



**BANCO CENTRAL DE LA REPUBLICA DOMINICANA**



**7000 Reunión de  
técnicos de Bancos  
Centrales del Continente  
Americano**

**POLITICA MONETARIA Y TASAS DE INTERES  
UNA APROXIMACION EMPIRICA**

*Por Roberto Toso C.*

*Banco Central de Chile*

**F  
RD  
2983**

*Santo Domingo  
1-6 noviembre 1981  
República Dominicana*

**BANCO CENTRAL DE CHILE**  
SANTIAGO

DIRECCION DE POLÍTICA FINANCIERA  
GERENCIA DE ESTUDIOS  
DEPARTAMENTO DE ESTUDIOS  
RTC/ehr/ Ago. 81

POLITICA MONETARIA Y TASAS DE INTERES:

UNA APROXIMACION EMPIRICA

por

ROBERTO TOSO C.  
Departamento de Estudios

Agosto, 1981

F  
RD  
2983

REFERENCIAS

- 1.- ALBORNOZ, H. "Schocks 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 Interest 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.

**BANCO CENTRAL DE CHILE**

SANTIAGO

- 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.- MODIGLIANI, F. and SUTHC, R. "Innovations in Interest Rate Policy", American Economic Review, May 1966.
  - 19.- PESANDO, J.E. "On Forecasting Long-Term Rates: Is the Sucess 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.- TAPIA, D. "Consideraciones sobre el Manejo Monetario y Crediticio del Banco Central". Boletín Mensual, Diciembre 1980.
-

POLITICA MONETARIA Y TASAS DE INTERES: UNA APROXIMACION EMPIRICA

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



El autor agradece los comentarios de Daniel Tapia, Felix Bacigalupo, Julio Acevedo, Hugo Albornoz, Francisco Rosende y la ayuda computacional de Ignacio Valenzuela. Sin embargo, cualquier error u omisión es de exclusiva responsabilidad del autor.

De acuerdo con la Hipótesis - A, 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, esto es alterando la liquidez del sistema financiero, altera el nivel de las tasas de interés y con ello las variables reales tales como el producto y el empleo. Por lo ex puesto anteriormente, 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 crédito afecta la tasa de interés de equilibrio del mercado crediticio. El argumento anterior implica que 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 cor

to plazo en Chile durante el período 1979 - 1980. La influencia de variables de política, tales como las operaciones con Pagarés Descontables del Banco Central son incluidas en el análisis.

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

El segundo grupo de estudios corresponde a versiones de la teoría de la preferencia por la liquidez. Dichos trabajos, centran 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 and Eckstein (1970) el cual se basa en la relación entre activos, bonos y dinero. De acuerdo con este enfoque, la demanda de dinero se encuentra influenciada 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 modelos que son formas reducidas de modelos econométricos multisectoriales. Estos modelos enfatizan el impacto de los mercados de bienes sobre las tasas de interés reales a través

REFERENCIAS

- 1.- ALBORNOZ, H. "Schocks 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 Interest 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.

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 and Elliot (1976).

Elliot and Baier (1979, 1980) examinaron seis modelos econométricos (provenientes de los tres grupos anteriormente señalados) para explicar y predecir tasas de interés. Cada modelo fué 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).

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. <sup>1/</sup>

El modelo básico a estimar es el siguiente:

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

$r_t$  : Tasa de interés nominal de corto plazo

$L_t$  : Liquidez del sistema financiero (reservas libres) <sup>1/</sup>

---

<sup>1/</sup> Con la inclusión de la variable liquidez se pretende testear la Hipótesis - A planteada en páginas anteriores.

- $P_t^*$  : 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:

$$(1) \quad r_t = a + b_0 L_t + B_1 L_{t-1} + \dots + b_k L_{t-k} + U_t \quad \underline{a/}$$

$r_t$  = 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 asume de 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 solamente implica perder la primera observación de la serie independientemente del número de rezagos distribuidos del modelo. 1/

El modelo transformado queda finalmente de la siguiente forma:

$$(2) \quad r_t = a^* + b_0 L_t + \lambda r_{t-1} + V_t$$

donde  $b_i = \lambda^i b_0 \quad 0 \leq \lambda \leq 1 \quad y$   
 $a = \frac{a^*}{1 - \lambda}$

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

T A B L A I

EFFECTO LIQUIDEZ

MODELO	LIQUIDEZ	a*	bo	$\lambda$	$R^2_C$	SE	F ( $\alpha = 0.05$ )	Ho	D-W
A	L <sub>1</sub>	1.640 (3.83)	-0.199 (2.53)	0.615 (5.03)	0.58	0.31	Rechazar	Ho	1.33
B	L <sub>2</sub>	1.784 (4.56)	-0.263 (3.46)	0.593 (5.32)	0.65	0.28	Rechazar	Ho	1.47
C	L <sub>3</sub>	1.525 (3.83)	-0.246 (2.70)	0.631 (5.23)	0.59	0.31	Rechazar	Ho	1.49
D	L <sub>4</sub>	1.616 (4.54)	-0.318 (3.73)	0.608 (5.63)	0.67	0.27	Rechazar	Ho	1.69

NOTAS:

- (A) L<sub>1</sub> = Excedente de Encaje + Posición de Cambios + Posición de Pagarés Descontables del Banco Central  
 L<sub>2</sub> = Posición de Pagarés Descontables del Banco Central + Posición de Cambios  
 L<sub>3</sub> = Excedente de Encaje + Posición de Pagarés Descontables del Banco Central  
 L<sub>4</sub> = Posición de Pagarés Descontables del Banco Central

Las definiciones aparecen en el Anexo I.

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

6.1.1981

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

El modelo fue estimado para cuatro definiciones alternativas de liquidez cuyos resultados se presentan en la Tabla I. Los resultados indican que todas las definiciones de liquidez explican más del 50% del nivel de la tasa de interés nominal, siendo además los coeficientes de liquidez significativos ( $\alpha = 0.05$ ) en el rango estudiado. Más aún, un estudio de residuos permitió concluir que los coeficientes son estimadores insesgados y consistentes. <sup>1/</sup> La alternativa D resultó en el mayor coeficiente de correlación  $R^2_c = 0.67$  por ello, la Posición de Pagarés Descantables del Banco Central, se consideró 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 Tabla II) es posible reconstruir los coeficientes del modelo (1) original:

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

Para 5 rezagos se tiene que el modelo original es el siguiente:

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

1/ 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: <sup>2</sup>  
 $Cov(V_t, V_{t-n}) \approx 0$  y  $r_t, t-n \approx 0$ . Además se comprobó que  $V_t \sim N(0, \sigma^2)$   
y  $C_{ORR}(V_t, r) \approx 0$ . /..

Dada la magnitud y por lo tanto la incidencia de los coeficientes de las variables es posible reducir el modelo a solamente 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 un 67% del nivel de la tasa de interés queda explicada por la posición de Pagars del Banco Central. Más aún, existe un significativo ajuste rezagado en el nivel de la tasa respecto a fluctuaciones en el nivel de las reservas líquidas. Los resultados muestran que el nivel actual de liquidez más un rezago distribuido de dos períodos resultan importantes en la explicación.

Un segundo efecto a 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:

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

$r$  = Tasa de interés real

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

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 la tasa de interés nominal a aumentar 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 en ajustarse. Numerosos estudios concuerdan con el hecho de que aunque el efecto liquidez sea inicialmente dominante, este tiende eventualmente a ser contrarrestado y posiblemente superado por el efecto expectativas. Una aceleración sostenida en la tasa de expansión monetaria resultará por lo tanto en mayores tasas de interés nominales una vez que los ajustes hayan tenido lugar. <sup>1/</sup>

El efecto de las expectativas inflacionarias se analizó mediante un modelo de expectativas adaptativas <sup>2/</sup> y los resultados se presentan en la Tabla II. Los modelos E, F y G constituyen tres alternativas para incluir  $P_t^*$  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

---

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

2/ Ver Anexo I para especificación de la variable

TABLA II

EFFECTO EXPECTATIVAS ( $P_t^*$ ) Y EFFECTO INGRESO ( $Y_t^*$ )

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

NOTA : (1) Valores entre paréntesis corresponden a "t-absolutos"

término libre en F. Sin embargo, esta última restricción produce un cambio en la relevancia del coeficiente de  $P_t^*$ , siendo significativo para el caso F. A una situación similar llega Albornoz (1980) en un estudio sobre tasas de interés en Chile para el período 1974-1977. Albornoz 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 este provee ya estaría incluida en las otras variables independientes del modelo (especialmente en un índice de producción utilizado). Sin embargo, este es un problema estadístico no resuelto que debiera clarificarse en un estudio posterior.

La inclusión de  $r_{t-1}$  y  $P_t^*$  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  $P_t^*$  aumenta no difiriendo significativamente de 1, hecho que concuerda con el denominado efecto Fisher.

En suma, el efecto expectativas aparece en forma significativa 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 y I incluyen el efecto ingreso real medido a través de un concepto de ingreso permanente. <sup>1/</sup> En ambas formulaciones

---

$$\frac{1}{Y_t^*} = \left(\frac{1}{100}\right) (Y_t - Y_t^P) \quad \text{donde:}$$

$Y_t$  : Índice de Producción Industrial desestacionalizado (SOFOFA)

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

el efecto ingreso es significativo ( $\alpha = 0.05$ ) y presenta el signo teóricamente correcto.

Otro efecto estudiado fué el impacto de los gastos del Gobierno sobre las tasas de interés, estudiado a través del nivel actual de la Cuenta Unica Fiscal respecto a su tendencia en el tiempo.<sup>1/</sup> Si bien se observaron variaciones significativas en el nivel de la C.U.F. durante el período de análisis, estas 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 aspecto no estudiado en este trabajo y que dice relación con la apertura financiera de la economía chilena. El proceso de apertura se ha traducido en una creciente integración del mercado financiero doméstico con el mercado financiero 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. Este es un aspecto importante que debiera analizarse empíricamente en un algún estudio futuro.

---

<sup>1/</sup> Ver Anexo I para especificación de la variable.

CONCLUSIONES

En el último tiempo, el mercado de capitales chileno ha tenido numerosos cambios en su estructura y magnitud lo que hace particularmente difícil cualquier estimación 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 poco factible.

En el presente trabajo se intenta 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 relevantes 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 nivel de la tasa. Efectos rezagados de la liquidez, la existencia de expectativas inflacionarias y de fluctuaciones en el ingreso real constituyen variables explicativas no posibles de 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.

**BANCO CENTRAL DE CHILE**  
**SANTIAGO**

---

A N E X O

A N E X O I

INFORMACION UTILIZADA Y ESPECIFICACION DE VARIABLES

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

NOTAS :

(1) INT : Tasa de Interés nominal de captación en operaciones entre 30 y 89 días. Promedios mensuales entre bancos y financieras. En %.

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 Pagarés 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, Dic.1980.

Fuente: Banco Central de Chile, ibid.

(4) PC : Posición de Cambios. Corresponde 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 %. Serie obtenida de acuerdo a un modelo de expectativas inflacionarias adaptativas de la forma:

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

**BANCO CENTRAL DE CHILE**  
SANTIAGO

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" de 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.

A N E X O II

TRANSFORMACION DE KOYCK

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

$$(1) r_t = a + b_0 L_t + b_1 L_{t-1} + \dots + b_k L_{t-k} + U_t$$

se puede transformar por:

$$(2) b_i = \lambda^i b_0, \quad i = 1, 2, \dots, k, \quad 0 \leq \lambda \leq 1 \text{ en}$$

$$(3) r_t = a + b_0 L_t + (b_0 \lambda) L_{t-1} + (b_0 \lambda^2) L_{t-2} + \dots \\ \dots + (b_0 \lambda^k) L_{t-k} + U_t$$

La ecuación (3) dice que  $r_t$  depende de  $L_t$  y de liquidez pasada. Con  $\lambda$  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  $\lambda$ :

$$(4) \lambda r_{t-1} = \lambda a + (\lambda b_0) L_{t-1} + (\lambda^2 b_0) L_{t-2} + \dots + \\ (\lambda^{k-1} b_0) L_{t-k-1} + \lambda U_{t-1}$$

Sustrayendo (4) de (3) se obtiene:

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

Ordenando los términos de (5) :

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

Suponiendo que  $k$  es significativo, entonces 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 tal 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  $b_i$  sesgados e inconsistentes.<sup>1/</sup>

<sup>1/</sup> 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).

