios. Corresponde a las divisas en poder de las instituciones. En millones de pesos.

Fuente: Banco Central de Chile, ibid.

(5) P* : Tasa de inflación esperada expresada en porcentajes. Serie obtenida de acuerdo a un modelo de expectativas inflacionarias adaptativas de la forma:

$$P^* = b \sum_{i=0}^{13} (1-b)^i P_{-i}$$

Las series de precios corresponden al IPC mensual para el período enero 1976 - diciembre 1980.

- (6) CUF: Variaciones de la Cuenta Unica Fiscal (principal + subsidiarias) introducidas como una "dummy" en la forma siguiente:

$$G = \frac{\text{CUF - total actual por período}}{\text{CUF - total suavizada por promedios móviles para obtener tendencia}} \times 100\%$$

$$\text{CUF} = \begin{cases} 1 & \text{si } G > 5\% \\ 0 & \text{si } -5\% \leq G \leq 5\% \\ -1 & \text{si } G < -5\% \end{cases}$$

Fuente de datos de la CUF: Banco Central de Chile, Boletín Mensual.

ANEXO II

TRANSFORMACION DE KOYCK

Se supone que la tasa de interés nominal actual r_t es función de una suma ponderada de la liquidez actual L_t y liquideces pasadas (más un término residual), donde las ponderaciones disminuyen sucesivamente en períodos más distantes.

$$(1) \quad r_t = a + b_o L_t + b_1 L_{t-1} + \dots + b_k L_{t-k} + U_t$$

se puede transformar por:

$$(2) \quad b_i = \lambda^i b_o, \quad i = 1, 2, \dots, k, \quad 0 \leq \lambda \leq 1 \quad \text{en}$$

$$(3) \quad r_t = a + b_o L_t + (b_o \lambda) L_{t-1} + (b_o \lambda^2) L_{t-2} + \dots + (b_o \lambda^k) L_{t-k} + U_t$$

La ecuación (3) dice que r_t depende de L_t y de liquidez pasada. Con λ elevado a potencia los coeficientes b_i se hacen progresivamente más pequeños cuando se alejan hacia el pasado.

Las implicancias del modelo Koyck se pueden observar, rezagando (3) en un período y multiplicando toda la ecuación por λ :

$$(4) \quad \lambda r_{t-1} = \lambda a + (\lambda b_o) L_{t-1} + (\lambda^2 b_o) L_{t-2} + \dots + (\lambda^{k-1} b_o) L_{t-k-1} + \lambda U_{t-1}$$

Sustrayendo (4) de (3), se obtiene:

$$(5) \quad r_t - \lambda r_{t-1} = (a - \lambda a) + b_0 L_t - \lambda^{k-1} b_0 L_{t-k-1} + (U_t - \lambda U_{t-1})$$

Ordenando los términos de (5), se obtiene:

$$(6) \quad r_t = (a - \lambda a) + b_0 L_t + \lambda r_{t-1} - (\lambda^{k+1} b_0) L_{t-k-1} + (U_t - \lambda U_{t-1})$$

Suponiendo que k es significativo, el penúltimo término en (6) se hace despreciable:

$$(7) \quad r_t = a^* + b_0 L_t + \lambda r_{t-1} + V_t$$

$$a^* = (a - \lambda a)$$

$$V_t = (U_t - \lambda U_{t-1})$$

Para propósitos de estimación se tiene que los coeficientes de (1) se pueden obtener de (7) a través del siguiente cálculo:

$$(8) \quad \hat{b}_i = (\hat{\lambda}^i) \hat{b}_0 \quad i = 1, 2, \dots,$$

$$\hat{a} = \frac{\hat{a}^*}{1 - \hat{\lambda}}$$

La ventaja de la transformación de Koyck queda a la vista, puesto que un modelo como (1) puede estimarse a través de (7), perdiendo solamente una observación de la serie de datos utilizados. Sin embargo, si la covarianza entre términos sucesivos de los residuos V_t es considerable, el modelo de Koyck tiene la desventaja de generar estimadores de b_1 sesgados e inconsistentes⁸.

⁸ Para una demostración rigurosa de esta desventaja del modelo Koyck se sugiere referir a la fuente original: L. M. Koyck, *Distributed Lags and Investment Analysis* (North Holland, 1954).

BIBLIOGRAFIA

1. ALBORNOZ, H. *Shocks Monetarios y Tasas de Interés*. Memoria de Prueba para optar al título de Ingeniero Comercial, Santiago de Chile, 1980 (U. de Chile).
2. BANCO CENTRAL DE CHILE. *Boletín Mensual*. Varias ediciones.
3. BANCO CENTRAL DE CHILE. *Sector Financiero y Operaciones de Mercado Abierto*. Varias ediciones.
4. BLEJER, M. I. "Money and the Nominal Interest Rate in an Inflationary Economy: An Empirical Test", *Journal of Political Economy*, june, 1978.
5. BURGER, A. E. "An Explanation of Movements In Short-Term Interested Rates", *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, july, 1976.
6. BURGER, A. E. *The Money Supply Process* (Wadsworth Publishing Company Inc. Belmont Ed.), 1971.
7. ECHOLS, M. E. and ELLIOT, J. W. "Rational Expectations in a Disequilibrium Model of The Term Structure", *American Economic Review*, march, 1976.
8. ELLIOT, J. W. and BAIER, J. R. "Econometric Models and Current Interest Rates: How Well Do They Predict Future Rates?", *The Journal of Finance*, september, 1979.
9. ELLIOT, J. W. and BAIER, J. R. "Econometric Models and Current Interest Rates: How Well Do They Predict Future Rates - A Reply", *The Journal of Finance*, september, 1980.
10. FAMA, E. F. "Short-Term Interest Rates as Predictors of Inflation", *American Economic Review*, june, 1975.
11. FRIEDMAN, M. "The Role of Monetary Policy", *American Economic Review*, march, 1968.

12. FRIEDMAN, B. M. "Targets, Instruments, and Indicators of Monetary Policy", *Journal of Monetary Economics*, october 1975, pp. 443-73.
13. FELDSTEIN, M. and ECKSTEIN, O. "The Fundamental Determinants of the Interest Rate", *Review of Economics and Statistics*, november, 1970.
14. GIBSON, W. E. and KAUFMAN, G. G. "The Sensitivity of Interest Rates to Changes in Money and Income", *Journal of Political Economy*, may-june, 1968.
15. GIBSON, W. E. "The Lag in the Effect of Monetary Policy on Income and Interest Rates", *Quarterly Journal of Economics*, may, 1970.
16. KOYCK, L. M. "Distributed Lags and Investment Analysis" North Holland, 1954.
17. MODIGLIANI, F. and SUTCH, R. "Debt Management and the Term Structure of Interest Rates: An Empirical Analysis of Recent Experience", *Journal of Political Economy*, august, 1967.
18. ————. "Innovations in Interest Rate Policy", *American Economic Review*, may, 1966.
19. PESANDO, J. E. "On Forecasting Long-Term Rates: Is the Success of the No-Change Prediction Surprising?", *The Journal of Finance*, september, 1980.
20. SARGENT, T. J. "Commodity Price Expectations and the Interested Rate", *Quarterly Journal of Economics*, february, 1969.
21. TAPIA, D. "Política de Tasas de Interés en Chile", Banco Central, *Boletín Mensual*, agosto, 1980.
22. ————. "Consideraciones sobre el Manejo Monetario y Crediticio del Banco Central", *Boletín Mensual*, diciembre, 1980.