

## LA RELACION ENTRE TASAS NOMINALES DE INTERES E INFLACION Y UNA PROYECCION: CHILE 1975-1979

Alejandro Fernández\*

### EXTRACTO

Este artículo investiga la relación entre tasas de interés e inflación para la economía chilena (1975-1979). Se contrasta una versión modificada de la hipótesis de Fisher. Sorprendentemente los resultados tienden a evidenciar el hecho de que en Chile, el ajuste ante cambios en la tasa de inflación se realiza aproximadamente en un mes.

### ABSTRACT

This paper investigate the relationship between interest rates and inflation for the Chilean Economy (1975-1979). A modified version of the Fisher's hypothesis is tested. Surprisingly, the results tend to support the fact that in Chile the adjustment to changes in the inflation rate takes only a month.

\*Profesor asistente del Departamento de Economía de la Universidad de Chile.

Este artículo está basado en la Tesis presentada por el autor en el Programa de Estudios Económicos Latinoamericanos para Graduados (ESCOLATINA). En el desarrollo de ésta me vi beneficiado por los comentarios de mi profesor guía, Vittorio Corbo, así como también de los aportes de H. Albornoz, M. Figuerola, O. Larrañaga, F. Rosende y J. Vial. En esta versión del trabajo, los comentarios de Cristián Morán han mejorado sustancialmente su contenido.

Este trabajo fue presentado en el Encuentro Anual de Economistas en Punta de Tralca, 10-12 de diciembre de 1981. Agradezco los comentarios recibidos en esta oportunidad de Jorge Desormeaux. Las deficiencias que puedan prevalecer, son naturalmente, de mi propia responsabilidad.

## LA RELACION ENTRE TASAS NOMINALES DE INTERES E INFLACION Y UNA PROYECCION: CHILE 1975-79

Alcjandro Fernández B.

### 1. INTRODUCCION

El propósito central de este trabajo es verificar empíricamente una hipótesis acerca de la relación entre las tasas nominales de interés y la inflación. Como subproducto se obtendrán otros determinantes de la tasa de interés en el periodo 1975-79, así como una proyección *ex post* para los últimos diez meses de 1979.

La hipótesis básica de este estudio corresponde a una ampliación de la planteada por Irving Fisher para el largo plazo y que nosotros aplicamos al corto plazo. Esta hipótesis se refiere, en términos muy simples, a la igualdad que se produce en equilibrio entre las tasas nominales de interés, por un lado, y las tasas reales y la inflación esperada, por otro.<sup>1</sup>

Nuestro interés se centra en testear una hipótesis ecléctica, pero en la tradición fisheriana, ya que extendemos el modelo para incorporar otras variables, determinantes de la tasa real de interés.

Los resultados obtenidos no son concluyentes ya que dependiendo de la especificación testeada la elasticidad de la tasa de interés con respecto a la inflación varía desde 0,4 hasta 0,98. Sin embargo, estos resultados indican que a lo menos la mitad del ajuste, se realiza dentro del mes. Otro resultado muestra que el ajuste de la tasa de interés a su valor de equilibrio se produce con un rezago medio de aproximadamente dos meses ( $\gamma \cong 0,5$ ).

<sup>1</sup> Formalmente la ecuación de Fisher puede plantearse de dos formas equivalentes:

a)  $(1 + i) = (1 + r)(1 + \pi^e)$

b)  $i = r + \pi^e$

donde  $i$  es la tasa de interés nominal,  $r$  la tasa real de interés y  $\pi^e$  las expectativas de inflación.

Estos resultados son una prueba en favor de la hipótesis de racionalidad en la conducta de los agentes económicos y de que los beneficios de ajustarse aumentan rápidamente con inflación alta.

En lo que sigue presentamos los fundamentos teóricos que sustentan la hipótesis planteada, el modelo, los resultados y las conclusiones.

## 2. FUNDAMENTOS TEORICOS

Específicamente, la hipótesis de Fisher plantea una relación estrecha y directa entre el nivel de la tasa de interés nominal y la tasa esperada de inflación, es decir, el nivel de la tasa nominal de interés y sus variaciones está estrechamente ligado al nivel y las variaciones en la tasa esperada de inflación.<sup>2</sup>

Lo anterior constituye una prueba más de racionalidad en la conducta de los agentes económicos, quienes toman en cuenta para pactar sus obligaciones y derechos, según este enfoque; la inflación esperada en el período relevante, de tal forma de mantener sus posiciones reales.

En razón de lo anterior y en un esquema muy simple, es que prestamistas y prestatarios acuerdan cobrar y pagar intereses nominales más altos cuando se espera que suba la inflación. Los primeros lo hacen para evitar pérdidas reales en el valor de sus activos nominales en relación a las reales, y los segundos lo aceptan porque los activos reales comprados por ellos se aprecian en relación a sus responsabilidades nominales.

Junto a este elemento básico analizado, nuestro modelo agrega otras variables determinantes de la tasa real de interés, para controlar así todos los elementos teóricos determinantes de éstas y obtener coeficientes insesgados para la variable de expectativas de inflación, y aceptar o rechazar sobre la base de ellos, la hipótesis de Fisher para Chile en el período considerado (si los valores de los coeficientes son iguales o no estadísticamente, a uno).

Las variables adicionales consideradas son: La liquidez, cuya popularidad en este tipo de modelos viene unida al auge del keynesianismo y que es incluida en la mayoría de los estudios empíricos, desde los pioneros de Gibson y Kaufman (1968), Gibson (1970a, 1970b y 1970c) y Feldstein y Eckstein (1970), hasta los más recientes de Levi y Makin (1978, 1979 y 1980); el ingreso, tan popular y tan usado como la liquidez en los estudios empíricos, pero con tradición teórica más antigua; la variabilidad de la inflación y la variabilidad de la política monetaria, de aparición más moderna; todas las cuales son analizadas a continuación.

<sup>2</sup>Esto es lo que comúnmente en la literatura se denomina "paradoja de Gibson". Para más detalle véase A. Fernández (1981).

## Efecto liquidez

Este efecto sobre la tasa de interés es producido por la política monetaria, o más bien, por los *shocks* monetarios no esperados.<sup>3</sup>

El efecto se produce en virtud de que los *shocks* monetarios desajustan la cartera de inversiones del público, pues se encuentran con más (o menos) dinero al deseado, lo cual presiona a una variación en las tasas reales de interés.

En el proceso de ajuste que los llevará al equilibrio nuevamente, los agentes comprarán (o venderán) activos financieros y reales, tratando de igualar los rendimientos marginales de todos ellos en su cartera reajustada. Durante este período cambiarán precio y rendimiento de estos activos (están relacionados inversamente), así como la tasa real de interés en un sentido equilibrador, que se difunde por toda la diversidad de activos considerados. La parte no esperada del *shock* afectará inversamente a la tasa de interés real a través de su efecto sobre la inflación efectiva. El grueso del efecto, eso sí, es provocado por el *shock* total que impulsa a la baja, a corto plazo, a la tasa real por la mayor liquidez existente en la economía, sin embargo, este exceso de liquidez (no deseado) presiona a un mayor gasto, expectativas de alzas en los precios y alzas efectivas. De esta manera disminuye el *stock* real de dinero, sube la tasa real de interés y también la nominal si el *shock* es permanente. Lo expuesto hasta aquí corresponde a un ajuste de *stock*, dada la discrepancia entre el deseado y el efectivo.

Por otra parte, en la literatura (Friedman, 1968b y Blejer, 1978) se menciona además, un efecto de flujos o crédito que actúa en el mismo sentido mediante las operaciones de mercado abierto. Si los aumentos en la oferta monetaria se canalizan por medio de estas operaciones y, por lo tanto, a través del mercado financiero, la oferta de fondos prestables aumentará en relación a la demanda, lo cual induce a una disminución transitoria en las tasas reales de interés.

La duración del efecto liquidez depende crucialmente de la experiencia inflacionaria de la economía analizada,<sup>4</sup> ya que ésta contribuye a que el ajuste sea más rápido, pues ocurrirán antes los efectos que analizaremos a continuación: ingreso y sobre todo Fisher o de expectativas.

<sup>3</sup> Los *shocks* esperados son incorporados a las expectativas y por lo tanto a la tasa de interés por prestamistas y prestatarios.

<sup>4</sup> Prueba de esto se encuentra en Blejer (1978), para el caso argentino.

## Efecto ingreso

Su ocurrencia sigue a la del efecto liquidez y es generado por él.

El cambio inicial en la tasa de interés al afectar la inversión y el consumo, o más generalmente al gasto, tendrá un impacto directo sobre el ingreso real a corto plazo y uno permanente sobre el nominal. Esto produce un efecto de vuelta sobre la tasa de interés al cambiar la demanda de dinero o el ahorro, dependiendo de si el cambio en el producto es percibido por los agentes como permanente o transitorio.

En forma alternativa, el cambio en el gasto puede verse como producto de la reorganización de las carteras del público al cambiar el componente liquidez en ellas; junto a esto y transitoriamente, como ha cambiado la riqueza, puede verse afectado al ahorro en sentido inverso y, por lo tanto, la tasa de interés variará directamente con el ingreso y la riqueza.

Una forma algo distinta para analizar estos cambios en la demanda agregada nominal (para *shocks* monetarios persistentes) es a través de la curva de Phillips de corto plazo. La expansión de la demanda agregada genera inflación y expectativas de alzas mayores. Los productores al observar esto, pueden interpretarlo como aumento de demanda por sus productos y tratarán de vender más, expandiendo la producción y eventualmente contratando factores adicionales, por lo cual están dispuestos a ofrecer un salario nominal mayor.<sup>5</sup> Como para los oferentes de trabajo resulta más difícil percibir el poder comprador de sus salarios, aumentan inicialmente su oferta, ya que perciben el cambio de salarios nominales como un cambio real, hasta que obtienen la información relevante y corrigen sus expectativas, a menos que rigideces contractuales se lo impidan por un tiempo.

Cronológicamente, al efecto ingreso sigue el efecto de las expectativas de inflación ya analizado anteriormente y que corresponde a la materialización, en términos de expectativas, de las presiones al alza (baja) en los precios producto de las expansiones (disminuciones) en el gasto.

## Variabilidad de la inflación de la política monetaria y la relación entre tasas reales de interés e inflación

Lo que los desarrollos teóricos, así como la evidencia empírica hacen aceptable pensar, es que existe alguna interrelación entre tasas reales de interés y la inflación a corto plazo.

<sup>5</sup>El cual puede significar un salario real percibido menor, dada la sus productos

Un aspecto estrechamente vinculado con la inflación y que afecta a las tasas reales de interés es el abordado por Friedman (1977) para explicar la existencia de una curva de Phillips con pendiente positiva, basándose para ello en la variabilidad de la inflación y la incertidumbre que ella provoca.

En general, altos niveles de inflación están asociados con una alta volatilidad en la tasa de inflación actual y anticipada. Este fenómeno se produce por el deseo de los gobiernos de llevar a cabo políticas de empleo y bienestar social. La carga de estas políticas conduce normalmente a un aumento de la inflación y las consecuentes presiones para conseguir la estabilidad de precios, lo cual lleva a una actuación oscilatoria para satisfacer a unos y a otros alternativamente, provocando de esta manera inflación errática y alta. Luego, la incertidumbre es creciente y las expectativas de inflación tienen gran varianza.

La alta volatilidad de la tasa de inflación conduce a un aumento en la tasa natural de desempleo y, por lo tanto, a una curva de Phillips con pendiente positiva. Esto ocurre porque los precios (tanto su nivel como la estructura relativa de ellos) pierden parte de su capacidad de entregar señales en el mercado y guiar la actividad económica, implicando así claramente, una caída en la eficiencia económica.

La solución de indizar masivamente la economía no es factible de realizar ni es eficiente, ya que tiene un costo positivo y probablemente creciente. Esta situación hará que, sin duda, el monto de indización óptimo sea inferior al tamaño de la economía global. Por otra parte, la indización es un pobre sustituto de la estabilidad de precios, por la imperfección de los índices de precios y el rezago con que ellos se obtienen, el cual es mayor aún para su aplicación.

El sistema de precios pierde su eficiencia para guiar la actividad económica por la dificultad de obtener señales de los precios relativos en presencia de inflación, lo que se ve acentuado por las distintas velocidades de ajuste de los precios.

A estos efectos de la volatilidad de la inflación, Levi y Makin (1979) agregan su impacto sobre las decisiones de inversión, como un camino adicional para aumentar el desempleo. Su argumento indica que, *ceteris paribus*, alta incertidumbre acerca de la inflación futura y por el riesgo que ello involucra puede inducir a posponer o cancelar los planes de inversión, implicando una disminución en la tasa real de interés. Si este efecto no es controlado, el estimador del efecto de la inflación esperada sobre la tasa de interés estará sesgado hacia abajo.

Un efecto adicional, dada la incertidumbre acerca de la tasa real de interés, es que los inversionistas, que en promedio suponemos aversos al riesgo, harán subir la tasa nominal más allá del aumento en la inflación esperada si la efectiva es muy variable, constituyendo la diferencia un premio por riesgo. Este aspecto es tratado por Edwards (1979) y Grauer y Litzemberg (1980). Estos últimos incorporan en la tasa de interés un premio por riesgo de pérdida en el poder de compra que dependerá de la regla monetaria seguida por la autoridad monetaria.

Edwards, por su parte, plantea que mientras mayor sea la varianza del proceso monetario, más alto será el nivel de equilibrio de la tasa de interés de corto plazo, para un mercado de capitales aislado del resto del mundo.

De lo anterior se desprende que la variabilidad de la inflación y la política monetaria (que no necesariamente deben estar estrechamente correlacionadas) tienen efectos opuestos sobre la tasa de interés real. El efecto neto será, por lo tanto, ambiguo y si ambos son captados por una de las dos variables mencionadas, probablemente, su efecto será estadísticamente no significativo.

### 3. MODELO

Sobre la base de los lineamientos teóricos esbozados en la sección 2, elaboraremos a continuación un modelo simple enraizado en la tradición fisheriana.

La definición de Irving Fisher de tasas de interés contempla una diferenciación entre tasas reales y nominales. Esta última la plantea como:<sup>6</sup>

$$(1 + i) Q = [(1 + r) (1 + \pi^e)]^t \quad (1)$$

El subíndice  $Q$  indica que ésta es una relación de equilibrio, el cual no se da en todo momento, sino que es la situación que prevalece a largo plazo tras un período de ajuste.

En vista de lo anterior, se hace necesario agregar al modelo algún mecanismo de ajuste que refleje esta situación y, por lo tanto, la trayectoria al equilibrio.

Incorporamos, entonces, un ajuste parcial a la manera de Nerlove al modelo, es decir, dado que existen costos para ajustarse inmediatamente y sobre

<sup>6</sup> Alternativamente puede plantearse como:  $i = r + \pi^e$  que es equivalente a la ecuación (1) para valores pequeños de las variables. Esta especificación también fue contrastada y los resultados son similares por lo que la omitiremos de nuestro análisis para ahorrar espacio.

todo para obtener la información necesaria para realizar el ajuste, suponemos que éste se distribuye en el tiempo como una fracción constante<sup>7</sup> de la diferencia entre el valor de equilibrio y el vigente de la tasa de interés.

Para una especificación logarítmica de (1) el ajuste parcial será:

$$\ln(1+i)_t - \ln(1+i)_{t-1} = \gamma [\ln(1+i)^Q - \ln(1+i)_{t-1}] \quad (2)$$

Es decir, que las variaciones en la tasa nominal de interés efectiva, corresponden a una fracción de la diferencia entre la tasa de equilibrio y la vigente en el mercado.

$$\ln(1+i)_t = \ln(1+i)_{t-1} + \gamma [\ln(1+i)^Q - \ln(1+i)_{t-1}] \quad (3)$$

La ecuación (3) plantea, en definitiva, que la tasa nominal vigente o efectiva en el período actual corresponderá a la tasa vigente en el período anterior más una fracción constante de la diferencia entre la tasa de equilibrio en el período actual y la vigente en el período pasado.

Por ser conocidas las tasas nominales de interés efectivas, sólo resta por especificar en forma más detallada la determinación de la tasa de interés de equilibrio cuyos valores no son conocidos.

Como se dijo en la sección 2, la tasa nominal de interés de equilibrio es función de las expectativas de inflación y de una serie de variables que afectan a la tasa real.

Dado que la teoría no dice nada al respecto, el problema es si se incorporan estas variables linealmente o en forma logarítmica. Para la variabilidad de la inflación y de la política monetaria, la especificación debe ser lineal, ya que por su construcción contiene valores positivos y negativos. Lo mismo ocurre para el efecto liquidez cuando se usa dinero no esperado. Prevalece, entonces, la dificultad con el efecto ingreso, por lo cual se contrastan versiones lineales y logarítmicas del modelo en esta variable. Lo mismo se hace para el efecto liquidez cuando se usan especificaciones distintas del dinero no esperado.

Luego, la tasa de interés de equilibrio se determinará por una relación del tipo:<sup>8</sup>

<sup>7</sup> Este, probablemente, no sea un supuesto demasiado fuerte al usar series de tiempo mensuales, pero sí puede serlo al considerar todo el período analizado, sobre todo por la fuerte disminución en la inflación.

<sup>8</sup> Se ha omitido el error de esta ecuación por simplicidad. En la sección 4 se comentará la naturaleza del mismo y sus consecuencias sobre el proceso de estimación.



$$\text{Ln}(1+i)_t^Q = C + \alpha \text{ELIQ}_t + \beta \text{EING}_t + \delta \text{Ln}(1+\pi^e)_t + \theta \text{VARE}_t + \epsilon \text{VARD}_t \quad (4)$$

Tal que:

- C : Constante  
 ELIQ : Medida del efecto liquidez (lineal o logarítmica).  
 EING : Medida del efecto ingreso (lineal o logarítmica).  
 VARE : Medida de la variabilidad de la inflación (lineal)  
 VARD : Medida de la variabilidad de la política monetaria (lineal).

Luego, reemplazando (4) en (3):

$$\text{Ln}(1+i)_t = \text{Ln}(1+i)_{t-1} + \gamma [C + \alpha \text{ELIQ}_t + \beta \text{EING}_t + \theta \text{VARE}_t + \delta \text{Ln}(1+\pi^e)_t - \text{Ln}(1+i)_{t-1} + \epsilon \text{VARD}_t] \quad (5)$$

$$\text{Ln}(1+i)_t = \gamma C + (1-\gamma) \text{Ln}(1+i)_{t-1} + \gamma \alpha \text{ELIQ}_t + \gamma \beta \text{EING}_t + \gamma \theta \text{VARE}_t + \gamma \delta \text{Ln}(1+\pi^e)_t + \gamma \epsilon \text{VARD}_t \quad (6)$$

Luego (6) es el modelo básico sometido a contrastación empírica<sup>9</sup> y las variables están medidas de la siguiente forma:

La variable dependiente utilizada fue la tasa nominal de interés pagada en captaciones de corto plazo (30 días).<sup>10</sup>

Las variables independientes por otra parte fueron medidas así:

**Expectativas de inflación:** Se usó un rezago polinomial de Almon<sup>11</sup> y la información relevante considerada; además de la inflación pasada, incluyó al tipo de cambio, con seis y cuatro rezagos, respectivamente, y sin restricción de cola (se prefirió esta alternativa, usando como criterio el test de la razón de verosimilitud). El tamaño muestral fue 181 observaciones, entre diciembre de 1965 y 1980. La autocorrelación negativa se corrigió usando la técnica de Cochrane—Orcutt.<sup>12</sup>

<sup>9</sup> Alternativamente se probó un modelo en el cual el ingreso no es exógeno, asumiendo una especificación del tipo:  $y_t = \alpha + \beta y_{t-1} + \psi \text{DNE}_t$  (DNE = dinero no esperado), pero los resultados no fueron satisfactorios.

<sup>10</sup> También se usó la tasa nominal de interés pagada en operaciones de Broker, pero por ser poco relevante no la incluimos aquí. Para más detalles, véase A. Fernández (1981).

<sup>11</sup> Se usó esta técnica pese a sus problemas por la facilidad de implementación y bajo costo. Para más detalles véase G. Maddala (1977), cap. 16.

<sup>12</sup> Alternativamente se usó un período que podría pensarse más relevante (1974—1980), pero los resultados son similares. La existencia de autocorrelación negativa indicaría que, cuando los agentes económicos sobrepredicen la inflación en un período, en el siguiente la subpredicen. Esto podría mostrar, tal vez, una velocidad de respuesta grande en la conducta de los agentes, motivada por su sensibilidad a la inflación.

**Liquidez:** Alternativamente se usaron la razón dinero ( $M_1$ ) - producto para tener una medida de escala y una serie de dinero "no esperado". Esta última se justifica teóricamente en que agentes tienen expectativas acerca del comportamiento de las variables en el futuro. Estas expectativas están sujetas, naturalmente, a error por lo difícil que resulta, en términos de costos, disponer de toda la información necesaria para predecir sin error. Luego, se estimó una serie de "dinero esperado" (tasas de crecimiento de  $M_1$ ) a partir de valores rezagados de esta variable, por lo cual usamos nuevamente el modelo de Almon. Los rezagos fueron seis y sin restricción de cola. La autocorrelación se corrigió en la misma forma que se citó anteriormente (Cochrane - Orcutt).

**Ingreso:** Como alternativas empleamos el índice de producción industrial del INE, y una serie de gasto del producto geográfico bruto mensual que elaboramos nosotros, usando las técnicas de series relacionadas de Chow y Lin (1971 y 1975).

**Variabilidad de la política monetaria y de la inflación:** La construcción de estas series se realizó por un método similar para ambas variables y que corresponde a la desviación estándar de cada observación de las series de dinero de inflación esperadas, con respecto a un promedio móvil de doce meses.<sup>13</sup>

Dado que en la ecuación (6) existen restricciones no lineales sobre los parámetros, por lo que es muy difícil hacer test de hipótesis sobre los originales (que pueden recuperarse sin problemas), ya que las desviaciones estándar que entrega este modelo no son apropiadas, utilizamos un procedimiento aproximado. Se usó la ecuación (6) para obtener el valor del parámetro gamma, el cual sería un estimador máximo verosímil del verdadero (eficiente asintóticamente) si los residuos están bien comportados (véase nota 8 de este artículo).

Luego, reemplazando este valor en la ecuación (3) y despejando para  $\ln(1+i) \frac{Q}{I}$  se obtiene la nueva variable dependiente.

$$\ln(1+i) \frac{Q}{I} = \frac{1}{\gamma} \ln(1+i)_t - \frac{(1-\gamma)}{\gamma} \ln(1+i)_{t-1} \quad (7)$$

Finalmente, entonces, reemplazando (7) en (4) se llega a la forma final de la ecuación que nos permitirá hacer test de hipótesis sobre los parámetros.

<sup>13</sup>Es decir:  $\sigma_x = \frac{1}{12} \sum_{j=0}^{11} (x_{t-1-j} - \bar{x}_1)$ ;  $\bar{x}_t = \frac{1}{12} \sum_{j=0}^{11} x_{t-1-j}$

#### 4. RESULTADOS

La ecuación (6), dada la existencia de autocorrelación residual y de variables endógenas rezagadas, fue estimada por dos métodos alternativos. Primero, por mínimos cuadrados ordinarios corregidos por Cochrane-Orcutt (OLSCORC) y, luego, usando el procedimiento de Diferencias Generalizadas (DG)<sup>14</sup> que es asintóticamente más eficiente que el primer método, mientras que en muestras pequeñas el resultado no es claro.<sup>15</sup>

La ecuación (4) corregida, por su parte, fue contrastada, usando el método OLSCORC.

Los resultados obtenidos con la ecuación (6) son muy similares para ambos métodos, pero la autocorrelación (que no logró ser eliminada en todos los casos) es menor siempre con el método DG. Los resultados, en cambio, con la ecuación (4) tienden a favorecer el método DG (en términos de que los test  $t$  y de D.W. son más altos).

Las proyecciones realizadas con la ecuación (6) son mejores generalmente con el método DG, pero las mejores obtenidas con ambos métodos son muy similares.

Los resultados, que se presentan en la página siguiente (cuadro 1), corresponden a cinco de las versiones de la ecuación (6)<sup>16</sup> y a las cinco versiones de (4) respectivas. En el mismo cuadro, incluimos algunas versiones de la ecuación (6) en que persiste la autocorrelación, ya que en sus correspondientes ecuaciones finales el coeficiente de expectativas es unitario, mientras que en los demás no lo es (ver ecuaciones 1 y 3, 6 y 8).

El valor de gamma tiende a situarse en torno a 0,47, aproximadamente, lo cual implica que el ajuste al equilibrio se produce con un rezago medio de algo más de dos meses.

Las diferentes ecuaciones contrastadas sufren, en general, de los mismos problemas estadísticos. Por una parte, parece haber una fuerte presencia de multicolinealidad,<sup>17</sup> la que se refleja en muy altos valores para los test  $F$  y muy bajos para los test  $t$ , lo cual vuelve imprecisas las estimaciones de los

<sup>14</sup> Véase descripción y análisis en Durbin (1970) y en Maddala y Rao (1973).

<sup>15</sup> Después de usar estos dos métodos, tomamos conocimiento del trabajo de Betancourt y Kelejian (1981) que demuestran la inconsistencia del método OLSCORC en la mayoría de los casos. Recomiendan el uso de DG y Hildreth-Lu. Usamos también este último método y dio los mismos resultados que OLSCORC, por lo que este trabajo parece ser una de las excepciones. Un método más eficiente, aunque no más consistente que puede usarse, es mínimos cuadrados no lineales.

<sup>16</sup> No son las cinco mejores desde un punto de vista estadístico. Véase explicación más adelante.

<sup>17</sup> Esta es menor al usar DG, estimando la ecuación (6).

CUADRO 1

ECUACIONES ESTIMADAS

Variable dependiente	Término constante	$\alpha$	$\beta$	$1-\gamma$	$\delta$	$\epsilon$	R <sup>2</sup>	Test de Durbin DW	Test F	$\rho$	Ecuación N°
LOGURET	-0,16 (1,94)	-0,12 (3,0)	0,000002 (2,4)	0,48 (4,0)	0,51 (4,7)	-0,00004 (3,6)	75,4	—	36	0,61 (3,6)	1
LOGURET	0,37 (2,3)	-16016,1 (2,6)	-0,0001 (0,77)	0,54 (4,8)	0,18 (3,4)	—	88,4	1,45	110	0,33 (2,0)	2
LOGURET	-0,20 (2,5)	-0,13 (3,1)	0,052 (2,5)	0,46 (4,1)	0,52 (4,7)	-0,00004 (3,6)	75,6	2,3	36	0,61 (3,7)	3
LOGURET	0,06 (1,5)	-16531 (2,6)	-0,01 (0,84)	0,53 (4,7)	0,18 (3,4)	—	88,4	1,52	110	0,33 (2,0)	4
LOGURET	0,005 (2,2)	-0,12 (2,5)	—	0,64 (7,5)	0,23 (3,6)	-0,000004 (1,4)	77,8	0,26	51	0,52 (3,1)	5
RETCOR 1	-0,081 (1,9)	-0,23 (2,9)	0,000003 (2,3)	—	0,96 (7,6)	-0,00007 (4,5)	84,7	—	60	0,54 (4,9)	6
RETCOR 2	0,11 (4,3)	-33776,7 (3,2)	-0,0002 (1,0)	—	0,40 (4,2)	—	79,2	—	73	0,30 (2,4)	7
RETCOR 3	-0,93 (2,4)	-0,25 (3,0)	0,09 (2,4)	—	0,98 (7,6)	-0,00007 (4,5)	84,4	—	78	0,54 (4,9)	8
RETCOR 4	0,19 (2,4)	-34196,1 (3,3)	-0,02 (1,2)	—	0,40 (4,2)	—	79,9	—	76	0,31 (2,5)	9
RETCOR 9	0,02 (2,1)	-0,22 (1,8)	—	—	0,78 (7,6)	-0,00003 (2,1)	71	—	48	0,33 (2,7)	10

Notas:

- Los coeficientes estimados en las ecuaciones (1) — (5), corresponden a los de la ecuación (6) en la parte 3 de este trabajo, es decir, presentan las restricciones no lineales en los parámetros y no se recuperaron los originales.
- El test de Durbin (1970) permite contrastar la presencia de autocorrelación cuando hay variables endógenas rezagadas y se distribuye como una N (0,1).
- Entre paréntesis, bajo los coeficientes, se incluyen los test t.
- Simbología:  
 $\alpha$  = coeficiente de liquidez, medido como  $M_1/GPGB$  en (1) — (2) — (6) y (7), como el logaritmo de la expresión anterior en (3) — (4) — (8) y (9) y como dinero no esperado en (5) y (10).  
 $\beta$  = Coeficiente de ingreso, medido como el índice de Producción Industrial en (1) — (4) — (6) y (9), como el logaritmo de este índice en (2) — (3) — (7) y (10), como el logaritmo del GPGB en (5) y (10).  
 $\gamma$  = coeficiente de la variable endógena rezagada.  
 $\delta$  = Coeficiente de la inflación esperada.  
 $\epsilon$  = Coeficiente de la variabilidad de la inflación.  
 $\rho$  = Coeficiente de autocorrelación (por Cochrane — Orcutt).  
 Todas las ecuaciones presentadas fueron estimadas por el método de Diferencias Generalizadas (véase Durbin, 1970 y Maddala y Rao, 1973).

coeficientes individuales. De todas maneras, este hecho puede no ser un buen indicador, por lo que calculamos la matriz de correlación de las variables. Esta matriz muestra algo de multicolinealidad para las variables que miden el efecto ingreso y liquidez (excepto para el dinero no esperado), un poco entre sí, y, sobre todo, con las expectativas de inflación y con las variables dependientes rezagadas.

La autocorrelación de errores es corregida en la mayor parte de los casos, utilizando las técnicas mencionadas anteriormente. En los casos en que no fue posible eliminarla, ello mostrará la existencia de esquemas de autocorrelación de segundo o tercer orden (puede verificarse usando las técnicas de Box y Jenkins), o que, de otra forma, hay información adicional contenida en los residuos y que, por lo tanto, hay variables omitidas en el modelo o éste es multiecuacional. Esto último puede ser evidencia de perturbaciones transitorias difíciles de capturar explicadas por las características especiales del período estudiado y que se analizan en la sección 5, más adelante, entre las limitaciones a que está sujeto este trabajo.

En vista de la autocorrelación mencionada, el  $R^2$  y los test  $t$  y  $F$  se ven afectados y son sólo aproximados.<sup>18</sup>

Un aspecto interesante es la significancia de la variable ingreso sólo cuando se usa la serie construida por medio de las técnicas de series relacionadas,<sup>19</sup> siendo consistente, además con lo planteado en la sección 2, el pequeño valor de su coeficiente. Sin embargo, si bien cualquier signo es justificable (véase página 6), en este caso era de esperar uno negativo, lo que no ocurrió.

Existen varias posibles explicaciones para esta situación. En primer lugar, esto puede deberse a un problema estadístico provocado por la multicolinealidad; en segundo lugar, la explicación puede estar en la mala calidad de las series empleadas para medir esta variable. Por último, las dos explicaciones a nuestro juicio más plausibles o más relevantes son, primeramente, la escasa varianza de las series de ingreso en el período analizado (27% y 34%) en relación a la varianza de otras variables independientes y de la propia variable dependiente, cuyas variaciones son explicadas fundamentalmente por las de la inflación; y, tal vez, como segunda explicación, a un problema de especificación del modelo,<sup>20</sup> ya que se ha considerado como exógeno al ingreso, supuesto que solo es defendible bajo una hipótesis estricta de tasa natural de desempleo (véase Leiderman, 1979 y Sargent, 1976).

<sup>18</sup> Para más detalles sobre esta materia, véase Maddala (1977, p. 283).

<sup>19</sup> Véase A. Fernández (1981) para la forma en que se construyó y Chow y Lin (1971 y 1975) para los fundamentos.

<sup>20</sup> Debo esta idea a Cristián Morán.

Otro aspecto interesante es la pequeña magnitud de los coeficientes de liquidez, lo cual contribuye a afinar el enfoque teórico planteado en la sección 2.

La variabilidad de la inflación también presenta coeficientes muy pequeños, pero significativos, cuando está presente.<sup>21</sup> La variabilidad de la política monetaria presenta coeficientes estadísticamente iguales a cero en todos los casos por lo que no se incluye en la ecuación.

Lo anterior plantea el enigma de si ello es causado porque la variable no explica el comportamiento de las tasas de interés, por la forma en que se midió no es la adecuada o porque los dos efectos (uno positivo y otro negativo sobre la tasa de interés) son capturados por la variabilidad de la inflación, predominando el negativo.

Cabe hacer notar, por último, que las entradas de capitales parecen no haber sido importantes en afectar a la tasa de interés, por lo menos hasta 1979, por las restricciones existentes a su ingreso. Es así como se incluyó como variable independiente el flujo de capitales por el artículo 14 y su coeficiente resultó estadísticamente igual a cero en todos los casos.

Ahora bien, el coeficiente más importante para nosotros es el asociado a las expectativas de inflación. Como se observa en las ecuaciones 6 a 10 del cuadro 1, los resultados son dispares. En las ecuaciones 6 y 8, el coeficiente es estadísticamente igual a 1 y en la 10, casi unitario. En las ecuaciones 7 y 9, sin embargo, el valor es 0.4 y distinto de 1. Estas últimas ecuaciones parecen más confiables estadísticamente pues el valor de  $\gamma$  que se usó en ellas proviene de ecuaciones sin autocorrelación (ecuaciones 2 y 4, exceptuando la 5). Cabe hacer notar, eso sí, que desde un punto de vista teórico parecen más confiables las ecuaciones con autocorrelación, pues miden el efecto de la liquidez con el dinero no esperado.

Pasando al cuadro 2, en la página siguiente, encontramos la proyección *ex post* realizada con una de las versiones de la ecuación (6) contrastada, usando OLSCORC. En ella, los parámetros estimados con 10 observaciones menos son similares a los que la ecuación *testada* para el período completo. Esto indica que los parámetros son estables en todo el período analizado y que la pérdida de grados de libertad no afectó la estimación.

Los test sobre la proyección muestran las tendencias deseables (coeficiente de desigualdad de Theil cercano a cero y su descomposición en las fuentes de error cercanos a cero, cero y uno, respectivamente).

<sup>21</sup> En algunas ecuaciones se decidió eliminar esta variable, y se usó como criterio el test F

CUADRO 2

PROYECCIONES  
MARZO-DICIEMBRE de 1979

Fecha	Valores verdaderos	Valores proyectados	Error
Marzo	2,87	2,86	0,010
Abril	2,72	2,79	-0,070
Mayo	3,25	2,81	0,440
Junio	3,30	3,19	0,110
Julio	3,15	3,46	-0,310
Agosto	2,94	3,49	-0,550
Septiembre	2,94	3,11	-0,170
Octubre	2,83	3,07	-0,240
Noviembre	3,12	2,73	0,390
Diciembre	3,68	2,81	0,870

Ecuación Proyectada:

$$\text{LOGURET} = -0,56 + 0,18 \text{LEINF} + 0,52 \text{LOGURER} - 0,0001 \text{IPINM} - 0,03 \text{LMDIPRO}$$

$$\bar{r}^2 = 95,2$$

$$\text{TEST DE DURBIN} = 1,51$$

$$\text{RMS} = 0,0039$$

$$\text{ERROR MEDIO} = 0,0005$$

$$\text{COEF. DE DESIGUALDAD DE THEIL} = 0,064$$

$$\% \text{ ERROR DEBIDO A SESGO} = 0,014$$

$$\% \text{ ERROR DEBIDO A DISTINTA VARIANZA} = 0,000054$$

$$\% \text{ ERROR DEBIDO A DISTINTA COVARIANZA} = 0,9856$$

Nota:

LEINF = 1 + tasa de inflación esperada

LOGURER = 1 + tasa de interés rezagada un período

IPINM = Índice de producción industrial (INE)

LMDIPRO = Logaritmo de la razón dinero ( $M_1$ ) - GPGB

LOGURERT = 1 + tasa de interés de captación de 30 días.

La proyección es bastante razonable (teniendo en cuenta la simplicidad del modelo y la forma rudimentaria en que se midieron algunas variables), salvo desde julio de 1979 en que los parámetros deben haber cambiado debido a la modificación de la política cambiaria.<sup>22</sup>

Si observamos los gráficos 1 y 2, que se presentan seguidamente, se puede ver que la ecuación proyectada reproduce bastante bien el comportamiento verdadero de la tasa de interés y la proyección (ampliada en el gráfico 2) es aceptable hasta el cambio de política de julio de 1979.

## 5. CONCLUSIONES

Las conclusiones que pueden obtenerse de los resultados presentados con anterioridad, principalmente están sujetas a fuertes reparos por las extraordinarias condiciones imperantes en la economía chilena durante el período analizado, condiciones que hacen difícil extrapolar los resultados a períodos "normales", pero que de todas maneras, a nuestro entender, permiten extraer conclusiones de carácter más permanente.

Estas limitaciones se refieren, por un lado, a la importancia que puede tener, desde un punto de vista teórico, la aceptación o rechazo de la hipótesis de Fisher modificada, para un período tan breve y para un solo país; por otro lado, las limitaciones están referidas a las particulares condiciones que caracterizaron a la economía chilena en el período. Junto a lo ya mencionado acerca de la brevedad del período analizado, debe agregarse la liberalización del mercado de capitales en el año 1975, al dejarse libres las tasas de interés y sentarse las bases de su posterior crecimiento. Esto significa que durante el período de análisis, el mercado de capitales creció aceleradamente acercándose a un tamaño compatible con el nivel de producto o, más bien, con las necesidades de financiamiento de la economía. Esta transición hace pensar en la existencia de desajustes y perturbaciones transitorias difíciles de capturar.

Otro aspecto importante fuente de "ruido" fue la aguda depresión de la actividad económica durante 1975, caracterizada por una caída en el producto de un 14 por ciento, aproximadamente, y un elevado desempleo, persistente durante todo el período. En este mismo sentido, cabe mencionar los cambios radicales en la estructura productiva del país, por las variaciones en precios relativos, causados por la apertura comercial al exterior y la liberación de precios fijados hasta ese momento.

<sup>22</sup> Esto está en línea con la crítica de Lucas (1976) a la evaluación de políticas con modelos económicos.



**TASAS NOMINALES DE INTERES, EFECTIVAS, AJUSTADAS Y PROYECTADAS  
1975.3 - 1979.12**

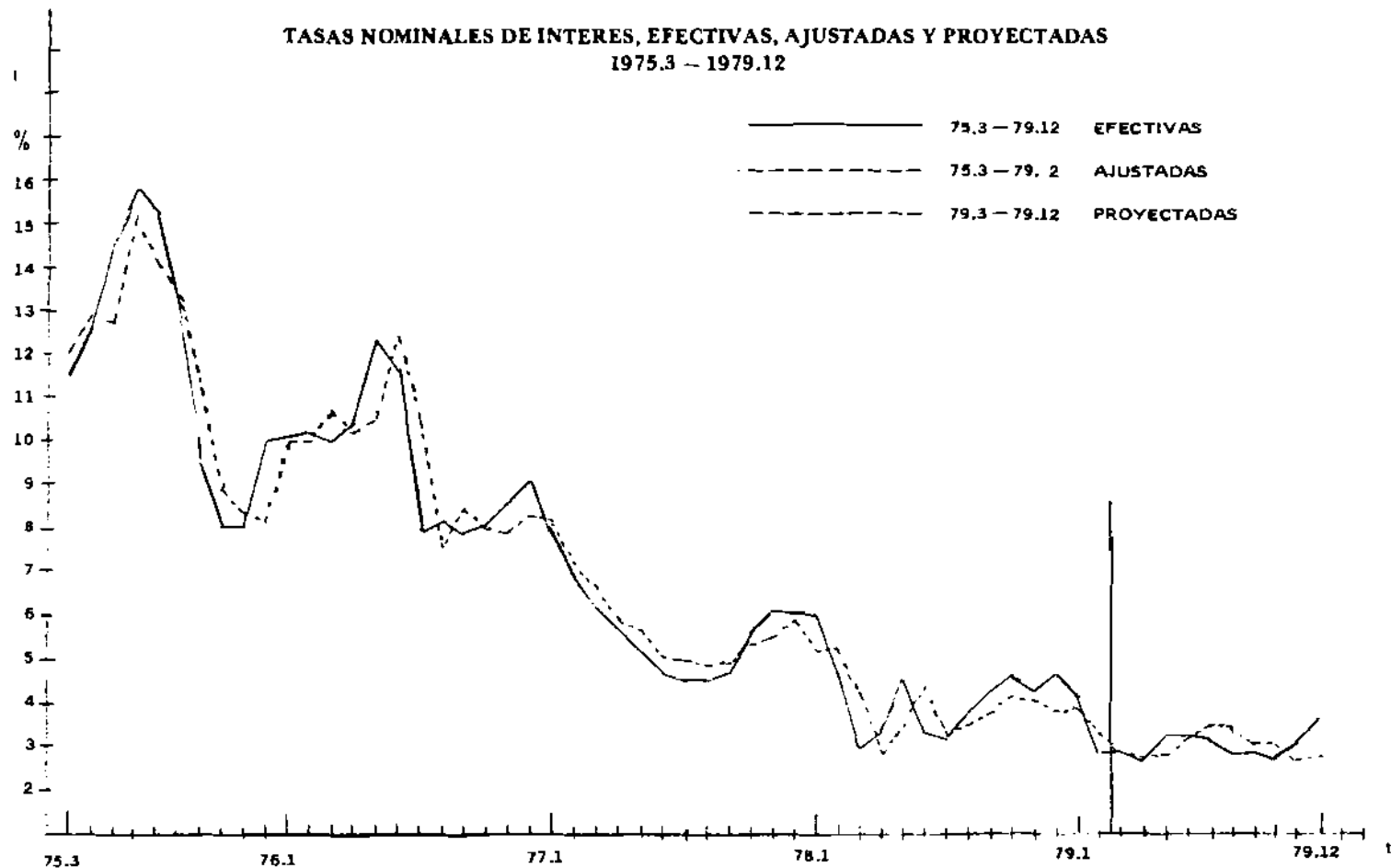
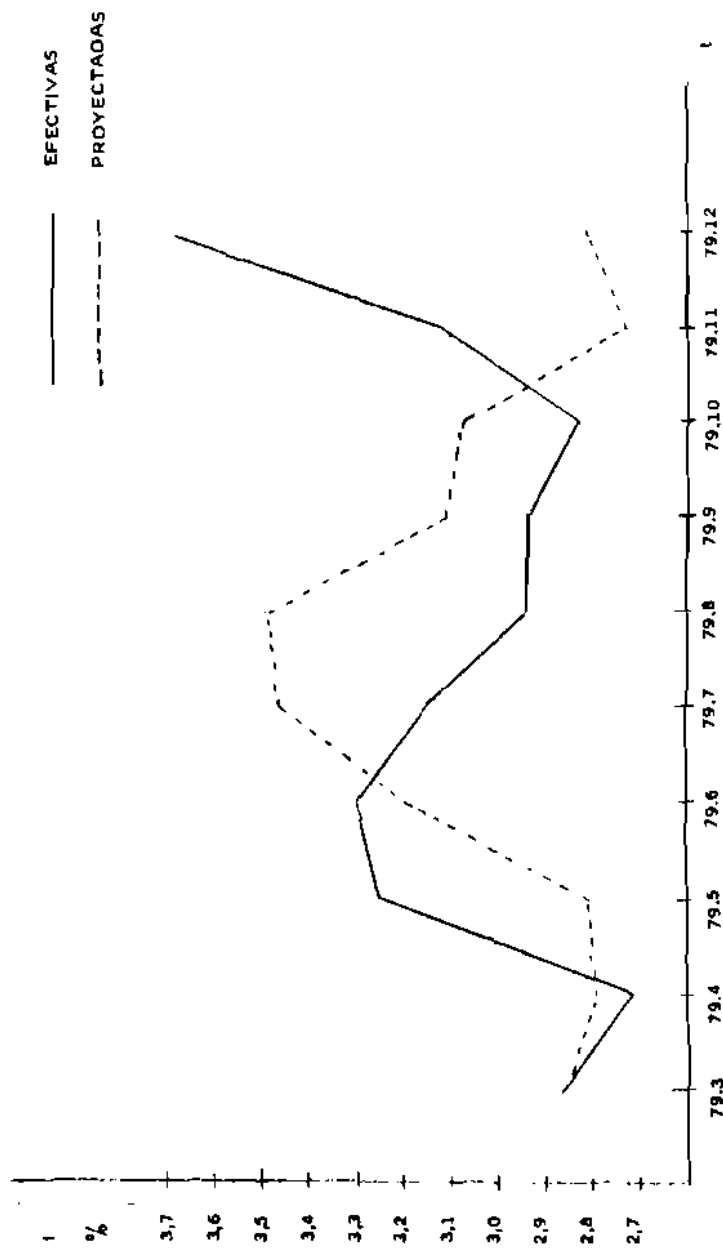


GRAFICO 2

TASAS NOMINALES DE INTERES EFECTIVAS Y PROYECTADAS  
1979.9 - 1979.12



Lo señalado hasta aquí da buena cuenta de que durante el período considerado y, manifiestamente, también después de él puede hablarse a lo sumo de transición al equilibrio y no siempre en dirección a éste.

Así, surgen obvias dudas acerca de la calidad y validez de las relaciones que pueden encontrarse en los resultados obtenidos; pero a pesar de todo pensamos que, tal vez sorprendentemente pueden obtenerse algunas conclusiones útiles y provechosas, susceptibles de ser generalizadas.

Creemos en todo caso, que la transitoriedad de los resultados se refleja exclusivamente por los problemas aparentes con la variable ingreso, por las razones anotadas anteriormente y por la significancia de la variabilidad de la inflación, la cual en circunstancias normales deberían ser muy pequeñas y probablemente de efecto despreciable, sobre todo en una economía abierta al comercio internacional como es Chile.<sup>23</sup>

Lo rescatable de los resultados, pese a las consideraciones hechas, está básicamente en el coeficiente de expectativas y también en los signos de los coeficientes estimados. Estos últimos, a pesar de todos los reparos puestos, corresponden a los esperados según la teoría, lo cual da un indicio de lo razonable de las especificaciones usadas.

En cuanto al coeficiente de expectativas, los resultados indican que el ajuste es inmediato (ecuaciones 6, 8 y 10 del cuadro 1), o bien, éste demora algo más de dos meses. En ambos casos por la brevedad del tiempo involucrado, se tiende a corroborar la hipótesis de Irving Fisher y a rechazar la "paradoja de Gibson" y el "fenómeno de Kitchin" (véase Keynes, 1930 y Schiller y Siegel, 1977, respectivamente). Lo anterior ocurre naturalmente, porque en Chile los agentes económicos están acostumbrados a vivir con inflación durante un tiempo muy largo por lo que sus expectativas se ajustan muy rápido.

Estos resultados también dan pruebas de la racionalidad en la conducta de los agentes económicos, la cual, después de un período de aprendizaje, estaría motivada sólo por factores reales y no nominales.

La evidencia de las ecuaciones 2 y 4 (aunque no muy comparable en realidad) se ve, además, reforzada por la encontrada por Corbo (1980) para las ecuaciones de transables y no transables, en el sentido de que son homogéneas de grado 1 en precios y costos.

<sup>23</sup> Al ser el país tomador de precios por su tamaño pequeño.

Estos resultados muestran que los sectores de transables y no transables se ajustan a una velocidad similar que las tasas de interés a cambios en la inflación.

Asimismo, este rol aditivo de la inflación esperada en la tasa nominal de interés, explicaría en parte el comportamiento de las tasas reales de interés en Chile desde fines del año 1980,<sup>24</sup> ya que si la inflación pasada es parte importante de la información utilizada en la formación de expectativas de inflación, entonces, en un proceso de inflación decreciente la tasa real de interés debe aumentar.

El comportamiento de las tasas de interés desde julio de 1979 puede explicarse, tal vez, por el predominio de expectativas a la baja en la inflación causadas por la fijación del tipo de cambio y su alza a partir de noviembre, por el predominio de las expectativas de inflación influidas por la aceleración de este fenómeno por la devaluación.

Este cambio en la política cambiaria y en el comportamiento de los agentes explica, en parte al menos, el mal rendimiento de la proyección en la última mitad del período. Esto último se apoya en la crítica de Lucas (1976), en el sentido de que modelos econométricos con coeficientes fijos no son útiles para evaluar políticas, pues los cambios en ellas afectan sus valores.

<sup>24</sup>Debo esta idea a Vittorio Corbo.

## APENDICE

### FUENTES DE INFORMACION

M <sub>1</sub>	“Series Monetarias”, serie de Documentos Económicos N <sup>o</sup> 1, Banco Central, Síntesis monetaria, Banco Central varios números, 1975–80.
IPC	INE, 1965–1969 y 1978–1980. José Yáñez 1970–1977, “Una Corrección del Índice de Precios al consumidor durante el período 1971–73”, en “Comentarios sobre la situación económica”, segundo semestre, 1978.
Tipo de cambio	1965–1974, Boletín mensual del Banco Central de enero y diciembre de 1966 y 1967; de septiembre y diciembre de 1968; de enero y junio de 1969; de enero y diciembre de 1970; de julio y diciembre de 1971, 1972; de julio de 1973; de junio y diciembre de 1974, y de julio de 1980.
GPGB	En, “Exposición sobre el Estado de la Hacienda Pública” DIPRES, Ministerio de Hacienda, abril 1980.
Índice de producción Industrial (INE)	Boletín mensual del Banco Central de junio de 1967 a 1980 y octubre de 1971 a 1974.
Producción de Energía Eléctrica	En, “Producción y Consumo de Energía” ENDESA, de 1966 a 1979.
Índice de Ventas Reales del Comercio	Directamente en el INE.
Tasa de interés pagada a 30 días	Boletín mensual del Banco Central de enero de 1980.

## BIBLIOGRAFIA

- Barro, R.I. "Unanticipated money output and the price level in the United States", en *Journal of Political Economy*, agosto, 1978.
- Betancourt, R. y H. Kelejian "Lagged endogenous variables and the Cochrane-Orcutt Procedure", en *Econometrica*, julio, 1981.
- Blejer, M.I. "Money and the nominal interest rates in an inflationary economy: an empirical test", en *Journal of Political Economy*, junio, 1978.
- Blejer, M.I. y L. Leiderman "On the real effects of inflation and relative-price variability: some empirical evidence", en *The Review of Economics and Statistics*, noviembre, 1980.
- Chow, G.C. y A. Lin "Best linear unbiased interpolation, distribution and extrapolation of time series by related series", en *The Review of Economics and Statistics*, noviembre, 1971.
- "Best linear unbiased estimation of missing observations in an economic time series", en *Research Memorandum 173*, Princeton University, febrero 1975.
- Corbo, V. "Inflación en una economía abierta: el caso chileno", que fuera presentado en el Encuentro Anual de Economistas en Punta de Tralca, 1980.
- Cornell, B. "Monetary policy, inflation forecasting and the term structure of interest rates", en *Journal of Finance*, marzo, 1978.

- Durbin, J. "Testing for serial correlation in least squares regression when some of the regressors are lagged dependent variables", en *Econometrica*, mayo, 1970.
- Edwards, S. "Una nota sobre política monetaria, expectativas de inflación y tasas de interés nominal", en *Cuadernos de Economía* 48, Universidad Católica, agosto, 1979.
- Fernández, A. "La paradoja de Gibson y los determinantes de las tasas de interés en Chile: 1975-79", Memoria de prueba presentada a ESCOLATINA, Universidad de Chile, Facultad de Ciencias Económicas y Administrativas, Departamento de Economía, 1981.
- Fama, E.F. "Short-term interest rates as predictors of inflation", en *The American Economic Review*, junio, 1975.
- Feldstein, M. y O. Eckstein "The fundamental determinantes of interest rates", en *The Review of Economics and Statistics*, noviembre, 1970.
- Fisher, I. "Disturbance of equation (of exchange) and of purchasing power during transition periods", en *Money supply, money demand and macroeconomics models*, Boorman y Havrilesky (eds.), AHM, 1972.
- Friedman, M. "El papel de la política monetaria" P.D. 34, Facultad de Ciencias Económicas y Administrativas, Universidad de Chile, 1975. (1968a).
- Friedman, M. "Factors affecting the level of interest rates", en Boorman y Havrilesky (eds.) op. cit., 1968b.
- Friedman, M. "Nobel lecture: Inflation and unemployment", en *Journal of Monetary Economics*, junio, 1977.
- Gibson, W.E. "Price expectations effects on interest rates", en *Journal of Finance*, marzo, 1970a.

- Gibson, W.E. "The lag in the effect of monetary policy on income and interest rates", en *Quarterly Journal Economics*, mayo, 1970b.
- "Interest rates and monetary policy", en *Journal of Political Economy*, mayo/junio, 1970c.
- Gibson, W.E. y G. Kaufman "The sensitivity of interest rates to changes in money and income", en *Journal of Political Economy*, mayo/junio, 1968.
- Grauer, F.C.A. y R.H. Litzemberg "Monetary rules and the nominal rates of interest under uncertainty", en *Journal of Monetary Economics*, abril de 1980.
- Keynes, J.M. "A treatise on money" vol. 2 Mac Millan y Co., 1930.
- Leiderman, L. "Relationship between macroeconomic time series in a fixed-exchange-rate-economy", en Discussion Paper series 34, Boston University, julio 1978.
- Levi, M.D. y J.H. Makin "Anticipated inflation and interest rates: Further interpretation of findings on the Fisher equations", en *The American Economic Review*, diciembre, 1978.
- "Fisher, Phillips, Friedman and the measured impact of inflation on interest", en *Journal of Finance*, marzo, 1979.
- "Inflation uncertainty and the Phillips Curve: Some empirical evidence", en *The American Economic Review*, diciembre, 1980.
- Lucas, R.E. "Econometric policy evaluation: a critique", en *Journal of Monetary Economics*, suplemento, enero, 1976.
- Nelson, C.R. *Econometrics*, Mc Graw-Hill Inc., 1971.



- Maddala, G.S. y A.S. Rao "Test for serial correlation in regression models with lagged dependent variables and serially correlated errors", en *Econometrica*, julio, 1973.
- Martins, M.A.C. "A nominal theory of the nominal rate of interest and the price level", en *Journal of Political Economy*, febrero, 1980.
- Parks, R.W. "Inflation and relative price variability", en *Journal of Political Economy*, febrero, 1978.
- Pindyck, R. y D.L. Rubinfeld "Econometric models and economic forecasts", 2a edición, Mc Graw-Hill, 1981.
- Sargent, T.J. "Interest rates and prices in the long-run. A study of the Gibson Paradox", en *Journal of Money, Credit and Banking*, part II, febrero, 1973a.
- Sargent, T.J. "Rational expectations, the real rate of interest, and the natural rate of unemployment", en *Brookings Papers on Economic Activity* 2, 1973b.
- "A classical macroeconomic model for the United States", en *Journal of Political Economy*, abril, 1976.
- Schiller, R.J. y J.J. Siegel "The Gibson paradox and historical movements in real interest rates", en *Journal of Political Economy*, octubre, 1977.