

ensayos económicos

Nº 34
junio 1985

BANCO CENTRAL DE LA REPUBLICA ARGENTINA

DIRECTORIO (1)

Presidente:

Dr. J.J. Alfredo Concepción

Vicepresidente:

Dr. Leopoldo Portnoy

Vicepresidente 2º:

Dr. Alberto Pombo

Directores:

Sr. Jaime Baintrub

Dr. Carlos Marcelo Da Corte

Dr. Julio César Cataldo

Dr. Ernesto V. Feldman

Dr. Guillermo Feldberg

Dr. Ricardo A. Mazzorín

Dr. Salvador Treber

Secretaría del Directorio

Sr. Rodolfo J. Giúdice

(1) - Integración del Directorio al 30.6.85.



BANCO CENTRAL
DE LA REPUBLICA ARGENTINA

Comité
Editorial

Hildegart Ahumada

Enrique A. Bour

Daniel Dueñas

Ernesto Gaba

Elías Salama

Coordinador Técnico

Alfredo C. Rodríguez

Las opiniones expresadas en esta revista son de responsabilidad exclusiva de los autores y no representan necesariamente el criterio de este Banco.

ISSN 0325 - 3937

ensayos económicos

JUNIO DE 1985
Nº 34

ARTICULOS

Relaciones de causalidad entre la tasa de interés y la base monetaria, por Daniel E. Dueñas y Alfredo M. Leone 1

Tasas de interés: junio 1977 a junio 1982, por Estela Diana Sosa de Balzano 19

Determinantes del consumo de nafta en la Argentina, por Julio Rubén Rotman .. 81

COLABORAN EN ESTE NUMERO

DUEÑAS, Daniel E.:

Egresado de la Universidad de Buenos Aires y del Massachusetts Institute of Technology. Es investigador en el Centro de Estudios Monetarios y Bancarios del B.C.R.A.

LEONE, Alfredo M.:

Egresado de la Universidad de Buenos Aires y de la Universidad de Minnesota. Es Subdirector del Centro de Estudios Monetarios y Bancarios del B.C.R.A.

ROTMAN, Julio R.:

Egresado de la Universidad de Buenos Aires. Es Presidente de la Comisión de Actuación Profesional de los Licenciados en Economía en el Consejo Profesional de Ciencias Económicas de la Capital Federal y Territorio Nacional de la Tierra del Fuego, Antártida e Islas del Atlántico Sur, del que, además, es Consejero. Se desempeña en la Gerencia de Investigaciones y Estadísticas Económicas del B.C.R.A.

SOSA de BALZANO, Estela D.:

Egresada de la Universidad de Buenos Aires, en la que ejerció la docencia. Completó los estudios de posgrado del Centro de Estudios Macroeconómicos de Argentina. Se desempeña en la Gerencia de Relaciones Internacionales del B.C.R.A.

RELACIONES DE CAUSALIDAD ENTRE LA TASA DE INTERES Y LA BASE MONETARIA

por Daniel E. Dueñas y Alfredo M. Leone *

SINTESIS

En esta nota se presenta un análisis de causalidad de las series de tiempo correspondientes a la base monetaria y a la tasa de interés nominal para operaciones activas a 7 días en el mercado interempresario con garantía de Bonos Externos. El período de análisis abarca datos desde la primera semana de julio de 1983 hasta la tercera semana de diciembre de 1984. El concepto de causalidad estadística que se trató de verificar es el denominado "causalidad en el sentido de Granger".

Los resultados alcanzados en las pruebas con doce rezagos en las variables explicativas no permiten rechazar estadísticamente la hipótesis de una doble causalidad entre la tasa de interés y la tasa de variación de la base monetaria. Tampoco puede rechazarse estadísticamente la hipótesis de doble causalidad entre la primera diferencia de la tasa de interés y la tasa de variación de la base monetaria. Los resultados sobre causalidad mencionados en esta nota nada dicen sobre la correlación contemporánea entre las distintas series; tampoco puede determinarse si la causalidad encontrada es una causalidad directa o "indirecta", consecuencia de la omisión en el análisis de otras variables relevantes.

(*) Se agradecen los comentarios recibidos de Hildegart Ahumada a una versión preliminar de este trabajo. Los posibles errores son responsabilidad de los autores.

I. INTRODUCCION

La presente nota ofrece algunos resultados relativos a tests de causalidad entre las series temporales correspondientes a la tasa de interés activa del mercado interempresario con garantía de Bonos Externos (que se considera representativa de la tasa de interés del mercado libre de crédito en el período analizado) y la base monetaria. Cabe mencionar, en primer lugar, que el tipo de test de causalidad empleado es una alternativa de las existentes en la literatura referente al estudio de series de tiempo. En todas estas alternativas los resultados que se obtienen sólo permiten "rechazar" o "no rechazar" la hipótesis de precedencia temporal o causalidad estadística entre las variables analizadas lo cual no implica necesariamente la existencia de causalidad económica entre ellas. Es perfectamente posible, por ejemplo, que una tercera variable esté afectando, en la economía que provee los datos estadísticos, a las dos variables que se estudian pero con distintos rezagos temporales de forma tal que los tests realizados no permiten rechazar la existencia de una "causalidad indirecta" como consecuencia de la omisión en el análisis de otras variables relevantes.

En este trabajo se estudia la causalidad en el sentido de Granger 1/. De acuerdo con este concepto, se dice que una variable X causa otra variable Y, cuando la variable X permite explicar el comportamiento de la variable Y mejor que lo que es posible usando sólo la historia de la variable Y. Simétricamente, también puede estudiarse la hipótesis de que la variable Y cause la variable X.

La sección II ofrece algunas consideraciones teóricas. La sección III describe las series de tiempo empleadas y presenta los resultados de las estimaciones y pruebas efectuadas. La sección IV ofrece posibles in-

interpretaciones de los resultados alcanzados. La última sección presenta algunas conclusiones.

II. CONSIDERACIONES TEORICAS

Dadas 2 series $\{X_t\}$ e $\{Y_t\}$ se ha seguido el siguiente procedimiento para verificar la existencia o no de causalidad en el sentido de Granger entre ambas series.

Primero, la serie $\{Y_t\}$ se explica por los valores pasados de la misma serie $\{Y_t\}$ y por los valores pasados de la serie $\{X_t\}$. Para ello se estima la siguiente regresión por el método de mínimos cuadrados ordinarios.

$$Y_t = K_0 + \sum_{i=1}^n a_i Y_{t-i} + \sum_{i=1}^n b_i X_{t-i} + u_t \quad (1)$$

donde K_0 identifica a una constante.

Segundo, la serie $\{Y_t\}$ se explica únicamente por los valores pasados de la misma serie $\{Y_t\}$, es decir, se estima la regresión (1) restringiéndola de forma tal que los valores que toman los parámetros b_i sean iguales a cero.

$$Y_t = K_0 + \sum_{i=1}^n a_i Y_{t-i} + u_t \quad (2)$$

Tercero, se elabora un estadístico que permitirá decir si la serie $\{X_t\}$ "causa" la serie $\{Y_t\}$. Si la suma de los residuos al cuadrado que surgen del ajuste de la regresión (2) son estadísticamente mayores a la suma de los residuos al cuadrado que surgen del ajuste de la regresión (1), es decir, si empeora el ajuste al restringir a que valgan cero los parámetros b_i , entonces no se puede rechazar la hipótesis que la serie $\{X_t\}$ "causa" la serie $\{Y_t\}$. El estadístico que se utiliza surge de un simple análisis de varianza y se distribuye con una distribución F con grados de libertad en el numerador igual a la diferencia entre los grados de libertad entre las regresiones (2) y (1) y grados de libertad en el denominador igual a los grados de libertad de la regresión (1). El estadístico resulta ser, entonces:

$$E = \frac{(SRC_{cr} - SRC_{sr}) / (GL_{cr} - GL_{sr})}{SRC_{sr} / GL_{sr}} \quad (3)$$

$$E \sim F (GL_{cr} - GL_{sr}, GL_{sr})$$

donde:

SRC_j = suma de residuos al cuadrado de la regresión $j, j = cr$ (con restricciones), sr (sin restricciones)

GL_j = grados de libertad de la regresión $j, j = cr$ (con restricciones), sr (sin restricciones).

Para testear si la serie $\{Y_t\}$ "causa" la serie $\{X_t\}$ se siguen los pasos previamente enunciados, con la salvedad que ahora la variable dependiente es la serie $\{X_t\}$ y que la regresión con restricciones supone que los parámetros a_i valen cero.

La limitación que tiene el análisis de causalidad entre 2 series, tal como se ha desarrollado aquí, es que no se dice nada sobre la relación contemporánea que existe entre ellas como así tampoco la influencia que pueden tener otras variables económicas no consideradas en el análisis. Con respecto a este último punto merecen citarse los estudios realizados por Sims 2/.

III. PRUEBAS EMPIRICAS

Las series de tiempo que sirven de base para los estudios que se efectúan corresponden a la tasa de interés a 7 días (equivalente mensual) para operaciones activas realizadas entre empresas con garantía de Bonos Externos y a la base monetaria, de las cuales se cuenta con información diaria para el período 1.7.83 al 22.12.84. A partir de estas series se construyeron promedios geométricos semanales con lo cual el período de análisis abarca desde la primera semana de julio de 1983 hasta la tercera semana de diciembre de 1984.

A los efectos del tipo de test de causalidad que aquí se realiza es necesario trabajar con series de tiempo estacionarias. Un procedimiento habitual para identificar series de tiempo estacionarias es calcular diferencias sucesivas de una serie y comparar los correlogramas, correlogramas parciales y las varianzas correspondientes. Los procedimientos empleados determina-

ron que la primera diferencia del logaritmo natural de la base monetaria, es decir su tasa de variación semanal, se considerase estacionaria. Por su parte, el análisis del nivel de la tasa de interés permitiría identificarlo como generado por un proceso estacionario autorregresivo de primer orden $\frac{3}{4}$.

Dado que la verificación de la estacionalidad o no de una serie se trata de un hecho empírico, se analizó también la primera diferencia de la tasa de interés. En este caso se observó que la varianza muestral de la serie era inferior a la varianza muestral del nivel de la tasa de interés y que también podría considerarse estacionaria.

Si bien es cierto que a nivel teórico no puede haber problemas para identificar la estacionalidad, puesto que si la primera diferencia de una serie es estacionaria (y además ruido blanco), entonces el nivel de la serie no puede ser estacionario (el coeficiente autorregresivo es igual a 1 y su varianza teórica es infinita), a nivel empírico se presenta una zona de duda; por tal motivo, para las estimaciones que se efectuaron en esta nota de acuerdo con los lineamientos indicados en la sección II se utilizaron tanto el nivel de la tasa de interés como su primera diferencia, junto con la tasa (instantánea) de variación semanal de la base monetaria.

Un parámetro a determinar es el número de rezagos que deben emplearse para realizar los tests de causalidad (el valor de n en las expresiones (1) y (2) de la sección anterior). En este sentido, en Anexo, se presentan los resultados de las estimaciones uniecuacionales realizadas con y sin restricciones por el método de mínimos cuadrados ordinarios con doce rezagos.

El análisis de los residuos de las regresiones del Anexo no permite rechazar la hipótesis que los mismos son "ruido blanco", lo cual es un indicador de que el número de rezagos empleados es suficiente.

La regresión 1 del Anexo indica que empleando 12 rezagos de la tasa de interés se explica el 69,8% de las variaciones en el nivel de la tasa de interés, pero que en realidad sólo el coeficiente del primer rezago es estadísticamente distinto de cero.

La regresión 3 indica que el 33,1% de las variaciones en la tasa de variación semanal de la base monetaria son explicados por los doce primeros rezagos de sí misma, aunque el estadístico "t" sólo muestra al rezago séptimo como significativamente distinto de cero.

Por su parte la regresión 6 indica que la variación absoluta en el nivel de la tasa de interés prácticamente no es explicada por sus propios rezagos cuando solamente éstos más las variables estacionales son empleados como variables explicativas. La diferencia de la tasa de interés resulta ser, tal como era indicado por el correlograma y el correlograma parcial, lo que en la terminología del análisis de series de tiempo se denomina un "ruido blanco", es decir el comportamiento de esta serie no puede explicarse a partir de la información pasada que brinda la propia serie. Es importante aclarar que a nivel teórico si la diferencia de la tasa de interés es un "ruido blanco", entonces el nivel de la tasa de interés es un "camino aleatorio" y por consiguiente no puede ser considerado como una serie estacionaria, pero como se observó previamente el análisis de los datos durante el período muestral permitiría considerar al nivel de la tasa de interés como una serie estacionaria generada por un proceso autorregresivo en donde el valor del parámetro correspondiente al primer rezago es menor a 1 en valor absoluto.

Estas tres regresiones (1, 3 y 6) son las regresiones identificadas como con restricciones en la sección II de esta nota, pues en ellas se supone que rezagos en las otras variables no ayudan a explicar las variaciones de la variable dependiente. Las regresiones 2, 4, 5 y 7 son las regresiones sin restricciones que

van a permitir elaborar los estadísticos necesarios para testear causalidad.

El Cuadro N° 1 muestra el valor del estadístico E calculado de acuerdo con la expresión (3). El valor de este estadístico debe compararse con el valor teórico de la distribución F con 12 y 30 grados de libertad en el numerador y denominador, respectivamente.

Cuadro N° 1

Test de causalidad en el sentido de Granger

Caso N°	Orden de causalidad	Estadístico E	Valor teórico para una $F_{12,30}$ al		
			1%	5%	10%
1	Y_t "causa" X_t	1,97	2,84	2,09	1,77
2	X_t "causa" Y_t	2,50	2,84	2,09	1,77
3	DX_t "causa" Y_t	2,00	2,84	2,09	1,77
4	Y_t "causa" DX_t	2,36	2,84	2,09	1,77

X_t : tasa de interés

DX_t : diferencia de la tasa de interés

Y_t : tasa de variación de la base monetaria

El caso 1 indica que con el 90% de confianza no se puede rechazar la hipótesis que la tasa de variación de la base monetaria "causa" la tasa de interés. Una forma alternativa de leer la información del estadístico E para el caso 1 es que al ser mayor su valor (1,97) al valor de abscisa al cual se acumula el 90% de probabili-

dad de la distribución F, se rechaza la hipótesis nula que los coeficientes correspondientes a los rezagos de la tasa de variación de la base monetaria valen cero; es decir, valores pasados de la variación en la base monetaria ayudan a explicar el nivel de la tasa de interés, a pesar de que ya se hayan incorporado valores pasados de la tasa de interés como variables explicativas. Observando la regresión 2 del Anexo ya se apreciaba que había una mejora en el coeficiente de correlación múltiple corregido por los grados de libertad y una disminución en el error típico de la estimación cuando se incorporaban los rezagos en la tasa de variación de la base monetaria para explicar el nivel de la tasa de interés; con el estadístico E se confirma que dicha mejora es estadísticamente significativa.

El caso 2 indica que con el 95% de confianza no se puede rechazar la hipótesis que la tasa de interés "causa" la tasa de variación de la base monetaria. Comparando las regresiones 3 y 4 se observa que los rezagos de la tasa de interés mejoran significativamente la explicación del comportamiento de la tasa de variación en la base monetaria en términos del coeficiente de correlación múltiple y del error típico de estimación.

Similarmente, se pueden analizar los resultados correspondientes a los casos 3 y 4. De ellos se desprende que con el 90% de confianza no se puede rechazar la hipótesis que la primera diferencia de la tasa de interés "causa" la tasa de variación de la base monetaria y que con el 95% de confianza tampoco se puede rechazar la hipótesis que la tasa de variación de la base monetaria "causa" la primera diferencia de la tasa de interés.

Adicionalmente, se efectuaron pruebas similares a las comentadas anteriormente pero utilizando sólo 9 rezagos de las variables explicativas (es decir se tomó $n=9$ en términos de las expresiones (1) y (2) de la sección II) y abarcando el período comprendido entre la ter

cera semana de setiembre de 1983 y la tercera semana de diciembre de 1984 (un total de 61 observaciones). Los resultados alcanzados en estas pruebas no permiten rechazar con el 95% de confianza la hipótesis que la tasa de interés "causa" la tasa de variación de la base monetaria y con el 90% de confianza la hipótesis que la primera diferencia de la tasa de interés "causa" la tasa de variación de la base monetaria (se confirman los mismos resultados alcanzados con doce rezagos). Por otra parte, a diferencia de los resultados de las pruebas con doce rezagos, pueden rechazarse hasta con el 90% de confianza las hipótesis que la tasa de variación de la base monetaria "causa" la tasa de interés y su primera diferencia.

IV. POSIBLES EXPLICACIONES DE LAS RELACIONES DE CAUSALIDAD ENTRE LA TASA DE INTERES Y LA TASA DE VARIACION DE LA BASE MONETARIA

La causalidad estadística mostrada en el punto anterior simplemente indica las relaciones existentes entre los valores que las series analizadas han mostrado durante el período considerado. En este sentido, el uso que se hace de este análisis debe tener en cuenta que el mismo no surge como consecuencia de la verificación empírica de una cierta teoría económica y que sólo trata de lograr una mejor explicación de los movimientos de las variables estudiadas. Los movimientos y las interrelaciones de las variables que surgen de la formulación de distintos modelos teóricos deberían tratar de reproducir las relaciones empíricamente encontradas. Pero, al respecto, cabe recordar las limitaciones del análisis aquí realizado en el sentido de que los resultados sobre causalidad mencionados en este trabajo no brindan información sobre la exogeneidad económica de las variables y la correlación contemporánea entre las mismas como así tampoco si lo que se ha encontrado es una causa-

lidad indirecta, consecuencia de la omisión en el análisis de otras variables relevantes.

Teniendo en cuenta estas aclaraciones, se presentan a continuación algunas posibles explicaciones de las relaciones de causalidad entre la tasa de interés y la tasa de variación de la base monetaria.

IV. 1. LA TASA DE VARIACION DE LA BASE MONETARIA "CAUSA" LA TASA DE INTERES

Como se observa en el Anexo (regresión N° 2) resultan significativos en la explicación del comportamiento del nivel de la tasa de interés los rezagos 2, 4 y 10 correspondientes a la tasa de variación de la base monetaria. Asimismo, los signos de esos tres coeficientes resultaron negativos, es decir, cambios en la tasa de variación de la base monetaria provocan con rezagos de 2, 4 y 10 semanas cambios en el sentido opuesto en el nivel de la tasa de interés libre del mercado interempresario. Estos cambios en la base monetaria pueden originarse en cambios en los activos externos netos del Banco Central, en los créditos que esta Institución otorga al Gobierno (entre los cuales pueden considerarse durante el período muestral analizado los correspondientes a la Cuenta Regulación Monetaria) y en los redescuentos dirigidos a las entidades financieras. Todos estos cambios alteran las condiciones de liquidez en el mercado libre de fondos prestables que se reflejan en el nivel de la tasa de interés.

Estos resultados estarían indicando que el efecto sobre las condiciones de liquidez en el mercado de fondos prestables no son inmediatos y que ante una aceleración en la tasa de crecimiento de la base monetaria disminuyen las tasas de interés. No se estaría reflejando, en cambio, el impacto positivo que una aceleración en la tasa de crecimiento de la base monetaria debería tener sobre las expectativas de inflación, y por consiguiente, sobre la tasa de interés nominal.

IV. 2. LA TASA DE INTERES "CAUSA" LA TASA DE VARIACION DE LA BASE MONETARIA

En este caso la regresión N° 4 del Anexo indica que los rezagos 1, 3, 4 y 9 de la tasa de interés resultan significativos en la explicación del comportamiento de la tasa de variación de la base monetaria. A excepción del correspondiente al rezagó 4, los signos de esos coeficientes resultan positivos. Una posible explicación que parece ser consistente con esos resultados es que situaciones de iliquidez en el mercado interempresario, mercado éste que trata de solucionar el problema de falta de crédito por parte del sistema financiero al sector privado, pueden originar presiones para que el Banco Central reaccione intentando corregir esa situación mediante aumentos en el crédito al Gobierno o en los descuentos a las entidades financieras (aumentos en la base monetaria). Un caso particular de esas situaciones de iliquidez podría surgir bajo condiciones de un importante déficit fiscal del Gobierno. Las necesidades de financiamiento del Gobierno unidas, por ejemplo, a una intención de evitar altas tasas de inflación obligarían al Gobierno a hacer uso de mayores porciones del crédito disponible a través, por ejemplo, de mayores encajes obligatorios 4/, de la colocación de títulos públicos o simplemente de retrasos en los pagos a proveedores y empleados del Estado. Esta situación incrementaría las tasas de interés en el mercado libre. Los resultados alcanzados estarían indicando que esa situación no es políticamente sostenible durante un período prolongado y que en pocas semanas el Banco Central se verá obligado a monetizar las necesidades de financiamiento del Gobierno. Este proceso se continuaría con el descripto en IV.1.

IV. 3. LA PRIMERA DIFERENCIA DE LA TASA DE INTERES "CAUSA" LA TASA DE VARIACION DE LA BASE MONETARIA

Los resultados de la regresión N° 5 del Anexo indican que los rezagos 1, 3 y 8 correspondientes a la primera diferencia de la tasa de interés contribuyen significativamente a la explicación del comportamiento de la tasa de variación de la base monetaria. Por otra parte, a excepción del correspondiente al rezago 8 los signos de los coeficientes resultaron positivos. En términos de la explicación dada en el punto anterior podría decirse que no sólo el comportamiento del nivel de la tasa de interés influye eventualmente en las decisiones de política monetaria sino también la magnitud absoluta de los cambios en dicho nivel.

IV. 4. LA TASA DE VARIACION DE LA BASE MONETARIA "CAUSA" LA PRIMERA DIFERENCIA DE LA TASA DE INTERES

De acuerdo a los resultados de la regresión N° 7 del Anexo, los rezagos 4, 10 y 11 de la tasa de variación de la base monetaria son significativos en la explicación del comportamiento de la primera diferencia de la tasa de interés. Estos resultados unidos a los descritos en IV.1. indicarían que cambios en la tasa de variación de la base monetaria provocarían, con cierto rezago, cambios de signo contrario no sólo en el nivel de la tasa de interés sino también en la magnitud de sus variaciones absolutas.

Cabe destacar que una característica del corto período que sirve de base a las pruebas empíricas realizadas es la existencia de un elevado déficit fiscal. En ese sentido, las relaciones de causalidad o precedencia temporal señaladas podrían haberse visto influidas por los cambios en la estructura del financiamiento de dicho déficit que se sucedieron durante ese período. Por otra parte, los cambios habidos durante el período de análisis en las restricciones institucionales con que ha operado el mercado de aceptaciones (monto mínimo, volumen máximo como proporción de los depósitos y de la respon-

sabilidad patrimonial) han afectado también a los movimientos en la tasa de interés nominal para operaciones activas a 7 días en el mercado interempresario con garantía de Bonos Externos.

V. CONCLUSIONES

Esta nota presenta un análisis de causalidad, en el sentido de Granger, de las series de tiempo correspondientes a la tasa de interés nominal (equivalente mensual) para operaciones activas a 7 días en el mercado interempresario con garantía de Bonos Externos y la base monetaria.

A los efectos de las pruebas empíricas que se realizaron era necesario trabajar con series de tiempo estacionarias. Debido a la dificultad de identificación de acuerdo con criterios habituales de estacionalidad, se seleccionaron para esas pruebas tanto el nivel como la primera diferencia de la tasa de interés, y la tasa de variación semanal de la base monetaria. Las pruebas principales se efectuaron para el período comprendido entre la segunda semana de octubre de 1983 y la tercera semana de diciembre de 1984 (58 observaciones) trabajándose con 12 rezagos en las variables explicativas.

Los resultados alcanzados en esas pruebas pueden sintetizarse como sigue:

i) En general, con el 90% de confianza no puede rechazarse la hipótesis de causalidad bidireccional, en el sentido de Granger, entre la tasa de interés y la tasa de variación de la base monetaria; es decir, la tasa de interés de períodos pasados ayuda a explicar estadísticamente la tasa de variación de la base monetaria al igual que la tasa de variación de la base monetaria de períodos pasados ayuda a explicar estadísticamente la tasa de interés. Tampoco puede rechazarse con el 90% de confianza la hipótesis de causalidad bidireccional entre

la primera diferencia de la tasa de interés y la tasa de variación de la base monetaria.

ii) Si se desea aumentar el nivel de confianza al 95% resulta que no pueden rechazarse las hipótesis que la tasa de interés "causa" la tasa de variación de la base monetaria y que la tasa de variación de la base monetaria "causa" la primera diferencia de la tasa de interés, pero no existe evidencia de la causalidad bidireccional señalada en el punto (i).

Adicionalmente, se efectuaron pruebas empíricas que cubrieron el período comprendido entre la tercera semana de setiembre de 1983 y la tercera semana de diciembre de 1984 (61 observaciones) trabajando con 9 rezagos en las variables explicativas. Los resultados alcanzados en estas pruebas tampoco permiten rechazar con el 95% de confianza la causalidad en el sentido de Granger de la tasa de interés hacia la tasa de variación de la base monetaria. Cabe mencionar que la causalidad de tasa de interés a base monetaria también fue señalada por T.J.T. Baliño ^{5/} en un estudio de causalidad entre las series de tiempo de tasas de interés (sobre depósitos a 30 días y tasa de corte pagada por Letras de Tesorería a 28 días) y la base monetaria (ajustada por cambios en los requisitos de efectivo mínimo); para el período comprendido entre la primera semana de junio de 1977 y la segunda semana de setiembre de 1980.

Debe destacarse que los resultados sobre causalidad mencionados en esta nota nada dicen sobre la correlación contemporánea entre las distintas series, es decir, el efecto de la tasa de interés corriente sobre la base monetaria corriente y viceversa.

Se presentan algunas posibles interpretaciones de las relaciones de causalidad verificadas. Por un lado, cambios en la tasa de crecimiento de la base monetaria, que pueden originarse en cambios en los activos externos netos del Banco Central, en los créditos que esta

Institución otorga al Gobierno y en los redescuentos dirigidos a las entidades financieras, alteran las condiciones de liquidez en el mercado libre de fondos prestables y, con cierto rezago, producen cambios de signo contrario en el nivel de la tasa de interés. Situaciones de iliquidez en el mercado interempresario que se reflejarían en altas tasas de interés podrían originar presiones para que el Banco Central reaccione intentando corregir esa situación mediante aumentos en la tasa de variación de la base monetaria.

NOTAS

- 1/ - Granger, C.W.J. (1969): "Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross Spectral Methods". Econometrica (Mayo).
- 2/ - Sims, C. (1980): "A Comparison of Interwar and Postwar Business Cycle: Monetarism Reconsidered", American Economic Review, Papers and Proceedings (Mayo).
- 3/ - Si bien la estimación puntual del coeficiente autorregresivo es elevado, su valor resulta inferior a 1 en valor absoluto (0,71, con un error estándar de 0,23).
- 4/ - Es de notar que el aumento de los encajes obligatorios puede incrementar contemporáneamente la base monetaria nominal por el aumento de las reservas de los bancos a que dan origen.
- 5/ - Baliño, T.J.T.(1981): "Evolución de las tasas de interés en la Argentina. Un análisis de series temporales". Ensayos Económicos N° 16 (Junio).

TASA DE INTERES Y BASE MONETARIA

Estimaciones por mínimos cuadrados ordinarios (*)

-II semana de octubre de 1983 / III semana de diciembre de 1984-

(56 observaciones)

Número de regresión	Variable dependiente	Variables explicativas (**)		R ² ajust	Error típico de estimación	Suma de residuos al cuadrado	Grados de libertad	Orden de los rezagos estadísticamente significativos al 90% de confianza	
		Número de rezagos en X_t	Y_t					X_t	DX_t
1	X_t	12	0	0,698	0,0288	0,034	42	1	
2	X_t	12	12	0,762	0,0256	0,019	30	1,6 y 7	2, 4 y 10
3	Y_t	0	12	0,331	0,0209	0,018	42		7
4	Y_t	12	12	0,531	0,0175	0,009	30	1,3,4 y 9	7
5	Y_t	0	12	0,473	0,0185	0,010	30		1,3 y 8 4 y 7
6	DX_t	0	12	0,052	0,0289	0,035	42		ninguno
7	DX_t	0	12	0,310	0,0247	0,018	30		4 y 6 4, 10 y 11

Notas:

(*) En todas las regresiones se incluyó una constante y 3 variables ficticias para captar la estacionalidad.

(**) Variables explicativas: X_t : Tasa de interés nominal (equivalente mensual) para préstamos entre empresas con garantía de Bonos Externos. Fuente: CEMIB en base a datos de Ambito Financiero.

DX_t : Primera diferencia de X_t .

Y_t : Tasa de variación semanal de la Base Monetaria (Primera diferencia del logaritmo natural de la Base Monetaria).

TASAS DE INTERES: JUNIO 1977 A JUNIO 1982

por Estela Diana Sosa de Balzano *

SINTESIS

En este trabajo se analiza el comportamiento de la tasa de interés durante el período junio 1977, junio 1982, diferenciándose distintos subperíodos conforme a los sucesivos esquemas de política económica vigentes.

En términos generales se concluye que la ecuación de Fisher, bajo el supuesto de expectativas adaptativas de inflación, no se verificó aunque no puede rechazarse la hipótesis de dependencia de ambas variables. Las pruebas de Granger sugieren que la tasa de inflación causó temporalmente a la tasa de interés pasiva, en tanto para la activa se detecta un proceso de retroalimentación aunque con cierta preponderancia en el sentido de interés a precios.

Tampoco puede descartarse la hipótesis de dependencia de la tasa de interés interna con la internacional y la tasa de devaluación aunque no se verificó la ley de un solo precio. La consideración simultánea de esta variable y la de expectativas de inflación mejoran en ciertos casos la explicación, aunque no puede desecharse la presencia de otros factores determinantes.

(*) Agradesco los valiosos comentarios de los Dres. Roque B. Fernández y Víctor J. Yohal.

I. INTRODUCCION

El propósito de este trabajo es efectuar una descripción del comportamiento de las tasas de interés entre junio de 1977 y junio de 1982, cuando estas se determinaron libremente en el mercado por la interacción de la oferta y la demanda.

A fin de ofrecer un marco conceptual de los temas a analizar, en el apartado II se sintetizan aspectos teóricos elementales sobre los temas a desarrollar en los puntos siguientes. En el III se describe el comportamiento de las tasas pasivas y activas, nominales y reales, vinculándolas con distintos esquemas de política económica que se sucedieron durante los cinco años que nos ocupan.

Dado que la tasa de interés real tratada en el punto III es la que se obtiene ex-post, en el apartado IV se analiza la relación entre las tasas de interés nominales y las expectativas de inflación bajo el supuesto de expectativas adaptativas, para todo el período en estudio y para los distintos períodos individualizados en los puntos anteriores.

A continuación se efectúan, en el apartado V, tests de causalidad entre las tasas de interés pasiva y activa y los respectivos índices de inflación relevantes, al consumidor y al por mayor, respectivamente. Luego se estudia la relación de la tasa de interés interna con la internacional, en el punto VI y con las expectativas de inflación y tasa de interés internacional consideradas simultáneamente en el apartado VII y, finalmente, en el VIII se detallan las conclusiones que se obtienen de los análisis efectuados.

II. MARCO CONCEPTUAL

Más allá de discusiones doctrinarias relativas a la

tasa de interés -si ésta se determina en el mercado del dinero (keynesianos), o en el mercado de bienes (clásicos), o si es válida la teoría de los fondos prestables, o la veracidad de posiciones más eclécticas para las que la tasa de interés relevante en el mercado de stocks es la nominal en tanto la tasa real es la que interesa en el mercado de bienes-, hay acuerdo generalizado respecto al papel fundamental que cumple la tasa de interés en cuánto a la asignación de recursos en una economía de mercado.

Si la tasa de interés se fija libremente por el juego de la oferta y la demanda, en el largo plazo la productividad marginal del capital igualará a la tasa de preferencia temporal de modo que el mercado estará en equilibrio. La oferta de fondos la constituirá el aporte de las unidades económicas superavitarias, cuyos ingresos exceden sus gastos y viceversa la demanda provendrá de las unidades económicas deficitarias cuyos gastos exceden sus ingresos.

Los agentes económicos tienen incentivo para gastar una proporción menor de sus ingresos en tanto el sacrificio de consumo presente sea compensado con un mayor consumo en el futuro. De este modo cuanto mayor sea la compensación por postergar consumo, tanto más estarán dispuestos a ahorrar. Vale decir, la oferta de fondos será creciente con respecto a la tasa de interés.

Por otra parte, aquellas unidades que tengan proyectos de inversión (ya sea relativos a la producción de bienes y servicios o a la adquisición de activos físicos o financieros), cuyo rendimiento marginal por unidad de capital se estime superior a la tasa de interés vigente, estarán dispuestos a gastar una magnitud mayor que sus ingresos, por lo tanto la demanda de fondos será decreciente con respecto a la tasa de interés, cuanto mayor sea ésta, menor será el número de proyectos cuya tasa de retorno la supera.

Tal como se aprecia en el Gráfico 1 —el mercado sólo estará equilibrado a la tasa de interés " i_0 ", no hay ni oferta excedente de fondos ni demanda insatisfecha. Si por alguna razón se fija una tasa superior, por ejem-

plo " i_1 " habrá una oferta excedente de fondos ($I_1^S > I_1^d$). A esa tasa de interés la proporción del ingreso que las unidades económicas están dispuestas a ahorrar es mayor que la proporción del ingreso que se proyecta invertir, así al desequilibrio de este mercado se añade el desequilibrio que se produce en el mercado de bienes. Si por el contrario la tasa de interés es menor, tal como " i_2 " existirá una demanda de fondos insatisfecha puesto que los agentes tienen poco incentivo para ahorrar y son muchos los proyectos con tasas de rendimiento superiores a " i_2 ".

De lo expuesto surge la importancia de la tasa de interés como vínculo entre los mercados de flujos y stocks y entre presente y futuro: las decisiones de hoy en cuánto a qué parte del ingreso consumir o invertir se toman en función de la satisfacción o rentabilidad a obtener mañana, así los comentarios efectuados sólo son válidos si admitimos un mundo sin inflación en que no es clara la distinción entre valores reales y monetarios, y de perfecta certidumbre, dónde se decide hoy lo que efectivamente ha de acontecer mañana.

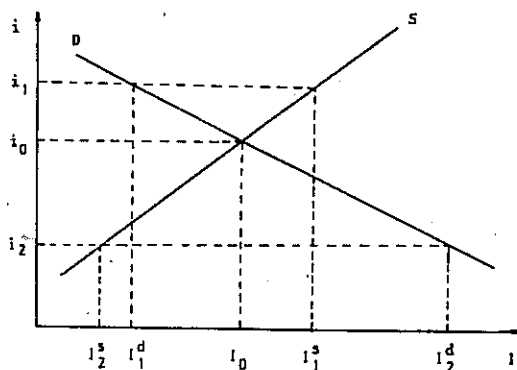


Gráfico 1

Al incorporar la existencia de inflación aparece inmediatamente la distinción entre tasas nominales y reales de interés, de modo tal que:

$$1) i = r + \Pi,$$

donde "i" es la tasa nominal de interés, "r" la tasa real de interés y " Π " la tasa de inflación.

Si los precios de los bienes cambian a través del tiempo la tasa de interés debe incorporar esta variación a fin de que la retribución a percibir por la postergación del consumo, o que se pague por el uso del capital, no resulte contrarrestada por la pérdida de poder adquisitivo del dinero.

Si además de la inflación se admite la diferencia entre concepto ex-ante y ex-post desplazamos la importancia de las variables tomadas en consideración hacia el comportamiento esperado de las variables. Identificando ex-ante como planeado y ex-post como realizado, la ecuación (1) representa la situación ex-post, en que "r" es la diferencia entre la decisión de efectuar una transacción a la tasa "i" y la inflación que ocurrió en ese período. Concepto válido para analizar la transferencia de recursos a que dio lugar la vigencia de determinada tasa de interés en el mercado. Si lo que se pretende es un análisis ex-ante para determinar a qué tasa de interés se está dispuesto a efectuar una transacción es válida la ecuación de Fisher:

$$2) i = \tilde{r} + \Pi^e$$

donde la tasa nominal "i" se obtiene sumando a la tasa real de interés deseada " \tilde{r} ", la tasa esperada de inflación " Π^e ". No necesariamente "r" coincidirá con " \tilde{r} ". Sólo lo hará si $\Pi^e = \Pi$. Vale decir existe un riesgo en la decisión ex-ante de operar a una tasa de interés deter-

minada, el que deberá tomarse en consideración, junto con la tasa de preferencia temporal o la tasa de eficiencia marginal del capital en la determinación de " \tilde{r} ".

El riesgo implícito en la fijación de " i " no sólo depende de la estimación de la tasa de inflación. Interesa además el comportamiento futuro de un gran número de variables económicas, entre otras la propia tasa de interés, las variaciones en los precios relativos y el tipo de cambio como veremos más adelante, factores que influirán en la magnitud de " \tilde{r} " de corto plazo.

La tasa de interés " i_{t+1}^e " esperada en " $t+1$ " afectará la estimación de " i_t " y/o también el plazo por el que se acuerde la operación. Si ésta se conviene por un lapso de dos períodos se tendrá en cuenta el valor esperado de la tasa de interés en el período siguiente. Si se prevee que la tasa de interés aumentará serán los demandantes de fondos los interesados en efectuar operaciones que involucren más de un período y viceversa los interesados serán los oferentes si se estima que disminuirá. En definitiva la tasa de interés que se pacta en el período " t ", estará afectada por las expectativas de comportamiento del mercado acerca de " i_{t+1} ".

En cuanto a la evolución de los precios, la tasa de inflación sólo refleja la variación promedio de los precios de un conjunto de bienes, cada uno de los cuales varía en distinta magnitud y aún dirección; así es fundamental efectuar estimaciones acerca del valor futuro de los bienes que compiten con los activos financieros como reserva de valor y de aquellos bienes y servicios involucrados en el proyecto de inversión o de consumo futuro de los agentes actuantes.

Si el comportamiento de las variables es estable o varía en forma regular a través del tiempo el error de estimación será bajo, en caso contrario afectará la evolución del mercado financiero y será fuente de ganancias y pérdidas aleatorias de magnitud que afectarán a " \tilde{r} ".

Hasta ahora y por razones de simplicidad nos hemos referido a la tasa de interés como el precio único al que transan ahorristas e inversores, sin embargo si incorporamos a nuestro esquema el sistema financiero, en lugar de una tasa de interés común a ambos encontraremos dos: la tasa activa pagada por los tomadores de fondos; y la tasa pasiva: la que perciben los ahorristas. Desde el punto de vista de las instituciones financieras la tasa activa es el precio que cobran por sus activos y la pasiva es el precio que pagan por sus pasivos. La diferencia entre estas dos tasas representa por un lado los servicios y por el otro los costos de la intermediación.

Los servicios de la intermediación van más allá de poner en contacto ahorristas e inversores, dado que las instituciones financieras ejercen una importante función de adaptación de las necesidades de una y otra parte.

A través de estas instituciones se compatibilizan plazos y montos de operaciones, al tiempo que se libera al depositante de los riesgos de incobrabilidad de la operación que efectúa, ya sea totalmente, si existe un régimen de garantía de depósitos, o bien lo liga a la situación patrimonial de la entidad con que efectúa la transacción. Vale decir, el riesgo de incobrabilidad del préstamo se sustituye por el riesgo de quiebra de la institución financiera.

Con respecto a los costos de intermediación, están determinados por los costos administrativos, el nivel de reservas técnicas o legales (de los dos el mayor) que debe mantener y los riesgos a que están sujetos en cuanto a incobrabilidad y a compatibilización de plazos.

Anteriormente se hizo referencia al tipo de cambio como una variable importante a considerar en la determinación de la tasa de interés. En una economía que no existen restricciones importantes al movimiento de capitales, la tasa de interés interna estará ligada a la tasa de interés internacional mediante el tipo de cambio, de manera que:

$$3) i = i^* + e,$$

siendo " i^* " la tasa de interés internacional y " e " la tasa de devaluación, en el caso de perfecta certidumbre. Si no existe perfecta certidumbre la variable relevante en lugar de " e " es " e^e ", tasa de devaluación esperada, así la ecuación (3) se transforma en:

$$4) i = i^* + e^e + s,$$

donde " s " representa el riesgo: en la estimación de " e^e ", en la estabilidad de la política económica en cuanto a la movilidad de capitales y el que es propio de la transacción que se efectúa.

De esta manera una tasa de interés interna superior a la internacional, más la tasa de devaluación esperada y el coeficiente de riesgo, atraerá capitales que harán bajar la tasa interna hasta cerrar la brecha entre ambas; y viceversa una caída de la tasa interna por debajo del nivel de la internacional determinará una salida de capitales que la presionará al alza hasta compatibilizar ambas.

Estos comentarios sólo pretenden ser un sintético enunciado de las características más salientes, esenciales y menos controvertidas de las tasas de interés, sobre las que existe consenso generalizado. Así sólo constituye una apretada síntesis de los conceptos básicos a que se hará referencia en los apartados siguientes.

III. TASAS DE INTERES Y TASAS DE INFLACION EX-POST

En este apartado nos proponemos estudiar en qué medida la liberación de la tasa de interés y la reforma del sistema financiero de junio de 1977 tendiera a lograr una eficiente asignación de recursos.

En el Cuadro N° 1 se transcriben las principales series utilizadas en el análisis:

- tasa nominal pasiva: tasa testigo a treinta días elaborada por FIEL.
- tasa de inflación en precios al consumidor: diferencia logarítmica de dicho índice de precios, elaborado por INDEC, multiplicado por cien.
- tasa pasiva real:

$$100 \left(\frac{1 + \frac{\text{tasa nominal pasiva}}{100}}{1 + \text{dif. log.p.al cons.}} - 1 \right)$$

- tasa nominal activa: tasa activa a 29 días promedio FIEL-BCRA.
- tasa de inflación en precios por mayor: diferencia logarítmica de dicho índice elaborado por INDEC, multiplicada por cien.
- tasa activa real:

$$100 \left(\frac{1 + \frac{\text{tasa nominal activa}}{100}}{1 + \text{dif.log.p.por mayor}} - 1 \right)$$

CUADRO N° 1

Tasas Mensuales de Interés Nominales y Reales

Período	Tasa Nominal de Interés Activa	Tasa de Inflación en Precios Mayoretas	Tasa Real de Interés Activa	Tasa Nominal Pasiva	Tasa de Inflación en Precios al Consumidor	Tasa Real de Interés Pasiva
1977-6	7.43	6.43	0.9438	6.14	7.37	1.1448
1977-7	7.17	5.53	1.5378	6.63	7.09	-0.4333
1977-8	8.20	11.84	-3.2585	7.34	10.74	-3.0700
1977-9	9.17	7.03	2.002	8.01	7.97	0.0365
1977-10	12.23	12.69	-0.4086	9.45	11.77	-2.0778
1977-11	13.66	7.61	5.6249	10.28	8.65	1.4975
1977-12	13.58	4.10	9.1030	10.52	7.06	3.2357
1978-1	13.42	9.75	3.3429	10.24	12.54	-2.0405
1978-2	11.14	5.15	5.6972	8.19	6.02	2.0466
1978-3	9.30	8.68	0.5691	7.03	9.07	-1.8700
1978-4	8.34	8.69	-0.3200	6.73	10.50	-3.4136
1978-5	8.17	8.60	-0.3979	6.89	8.33	-1.3329
1978-6	8.30	4.68	3.4568	7.17	6.29	0.8285
1978-7	8.02	4.80	3.0745	6.52	6.39	0.1224
1978-8	7.79	8.29	-0.4573	6.70	7.52	-0.7606
1978-9	7.35	6.46	0.8346	6.16	6.20	-0.0384
1978-10	7.38	9.47	-1.9099	6.40	9.30	-2.6572
1978-11	7.58	8.17	-0.5468	6.74	8.43	-1.5572
1978-12	7.87	6.17	1.5978	7.00	8.67	-1.5410

CUADRO N° 1 (continuación)

Período	Tasa Nominal de Interés Activa	Tasa de Inflación en Precios Mayores	Tasa Real de Interés Activa	Tasa Nominal Pasiva	Tasa de Inflación en Precios al Consumidor	Tasa Real de Interés Pasiva
1979-1	7.59	9.56	-1.8016	6.68	12.02	-4.7662
1979-2	7.06	7.66	-0.5551	6.36	7.18	-0.7639
1979-3	7.03	7.75	-0.6688	6.36	7.46	-1.0276
1979-4	7.06	6.25	0.7599	6.42	6.77	-0.3253
1979-5	7.14	8.63	-1.3721	6.52	6.69	-0.1608
1979-6	7.26	9.97	-2.4642	6.68	9.25	-2.3558
1979-7	7.60	7.25	0.3266	6.99	6.91	0.0772
1979-8	8.10	13.68	-4.9051	7.31	10.84	-3.1853
1979-9	8.10	5.12	2.8361	7.35	6.62	0.6834
1979-10	8.00	1.05	6.8784	7.21	4.25	2.8399
1979-11	7.00	3.38	3.4971	6.18	5.01	1.1128
1979-12	6.90	2.49	4.3035	5.93	4.43	1.4349
1980-1	6.70	4.19	2.4137	5.77	6.96	-1.1130
1980-2	6.00	4.06	1.8601	5.14	5.21	-0.0681
1980-3	5.60	3.79	1.7478	4.83	5.63	-0.7600
1980-4	5.30	3.79	1.4596	4.47	5.99	-1.4362
1980-5	5.40	5.23	0.1636	4.54	5.62	-1.0241
1980-6	6.40	7.08	-0.6359	5.31	5.58	-0.2567
1980-7	7.10	2.89	4.0896	6.07	4.47	1.5294
1980-8	6.10	2.87	3.1385	4.98	3.36	1.5634
1980-9	5.50	2.84	2.5830	4.34	4.44	-0.0989
1980-10	5.30	5.27	0.0258	4.32	7.34	-2.8124
1980-11	5.40	2.60	2.7259	4.62	4.57	0.0464
1980-12	6.30	0.79	5.4686	5.46	3.74	1.6557

CUADRO N° 1 (conclusión)

Período	Tasa Nominal de Interés Activa	Tasa de Inflación en Precios Mayoristas	Tasa Real de Interés Activa	Tasa Nominal Pasiva	Tasa de Inflación en Precios al Consumidor	Tasa Real de Interés Pasiva
1981-1	6.40	2.43	3.8765	5.65	4.78	0.8261
1981-2	8.00	5.03	2.8252	6.52	4.09	2.3320
1981-3	10.30	4.71	5.3397	8.10	5.82	2.1544
1981-4	8.72	11.66	-2.6294	7.36	7.59	-0.2092
1981-5	9.14	7.70	1.3329	8.04	7.27	0.7191
1981-6	12.10	17.14	-4.2999	10.01	8.96	0.9670
1981-7	12.04	12.07	-0.0229	10.84	9.76	0.9869
1981-8	12.02	8.91	2.8512	10.34	7.63	2.5225
1981-9	10.26	6.88	3.1593	8.47	6.90	1.4723
1981-10	8.49	5.96	2.3908	7.00	5.66	1.2694
1981-11	8.93	10.43	-1.3623	7.40	6.96	0.4080
1981-12	8.20	10.11	-1.7342	6.92	8.44	-1.3977
1982-1	8.54	13.14	-4.0623	7.27	11.27	-3.5919
1982-2	8.50	5.41	2.9325	7.14	5.14	1.8976
1982-3	8.13	4.46	3.5115	6.81	4.61	2.0985
1982-4	10.08	5.88	3.9689	8.40	4.10	4.1289
1982-5	8.78	8.86	-0.0739	7.16	3.01	4.0240
1982-6	6.61	14.33	-6.7540	5.83	7.60	-1.6440

Las tasas nominales y reales se representaron, respectivamente, en los Gráficos 2 y 3. Las primeras ofrecen un comportamiento similar de la tasa activa y pasiva aunque la brecha entre ambas, spread, no es constante a través del tiempo. En los primeros meses ambas crecen hasta alcanzar un máximo absoluto, en el caso de las tasas activas, 13.66% en noviembre de 1977 y un máximo local de 10.52% las pasivas, en diciembre de dicho año, valor sólo superado en el mes de julio de 1981. A partir de enero de 1978 ambas tasas inician una tendencia declinante, aunque con oscilaciones hasta el último trimestre de 1981. Las tasas promedio fueron 6.96% con un coeficiente de variabilidad de .22 en el caso de las pasivas y 8.24% y .25 en ese orden, en las activas.

Las tasas reales evidencian una mayor variabilidad y un comportamiento bastante disímil, llegando en algunos casos a estar la tasa activa por debajo de la pasiva, aunque las tasas promedio del período son 1.34% y -.05%, respectivamente con coeficientes de variabilidad de 2.08 y 41.52 en ese orden. Las tasas promedio efectivas anuales correspondientes a los promedios geométricos son 14.89% y -1.08%, en cada caso.

Este valor negativo de la tasa pasiva es susceptible de explicarse por la diferencia entre la tasa de inflación ex-post y ex-ante, (de la que nos ocuparemos más adelante), aún más si se tiene en cuenta la alta variabilidad de aquella que dificulta su estimación.

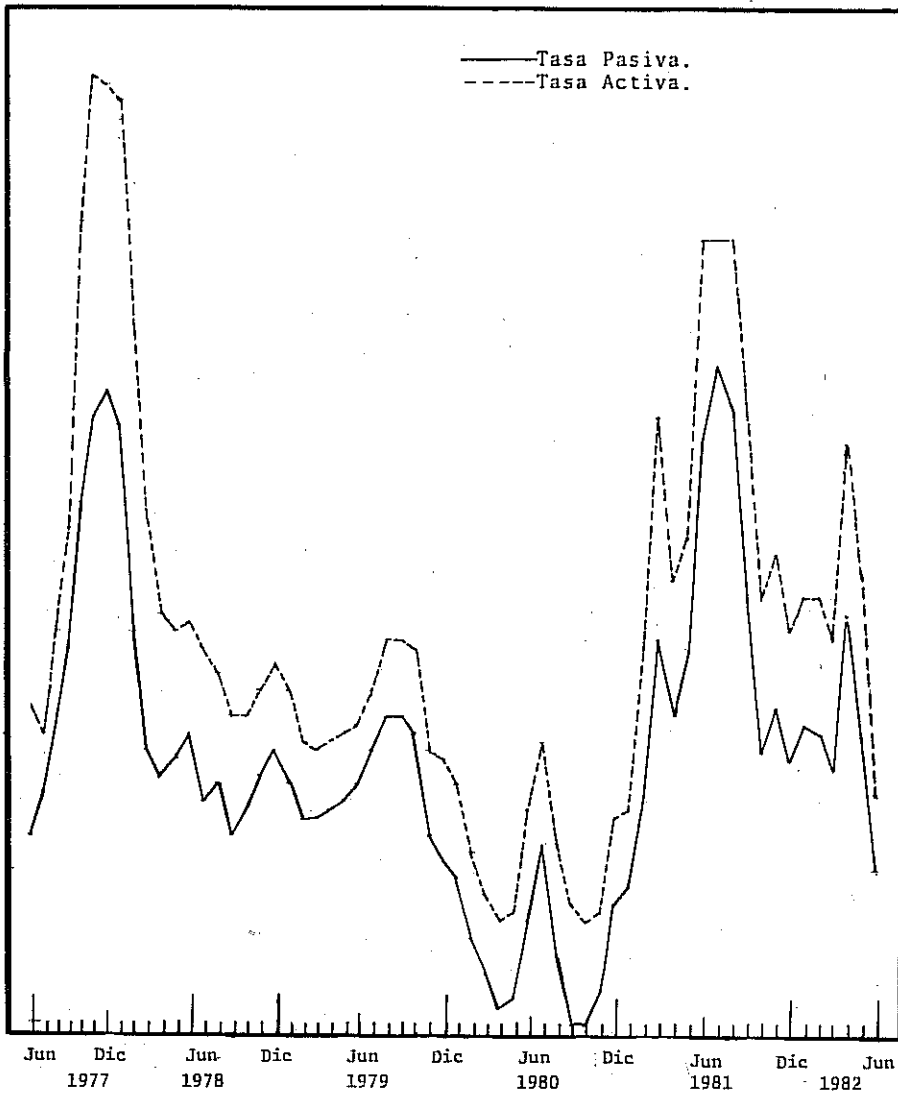
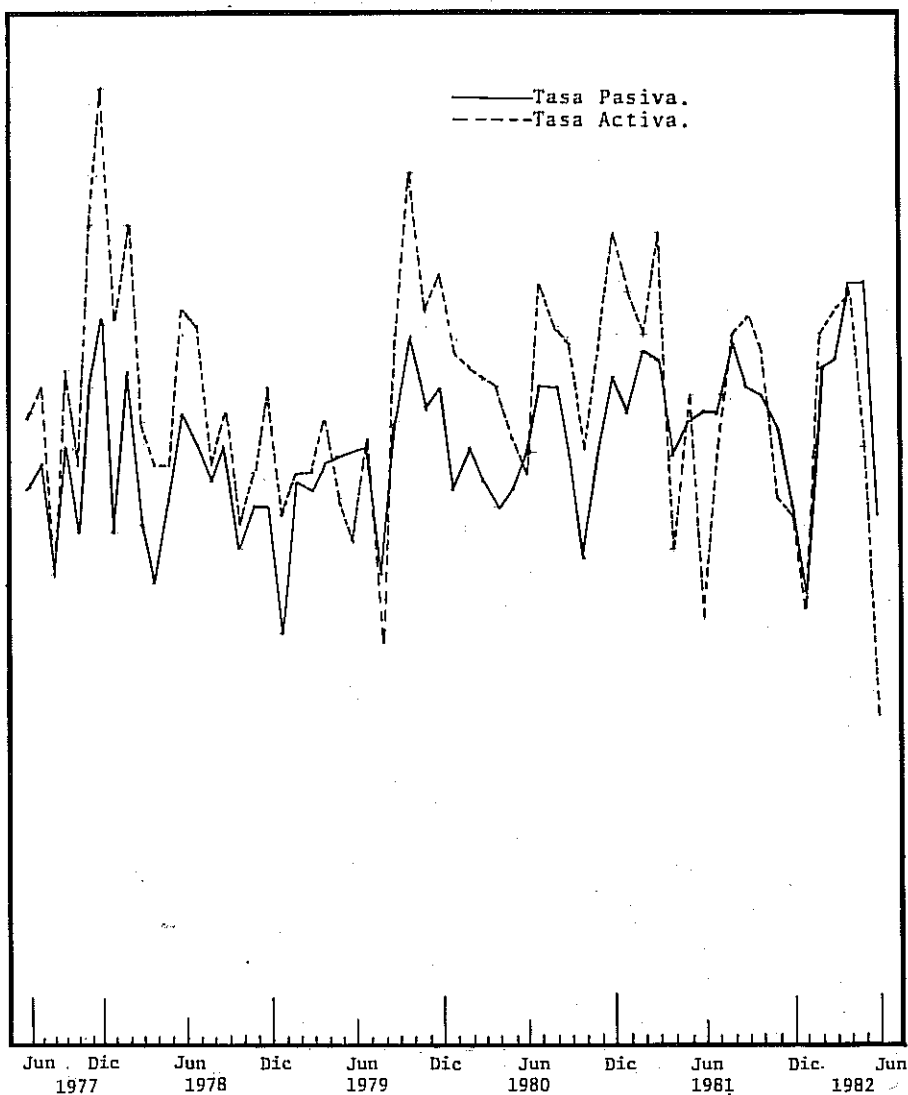
Gráfico 2Tasas de Interés Nominales

Gráfico 3

Tasas de Interés Reales



Cuadro N° 2Tasas de Interés Bancarias Promedio (+)
Junio 1977 a Junio 1982

	\bar{x}	Tasa Efectiva An	σ	c.v.
Tasa de Inflación en Precios al Consumidor	7.05 (7.02)	125.83	2.2	.31
Tasa de Interés Pasiva:				
- Nominal	6.96 (6.93)	123.39	1.6	.22
- Real	-.05 (-.08)		1.9	-41.52
Tasa de Inflación en Precios al por Mayor	7.01 (6.95)	124.06	3.4	.49
Tasa de Interés Activa:				
- Nominal	8.24 (8.20)	157.43	2.1	.25
- Real	1.34 (1.17)	14.89	2.8	2.08

(+) Las cifras entre paréntesis corresponden a los promedios geométricos empleados en la estimación de la tasa efectiva anual promedio.

Pero el valor de la tasa activa real difícilmente pueda adjudicarse a una deficiente estimación de la tasa de inflación, al tiempo que parece difícil aceptar como eficiente una transferencia de recursos reales del orden del 15% anual durante cinco años por el uso del capital financiero, más aún si se tiene en cuenta que el crecimiento anual promedio de la actividad económica medido por el promedio geométrico de las variaciones porcentuales trimestrales del PBI, total a precios de 1970 entre el segundo semestre de 1977 y el segundo de 1982, inclusive fue de -0.6% .

Con el objeto de comprobar si estos resultados -tasa pasiva negativa y la activa fuertemente positiva- están determinadas por circunstancias coyunturales intensas que afectaron el promedio o corresponden a circunstancias permanentes en este período, separaremos el análisis en tres sub-períodos: junio 1977 a diciembre 1978; enero 1979 a enero 1981 y febrero 1981 a junio 1982. En cada uno de ellos se implementaron esquemas de política económica diferentes, antes que por sus objetivos, que fueron los mismos en los cinco años, por los instrumentos utilizados para lograrlos, los que insidieron en distinta forma sobre el mercado financiero.

a) JUNIO 1977 A DICIEMBRE 1978

La reforma del sistema financiero de junio de 1977 se inscribe dentro de una tendencia general de política económica liberal. Unos meses atrás -noviembre de 1976- se había implementado una reducción arancelaria global a lo largo de toda la nomenclatura arancelaria de importación y se levantó la prohibición de importar algunos productos. Con ambas reformas se procuraba obtener una mejora en la asignación de recursos por una mayor apertura de la economía y por una acción eficiente y dinámica del mercado de capitales, que proveería la financiación necesaria para llevar adelante la conversión de la economía hacia patrones competitivos a nivel internacional y lograr así un sostenido nivel de crecimiento.

La respuesta de las tasas de interés nominales a las nuevas condiciones fue inmediata. En seis meses casi duplicaron sus niveles de junio. Si bien los niveles de inflación en precios al consumidor eran aun superiores, dado el contexto histórico de tasas fuertemente negativas y el incremento en el costo de oportunidad de mantener inventarios, la inversión en el mercado financiero resultó atractiva para los agentes económicos. Así los depósitos a plazo fijo registraron fuertes tasas de crecimiento, a tal punto que en diciembre de 1977 casi triplicaron en términos reales los existentes un año atrás, alcanzando una participación superior al 85% en el total de depósitos a interés en bancos.

Unido a este proceso el comportamiento favorable del sector externo por el excelente resultado agrícola 1976-1977 y los mayores saldos exportables de otras actividades, aportaron cierta estabilidad al tipo de cambio, que unido a las altas tasas nominales internas de interés ampliaron sustancialmente la brecha entre el costo del endeudamiento local y externo.

Esto indujo un ingreso neto de capitales no compensatorios en 1977 de casi 1.300 millones de dólares como resultado de las operaciones financieras de los sectores privado y bancario puesto que el gobierno determinó un egreso neto de 23 millones de dólares. Durante 1978 continuaron ingresando capitales no compensatorios, aunque con una menor participación del sector privado y mayor por parte del gobierno.

Estas circunstancias presionaron a la baja a las tasas de interés internas las que mantuvieron una tendencia declinante, aunque con algunas oscilaciones durante 1978, y se constituyeron en una fuente de expansión de la base monetaria, -dada la vigencia de tipo de cambio fijo- que, además de afectar la evolución de los precios, tendía a reforzar el efecto del ingreso de capitales a deprimir las tasas de interés internas.

Esto indujo a las autoridades monetarias a recurrir transitoriamente, en el segundo semestre de dicho año a la implementación de un encaje sobre los préstamos del exterior. Esta medida además de frenar la expansión de la base monetaria estrechó la brecha entre el costo del endeudamiento interno y externo.

El nivel de actividad económica que había manifestado una recuperación importante en 1977 con una variación porcentual de 6.4%, aproximadamente con respecto al año anterior, se contrajo nuevamente (-3.4%) en particular por el comportamiento recesivo del sector industrial (-10.5%) que debió adecuarse a las nuevas condiciones financieras y a un grado creciente de competencia de sustitutos importados.

La tasa de interés pasiva, promedio mensual en este período fue 7.59% frente a un crecimiento de los precios al consumidor de 8.42% de modo que la tasa real fue negativa en .75%. Los valores anualizados de los promedios geométricos respectivos fueron 140.24%, 163.28% y -8.75%.

Por el contrario la tasa activa fue altamente positiva en términos reales, 1.57% promedio aritmético mensual y 20.47% la tasa efectiva anual, como resultado de una tasa nominal promedio de 9.27% y un crecimiento en los precios mayoristas de 7.59%. (Cuadro N° 3).

Pese a la transferencia de recursos reales de los ahorristas al sistema financiero, ante la tendencia declinante del tipo de cambio y la mayor competencia externa de los bienes transables se avanzó hacia el objetivo de monetización de la economía, principalmente a través del aumento de los depósitos a interés. Así el coeficiente de liquidez global pasó de 8% en 1976 a 16% en diciembre de 1977 y 18% en 1978, en tanto la participación de los depósitos a plazo fijo en M₄ pasó de 15.71% en enero de 1977 a 42.36% en diciembre de ese año y 47.06% en diciembre de 1978.

Cuadro N° 3

Tasas de Interés Bancarias Promedio (+)
Junio 1977 a Diciembre 1978

	\bar{x}	Tasa Efectiva An	σ	c.v.
Tasa de Inflación en Precios al Consumidor	8.42 (8.40)	163.28	1.8	.21
Tasa de Interés Pasiva:				
- Nominal	7.59 (7.58)	140.24	1.5	.19
- Real	-.75 (-.76)	-8.75	1.7	-2.28
Tasa de Inflación en Precios al por Mayor	7.59 (7.56)	139.86	2.3	.30
Tasa de Interés Activa:				
- Nominal	9.27 (9.25)	188.97	2.2	.24
- Real	1.60 (1.57)	20.47	2.9	1.79

(+) Las cifras entre paréntesis corresponden a los promedios geométricos empleados en la estimación de la tasa efectiva anual promedio.

También fue significativa la expansión del crédito bancario pese a las altas tasas activas. El total del crédito bancario en términos reales fue de 2.454, 3.554 y 3.951 millones de pesos de 1960 en 1976, 1977 y 1978, en ese orden con una participación creciente del sector privado que pasó de 64% a 70% y 76% en los años comentados.

b) ENERO 1979 A ENERO 1981

El 20 de diciembre de 1978 el gobierno anunció un plan económico tendiente a profundizar la inserción de nuestra economía en el contexto internacional y combatir la inflación ligando estrechamente nuestros precios a los internacionales. En pos de estos objetivos los instrumentos básicos fueron un programa gradual de reducciones arancelarias trimestrales que culminaría en 1984, la liberación de los movimientos de capitales, la fijación del tipo de cambio implícito en la tasa de devaluación diaria, definida inicialmente hasta agosto de 1979, y de los precios de los servicios públicos en magnitudes acordes con la tasa de devaluación.

Con estos enunciados se intentó brindar a los agentes económicos un marco de referencia explícito sobre el comportamiento de variables macroeconómicas fundamentales y así disminuir el grado de incertidumbre.

Bajo estas condiciones la tasa de interés interna quedaba estrechamente vinculada a la internacional y la tasa de inflación debería converger más lentamente a la mundial, en virtud del rezago en el ajuste de los precios de los bienes no comerciados. Así en una primera etapa la tasa de interés real sería negativa por la inflexibilidad de los precios de los no transados y a medida que se produzca la convergencia del nivel global de precios la tasa de interés real alcanzaría su nivel de largo plazo.

Durante este período las tasas nominales de interés

manifestaron una tendencia declinante aunque con oscilaciones, así aumentan a mediados de 1979 a consecuencia de un rebrote de las expectativas inflacionarias originadas probablemente en el aumento del precio de la carne en los mercados internacionales. En el último trimestre declinan nuevamente, proceso que ha de mantenerse hasta mayo de 1980, en que expectativas de modificaciones de la pauta cambiaria invierten la tendencia para volver a declinar en julio, cuando se elimina el requisito de permanencia por un año de los capitales que ingresan del exterior y revertirse nuevamente hacia fin de año al crecer las perspectivas de modificación de la pauta cambiaria.

Las tasas de inflación también evidenciaron una tendencia declinante aunque se mantuvo la mayor variabilidad comentada antes. La tasa de interés real pasiva continuó siendo negativa y la tasa activa fuertemente positiva, el promedio anualizado de ambas tasas fue -4% y 18% respectivamente. En el Cuadro N° 4 se observan los valores promedio de las variables relevantes.

En realidad este período debería dividirse en dos subperíodos, el primero en que existe un alto grado de confiabilidad en las pautas anunciadas, y el otro donde comienzan a vislumbrarse ciertas dificultades que acentúan las expectativas de modificaciones importantes principalmente de la norma cambiaria.

El lento ajuste de la variación de los precios internos a la tasa de inflación internacional y la tasa de devaluación determinaron una sostenida tendencia declinante del tipo real de cambio. El componente importado de la oferta global adquirió participación creciente presionando a la baja los precios de los bienes comercializados. Esto afectó los precios relativos en favor de los bienes no transados que indujeron a sustituciones en la demanda y el desplazamiento de factores productivos.

Este proceso ya comienza a insinuarse en 1979. En

Cuadro N° 4

Tasas de Interés Bancarias Promedio (+)
Enero 1979 a Enero 1981

	\bar{x}	Tasa Efectiva An	σ	c.v.
Tasa de Inflación en Precios al Consumidor	6.21 (6.19)	105.51	2.1	.34
Tasa de Interés Pasiva:				
- Nominal	5.82 (5.82)	97.05	1.0	.16
- Real	-.34 (-.35)	-4.12	1.7	-5.01
Tasa de Inflación en Precios al por Mayor	5.22 (5.18)	83.35	3.0	.57
Tasa de Interés Activa:				
- Nominal	6.65 (6.65)	116.53	.9	.13
- Real	1.43 (1.25)	18.10	2.6	1.83

(+) Las cifras entre paréntesis corresponden a los promedios geométricos empleados en la estimación de la tasa efectiva anual promedio.

este año el balance de pagos fue positivo debido al ingreso de capitales no compensatorios y a la asignación de derechos especiales de giro pero las transacciones corrientes fueron deficitarias, 461,6 millones de dólares. Durante 1981 si bien el movimiento de capitales continuó siendo positivo, 2.599 millones de dólares los no compensatorios, el balance de pagos resultó negativo (-2.515 millones de dólares) por el déficit de la cuenta corriente tanto en mercancías como en servicios.

Los sectores productivos que debían adecuar sus estructuras a las nuevas pautas, en 1979 evidenciaron un crecimiento global de 7.9% a nivel anual, siendo aún más intenso en el primer semestre. En 1980 los sectores productores de servicios mantuvieron su comportamiento expansivo (2.9%) pero no así los sectores productores de mercancías (-.7%) de modo que el nivel de actividad global experimentó una brusca desaceleración de la tasa de crecimiento (10%).

Este cambio en la composición sectorial del producto originado en gran medida en las modificaciones de los precios relativos en favor de los no transados -fundamentalmente servicios-, juntamente con tasas de interés activas fuertemente positivas desde 1977 afectaron la rentabilidad de gran número de empresas, principalmente industriales y con ello la estabilidad de algunas entidades bancarias, de modo que en el segundo trimestre de 1980 se produce la quiebra de un número importante de instituciones financieras, entre las que figura uno de los mayores bancos del país.

Las presiones políticas originadas por estas circunstancias deterioraron la credibilidad en la continuación del plan enunciado, principalmente en cuanto a la pauta cambiaria. Las expectativas de devaluación explican el alza de las tasas nominales a mediados de 1980, no obstante la disminución de la tasa de inflación. Si bien a partir de julio comienzan a disminuir por la mayor liberalización de los movimientos de capitales ya

comentado, las perspectivas de modificación de la política económica por el anuncio de cambio de autoridades gubernamentales, la crisis que comprometía la subsistencia de algunos sectores productivos y el creciente drenaje de reservas internacionales indujeron una nueva suba a partir de diciembre.

Si bien el cambio de autoridades recién tiene lugar en marzo, en el mes de febrero se quiebra la pauta cambiaria al anunciarse una devaluación del 10% independientemente de la prevista.

Por estas razones este período se subdividió en dos: desde enero de 1979 hasta marzo de 1980 y desde abril de ese año hasta enero de 1981. La fecha divisoria, si bien es arbitraria se eligió por la repercusión que tuvo en el mercado financiero la intervención al Banco de Intercambio Regional, el fin de marzo de 1980.

Es evidente la disminución del promedio de las tasas de interés nominales y de inflación entre uno y otro subperíodo, en tanto no es homogéneo el comportamiento de las tasas reales. En el primer subperíodo la tasa real anual pasiva fue -7%, que indica cierta mejora con respecto al período anterior (junio 1977, diciembre 1978), -9%, mejora que se acentúa en el segundo período en que por primera vez resulta neutra. Vale decir que si bien no obtuvieron los ahorristas una compensación real por la postergación del consumo al menos no sufrieron un deterioro de su poder adquisitivo. La tasa activa real entre enero 1979 y marzo 1980 descendió de 20% entre junio de 1977 y diciembre de 1978 a 10%. Se redujo a la mitad, pero en el subperíodo abril 1980, enero 1981 crece abruptamente hasta alcanzar el mayor promedio anual: 31% real. (Cuadro N° 5)

Esta diferencia en gran medida se explica por diferente evolución de los índices de precios al consumidor y al por mayor 79% y 53%, respectivamente. En los precios al consumidor es mayor el componente de bienes no

Cuadro N° 5

Tasas de Interés Bancarias Promedio (+)
Enero 1979 a Marzo 1980 y
Abril 1980 a Enero 1981

	Ene.79/Mar.80			
	\bar{x}	Tasa Efectiva An	σ	c.v.
Tasa de Inflación en Precios al Consumidor	7.01 (6.09)	125.09	2.1	3.0
Tasa de Interés Pasiva:				
- Nominal	6.38 (6.38)	110.04	.7	.11
- Real	-.56 (-.57)	-6.69	1.8	-3.24
Tasa de Inflación en Precios al por Mayor	6.32 (6.27)	107.53	3.2	.51
Tasa de Interés Activa:				
- Nominal	7.14 (7.14)	128.79	.7	.10
- Real	.86 (.82)	10.24	2.9	3.45

(+) Las cifras entre paréntesis corresponden a los promedios geométricos empleados en la estimación de la tasa efectiva anual promedio.

CUADRO N° 5 (conclusión)

	Abr.80/Ene.81			
	\bar{x}	Tasa Efectiva An	σ	c.v.
Tasa de Inflación en Precios al Consumidor	4.99 (4.99)	79.28	1.1	.22
Tasa de Interés Pasiva:				
- Nominal	4.98 (4.97)	79.06	.6	.12
- Real	-.00 (-.02)	-.12	1.4	-1.39
Tasa de Inflación en Precios al por Mayor	3.58 (3.57)	52.56	1.7	.47
Tasa de Interés Activa:				
- Nominal	5.92 (5.92)	99.37	.6	.10
- Real	2.29 (2.27)	30.94	1.9	.83

(+) Las cifras entre paréntesis corresponden a los promedios geométricos empleados en la estimación de la tasa efectiva anual promedio.

transables (principalmente servicios) en tanto en la canasta de precios al por mayor predomina el componente comercializado que fue el más dinámico en el proceso anti-inflacionario.

La concertación de préstamos a tasas reales de tal magnitud, en diciembre de 1980 se alcanza un pico de 5.47% real, es decir una tasa equivalente anual de 89%, ver Cuadro N° 1, sólo se explica por las expectativas crecientes de devaluación que indujeron a una toma generalizada de posiciones en divisas.

c) FEBRERO 1981 A JUNIO 1982.

La devaluación del mes de febrero de 10% antes de calmar las expectativas de modificaciones en el tipo de cambio las alentaron, así la demanda de divisas para cancelar obligaciones con el exterior o como activo alternativo de inversión determinaron una caída importante de las reservas internacionales, de 7.288,3 millones de dólares a fin de diciembre de 1980 pasaron a 4.289,8 millones de dólares a fin de marzo de 1981. Por otra parte durante el primer trimestre de este año las necesidades de financiamiento de la Tesorería se atendieron con créditos del Banco Central para no presionar a aumentos mayores de la tasa de interés con la colocación de Letras de Tesorería. Así se contrarrestó el efecto contractivo del sector externo sobre la base monetaria con el efecto expansivo del sector gobierno generando una oferta de dinero superior a la demanda, acentuando aún más el drenaje de divisas y aislando la evolución de las tasas de interés internas de la internacional.

El 2 de abril de 1981 se modifica nuevamente el tipo de cambio en 29% y se anuncian ajustes periódicos según lo exigía la evolución de los precios internos, de este modo aunque subsistió el sistema de cambio fijo varió totalmente la política cambiaria.

Durante este mes las tasas de interés nominales retrocedieron en forma apreciable, no obstante los niveles de inflación por encima de las tasas de devaluación de abril y mayo, 3.6%, y la presión del sector externo, determinaron una tendencia alcista de las tasas de interés e indujeron a una nueva devaluación de 30% a comienzos de junio, que fue acompañada por un desdoblamiento del mercado de cambios en uno comercial y otro financiero; la reducción del plazo para la negociación de divisas por exportaciones, la prohibición de cancelar anticipadamente importaciones y otorgar seguro de cambio a los préstamos del exterior con plazos superiores a un año para incentivar la entrada de capitales.

Así a mediados de año el sector externo vuelve a tener un comportamiento expansivo, alentado por normas cada vez más favorables al ingreso de capitales, el tipo de cambio sigue a la tasa interna de inflación y las tasas de interés nominales inician una tendencia descendente, aunque con algunas oscilaciones, hasta abril de 1982.

A fin de 1981 el Banco Central habilitó líneas de crédito especiales para que las empresas pudieran refinanciar parte de sus pasivos con las instituciones financieras que se adhieran al sistema a siete años y para reactivar la actividad económica.

El descenso de las tasas nominales determinó tasas de interés reales negativas en los últimos meses de 1981, proceso que se invirtió a partir de febrero de 1982 por la desaceleración del ritmo inflacionario derivado del nuevo programa económico implementado por las nuevas autoridades. Este sintéticamente consistió en la reunificación del mercado cambiario, la congelación de los salarios de los empleados públicos, la contracción de los gastos corrientes del gobierno y la inversión pública.

El conflicto bélico del Atlántico Sur produjo un

empeoramiento del sector externo y mayor incertidumbre en el sector privado que repercutió desfavorablemente sobre las tasas de interés y la inflación. También determinó un cambio de autoridades que significó un vuelco en la orientación general de la política económica, implicando en cuanto a las tasas de interés el retorno a las tasas bancarias nominales controladas.

Los resultados promedio de este período tan heterogéneo en cuanto a políticas económicas, determinan una tasa pasiva real positiva de 16% anual y una tasa activa real de 6%. Vale decir que fue el único período en que los ahorristas obtuvieron una compensación en términos de poder adquisitivo en tanto la transferencia de recursos reales por la utilización del capital de los tomadores de fondos si bien no es baja, se acerca a niveles razonables, 4%. (Cuadro N° 6)

No obstante estos guarismos antes que lograrse por un funcionamiento competitivo y equilibrado del sistema financiero se obtienen por la compensación de desequilibrios en distintos sentidos, circunstancia que se pone de manifiesto en los altos valores alcanzados por los coeficientes de variabilidad de las tasas tanto pasivas como activas, 1.49 y 3.27, en ese orden.

Cuadro N° 6Tasas de Interés Bancarias Promedio (+)
Febrero 1981 a Junio 1982

	\bar{x}	Tasa Efectiva An	σ	c.v.
Tasa de Inflación en Precios al Consumidor	6.75 (6.73)	118.54	2.1	.31
Tasa de Interés Pasiva:				
- Nominal	7.99 (7.85)	147.68	1.3	.16
- Real	1.24 (1.05)	13.33	1.9	1.49
Tasa de Inflación en Precios al por Mayor	8.98 (8.92)	178.84	3.6	.40
Tasa de Interés Activa:				
- Nominal	9.51 (9.33)	191.75	1.4	.14
- Real	.48 (.38)	4.42	2.9	3.27

(+) Las cifras entre paréntesis corresponden a los promedios geométricos empleados en la estimación de la tasa efectiva anual promedio.

IV. TASAS DE INTERES Y TASAS DE INFLACION EX-ANTE

Tal como se comentó en el apartado II la relación entre tasa de interés y tasa de inflación interesa en cuanto el análisis de transferencia de recursos entre el sistema financiero, los oferentes y demandantes de fondos como resultado de las operaciones efectuadas. No obstante, en cuanto a la determinación de la tasa de interés la variable relevante es la tasa de inflación esperada, puesto que el momento de decidirse el valor de "i" al que se efectúa una transacción se desconoce la variación de precios que efectivamente se producirá.

En este sentido se elaboraron series de inflación esperada bajo el supuesto de expectativas adaptativas. Es decir, la variación de la tasa esperada de inflación se ajusta en forma lineal al error de predicción del período anterior en una proporción β donde β refleja la velocidad de ajuste. Un $\beta = 1$. es el caso particular de ajuste instantáneo, que se verifica bajo la hipótesis de predicciones perfectas. Por el contrario, cuánto más próximo a "0" sea β , más lento será el ajuste, mayor peso tendrán las observaciones lejanas.

$$\Pi_t^e - \Pi_{t-1}^e = \beta (\Pi_{t-1} - \Pi_{t-1}^e).$$

Haciendo pasaje de términos:

$$\Pi_t^e = \beta \Pi_{t-1} + (1 - \beta) \Pi_{t-1}^e.$$

Sustituyendo sucesivamente el valor de Π_{t-k}^e en el segundo miembro, el valor de Π_t^e se puede expresar como promedio ponderado de la tasa de inflación de los períodos anteriores:

$$\Pi_t^e = \sum_{k=0}^n C_k \Pi_{t-k},$$

tal que:

$$C_k = (1 - \beta)^k,$$

con C_k sujeto a la condición:

$$\sum_{k=0}^n C_k = 1,$$

donde "n" representa el número de observaciones previas que se considerarán en la estimación, valor que se elige en forma más o menos arbitraria conforme a las observaciones con que se cuente.

En este caso se eligió $n=12$ y se efectuaron estimaciones para las series de precios con β variando entre .1 y 1. con intervalos de un décimo. A fin de testear la ecuación de Fisher dándole las mayores probabilidades de ajuste se correlacionaron las series de tasas de interés pasivas y activas, con cada una de las diez series de tasas de inflación esperada para los respectivos índices de precios considerados, seleccionándose la velocidad de ajuste según el mayor nivel de correlación.

De cumplirse la ecuación de Fisher:

$$i_t = r + \Pi^e,$$

el R^2 será significativamente distinto de "0", la pendiente igual a "1" y "r" estará representada por la ordenada al origen. Si bien el supuesto de "r" constante en el corto plazo es fuerte por la variabilidad del riesgo, y las distintas fases del ciclo económico, entre otros factores, se aceptó igual en estas circunstancias en que su variabilidad puede resultar despreciable frente a la magnitud y oscilaciones de la tasa de inflación.

Esta ecuación se testeó para la tasa pasiva en fun-

ción de las tasas esperadas de inflación en precios al consumidor y para la tasa activa relacionándola con las expectativas de inflación en el nivel general de precios al por mayor. Se efectuaron ajustes para ambas tasas con las diez series de inflación esperada obtenidas con los distintos β en cada caso, para el período junio 1977, junio 1982 y los cinco subperíodos antes definidos, (junio 1977, diciembre 1978; enero 1979, enero 1981; enero 1979, marzo 1980; abril 1980, enero 1981 y febrero 1981, junio 1982), a fin de verificar si la consideración de plazos más homogéneos en cuanto a política económica incide en la estimación.

Se testearon además de la relación lineal, donde la tasa de interés se vincula en forma directa con la tasa de inflación esperada, tal como lo propone Fischer; la relación entre la variación en la tasa de interés y la tasa de inflación esperada y finalmente la variación en la tasa de interés depende de la variación en la tasa de inflación esperada, con resultados muy similares para las tres funciones.

En los Cuadros N° 7 y 8 -para las tasas activas y pasivas, respectivamente- se consignan los R^2 ajustados por grados de libertad a fin de hacerlos comparables entre períodos de tiempo de distinta duración. Se subrayaron además los mayores valores de correlación y se transcribieron para estos últimos el valor de las constantes de regresión: "a" ordenada al origen y "b" pendiente, indicando en cada caso entre paréntesis los test "T" de estos coeficientes.

En términos generales la tasa de inflación esperada explica las tasas de interés más que la tasa de inflación ex-post, con excepción de la tasa pasiva en el período abril 1980, enero 1981 en que el supuesto de predicciones perfectas produce el mejor ajuste, aunque la inestabilidad de los coeficientes no permite descartar la hipótesis de independencia de las variables. La velocidad de ajuste de las expectativas que ofrece mayor correlación no es uniforme para los distintos subperíodos.

Cuadro N° 7

Coefficiente de Correlación entre Tasa de Interés Pasiva y Tasa de Inflación Esperada
 (Estadísticas Mensuales) en Presión al Consumidor (I2 Correlación)

A	Junio 1977 a Junio 1982		Junio 1977 a Diciembre 1979		Enero 1979 a Enero 1981		Enero 1979 a Marzo 1980		Abril 1980 a Enero 1981		Febrero 1981 a Junio 1982	
	Y ₁ -bX	lnY ₁ -bX	Y ₁ -bX	lnY ₁ -bX	Y ₁ -bX	lnY ₁ -bX	Y ₁ -bX	lnY ₁ -bX	Y ₁ -bX	lnY ₁ -bX	Y ₁ -bX	lnY ₁ -bX
1	.144	.191	.652	.517	.623	.653	.665	.610	.013	.011	-.064	-.060
2	.231	.277	.632	.606	.523	.538	.571	-.045	-.043	-.046	.001	.007
3	-.296	.334	.581	.562	.439	.449	.448	-.057	-.054	-.046	.101	.096
4	-.325	.353	.515	.491	.366	.373	.410	-.041	-.037	-.047	.171	.163
5	-.324	.345	.445	.423	.303	.306	.336	-.010	-.004	-.020	.196	.185
6	-.318	.321	.379	.352	.247	.248	.267	.027	.035	.013	.190	.177
7	-.280	.290	.320	.299	.199	.198	.207	.063	.072	.045	.169	.154
8	-.251	.259	.269	.235	.155	.155	.155	-.080	-.101	.072	.142	.125
9	-.221	.227	.224	.190	.119	.119	.111	.104	.118	.089	.113	.097
10	-.194	.197	.196	.152	.086	.087	.074	.109	.125	.096	.086	.069
b.	.58	.06	.61	.69	.70	.12	.87	-.24	-.05	-.23	.45	.32
	(5.46)	(5.6)	(6.07)	(6.3)	(4.97)	(5.12)	(5.36)	(-1.45)	(-1.51)	(-1.40)	(2.2)	(2.03)
1-	2.8	1.3	1.76	.46	1.05	.95	.10	6.18	1.84	1.97	4.8	1.44
	(3.67)	(12.27)	(2.93)	(2.24)	(.93)	(5.53)	(.30)	(7.28)	(11.13)	(7.37)	(3.5)	(9.34)

Cuadro N° 8

Coefficientes de Correlación entre Tasas de Interés Activas y Tasas de Inflación Esperada
(Específicamente Adaptadas) en Precios al Por Mayor (Índice Corregido)

λ	Junio 1977 a Junio 1982		Junio 1977 a Diciembre 1978		Enero 1979 a Enero 1981		Enero 1979 a Marzo 1980		Abril 1980 a Enero 1981		Febrero 1981 a Junio 1982	
	Y _{t+12} lnY _{t+12}	lnY _{t+12}	Y _{t+12} lnY _{t+12}	lnY _{t+12}	Y _{t+12} lnY _{t+12}	lnY _{t+12}	Y _{t+12} lnY _{t+12}	lnY _{t+12}	Y _{t+12} lnY _{t+12}	lnY _{t+12}	Y _{t+12} lnY _{t+12}	lnY _{t+12}
1	.174	.232	.229	.252	.582	.584	.745	.769	-.116	-.112	-.109	-.056
2	.275	.337	.329	.353	.631	.634	.653	.665	-.124	-.123	-.116	-.063
3	.325	.384	.268	.288	.595	.572	.529	.551	-.125	-.125	-.121	-.037
4	.331	.384	.169	.184	.495	.495	.431	.447	-.125	-.125	-.119	-.014
5	.322	.357	.084	.095	.438	.417	.341	.334	-.125	-.125	-.112	-.025
6	.278	.320	.095	.093	.366	.348	.263	.260	-.120	-.121	-.101	-.009
7	.243	.279	-.011	-.005	.304	.288	.197	.199	-.117	-.114	-.086	-.019
8	.211	.244	-.022	-.025	.251	.238	.144	.145	-.106	-.013	-.067	-.030
9	.182	.211	-.043	-.004	.206	.195	.102	.014	-.029	-.020	-.049	-.040
10	.156	.182	-.049	-.047	.168	.159	.069	.072	-.078	-.075	-.032	-.048
b.	.253 (5.94)	.06 (6.20)	2.44 (3.15)	1.78 (3.25)	.42 (6.53)	.06 (6.64)	.56 (6.47)	.56 (6.80)	.06 (4.49)	-.10 (-1.51)	-.05 (-1.76)	.11 (1.28)
b.	4.57 (6.60)	1.63 (21.43)	9.59 (-1.20)	3.85 (-1.69)	4.14 (10.97)	1.51 (25.38)	3.10 (4.91)	1.37 (15.11)	.06 (12.03)	-2.79 (-35.02)	-3.01 (-13.02)	1.98 (14.67)

Con respecto a las tasas pasivas para la totalidad del período en que rigieron tasas libres, junio 1977 a junio 1982, la mejor regresión corresponde a $\beta = .4$ en las tres funciones testeadas. La tasa de inflación esperada explica algo más del 30% que la media, vale decir que es baja, y el valor de los coeficientes no se ajustan a los esperados conforme a la ecuación de Fisher. No obstante los test "T" sugieren que ambos son significativos de modo que es dable aceptar la variable expectativas de inflación como explicativa de la tasa de interés aunque sería necesario incorporar más información para mejorar el ajuste.

En el período junio 1977, diciembre 1978, también es el $\beta = .4$ el que da una mejor regresión, si bien cabe suponer la conveniencia de incorporar otras variables explicativas al modelo, el ajuste mejora y el valor de las constantes se aproxima más al valor esperado de ellas: la pendiente es 1.06 y la ordenada al origen -1.22, si bien el test "T" indica que esta última no es significativa, verifica el signo que se obtuvo en el análisis ex-post, tasa de interés real negativa.

Para el lapso comprendido entre enero 1979 y enero 1981, aunque el ajuste no es óptimo, se obtienen resultados interesantes. El R^2 ajustado es superior a .60 en las tres ecuaciones planteadas. La hipótesis de ajuste más lento de expectativas de inflación $\beta = .1$ es la que mejor explica la tasa de interés. Esto es coherente con el esquema global de política económica que propendía a una lenta convergencia de la tasa de interés interna a la internacional, si bien la evolución del crecimiento de los precios en este período tiene fuertes oscilaciones es evidente cierta tendencia declinante.

En el primero de los dos subperíodos, enero 1979 a marzo 1980 mejoran algo los coeficientes y se repiten en términos generales los resultados obtenidos para el conjunto, y por el contrario para el segundo de ellos, entre abril 1980 y enero 1981 no se obtienen valores sig-

nificativos en las regresiones, cabe recordar que este lapso se caracterizó por una desconfianza generalizada en la continuidad de la pauta cambiaria que presionó sobre las tasas de interés, ligándolas a las expectativas de devaluación antes que a la variación de los precios internos.

Entre febrero de 1981 y junio de 1982 el mejor ajuste se produce con $\beta = .5$ pero ninguno de los coeficientes obtenidos es significativo, circunstancia que condice con los comentarios efectuados relativos a la falta de una política global consistente.

El Cuadro N° 10 es similar al N° 9 pero se refiere a la relación entre tasa activa y tasa esperada de inflación en precios mayoristas. En términos generales no hay discrepancias sustanciales con los comentarios efectuados para las tasas pasivas. Así para todo el período junio 1977, junio 1982 $\beta = .4$ es el que mejor regresión proporciona y su valor explicativo supera al de la media más de 30% en las tres funciones testeadas. También se verifica la lenta velocidad de ajuste de las expectativas entre enero 1979 y enero 1981 y entre enero 1979 y marzo 1980 en que el $\beta = .1$ es que mejor correlación evidencia, alcanzándose los mayores valores de R^2 , en especial para el primer subperíodo, aproximadamente .75 variando según la función considerada. Para el segundo subperíodo, abril 1980, enero 1981, si bien no coincide la velocidad de ajuste de las expectativas, al igual que respecto a las tasas pasivas los coeficientes de regresión obtenidos no son significativos. El R^2 corregido por grados de libertad es negativo, de modo que la media de la tasa de interés da una mejor explicación que la variable independiente, tanto cuando se relacionan valores absolutos como tasas de crecimiento. Tampoco son significativos los coeficientes relativos al período febrero 1981, junio 1982.

Sólo entre junio 1977 y diciembre 1978 se observan diferencias en la velocidad de ajuste de las expectati-

vas de inflación sin que pueda rechazarse la hipótesis de independencia de las variables. En el caso de la tasa pasiva el $\beta = .4$ es el que mejor ajusta y en este caso es el $\beta = .2$. Para ambas tasas el poder explicativo de la variable es pobre, alrededor de .35%.

A modo de síntesis de estos comentarios diremos que en general las tasas de interés nominales mantuvieron vinculación con las tasas de inflación esperada entre junio 1977 y junio 1982 aunque la ecuación de Fisher no se cumplió. En primer lugar los valores de los coeficientes de regresión esperados ($a=r$ y $b=1$) no se verificaron y si bien no se puede descartar la hipótesis de relación entre las variables, en general es pobre y no homogénea a lo largo del tiempo en que rigió libertad de tasas por lo tanto, es dable esperar la existencia de otras variables que mejoren el ajuste. Por otra parte de las tres funciones testeadas la lineal, la implícita en la ecuación de Fisher, es la de menor R^2 , en tanto la tasa esperada de inflación explica mejor la variación de la tasa de interés $R^2 = .384$ frente a $R^2 = .331$.

El análisis de períodos menores pone de manifiesto que la velocidad de ajuste de las expectativas de inflación y el grado de relación entre ambas variables variaron según el contexto de política económica imperante.

El primero de ellos junio 1977 a diciembre de 1978 se caracterizó por una apertura al comercio internacional de bienes y capitales en un esquema global de lineamientos liberales, dentro de los cuales se inscribe la reforma financiera. El alza de las tasas de interés por encima del tipo de cambio más la tasa de interés internacional alentó la recurrencia del sector privado al crédito externo. Así en tanto para la tasa pasiva se obtiene una mejor regresión, con respecto al total del período en que rigió la libertad de tasas: $R^2 = .447$ y $R^2 = .353$ respectivamente; no sucede igual con las tasas activas que no observan un aumento en el poder explicativo de las expectativas al considerar un período más

homogéneo en cuanto a política económica sino una leve disminución del R^2 , .353 y .384, debido a la competencia del crédito externo. Cabe recordar que al hablar del R^2 siempre hacemos referencia al ajustado por grados de libertad a fin de hacer comparables resultados con distinto número de observaciones.

Los mejores ajustes se obtienen para ambas tasas entre enero 1979 y enero 1981 con R^2 de .658 y .662 para tasas pasivas y activas respectivamente, cuando se brindó a los agentes económicos un marco de referencia explícito respecto a la evolución de variables macroeconómicas fundamentales a mediano y largo plazo. Es este lapso, el único en que la mejor regresión se obtiene con la ecuación lineal, aunque los valores de "a" y "b" obtenidos no permiten afirmar la vigencia de la proposición de Fisher.

Al subdividir en dos este período se observa que en el primero de ellos, caracterizado por la credibilidad en la continuación del plan, los R^2 mejoran alcanzándose niveles de .67 y .77 para las tasas pasiva y activa, en ese orden, en la función doble logarítmica. Entre abril 1980 y enero 1981, ante el aumento de las principales expectativas de abandono de las pautas establecidas, principalmente la pauta cambiaria, las tasas de interés pierden vinculación con la evolución esperada de los precios internos bajo la presión de las perspectivas de devaluación.

Finalmente, entre febrero de 1981 y junio de 1982 se sucedieron distintos esquemas de política económica orientados fundamentalmente a la solución de problemas coyunturales, de modo tal que la relación entre ambas variables es muy baja en el caso de las tasas pasivas e inexistente en cuanto a las activas en que el valor de los coeficientes obtenidos no permiten descartar la hipótesis nula.

V. RELACION DE CAUSALIDAD TEMPORAL ENTRE TASAS DE INTERES INTERNAS Y TASAS DE INFLACION

Así como la correlación entre dos variables no implica necesariamente una relación de causalidad, el hecho de que no existe correlación o ésta sea baja no implica ausencia de causalidad temporal. Según Granger la evolución de los procesos a lo largo del tiempo proporciona información sobre causalidad temporal. La idea subyacente en este concepto es sencilla: una variable "X" causa temporalmente a la variable "Y" si se puede predecir "Y" mejor teniendo en cuenta el pasado de "X" que no teniéndolo.

Es decir, para testear la existencia, o no, de causalidad es necesario distinguir qué parte del proceso se explica por su propio pasado y que constituye una innovación. Para esto es necesario filtrar cada una de las series, hasta obtener ruido blanco, propiedad necesaria de las innovaciones. Las correlaciones cruzadas entre estas serán las que induzcan a aceptar o rechazar la hipótesis de causalidad. El test de Granger es una prueba sesgada contra la aceptación de la hipótesis: al filtrar la serie es factible eliminar la dinámica del proceso.

Se pueden dar distintas relaciones de causalidad. Llamando "x" a las innovaciones de "X" e "y" a las innovaciones de "Y" se pueden presentar los siguientes casos:

V. 1. CAUSALIDAD UNIDIRECCIONAL

- a) "X" causa "Y" e "Y" no causa "X": debe existir algún $\rho_{xy}(k)$ distinto de 0 para algún k mayor que 0 y los $\rho_{xy}(k)$ para todo k menor o igual a 0 deberá ser 0.
- b) "Y" causa "X" y "X" no causa "Y": cuando hay $\rho_{xy}(k)$ distintos de 0 para algún k menor que 0 y son 0 todos los ρ_{xy} si k es mayor o igual a 0.

V. 2. CAUSALIDAD INSTANTÁNEA

Se verifica por ser distinto de 0 el $\rho_{xy}(k)$ correspondiente a k igual 0 y son 0 los restantes $\rho_{xy}(k)$, es decir para aquellos k mayores o menores que 0.

V. 3. CAUSALIDAD BIDIRECCIONAL O RETROALIMENTACION

Corresponde a aquellos procesos en que "X" causa "Y" e "Y" causa "X", vale decir, cuando se obtienen $\rho_{xy}(k)$ distintos de 0 para algunos k mayores que 0 y simultáneamente para otros menores que 0.

De acuerdo con esto, a fin de determinar la existencia o no de relaciones de causalidad entre tasas de interés pasivas y activas y tasas de inflación en precios al consumidor y mayoristas, respectivamente, se procedió inicialmente a despejar las innovaciones mediante la aplicación de filtros ARIMA a cada una de las cuatro series mencionadas. Una vez verificada la ausencia de autocorrelación en los residuos se estimaron las correlaciones cruzadas entre 1 y 36 rezagos, obteniendo relaciones de causalidad distintas según se trate de tasas de interés pasivas o activas y las tasas de inflación pertinentes en cada caso.

a) TASA DE INTERES PASIVA Y TASA DE INFLACION EN PRECIOS AL CONSUMIDOR

Para filtrar las series tasa de interés pasiva se identificó un modelo robusto, procesado mediante la aplicación de una función bicuadrática, ARIMA (0,1, 1), sin componentes estacionales estocásticas o determinísticas. El parámetro promedio móvil de orden 1 fue -0.35946 y el correspondiente Test T fue -2.9427 . La estimación se efectuó sin media puesto que su incorporación aumentaba el error standard de los residuos y según el Test T no era estable. Los valores de los coeficientes de autocorrelación -Cuadro N° 9- considerados individualmente no son significativamente distintos de 0, a

excepción del parámetro 5, muy próximo al límite de aceptación, no obstante el valor de χ^2 : 12.78 con 23 grados de libertad no permite rechazar la hipótesis de ruido blanco de las innovaciones.

Cuadro N° 9

Tasa de Interés Pasiva al
Correlograma de los Residuos

1-12	.02	.07	-.03	-.08	.02	.01	-.19	.06	-.09	-.04	.04	-.06
St.E	.13	.13	.23	.13	.13	.13	.13	.14	.14	.14	.14	.14
13-24	-.02	.05	-.29	-.09	-.05	-.03	.12	.04	.09	.12	.07	-.07
St.E	.14	.14	.14	.15	.15	.15	.15	.15	.15	.15	.15	.15

El mismo método robusto se empleó para modelar la tasa de inflación en precios al consumidor pero el modelo ARIMA que se obtuvo fue más complejo (4,1,11). De los parámetros autorregresivos sólo el de orden cuatro fue distinto de cero: -.29048 (-2.0876). En todos los casos la cifra entre paréntesis ubicada junto al valor del parámetro es el test "T". En tanto los parámetros promedio móvil resultaron distintos de cero el uno y el once siendo sus valores correspondientes .62948 (5.3589) y .37364 (2.9366). En este caso la media resultó significativa: -.0011 (-3.0096). En el Cuadro N° 10 se transcriben las autocorrelaciones de los residuos ninguna de las cuales resultó significativamente distinta de 0, coincidentemente el test χ^2 : 9.22 no permite descartar la hipótesis de ruido blanco.

Cuadro N° 10

Tasa de Inflación en Precios al Consumidor.
Autocorrelograma de los residuos

1-12	.03	-.13	-.06	-.03	.13	-.06	-.07	.07	-.04	-.09	.06	.10
St.E	.13	.13	.14	.14	.14	.14	.14	.14	.14	.14	.14	.14
13-14	-.11	.07	.14	.02	.00	-.17	.01	-.02	-.08	-.05	.00	.12
St.E	.14	.14	.15	.15	.15	.15	.15	.15	.15	.15	.15	.15

En el Cuadro N° 11 se transcriben las correlaciones cruzadas, entre ambas series filtradas, mediante el mismo proceso robusto empleado en la estimación de los modelos ARIMA. En función de estos valores se elaboró el test de Pierce y Haugh. Conforme con éste, existe causalidad unidireccional en el sentido de Granger de precios al consumidor a tasa de interés pasiva. El valor del estadístico es 70.2118 en tanto el valor de χ^2 requerido con una posibilidad de error de .005 es 61.52834 siendo aún mayor la diferencia entre ambos si se trabaja con niveles de probabilidad de error más usuales como .05 ó .1. Por su parte no son significativos los valores obtenidos para causalidad contemporánea, 1.637496 ni para tasa de interés causando precios 32.0446.

b) TASA DE INTERES ACTIVA Y TASA DE INFLACION EN PRECIOS AL POR MAYOR

El filtro utilizado para la tasa de interés activa fue un ARIMA (0,1,4) siendo significativamente distintos de 0 los parámetros de orden uno y cuatro: -.48622 (-4.3621) y .28994 (2.4329) respectivamente. La inclu-

Cuadro N° 11

Correlaciones Cruzadas entre las Innovaciones de la Tasa de Inflación en Precios al Consumidor (x) y la Tasa de Interés Pasiva (y)

$\rho_{xy}(0) = .171$

Causalidad contemporánea: 1.637496
Causalidad bidireccional: 103.89395

X causa Y: 70.211848												
1-12	.008	.060	-.110	.029	-.083	-.274	.177	-.141	.062	.004	-.052	-.124
12-24	-.071	-.039	-.138	-.129	-.010	.360	-.132	-.416	.057	-.031	.336	-.011
24-36	-.106	.322	.087	-.165	.220	.088	.002	-.021	-.195	.306	-.086	-.507
Y causa X: 32.0446												
1-12	-.019	.089	-.108	.144	.206	.055	.123	-.105	-.144	.135	-.153	.161
12-24	.170	-.009	.078	-.203	-.174	.151	.217	-.040	-.062	-.131	.150	.216
24-36	.044	.088	.105	.039	.168	.085	-.091	.013	-.026	.025	.057	-.181

si3n de la media en el modelo disminuye el error standard de los residuos no obstante el bajo nivel de significaci3n $-.04789$ ($-.32627$). Las autocorrelaciones de los residuos, ninguno supera el duplo del desv3o standard y el test χ^2 favorece la hip3tesis de ruido blanco: 14.165.

Cuadro N° 12

Tasa de Inter3s Activa.
Autocorrelograma de los Residuos

1-12	-.02	-.11	.14	-.12	.02	-.10	-.16	.14	-.10	.04	-.01	-.18
St.E	.13	.13	.13	.13	.13	.13	.14	.14	.14	.14	.14	.14
13-14	.06	.10	-.21	-.09	-.03	.02	.01	.01	.06	.13	.01	-.00
St.E	.15	.15	.15	.15	.15	.15	.15	.15	.15	.15	.16	.16

El filtro empleado para la tasa de inflaci3n en precios al por mayor fue un ARIMA (4,1,1) siendo significativos s3lo los par3metros autorregresivos de orden cuatro y promedio m3vil de orden uno: $-.31837$ (-2.3466) y $.49676$ (4.0109) en ese orden. La inclusi3n de la media disminuy3 el desv3o standard del error aunque su nivel de significaci3n es bajo $.009783$ ($-.0586$). Tal como puede apreciarse en el Cuadro N° 13 ninguno de los coeficientes de autocorrelaci3n de residuos obtenidos difiere sustancialmente de 0 y el test χ^2 : 14.022 no permite descartar la hip3tesis de ruido blanco de las innovaciones.

Cuadro N° 13Tasa de Inflación en Precios al Por Mayor.
Autocorrelograma de los Residuos

1-12	.06	.00	-.19	-.04	.08	.01	.08	-.20	-.05	.06	-.12	.08
St.E	.13	.13	.13	.14	.14	.14	.14	.14	.15	.15	.15	.15
13-24	.03	.05	.08	-.03	-.05	-.20	-.00	-.01	-.18	.17	.06	.10
St.E	.15	.15	.15	.15	.15	.15	.16	.16	.16	.16	.16	.16

No obstante la conveniencia de emplear métodos robustos, en este caso no se encontraron modelos ARIMA tales que mejoren a los determinados en función de las series originales, pero si, al igual que en el tratamiento de la tasa de interés pasiva se depuraron las series de innovaciones mediante la función bicuadrada para la estimación de las correlaciones cruzadas (ver Cuadro N° 14).

Según el test de Pierce y Haugh no fue de descartarse al .005 la hipótesis de causalidad bidireccional. El estadístico obtenido es 113.56363 en tanto el χ^2 para ese nivel de probabilidad es: 107.8468. Asimismo son significativos los estadísticos correspondientes a tasa de interés causando precios: 62.417432, a igual nivel de significación ($\chi^2 = 61.5283$) y a precios causando tasa de interés: 50672216 aunque en este caso es significativo a algo menos de .05 ($\chi^2 = 50.96426$). Es de destacar cierta preponderancia en la causalidad en el sentido de tasa de interés a precios.

En síntesis, en cuanto a las tasas pasivas no puede

rechazarse la hipótesis de causalidad de precios a tasas de interés en el período bajo análisis, en tanto existe feedback entre tasas activas y tasas de inflación, siendo mayor en este caso el efecto de tasa de interés a precios, circunstancia que sugeriría cierta incidencia en los costos financieros en el precio de los productos.

Cuadro N° 14

Correlaciones Cruzadas entre las Innovaciones de la Tasa de Inflación en Precios al Por Mayor (x) y la Tasa de Interés Interna Activa (y)

$$P_{xy}(0) = .092$$

Causalidad contemporánea: .473984
Causalidad bidireccional: 113.56363

X causa Y: 50.672216												
1-12	.052	.076	.026	.146	.160	-.313	-.035	.205	.121	.029	-.357	-.192
12-24	-.145	-.142	-.208	-.171	.051	-.001	.062	-.218	.295	.136	.204	-.082
24-36	-.171	.186	.163	.048	-.127	-.131	.088	-.166	.142	.043	.131	-.076
Y causa X: 62.417432												
1-12	-.081	.025	.015	.002	.063	-.179	-.145	.116	-.066	.106	-.271	.017
12-24	.114	.004	-.193	-.079	-.115	.434	-.404	.131	-.247	.027	.201	.180
24-36	.050	-.223	-.171	.096	.244	.112	-.331	-.035	-.066	.183	.117	-.222

Si bien era de esperar un proceso similar para las tasas pasivas por la incidencia de la política monetaria en la evolución de las tasas de interés es importante recordar que durante gran parte del período ésta fue pasiva, ajustándose los requerimientos de la demanda de dinero a través del sector externo.

VI. TASA DE INTERES ACTIVA Y TASA DE INTERES INTERNACIONAL

Tal como se comentó anteriormente la tasa de interés interna estuvo vinculada en mayor o menor medida a los mercados internacionales. En este apartado el estudio se centró en la tasa activa por ser la que compitió directamente con el crédito internacional, al que acudieron entes privados y públicos ante las diferenciales de tasas. La tasa de interés pasiva se vinculó indirectamente, en la medida que la recurrencia a fuentes de financiamiento externo disminuyó la presión de la demanda interna de fondos. Al igual que en los apartados anteriores se analizó el período en conjunto y los diferentes subperíodos por entenderse que las distintas condiciones imperantes en cada uno de ellos puede haber alterado la relación entre ambas variables principalmente por el componente de riesgo.

Como ya se mencionó la ecuación relevante para la tasa de interés en una economía abierta es:

$$(1 + i) = (1 + e^e)(1 + i^*)(1 + s),$$

donde "i" es la tasa de interés interna, " e^e " la tasa esperada de devaluación y "s" el coeficiente de riesgo que incluye los distintos aspectos de este: el riesgo implícito en la estimación del tipo de cambio, el relativo a modificaciones en las normas relativas a movilidad de capitales y los específicos de la operación.

De acuerdo con esto caben esperar distintos comportamientos entre los lapsos en que no existió una pauta cambiaria preestablecida tal como ocurrió entre junio de 1977 y diciembre de 1978, en que los capitales que ingresaron lo hicieron atraídos por la brecha existente entre las tasas internas e internacionales y asumieron el riesgo de la evolución del tipo de cambio: y aquel en que el tipo de cambio futuro estaba prefijado con un horizonte de tiempo considerable. Además se espera encon-

trar diferencias entre el período de credibilidad en la continuidad de la política vigente y cuando creció la expectativa de abandono de las pautas establecidas, principalmente la referente al tipo de cambio.

En el Cuadro N° 15 se transcriben las tasas de devaluación implícitas en la serie tipo de cambio vendedor y la prime rate de Estados Unidos, a 30 días, en ambos casos divididos por cien y sumado uno y el producto de ambas variables. Esta última serie se representó en el Gráfico 4 junto con la tasa de interés activa interna, también dividida por cien y sumado uno.

Por lo expuesto entre enero 1979 y enero 1981 cabe identificar la tasa de devaluación esperada y ex-post, en tanto para los restantes lapsos la utilización de esta variable implica aceptar la hipótesis de perfecta certidumbre que sería la forma que adquirirían en un modelo determinístico con expectativas racionales.

En el Gráfico 4 se pone en evidencia que si bien no hay una total concordancia en la evolución de ambas series, hasta enero de 1981 siguen una tendencia similar, en tanto a partir de esa fecha la independencia de ambas variables se percibe a simple vista.

A fin de medir la relación entre ambos conceptos inicialmente se planteó, infructuosamente, la regresión:

$$(1 + i) = b(1 + i^*)(1 + e)$$

y se forzó la ordenada al origen para que ésta sea 0, de modo que el coeficiente de regresión "b" menos uno indicaría el coeficiente de Riesgo.

$$(1 + i) = (1 + s)(1 + i^*)(1 + e)$$

Esta relación no proporcionó resultados satisfactorios en ningún caso. Los valores de R^2 obtenidos sugieren que la incorporación de una constante brindaría una

Cuadro N° 15
Tasa de Interés Internacional y
Tasa de Devaluación

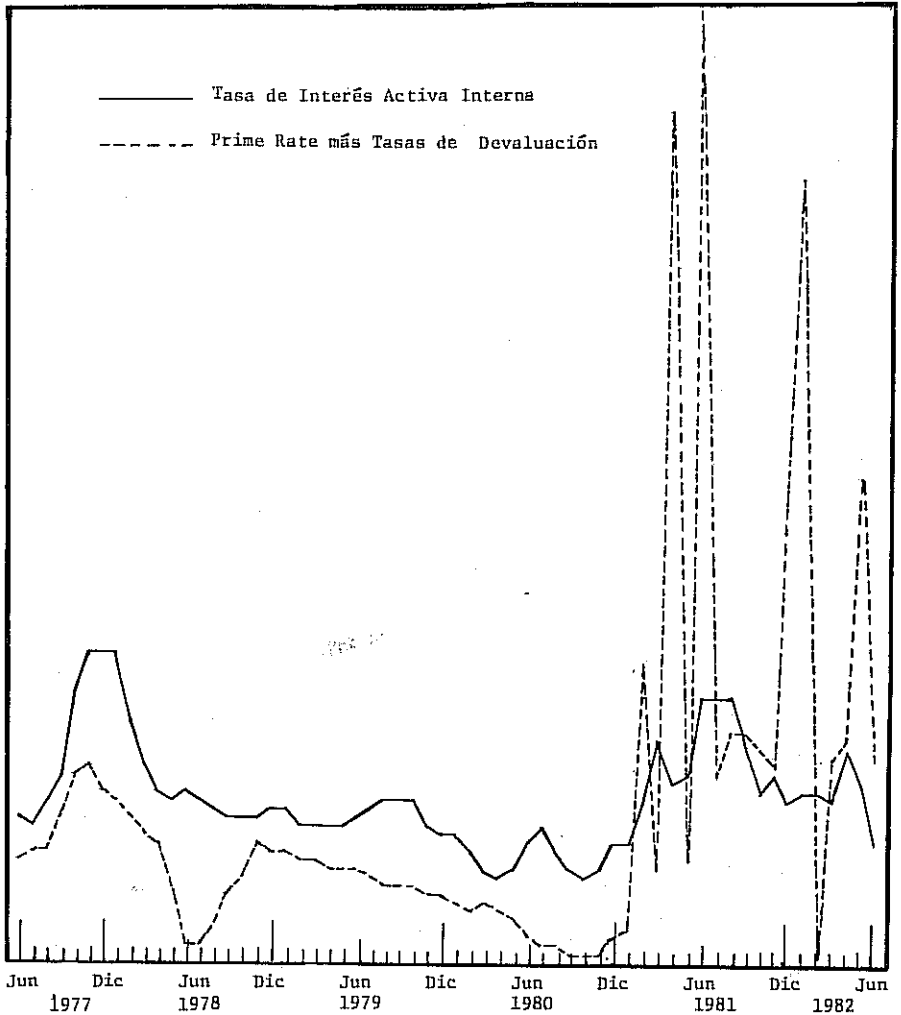
Período	$1 + \frac{\text{Prime Rate}}{(1)^{100}}$	$1 + \frac{\text{Tasa de Deval.}}{(2)^{100}}$	(1)(2)
6-1977	1.0056	1.0509	1.0568
7-1977	1.0056	1.0555	1.0614
8-1977	1.0058	1.0561	1.0623
9-1977	1.0060	1.0691	1.0755
10-1977	1.0063	1.0833	1.0901
11-1977	1.0065	1.0860	1.0930
12-1977	1.0065	1.0781	1.0850
1-1978	1.0067	1.0724	1.0796
2-1978	1.0067	1.0675	1.0746
3-1978	1.0067	1.0601	1.0672
4-1978	1.0067	1.0570	1.0640
5-1978	1.0069	1.0416	1.0488
6-1978	1.0073	1.0171	1.0245
7-1978	1.0075	1.0172	1.0248
8-1978	1.0075	1.0260	1.0337
9-1978	1.0077	1.0374	1.0454
10-1978	1.0083	1.0421	1.0508
11-1978	1.0092	1.0542	1.0638
12-1978	1.0096	1.0500	1.0600
1-1979	1.0098	1.0523	1.0626
2-1979	1.0096	1.0477	1.0578
3-1979	1.0096	1.0464	1.0565
4-1979	1.0096	1.0460	1.0560
5-1979	1.0098	1.0452	1.0555
6-1979	1.0096	1.0435	1.0535
7-1979	1.0096	1.0407	1.0507
8-1979	1.0102	1.0392	1.0498
9-1979	1.0108	1.0372	1.0485
10-1979	1.0125	1.0340	1.0470
11-1979	1.0131	1.0329	1.0465
12-1979	1.0127	1.0308	1.0439

CUADRO N° 15 (conclusión)

Período	$1 + \frac{\text{Prime Rate}}{(1)^{100}}$	$1 + \frac{\text{Tasa de Deval.}}{(2)^{100}}$	(1)(2)
1-1980	1.0127	1.0284	1.0415
2-1980	1.0127	1.0268	1.0399
3-1980	1.0152	1.0248	1.0404
4-1980	1.0158	1.0225	1.0387
5-1980	1.1029	1.0209	1.0341
6-1980	1.0092	1.0197	1.0290
7-1980	1.0094	1.0168	1.0264
8-1980	1.0096	1.0148	1.0245
9-1980	1.0104	1.0130	1.0235
10-1980	1.0117	1.0106	1.0224
11-1980	1.0135	1.0101	1.0237
12-1980	1.0171	1.0102	1.0274
1-1981	1.0167	1.0153	1.0322
2-1981	1.0163	1.1145	1.1326
3-1981	1.0150	1.0404	1.0560
4-1981	1.0146	1.3242	1.3435
5-1981	1.0155	1.0430	1.0591
6-1981	1.0167	1.3590	1.3817
7-1981	1.0171	1.0723	1.0906
8-1981	1.0171	1.0876	1.1062
9-1981	1.0162	1.0896	1.1072
10-1981	1.0150	1.0824	1.0986
11-1981	1.0138	1.0778	1.0927
12-1981	1.0131	1.1785	1.1940
1-1982	1.0131	1.2993	1.3164
2-1982	1.0138	1.0088	1.0228
3-1982	1.0133	1.0816	1.0959
4-1982	1.0138	1.0868	1.1018
5-1982	1.0138	1.1867	1.2031
6-1982	1.0137	1.0832	1.0981

Gráfico 4

Tasa de Interés Activa Interna y
Prime Rate más Tasas de Devaluación



mayor correlación; sólo entre enero 1979 y marzo de 1980 se obtiene un R^2 ajustado positivo aunque su valor no es significativamente distinto de 0: .05.

Ante esto se analizó la relación entre la tasa de interés en términos porcentuales en función de la variable antes utilizada también llevada a términos porcentuales:

$$\{[(1 + i^*)(1 + e)] - 1\} 100 - 100 = D,$$

así la ecuación:

$$\log i = a + b \log D,$$

nos da la posibilidad de estimar la función:

$$i = (\text{antilog } a) D^b,$$

de modo que si se obtiene un valor de "b" no significativamente distinto de uno, el antilogaritmo de "a" sería una aproximación a la tasa de riesgo.

En el Cuadro N° 16 se consignan los resultados obtenidos. Estos no son totalmente satisfactorios en tanto el valor de las constantes obtenidas difiere del esperado, de modo que no permiten verificar la validez de la ecuación planteada que no es otra sino la vigencia de la ley de un solo precio para la tasa de interés. No obstante, entre junio 1977 y junio 1982 y para los subperíodos junio 1977, diciembre 1978 y enero 1979, enero 1981, no se puede descartar la hipótesis de dependencia de las variables. Por el contrario en los lapsos que median entre abril 1980 y enero 1981 la media de la tasa de interés da una mejor estimación que la regresión.

El mayor nivel de correlación, tal como se preveía se obtiene entre enero de 1979 y enero de 1981, cuando la tasa de devaluación estaba pautaada, junto con otras variables a mediano plazo.

En síntesis, la tasa de interés mantuvo vinculación con la tasa de interés internacional en el transcurso del tiempo en que el contexto de política económica fue estable, no obstante esta correlación es débil. Si bien es factible realizar estudios econométricos más sofisticados o bien emplear modelos estocásticos en lugar de determinísticos, los bajos niveles de explicación logrados no permiten suponer que estos mejoren sustancialmente.

VII. TASA DE INTERES ACTIVA, EXPECTATIVAS DE INFLACION, TASA DE INTERES INTERNACIONAL Y TASA DE DEVALUACION

De acuerdo con los apartados IV y VI la tasa de inflación esperada por sí sola explica poco el comportamiento de la tasa de interés, al igual que la tasa de interés internacional, sin poder rechazarse la hipótesis de dependencia de las variables. Este hecho puede originarse en que sólo las grandes empresas y organismos oficiales tuvieron acceso al crédito externo, en tanto la pequeña y mediana empresa no tuvieron alternativa a las fuentes internas de financiación, más vinculadas a la evolución de los precios internos. No obstante la tasa de interés internacional afectó a la interna en tanto la brecha entre ambas condicionaba la mayor o menor presión de demanda de fondos en el mercado local según la conveniencia o no de recurrir a los mercados externos de capitales.

Así se analizó la tasa de interés interna en función de la tasa esperada de inflación y "D", tal como se la definió en el apartado VI, simultáneamente. La tasa de inflación esperada que se consideró en cada uno de los períodos analizados fue la que mejor ajuste ofreció en el apartado IV. Además en cada caso se plantearon tres ecuaciones: lineal, semilogarítmica y doble logarítmica. Los resultados obtenidos se consignan en el Cuadro N° 17.

Cuadro N° 16

Correlación entre la Tasa de Interés
Nominal Activa Interna y la
Tasa Internacional Multiplicada
por Tipo de Cambio

$$\ln i = a + b \ln D$$

	a	antiln a.	b	R ² *
Junio 77 Junio 82	1.69 (23.36)	5.42	.22 (5.73)	.27
Junio 77 Diciembre 78	1.57 (7.88)	4.80	.36 (3.22)	.38
Enero 79 Enero 81	1.48 (16.78)	4.39	.29 (4.67)	.46
Enero 79 Marzo 80	1.33 (4.79)	3.78	.39 (2.30)	.18
Abril 80 Enero 81	1.79 (8.49)	5.99	-.01 (-.07)	-.13
Febrero 81 Junio 82	2.09 (15.30)	8.08	.06 (1.03)	-.02

En términos generales, la consideración de ambas variables independientes a un tiempo mejora considerablemente las regresiones obtenidas con cada una de ellas por separado, a excepción del período febrero 1981, junio 1982; persistiendo las diferencias en los niveles de explicación según los períodos considerados. Como en los análisis anteriores la mejor regresión obtiene entre enero de 1979 y marzo de 1980: $R^2 * = .80$, no obstante ser bajo el test "T" del coeficiente de regresión relativo a la tasa de interés internacional. Para la totalidad del período bajo análisis se obtiene un $R^2 *$ de .45 para la ecuación que vincula tasas de crecimiento, los coeficientes de regresión son estables según el test "T" para las dos variables independientes.

Por los resultados obtenidos cabe inferir que la tasa de inflación esperada y la tasa de interés internacional, si bien no se puede rechazar la hipótesis de dependencia de las variables, no fueron las únicas determinantes del comportamiento de la tasa de interés interna.

VIII. CONCLUSIONES

La tasa de interés pasiva real promedio para todo el período fue negativa: -1.1% anual, cifra que dado el contexto histórico podría llegar a considerarse neutra pero el alto nivel de variabilidad pone de manifiesto el distinto comportamiento evidenciado a través del tiempo. Así en los dos primeros períodos analizados resultó fuertemente negativa: -9.% anual entre junio de 1977 y diciembre de 1978 y -7% entre marzo de 1979 y marzo de 1980. Recién al crecer las expectativas de devaluación a partir de esta última fecha se obtiene un comportamiento neutro; 0% promedio anual y se torna fuertemente positiva, 13% entre febrero de 1981 y junio de 1982 en virtud de una política monetaria destinada ex profeso a desalentar la demanda de divisas, sin embargo, aún en estos meses existieron algunos en que la tasa real fue negati-

Cuadro N° 17

Tasa de Interés Interna, Tasa de Inflación Esperada,
Tasa de Interés Internacional y Tasa de Devaluación

	$i = a + b_1 D + b_2 R^e$			$\ln i = a + b_1 D + b_2 R^e$			$\ln i = a + b_1 \ln D + b_2 \ln R^e$			R^2		
	b_1	b_2	a	b_1	b_2	a	b_1	b_2	a			
Junio 77 Junio 82 $\lambda : .4$.04 (1.31)	.46 (4.33)	4.68 (6.74)	.34	.01 (1.72)	.06 (5.04)	1.60 (19.48)	.40	.125 (2.94)	.265 (3.66)	1.36 (11.97)	.45
Junio 77 o Dic. 78 $\lambda : .2$.068 (3.28)	1.81 (1.65)	-3.69 (-.77)	.57	.07 (3.22)	.13 (1.85)	.85 (1.82)	.58	.25 (2.25)	1.24 (2.26)	-.73 (-.70)	.47
Enero 79 o Ene. 81 $\lambda : .1$	-.19 (-.92)	.54 (3.74)	4.19 (10.96)	.66	-.02 (-.66)	.08 (3.35)	1.51 (24.89)	.633	-.03 (-.23)	.38 (2.67)	1.27 (11.37)	.58
Enero 79 o May. 80 $\lambda : .1$	-.26 (-1.42)	.68 (5.81)	3.59 (5.14)	-.76	-.03 (-1.15)	.09 (5.59)	1.43 (13.89)	.76	-.23 (-1.66)	.71 (6.09)	.94 (6.01)	.80
Abril 80 o Ene. 81 $\lambda : .3$	-.04 (-.21)	.41 (3.44)	4.46 (11.71)	.64	-.004 (-.92)	.06 (3.70)	1.64 (18.00)	.50	-.02 (-.07)	-.03 (-.20)	1.83 (16.03)	.28
Febr. 81 Junio 82 $\lambda : .5$	-.005 (-.10)	.22 (1.32)	7.55 (5.54)	-.01	-.00 (-.04)	1.08 (14.16)	2.06 (14.16)	-0.43	.00 (0.01)	.11 (.88)	1.98 (7.33)	-.08

va puesto que el valor del desvío standard es superior a la media 149%.

Pese a la vigencia de tasas de interés pasivas reales negativas se avanzó hacia el objetivo de monetización de la economía principalmente por el aumento de los depósitos a interés: el coeficiente de liquidez global pasó de 8% en 1976 a 18% en 1978. El factor determinante de este proceso fue la falta de alternativa de inversión: la tendencia declinante del tipo real de cambio, ya antes del plan de diciembre de 1978 y más aún durante su vigencia en que se lo pautó expreso a niveles sustancialmente inferiores a la tasa de inflación, desalentó la demanda de divisas y de inventarios como reserva de valor puesto que la evolución de sus precios ya fueran de origen importado o nacional estaban ligados al tipo de cambio por ser en general bienes transables.

La tasa de interés activa, por el contrario, fue fuertemente positiva para todo el período en que rigió la libertad de tasas. El rendimiento promedio anual fue 15% real alcanzándose el pico máximo entre abril de 1980 y enero de 1981 en que trepó a 31%. Entre junio de 1977 y diciembre de 1978 fue 20% y entre enero 1979 y abril 1980, 10%. Recién entre enero de 1981 y junio 1982 alcanza un nivel, si bien alto, relativamente razonable: 4.5% real anual, sin embargo éste se alcanzó, antes que por un mejor funcionamiento del sistema por la suma de desequilibrios en distintos sentidos.

Estas magnitudes ponen de manifiesto que si bien el sistema financiero creció, con esos niveles de tasa de interés real activa no pudo haber actuado como un mercado de capitales eficiente. Pueden ser realmente pocos los proyectos rentables con un costo de financiación que implique una transferencia de recursos reales del orden del 20%. Bajo estas circunstancias las entidades bancarias sólo pueden haber atendido necesidades financieras coyunturales de brevísimo plazo, cierta demanda especulativa que fue particularmente importante a partir del

crecimiento de las expectativas de abandono de la pauta cambiaria, o bien aumentando al ritmo de la tasa de interés de los activos incobrables.

Dado que se emplearon distintos índices de precios para deflactar las tasas activa y pasiva, la brecha entre ambas tasas reales además de reflejar la absorción de recursos por parte del sistema financiero, incluye la transferencia de recursos que se produjo por el cambio de precios relativos en favor de los bienes no transables.

El análisis de regresión efectuado entre cada una de las series de tasa de interés y tasa de inflación esperada, en los respectivos índices de precios bajo el supuesto de expectativas adaptativas, pone de manifiesto que la ecuación de Fisher no se cumplió aunque no es posible descartar la hipótesis de dependencia de las variables. Por otra parte el grado de correlación aumenta significativamente entre enero de 1979 y enero de 1981, relación que se debilita a medida que disminuye la credibilidad de la política económica y se pierde en el último período en que medidas aisladas de carácter coyuntural no permiten vislumbrar un panorama a mediano plazo.

Las pruebas de causalidad, en el sentido de Granger son significativas en el sentido de precios al consumidor determinando tasas de interés pasiva al tiempo que sugieren un proceso bidireccional entre tasas activas y precios al por mayor, aunque existe una preponderancia de consideración del efecto en este sentido. Así en tanto las tasas de interés pasivas no manifiestan influencia sobre la tasa de inflación, si prepondera este efecto en las tasas activas, reflejando la incidencia de los costos financieros en la evolución de los precios.

La ley de un solo precio para la tasa de interés activa no se verificó para ninguno de los períodos analizados aunque no puede descartarse la hipótesis de in-

dependencia entre la tasa de interés interna y la internacional multiplicada por la tasa de devaluación en los períodos anteriores a marzo de 1980. La pérdida de confianza en la continuidad de la política anunciada independiza ambas variables. Así entre abril de 1980 y enero de 1981 y entre febrero de 1981 y junio de 1982 los niveles de R^2 no son significativamente distintos de 0.

La consideración conjunta de la tasa de interés internacional y las expectativas de inflación para explicar el comportamiento de la tasa de interés interna, mejora algo las regresiones pero no brindan un resultado totalmente satisfactorio.

REFERENCIAS BIBLIOGRAFICAS

- Baliño, Tomás J.T.: "Determinantes de la Tasa de Interés Argentina 1977-1979". *Monetaria*, Vol. III, N° 2, Abril-Junio 1980.
- B.C.R.A.: "Memoria Anual" años 1977, 1978, 1979, 1980, 1981 y 1982.
- Cagan, Philip: "The Monetary Dynamics of Hiperinflation in Studies in the Quantity Theory of Money", Ed. by Milton Friedman, Chicago III, 1956.
- Fernández, Roque B.: "La Crisis Financiera Argentina: 1980-1982", C.E.M.A., Documento de Trabajo N° 35, 1982.
- Gaba, Ernesto: "Indexación y Sistema Financiero". *Revista Argentina de Finanzas*. Junio 1977.
- _____ : "La Reforma Financiera Argentina". *Ensayos Económicos* N° 9, Setiembre 1981.
- Granger, G.W.J. y Newbold, P.: "Forecasting Economic, Time Series". New York Academic Press, 1977.
- May, Josef: "Period Analysis and Continuous Analysis in Patinkin's Macroeconomic Model". *Journal of Economic Theory*, 1970.
- Rodríguez, Carlos A.: "La Tasa de Interés Real", Ed. en *Inflación y Estabilidad*, (Roque B. Fernández y Carlos A. Rodríguez), Macchi.
- _____ : "El Plan Argentino de Estabilización del 20 de Diciembre", Ed. en *Inflación y Estabilidad*, op. cit.
- Sargent, Thomas: "Interest Rates and Expected Inflation. A Selective Summary of Recent Research". *Exploration in Economic Research*, Vol. 3, N° 3, 1976.
- Yohai, Víctor J.: "Regresión Robusta", C.E.M.A. Documento de Trabajo N° 9, 1979.

DETERMINANTES DEL CONSUMO DE NAFTA EN LA ARGENTINA

por Julio Rubén Rotman

I. INTRODUCCION Y ANTECEDENTES

1. El objetivo de este trabajo es estimar una función que explique el comportamiento de la demanda de nafta en nuestro país, y que resulte de utilidad para efectuar predicciones en el corto plazo.

Un antecedente sobre este tema es un trabajo realizado por Eduardo Zuccotti (1980). Este estudio abarcó el período 1970-1979, con periodicidad trimestral y se estimó una elasticidad-precio de -0.12 . Además del precio ponderado de la nafta, utiliza como variables independientes al producto bruto interno, al parque automotor y al precio de todos los otros bienes competitivos.

En el presente trabajo, a priori se supuso que eran esperables cambios estructurales en los coeficientes de regresión para períodos prolongados, a raíz de las profundas modificaciones de los precios relativos durante los últimos años. También aquí se prefirió trabajar con datos trimestrales, que facilitaría la realización de estimaciones de corto plazo.

2. Seguidamente se detalla una somera descripción de los principales puntos que se desarrollan en este estudio.

En el punto II se analizan las variables utilizadas y el comportamiento que de acuerdo con la teoría económica cabría esperar sobre la demanda de nafta. Asimismo, se describen las distintas opciones probadas.

En el punto III se realiza un análisis de los resultados alcanzados.

En el punto IV se estudian los residuos de la función estimada, es decir, las diferencias entre los valores observados y estimados del consumo de nafta.

En el punto V se hace un estudio sobre la estabilidad de los coeficientes, realizando sucesivas estimaciones para variable número de observaciones.

En el punto VI se analiza la capacidad predictiva de la función elegida mediante la realización de predicciones a un paso.

En el punto VII se realizó una actualización de la función, adicionando seis nuevas observaciones, básicamente para agregarle a la variable dependiente (ventas totales de nafta) un nuevo componente (alconafta) ya que tiende a adquirir relevancia dentro de la estructura de las ventas totales.

Finalmente en el punto VIII se presentan las conclusiones del trabajo.

II. VARIABLES UTILIZADAS

A priori, es de esperar que la demanda de nafta dependa de las siguientes variables:

i) El precio de la nafta, estimándose probable que un incremento en términos reales provoque disminuciones en la cantidad demandada de nafta. Los precios minoristas de venta de nafta se deflacionaron por el índice costo de vida, ya que este índice se consideró:

- el más representativo para cuantificar el efecto de los aumentos reales de precios, en el público consumidor. Por otro lado, la metodología de cálculo del índice de costo de vida es mucho más reciente que la del índice de precios al por mayor.

A los efectos de este trabajo, el precio de la nafta utilizada resulta de una ponderación de los precios por las ventas de nafta común y especial.

ii) El ingreso a precios constantes. Se espera que su incremento origine aumentos en la cantidad demandada de nafta. Se utilizó la serie correspondiente al producto bruto interno a precios constantes. Asimismo, se hicieron pruebas con las series correspondientes al producto bruto interno industrial y el PBI correspondiente al rubro transporte.

iii) El salario medio industrial a precios constantes. Se supone que su incremento provoque aumentos en la cantidad demandada de nafta. Se tomó como aproximación una serie elaborada a partir del salario medio industrial, deflacionado por el índice de precios minorista.

iv) El parque automotor naftero. Su incremento debería aumentar la demanda de nafta. En este caso se interpolaron datos trimestrales a partir de datos anuales, con el criterio de la tasa acumulativa.

Además de estas variables, se han utilizado otras ficticias para captar eventuales efectos estacionales en el consumo. También fue probada otra variable "dummy" intentando cuantificar el efecto de la restricción al

tránsito de vehículos, durante el período comprendido entre el 19.3.1974 y el 8.4.1976.

III. RESULTADOS OBTENIDOS

De acuerdo con los resultados obtenidos, la demanda de nafta responde fundamentalmente al precio de la nafta en términos reales, al salario real, al parque automotor y a variables ficticias para captar el efecto estacional. Cabe señalar que la variable ingreso fue excluida pues en todas las estimaciones resultó no significativa.

$$(I) Y = a + b + x_1 + c x_2 + d x_3 + e D_1 + f D_2 + g D_3 + M_t$$

Donde:

Y = ventas de nafta.

x₁ = precio de la nafta deflacionado por el índice de precios al consumidor.

x₂ = salario medio industrial deflacionado por el índice de precios al consumidor.

x₃ = parque automotor.

D₁, D₂ y D₃ = variables ficticias para captar la influencia estacional.

a = constante

b, c, d, e, f, y g = coeficientes de regresión.

Todas las variables han sido expresadas en forma logarítmica.

En una primera instancia se tomaron observaciones correspondientes al período I trimestre de 1970 - II trimestre de 1983. Sin embargo, debido a los cambios estructurales verificados en los coeficientes de regresión (para ello se utilizó el programa CUSUM 1/) se decidió trabajar con un período homogéneo (III trimestre de 1977

- II trimestre de 1983) a fin de mejorar la capacidad predictiva de la función. Más adelante, en el punto de análisis estructural de los coeficientes, se amplía este concepto.

La estimación de la ecuación (I) es la siguiente:

$$(II) = -3,45 - 0,21 x_1 + 0,22 x_2 + 0,72 x_3 + 0,03 D_1 +$$

$$(-5,33) \quad (-8,07) \quad (4,65) \quad (16,76) \quad (2,91)$$

$$+ 0,05 D_2 + 0,05 D_3$$

$$(4,64) \quad (4,20)$$

E.T.E. : 1,97%
 R*2 : 0,95
 D.W. : 2,16
 n : 24

donde:

E.T.E. = error típico de estimación.
 R*2 = estadístico R corregido.
 D.W. = estadístico Durbin Watson.

Todas las variables resultan significativas y con el signo esperado.

A continuación se ensayó una estimación del mismo modelo, pero realizando un ajuste lineal:

$$(III) Y = 364,25 - 829,34 x_1 + 665,55 x_2 + 0,000388 x_3 +$$

$$(2,88) \quad (7,94) \quad (5,37) \quad (15,59)$$

$$+ 62,28 D_1 + 90,37 D_2 + 91,56 D_3$$

$$(3,05) \quad (4,51) \quad (4,33)$$

E.T.E./M.V.D. : 2,01%
 R*2 : 0,94
 D.W. : 2,08
 n : 24

donde:

M.V.D. = media variable dependiente.

En el caso de la ecuación (II) (ajuste logarítmico) la elasticidad es constante y está dada por el coeficiente de cada una de las variables x_1 , x_2 y x_3 . Por el contrario, en el caso de la ecuación (III), se calcularon las elasticidades del precio y el salario en el punto medio de las variables.

DERIVADA

ELASTICIDAD

Precio de la nafta x $\frac{d.venta\ de\ nafta}{d.Pre\ Naf/IPC}$

$$-829,34 \times \frac{\frac{Pre. Naf./IPC}{-----}}{Venta Nafta} = -19,8\%$$

Salario real x $\frac{d.venta\ de\ nafta}{d.SAL/IPC}$

$$665,55 \times \frac{\frac{SAL/IPC}{-----}}{Venta nafta} = 25,7\%$$

donde:

Pre. Naf. = precio de la nafta
 IPC = índice de precios al consumidor
 SAL = salario

Parque automotor $\frac{d. venta nafta}{d. PARQUE}$

$$0,000388 \times \frac{\frac{PARQUE}{-----}}{Venta nafta} = 71,0\%$$

Como se observa, en el ajuste lineal disminuye ligeramente la elasticidad-precio, al mismo tiempo que se incrementa levemente la elasticidad-salario real. La elasticidad-parque se mantiene prácticamente igual.

Las elasticidades para otros períodos son las siguientes:

	<u>Elasticidades</u>			
	1978/79	1978/80	1980/82	1982/83
Precio de la nafta	-20,0	-18,2	-17,3	-22,6
Salario real	26,6	26,9	24,7	25,8

IV. ANALISIS DE LOS RESIDUOS DE LA FUNCION ESTIMADA

Se hace necesario para evaluar la calidad del ajuste obtenido en la función estimada el análisis de los residuos, es decir, de la diferencia entre los valores estimados y observados de la venta de nafta, y estudiar la posible autocorrelación entre los mismos.

Para el estudio de los residuos se han realizado correlogramas y correlogramas parciales de la serie.

De acuerdo a los resultados presentados en el punto anterior, se dispuso el estudio de los residuos de la ecuación (II). Los resultados obtenidos son los siguientes:

k	1	2	3	4	5	6
rk	-0,10	0,50	-0,15	0,05	-0,13	-0,20

ϕ_{kk} -0,10 0,50 -0,10 0,42 -0,04 0,02

donde:

- k = orden de coeficientes de correlación y correlación parcial.
 r_k = coeficientes de correlación de orden k .
 ϕ_{kk} = coeficiente de correlación parcial orden kk .

Del análisis del correlograma y del correlograma parcial no hay indicios de autocorrelación de primer grado en los residuos con un nivel de significación del 5%, lo que ya había sido mostrado por el coeficiente de Durbin Watson. De todos modos, los resultados no descartan la posibilidad de autocorrelación de segundo o cuarto orden. En especial, puede haber influido negativamente la serie de salarios. Debido a la metodología que existe para su cómputo, la marcada estacionalidad que se verifica probablemente no ha sido totalmente captada por la variable ficticia. Cabe recordar que la serie de salarios nominales se elabora en base a gastos de personal efectivamente pagados. Durante los primeros trimestres del año, debido a las vacaciones, se observa una considerable merma en el monto total pagado, ya que no se abonan horas extras, gastos de comida, etc.

Se pensó entonces, para mejorar los resultados obtenidos, en desestacionalizar la serie de salario real.

$$(IV) \ Y = -0,20 x_1 + 0,25 x_2^* + 0,73 x_3 + 0,03 D_1 + \\
\quad \quad \quad (-7,42) \quad (4,66) \quad (16,99) \quad (2,71) \\
\quad \quad \quad 0,05 D_2 + 0,03 D_3 - 3,53 \\
\quad \quad \quad (4,72) \quad (2,94) \quad (-5,47)$$

donde ahora:

x_2^* = salario medio industrial desestacionalizado y modificado por extremos.

E.T.E. = 1,96
 R*2 = 0,95
 D.W. = 2,17
 n = 24

En este caso prácticamente se mantiene la misma elasticidad-precio y no se modifica la elasticidad-salario respecto de la ecuación (III) siendo ligeramente superior a la ecuación (II).

De acuerdo con el análisis de los residuos que ahora se realizan a través del correlograma y del correlograma parcial, puede rechazarse la hipótesis de autocorrelación de residuos con un nivel de significación del 5%. Las bandas de confianza para los coeficientes de correlación y correlación parcial son de $\pm 0,41$.

k	1	2	3	4	5	6
rk	-0,11	0,29	0,04	-0,17	-0,08	-0,25
ϕ kk	-0,11	0,28	0,10	-0,27	-0,18	-0,17

También se estimó un modelo en el que todas las variables fueron tomadas desestacionalizadas y modificadas por extremos.

$$(V) Y^* = -0,20 x_1^* + 0,22 x_2^* + 0,78 x_3^* - 4,25$$

(0,83) (5,25) (19,03) (6,81)

donde:

* = variables desestacionalizadas.
 E.T.E. = 1,51%
 R* 2 = 0,96
 D.W. = 1,98

Los resultados en los correlogramas y correlogramas parciales rechazan la hipótesis de autocorrelación de residuos.

k	1	2	3	4	5
rk	-0,01	0,31	-0,20	-0,15	0,01
ΦK_k	-0,001	0,31	-0,22	-0,27	0,20

V. ESTABILIDAD DE LOS COEFICIENTES

A fin de determinar la estabilidad de los coeficientes de regresión se realizaron estimaciones del modelo con distinto número de observaciones. Asimismo, a través del programa CUSUM, también se analizaron distintos tests con el mismo fin.

Al respecto, mediante el método de CUSUM se determina para la regresión que abarca el período I trimestre de 1970 - II trimestre de 1983, dos cambios estructurales. En efecto, analizando el logaritmo de la razón de la verosimilitud de Quandt, se observa que los valores extremos (que verifican el probable cambio estructural) responde al segundo trimestre de 1975 (liberación de precios) y a fines de 1976 2/.

Del análisis de la regresión con 54 observaciones, resulta que el coeficiente del precio de la nafta en términos reales no es significativo, contrarrestando con los resultados alcanzados en las regresiones (I), (II), (III) y (IV) con menor número de observaciones. Es probable que las distintas políticas aplicadas durante los últimos trece años en materia de precios haya producido cambios importantes en los precios relativos de la economía. En especial, durante el período en que se implementó una política de control de precios del comercio minorista, el índice de costo de vida oficial que nosotros utilizamos como deflactor puede no reflejar los verdaderos valores que integran el precio relativo que observa un determinado individuo cuando realiza su decisión de consumo.

Como consecuencia de los cambios estructurales se-

ñalados, se consideró necesario analizar el modelo planteado en el subperíodo que presente una adecuada homogeneidad. Para el lapso comprendido entre el III trimestre de 1977 y el II trimestre de 1983, se realizaron comparaciones tomando variable número de observaciones, siguiendo con el programa de CUSUM. Este análisis se realizó sobre el modelo planteado en la ecuación (IV) ya que se lo prefirió por la mejor estimación que presentaba y por el hecho de que sólo contaba con una variable salario real que debía ser previamente desestacionalizada.

La evolución de los coeficientes puede ser observada en el siguiente cuadro:

COEFICIENTES DE REGRESION

(Elasticidades)

Período	N° de obser vacio nes	Logarit mo del salario real	Logaritmo del pre cio real	Logarit mo de parque
III trim. 77 - II trim. 83	24	0,25	-0,20	0,73
II trim. 77 - II trim. 83	25	0,23	-0,21	0,74
I trim. 77 - II trim. 83	26	0,23	-0,21	0,75
IV trim. 76 - II trim. 83	27	0,23	-0,21	0,77
III trim. 76 - II trim. 83	28	0,20	-0,21	0,78

También se realizaron comparaciones tomando un menor número de observaciones, a partir del período óptimo elegido.

COEFICIENTES DE REGRESION

(Elasticidades)

Período	N° de obser vacio nes	Logarit mo del salario real	Logaritmo del pre cio real	Logarit mo de parque
III trim. 77 - II trim. 83	24	0,25	-0,20	0,75
IV trim. 77 - II trim. 83	23	0,23	-0,22	0,75
I trim. 78 - II trim. 83	22	0,23	-0,22	0,75
IV trim. 78 - II trim. 83	21	0,23	-0,23	0,78
III trim. 78 - II trim. 83	20	0,23	-0,24	0,81

Como se observa, resulta aceptable la estabilidad de los coeficientes de las funciones, aún considerando la mayor sensibilidad de la elasticidad-precio ante el cambio en el número de observaciones.

VI. CAPACIDAD PREDICTIVA DE LA FUNCION

Uno de los objetivos de este trabajo es realizar un análisis sobre las predicciones en la demanda de nafta, a un paso o trimestre.

Las predicciones se realizaron a partir de los resultados de las regresiones, las cuales se efectuaron para los períodos que en todos los casos comienzan en el III trimestre de 1977 y que abarcan hasta el II, III y IV trimestre de 1982 y I trimestre de 1983. También aquí se tomó el modelo planteado en la ecuación (IV).

Período de predicción	Venta de nafta (1)		Error (2)
	Variable estimada	Variable observada	
III trim. 1982	7,5279	7,5015	0,35
IV trim. 1982	7,5013	7,5151	-0,18
I trim. 1982	7,4466	7,4060	0,55
II trim. 1982	7,4665	7,4543	0,16

(1) - La variable ha sido expresada en forma logaritmica.

(2) - El error se define como la relación entre el desvío y el valor de la variable observada, en %.

Para evaluar las predicciones efectuadas y no obstante los bajos porcentuales de errores obtenidos, se recurrió al empleo de RMS (Root Mean Squared Errors) o sea la raíz cuadrada del valor promedio de la suma de los errores de predicción al cuadrado. Este método, formalmente se expresa como sigue:

$$RMS = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (E_i - O_i)^2}$$

donde:

n = n° de predicciones.

E_i = valor estimado de la variable dependiente.

O_i = valor observado de la variable dependiente.

Los errores de predicción resultaron tanto negativos como positivos, hecho destacado porque en apariencia tienden a compensarse. La magnitud de los mismos es aceptable.

Los resultados alcanzados con el método RMS resultaron satisfactorios. En efecto, en el caso de las predicciones el error medio cuadrático es menor al 1%. Estos errores porcentuales resultan inferiores a los errores típicos de estimación de las funciones consideradas.

VII. ACTUALIZACION DE LA FUNCION

A partir del año 1983 comienza a tener cierta preponderancia dentro del total de las ventas de nafta, un nuevo componente. En efecto, la participación de alco-naftas alcanzaba al 0,3% de las ventas totales de nafta en 1981 y en 1982; al 2,1% en 1983 y al 4,3% en 1984.

Resulta necesario entonces verificar nuevamente la capacidad predictiva de la función, teniendo en cuenta además, las variantes de importancia en la estructura de precios de los combustibles.

VII. 1. RESULTADOS OBTENIDOS

Período: III trimestre de 1977 - IV trimestre de 1984.

Ajuste lineal

$$(I') Y = 747,45 - 983,14 x_1 + 341,06 x_2 + 0,00035 x_3 +$$

(8,85)	(-10,78)	(3,59)	(11,15)
--------	----------	--------	---------

$$+ 86,66 D_1 + 92,38 D_2 + 93,22 D_3$$

(3,42)	(3,68)	(3,55)
--------	--------	--------

$$\frac{E.T.E.}{M.V.D.} = 2,8\%$$

$$R^{*2} = 0,87$$

$$D.W. = 1,55$$

$$n = 30$$

Todas las variables resultan significativas y con el signo esperado. Las elasticidades-precio y salario son las siguientes:

	<u>Elasticidades</u>			
	<u>Períodos</u>			
	En el punto medio de las variables	1978/80	1980/82	1982/84
Precio de la nafta	-26,3	-22,0	-21,0	-31,7
Salario real	14,3	14,0	13,0	15,2

Seguidamente se presenta el resultado de la misma función, para el mismo período en forma logarítmica.

$$(II') Y = -2,76 - 0,27 x_1 + 0,11 x_2 + 0,67 x_3 + 0,04 D_1 +$$

(-3,70)	(-12,60)	(3,25)	(13,61)	(3,35)
---------	----------	--------	---------	--------

$$+ 0,05 D_2 + 0,05 D_3$$

(4,16)	(4,07)
--------	--------

$$\text{E.T.E.} = 2,5\%$$

$$R^{*2} = 0,91$$

$$\text{D.W.} = 1,80$$

$$n = 30$$

Como se observa, las variables siguen resultando significativas y con el signo esperado. No obstante se advierte algún cambio en las elasticidades. En efecto, tiende a incrementarse la elasticidad-precio y a disminuir la correspondiente al salario. Parecería que a partir de 1984 se iniciaría algún cambio estructural en la función, a partir del fuerte aumento en términos reales de los precios de la nafta.

A continuación se presenta la misma función pero considerando a la variable salario real (la menos significativa) en forma desestacionalizada y modificada por extremos. Se quiere descartar de este modo la marcada estacionalidad de dicha serie debido a la metodología que existe para su cómputo.

Período de la regresión: II trimestre de 1977-IV trimestre de 1984. (Ajuste logarítmico)

$$\begin{aligned} \text{(IV)} \quad Y = & -2,64 - 0,27 x_1 + 0,12^* x_2 + 0,66 x_3 + \\ & (-3,55) \quad (-12,8) \quad (3,38) \quad (13,46) \\ & + 0,04 D_1 + 0,05 D_2 + 0,05 D_3 \\ & (3,14) \quad (4,33) \quad (3,68) \end{aligned}$$

$$\text{E.T.E.} = 2,4\%$$

$$R^{*2} = 0,91$$

$$\text{D.W.} = 1,70$$

$$n = 30$$

VII. 2. SEGUIMIENTO DE LA CAPACIDAD PREDICTIVA DE LA FUNCION

Como se verifica, no existe prácticamente diferencia entre esta última regresión y la que considera la variable salario sin desestacionalizar. Por lo tanto, se decidió realizar predicciones tomando en cuenta la última función, que fue la utilizada en la primera parte de este trabajo. Las nuevas predicciones (correspondientes al segundo, tercero y cuarto trimestre de 1984) se realizaron a partir de la regresión (IV'), tomándose los períodos que en todos los casos comienzan en el III trimestre de 1977 y que abarcan hasta el I, II y III trimestre de 1984, respectivamente.

Los resultados son los siguientes:

Período de predicción	Venta de nafta (1)		Error (2)
	Variable estimada	Variable observada	
I trim. 1984	7,50	7,51	0,1
II trim. 1984	7,44	7,43	0,1
III trim. 1984	7,40	7,40	-

(1) - La variable ha sido expresada en forma logarítmica.

(2) - El error se define como la relación entre el desvío y el valor de la variable observada, en %

Por lo que se observa, la magnitud de los errores es mínimo, por lo que podría inferirse que la función (con el agregado delalconafta y 6 nuevas observaciones) sigue prediciendo aceptablemente, no obstante el probable cambio estructural detectado desde 1984.

VIII. CONCLUSIONES

- i) Además del logaritmo del precio real de la nafta las otras variables independientes que resultaron significativas fueron el logaritmo del parque automotor, el salario medio industrial (también desestacionalizado y en forma logarítmica) y las variables "dummy" que captan el efecto estacional. En cambio, no dio resultados aceptables el PBI (tanto a nivel global como industrial) para explicar el consumo de nafta. Tampoco se lograron resultados significativos considerando el PBI de transporte terrestre.
- ii) Analizadas las regresiones, parecería ser de 0,20 la elasticidad-precio del consumo de nafta para el período III trimestre de 1977 - II trimestre de 1983.
- iii) La elasticidad del salario medio industrial, en términos reales, se ubicaría entre 0,22 y 0,25.
- iv) La elasticidad de la variable parque automotor se encontraría entre 0,73 y 0,78.
- v) Agregado un nuevo componente a la variable dependiente (alconafta) y seis nuevas observaciones (hasta el IV trimestre de 1984) se advierte un crecimiento de la elasticidad-precio y una caída en la elasticidad-salario.
- vi) Consecuentemente, a partir de 1984, con el fuerte aumento en los precios de los combustibles en términos reales parecería iniciarse un cambio estructural en la función bajo análisis. La incorporación de nuevos datos determinará si se confirma el apuntado cambio.
- vii) Comparando los resultados obtenidos con anteriores

trabajos realizados sobre el tema, se advierte un incremento en la elasticidad-precio.

- viii) Los residuos de la función estimada para los distintos períodos considerados no presentan evidencias de autocorrelación serial.
- ix) El análisis de las predicciones, es decir estimaciones fuera del período muestral, arrojó errores muy bajos.

NOTAS

1/ - Este método trata sobre una aplicación del test de sumas acumuladas. Se investigan las propiedades del modelo de regresión, en particular, la estabilidad de los coeficientes y la constancia de la variable residual. (ver bibliografía: Una aplicación del test de sumas acumuladas, por Hernán Ariel Steinbrun, B.C.R.A.). El método está basado en el programa TIMVAR (ver bibliografía: Users Guide to Timvar, por Evans, J.M.).

2/ - Los resultados de este análisis se presentan en Anexo I.

DETECCION DE PUNTOS DE CAMBIO EN LA REGRESION (1)

Forma funcional : Ecuación IV

Período considerado: I trimestre de 1970-II trimestre de 1983

Nº de Observ.	Logaritmo de máxima verosimilitud
8	- 27.928130
9	- 12.649779
10	- 14.252405
11	- 11.695613
12	- 10.324065
13	- 10.450072
14	- 11.231537
15	- 12.799694
16	- 14.930241
17	- 17.236490
18	- 11.215857
19	- 16.114280
20	- 26.212929
21	- 32.041390
22	- 37.027628
23	- 26.506662
24	- 22.618994
25	- 21.926754
26	- 26.623147
27	- 25.706528
28	- 25.069174
29	- 24.302805
30	- 23.025240
31	- 21.962299
32	- 20.751856

DETERMINANTES DEL CONSUMO DE NAFTA EN ARGENTINA

Nº de Observ.	Logaritmo de máxima verosimilitud	ANEXO I
33	- 19.792880	-2-
34	- 18.519431	
35	- 17.485634	
36	- 16.393785	
37	- 15.409509	
38	- 14.578497	
39	- 15.533357	
40	- 14.467827	
41	- 14.001937	
42	- 13.481235	
43	- 12.347248	
44	- 12.395061	
45	- 10.646331	
46	- 9.257547	

(1) - Sistema basado sobre una aplicación del test de sumas acumuladas (ver bibliografía obras de Steinbrun y Evans).

JULIO R. ROTMAN

SALARIO MEDIO INDUSTRIAL REAL
1970 = 100

ANEXO II

60 OBSERVACIONES TRIMESTRALES

A Ñ O	T r i m e s t r e s				A Ñ O
	I	II	III	IV	
1970	0.99	1.01	1.02	0.97	1970
1971	1.00	1.09	1.07	1.05	1971
1972	1.03	1.00	1.00	0.95	1972
1973	1.01	0.97	1.10	1.10	1973
1974	1.14	1.19	1.17	1.16	1974
1975	1.17	1.12	1.29	1.11	1975
1976	1.11	0.76	0.73	0.65	1976
1977	0.67	0.68	0.66	0.62	1977
1978	0.59	0.62	0.62	0.60	1978
1979	0.62	0.67	0.69	0.72	1979
1980	0.73	0.75	0.77	0.78	1980
1981	0.66	0.71	0.65	0.66	1981
1982	0.54	0.58	0.59	0.69	1982
1983	0.59	0.76	0.82	0.88	1983
1984	0.99	1.02	0.86	1.07	1984

DETERMINANTES DEL CONSUMO DE NAFTA EN ARGENTINA

PRECIO REAL PONDERADO DE LA NAFTA ANEXO III

1970 = 100

60 OBSERVACIONES TRIMESTRALES

A Ñ O	T r i m e s t r e s				A Ñ O
	I	II	III	IV	
1970	0.4500	0.4300	0.4200	0.3800	1970
1971	0.3900	0.3700	0.3400	0.3400	1971
1972	0.3700	0.3300	0.3200	0.2800	1972
1973	0.2600	0.3300	0.4900	0.4700	1973
1974	0.4800	0.8900	0.8200	0.7200	1974
1975	0.7800	1.0100	1.0400	0.8000	1975
1976	0.6000	0.6100	0.6000	0.4900	1976
1977	0.4300	0.6300	0.5300	0.4900	1977
1978	0.5100	0.4400	0.4100	0.3800	1978
1979	0.3600	0.3600	0.3100	0.3300	1979
1980	0.3300	0.3300	0.3300	0.3400	1980
1981	0.3800	0.3600	0.3800	0.4400	1981
1982	0.4200	0.4300	0.4000	0.4300	1982
1983	0.4800	0.5400	0.5900	0.5300	1983
1984	0.6100	0.7000	0.8500	0.8100	1984

JULIO R. ROTMAN

PARQUE AUTOMOTOR

ANEXO IV

60 OBSERVACIONES TRIMESTRALES

AÑO	T r i m e s t r e s				AÑO
	I	II	III	IV	
1970	1421208	1441454	1461700	1481947	1970
1971	1529734	1577521	1625300	1673096	1971
1972	1719842	1.766588	1813334	1860080	1972
1973	1873472	1886864	1900256	1913646	1973
1974	1970348	2027050	2083752	2140453	1974
1975	2183045	2225637	2268229	2310820	1975
1976	2351580	2392340	2433100	2473860	1976
1977	2511282	2548704	2586126	2623549	1977
1978	2665333	2707117	2748901	2790686	1978
1979	2813016	2835346	2857676	2880006	1979
1980	2936346	2993788	3052354	3112065	1980
1981	3161987	3212709	3264245	3316608	1981
1982	3365253	3414587	3464645	3515510	1982
1983	3540511	3565648	3590964	3616584	1983
1984	3633568	3650282	3667074	3685000	1984

DETERMINANTES DEL CONSUMO DE NAFTA EN ARGENTINA

LOGARITMO SALARIO REAL DESESTACIONALIZADO ANEXO V
 - MODIFICADO POR EXTREMOS -

60 OBSERVACIONES TRIMESTRALES

A Ñ O	T r i m e s t r e s			
	I	II	III	IV
1970	- 0.0050	0.0064	0.0018	- 0.0133
1971	0.0039	0.0842	0.5000	0.0643
1972	0.0312	0.0040	- 0.0208	- 0.0365
1973	0.0097	- 0.0208	0.0711	0.1111
1974	0.1276	0.1893	0.1286	0.1650
1975	0.1556	0.1259	0.2267	0.1215
1976	- 0.0028	- 0.1717	- 0.3412	- 0.4145
1977	- 0.3923	- 0.3862	- 0.4374	- 0.4670
1978	- 0.5117	- 0.4842	- 0.4944	- 0.5121
1979	- 0.4493	- 0.4115	- 0.3796	- 0.3493
1980	- 0.2694	- 0.3007	- 0.2633	- 0.2896
1981	- 0.3544	- 0.3572	- 0.4224	- 0.4787
1982	- 0.5383	- 0.5661	- 0.5045	- 0.4526
1983	- 0.4380	- 0.3026	- 0.1606	- 0.0866
1984	- 0.0262	- 0.0151	- 0.1021	- 0.0333

JULIO R. ROTMAN

LOGARITMO SALARIO MEDIO INDUSTRIAL ANEXO VI

60 OBSERVACIONES TRIMESTRALES

AÑO	T r i m e s t r e s				AÑO
	I	II	III	IV	
1970	-0,01005	0,00995	0,01980	-0,03046	1970
1971	0,0	0,08618	0,06766	0,04879	1971
1972	0,02956	0,0	0,0	-0,05129	1972
1973	0,00995	-0,03046	0,09531	0,09531	1973
1974	0,13103	0,17395	0,15700	0,14842	1974
1975	0,15700	0,11333	0,25464	0,10436	1975
1976	0,10436	-0,27444	-0,31471	-0,43078	1976
1977	-0,40048	-0,38566	-0,41552	-0,47804	1977
1978	-0,52763	-0,47804	-0,47804	-0,51083	1978
1979	-0,47804	-0,40048	-0,37106	-0,32850	1979
1980	-0,31471	-0,28768	-0,26136	-0,24846	1980
1981	-0,41552	-0,34249	-0,43078	-0,41552	1981
1982	-0,61619	-0,54473	-0,52763	-0,37106	1982
1983	-0,52763	-0,27444	-0,19845	-0,12783	1983
1984	-0,01005	-0,01980	-0,15082	0,06766	1984

DETERMINANTES DEL CONSUMO DE NAFTA EN ARGENTINA

VENTA DE NAFTA TOTAL
- Miles de m³ -

ANEXO VII

60 OBSERVACIONES TRIMESTRALES

A Ñ O	T r i m e s t r e s				A Ñ O
	I	II	III	IV	
1970	1289.3	1271.2	1305.5	1452.0	1970
1971	1330.0	1375.1	1410.7	1532.0	1971
1972	1449.9	1433.1	1554.6	1567.6	1972
1973	1582.7	1517.9	1555.7	1692.4	1973
1974	1655.7	1359.5	1494.6	1645.0	1974
1975	1456.9	1261.2	1175.3	1291.0	1975
1976	1364.0	1197.1	1299.5	1400.8	1976
1977	1440.9	1314.5	1456.7	1477.9	1977
1978	1467.1	1473.4	1518.3	1632.1	1978
1979	1619.3	1632.3	1688.0	1794.3	1979
1980	1791.9	1754.9	1882.3	1901.3	1980
1981	1847.0	1792.2	1861.0	1861.5	1981
1982	1810.1	1674.1	1819.5	1830.5	1982
1983	1802.0	1626.9	1747.5	1732.7	1983
1984	1745.4	1615.5	1567.8	1597.0	1984

JULIO R. ROTMAN

LOGARITMO VENTA DE NAFTA ANEXO VIII

60 OBSERVACIONES TRIMESTRALES

AÑO	T r i m e s t r e s				AÑO
	I	II	III	IV	
1970	7,16185	7,14772	7,17434	7,28070	1970
1971	7,19293	7,22628	7,25184	7,33433	1971
1972	7,27925	7,26760	7,34897	7,35730	1972
1973	7,36689	7,32508	7,34968	7,43390	1973
1974	7,41198	7,21487	7,30961	7,40550	1974
1975	7,28407	7,13982	7,06928	7,16317	1975
1976	7,21818	7,08766	7,16973	7,24480	1976
1977	7,27302	7,18121	7,28393	7,29838	1977
1978	7,29104	7,29533	7,32535	7,39762	1978
1979	7,38975	7,39775	7,43130	7,49237	1979
1980	7,49103	7,47017	7,54025	7,55029	1980
1981	7,52132	7,49120	7,52887	7,52914	1981
1982	7,50119	7,42237	7,50147	7,51507	1982
1983	7,50114	7,39443	7,46594	7,45744	1983
1984	7,46474	7,38740	7,35740	7,37590	1984

DETERMINANTES DEL CONSUMO DE NAFTA EN ARGENTINA

LOGARITMO DEL PRECIO DE LA NAFTA

ANEXO IX

60 OBSERVACIONES TRIMESTRALES

AÑO	T r i m e s t r e s				AÑO
	I	II	III	IV	
1970	-0,79851	-0,84397	-0,86750	-0,96758	1970
1971	-0,94161	-0,99425	-1,07881	1,07881	1971
1972	-0,99425	-1,10866	-1,13943	-1,27297	1972
1973	-1,34707	-1,10866	-0,71335	-0,75502	1973
1974	-0,73397	-0,11653	-0,19845	-0,32850	1974
1975	-0,24846	0,00995	0,03922	-0,22314	1975
1976	-0,51083	-0,49430	-0,51083	-0,71335	1976
1977	-0,84397	-0,46204	-0,63488	-0,71335	1977
1978	-0,67334	-0,82098	-0,89160	-0,96758	1978
1979	-1,02165	-1,02165	-1,17118	-1,10866	1979
1980	-1,10866	-1,10866	-1,10866	-1,07881	1980
1981	-0,96758	-1,02165	-0,96758	-0,82098	1981
1982	-0,86750	-0,84397	-0,91629	-0,84397	1982
1983	-0,73397	-0,61619	-0,52763	-0,63488	1983
1984	-0,49430	-0,35667	-0,16252	-0,21072	1984

JULIO R. ROTMAN

LOGARITMO DEL PARQUE AUTOMOTOR

ANEXO X

60 OBSERVACIONES TRIMESTRALES

AÑO	T r i m e s t r e s				AÑO
	I	II	III	IV	
1970	14,16702	14,18116	14,19511	14,20887	1970
1971	14,24060	14,27137	14,30120	14,33019	1971
1972	14,35774	14,38456	14,41068	14,43613	1972
1973	14,44330	14,45043	14,45750	14,46452	1973
1974	14,49372	14,52209	14,54968	14,57653	1974
1975	14,59623	14,61555	14,63451	14,65311	1975
1976	14,67060	14,68778	14,70468	14,72129	1976
1977	14,73630	14,75110	14,76567	14,78004	1977
1978	14,79584	14,81139	14,82671	14,84180	1978
1979	14,84977	14,85767	14,86552	14,87330	1979
1980	14,89268	14,91205	14,93142	14,95080	1980
1981	14,96671	14,98263	14,99854	15,01445	1981
1982	15,02901	15,04357	15,05812	15,07270	1982
1983	15,07978	15,08686	15,09393	15,10104	1983
1984	15,10573	15,11031	15,11490	15,11978	1984

DETERMINANTES DEL CONSUMO DE NAFTA EN ARGENTINA

VENTA DE NAFTA TOTAL
 (Incluye Alconafta)
 - Miles de m³ -

ANEXO XI

60 OBSERVACIONES TRIMESTRALES

AÑO	T r i m e s t r e s			
	I	II	III	IV
1970	1.289	1.271	1.305	1.452
1971	1.330	1.375	1.410	1.532
1972	1.449	1.443	1.554	1.567
1973	1.582	1.517	1.555	1.692
1974	1.655	1.359	1.494	1.645
1975	1.456	1.261	1.175	1.291
1976	1.364	1.197	1.299	1.400
1977	1.440	1.314	1.456	1.477
1978	1.467	1.473	1.518	1.632
1979	1.619	1.632	1.688	1.794
1980	1.791	1.754	1.882	1.901
1981	1.847	1.792	1.861	1.861
1982	1.815	1.679	1.826	1.836
1983	1.806	1.649	1.789	1.811
1984	1.818	1.687	1.641	1.674

JULIO R. ROTMAN

LOGARITMO DE VENTA DE NAFTA TOTAL ANEXO XII
(Incluye Alconafta)
- Miles de m³ -

60 OBSERVACIONES TRIMESTRALES

A Ñ O	T r i m e s t r e s			
	I	II	III	IV
1970	7.1619	7.1477	7.1743	7.2807
1971	7.1929	7.2263	7.2518	7.3343
1972	7.2792	7.2676	7.3490	7.3573
1973	7.3669	7.3251	7.3497	7.4339
1974	7.4120	7.2149	7.3096	7.4055
1975	7.2841	7.1398	7.0693	7.1632
1976	7.2182	7.0877	7.1697	7.2448
1977	7.2730	7.1812	7.2839	7.2984
1978	7.2910	7.2953	7.3253	7.3976
1979	7.3897	7.3977	7.4313	7.4924
1980	7.4910	7.4702	7.5402	7.5503
1981	7.5213	7.4912	7.5289	7.5291
1982	7.5041	7.4265	7.5099	7.5154
1983	7.4993	7.4080	7.4897	7.5017
1984	7.5059	7.4312	7.4032	7.4230

DETERMINANTES DEL CONSUMO DE NAFTA EN ARGENTINA

DUMMY 1

60 OBSERVACIONES TRIMESTRALES

A Ñ O	T r i m e s t r e s				A Ñ O
	I	II	III	IV	
1970	1,00000	0,0	0,0	0,0	1970
1971	1,00000	0,0	0,0	0,0	1971
1972	1,00000	0,0	0,0	0,0	1972
1973	1,00000	0,0	0,0	0,0	1973
1974	1,00000	0,0	0,0	0,0	1974
1975	1,00000	0,0	0,0	0,0	1975
1976	1,00000	0,0	0,0	0,0	1976
1977	1,00000	0,0	0,0	0,0	1977
1978	1,00000	0,0	0,0	0,0	1978
1979	1,00000	0,0	0,0	0,0	1979
1980	1,00000	0,0	0,0	0,0	1980
1981	1,00000	0,0	0,0	0,0	1981
1982	1,00000	0,0	0,0	0,0	1982
1983	1,00000	0,0	0,0	0,0	1983
1984	1,00000	0,0	0,0	0,0	1984

JULIO R. ROTMAN

DUMMY 2

60 OBSERVACIONES TRIMESTRALES

A Ñ O	T r i m e s t r e s				A Ñ O
	I	II	III	IV	
1970	0,0	1,00000	0,0	0,0	1970
1971	0,0	1,00000	0,0	0,0	1971
1972	0,0	1,00000	0,0	0,0	1972
1973	0,0	1,00000	0,0	0,0	1973
1974	0,0	1,00000	0,0	0,0	1974
1975	0,0	1,00000	0,0	0,0	1975
1976	0,0	1,00000	0,0	0,0	1976
1977	0,0	1,00000	0,0	0,0	1977
1978	0,0	1,00000	0,0	0,0	1978
1979	0,0	1,00000	0,0	0,0	1979
1980	0,0	1,00000	0,0	0,0	1980
1981	0,0	1,00000	0,0	0,0	1981
1982	0,0	1,00000	0,0	0,0	1982
1983	0,0	1,00000	0,0	0,0	1983
1984	0,0	1,00000	0,0	0,0	1984

DETERMINANTES DEL CONSUMO DE NAFTA EN ARGENTINA

DUMMY 3

60 OBSERVACIONES TRIMESTRALES

A Ñ O	T r i m e s t r e s				A Ñ O
	I	II	III	IV	
1970	0,0	0,0	1,00000	0,0	1970
1971	0,0	0,0	1,00000	0,0	1971
1972	0,0	0,0	1,00000	0,0	1972
1973	0,0	0,0	1,00000	0,0	1973
1974	0,0	0,0	1,00000	0,0	1974
1975	0,0	0,0	1,00000	0,0	1975
1976	0,0	0,0	1,00000	0,0	1976
1977	0,0	0,0	1,00000	0,0	1977
1978	0,0	0,0	1,00000	0,0	1978
1979	0,0	0,0	1,00000	0,0	1979
1980	0,0	0,0	1,00000	0,0	1980
1981	0,0	0,0	1,00000	0,0	1981
1982	0,0	0,0	1,00000	0,0	1982
1983	0,0	0,0	1,00000	0,0	1983
1984	0,0	0,0	1,00000	0,0	1984

REFERENCIAS BIBLIOGRAFICAS

- Evans, J.M. : Users Guide to Timvar, Central Statistical Office, London, 1973.
- Dieguez, H. : Un ejercicio econométrico en torno a los problemas de multicolinealidad y autocorrelación, El Trimestre Económico, Julio-Setiembre, 1973.
- Johnston, J. : Métodos de Econometría, 1979.
- Judge, G. : The Theory and Practice of Econometrics, New York, 1980.
- Steinbrun, H. : Una aplicación del test de sumas acumuladas, Departamento de Análisis y Coordinación Estadística, Banco Central de la República Argentina, obra mimeografiada, 1980.
- Theil, H. : Applied Economic Forecasting, Amsterdam, North Holland Publishing Company, 1966.
- Theil, H. : Introduction to econometrics, Englewood Cliffs - Prentice Hall, 1978.
- Theil, H. : Principles of Econometrics, Amsterdam, North Holland Publishing Company, 1971.
- Zuccoti, E. : Estudio econométrico para analizar la demanda de nafta, Departamento de Actividad Industrial, Banco Central de la República Argentina, obra mimeografiada, 1980.

COLABORACIONES

Los trabajos originales que se propongan para su publicación en "Ensayos Económicos" y los comentarios a los artículos aparecidos deben estar escritos en castellano, a máquina, con una extensión acorde con las características de la revista. De incluirse gráficos se presentarán en condiciones adecuadas para la reproducción fotográfica. Las referencias bibliográficas se colocarán al final de los artículos.

Los originales, con una copia y datos personales de los autores, deben enviarse a la dirección indicada más abajo. El Comité Editorial les informará dentro de los 60 días de su recepción si han sido aceptados o no para su publicación. En caso afirmativo, se les enviarán sin cargo 20 separatas de los trabajos y un ejemplar de la revista.

BANCO CENTRAL DE LA
REPUBLICA ARGENTINA
Revista "Ensayos Económicos"
Reconquista 266
1003 CAPITAL FEDERAL

ALGUNOS TITULOS INCORPORADOS A LA BIBLIOTECA

ARGENTINA. MINISTERIO DE TRABAJO - Elementos para una política de empleo en la Argentina; documento de síntesis y compendio bibliográfico. Buenos Aires, Organización Internacional del Trabajo, 1983. 165 p. (ECONOMIA 16835)

ARGENTINA. MINISTERIO DE TRABAJO. DIRECCION NACIONAL DE RECURSOS HUMANOS Y EMPLEOS - Situación y perspectivas de las pequeñas empresas de la industria manufacturera; su capacidad de generación de empleo. Buenos Aires. 1984. 104 p. (ECONOMIA 16889)

ARGENTINA. MINISTERIO DE TRABAJO. DIRECCION NACIONAL DE POLITICAS Y PROGRAMAS LABORALES - Situación y problemática del empleo agropecuario en la Provincia de Corrientes. Buenos Aires, 1980. 228 p. (ECONOMIA 16890)

BANCO INTERAMERICANO DE DESARROLLO. DEPARTAMENTO DE DESARROLLO ECONOMICO Y SOCIAL - Financiamiento externo de los países de América Latina (Síntesis estadística) Washington, 1984. 165 p. (ECONOMIA 16878)

BARRD, Robert J. - Macroeconomics. New York, J. Wiley & Sons, 1984. 580 p. (ECONOMIA 16869)

BENEGAS LYNCH, Alberto - Fundamentos de análisis económico 8a. edición corregida. Buenos Aires, Abeledo-Perrot, 1985. 567 p. (ECONOMIA 16884)

CASTRO CORBAT, Marcelo J. - Informe '84; el complejo agroindustrial argentino como factor de crecimiento económico. Buenos Aires, Honegger, 1984. 134 p. (ECONOMIA 16897)

CAVES, Richard E. (Ed.) - The Australian economy: a view from the North edited by Richard E. Caves and Lawrence H. Kranso. Washington, The Brookings Institution, 1984. 415 p. (ECONOMIA 16877)

CIRIO, Félix - Evolución reciente y perspectivas de crecimiento de la agricultura en la región pampeana. Buenos Aires, Centro de Investigaciones Sociales sobre el Estado y la Administración, 1984. 135 p. (ECONOMIA 16888)

CHICK, Victoria - Macroeconomics after Keynes; a reconsideration of the General Theory. Oxford, Philip Allan Publishers, 1983. 374 p. (ECONOMIA 16903)

CLEARY, James P. - The professional forecaster: the forecasting process through data analysis, by James P. Cleary and Hans Levenbach. Belmont, Lifetime Learning Publications, 1982. 402 p. (ECONOMIA 16870)

CODDINGTON, Alan - Keynesian economics; the search for first principles. London, George Allen & Unwin, 1984. 129 p. (ECONOMIA 16880)

CORNWALL, Richard R. - Introduction to the use of general equilibrium analysis. Amsterdam, North-Holland, 1984. 787 p. (ECONOMIA 16872)

CORREA, Carlos María - Regulación de la inversión extranjera en América Latina y el Caribe, por Carlos M. Correa, Susana C. de Zalduendo y Rachelle Cherol. Buenos Aires, INTAL-BID, 1984. 131 p. (ECONOMIA 16823)

DI TELLA, Guido - Los diarios 1973-1976. Buenos Aires, Instituto Torcuato Di Tella. 2 vols. (ECONOMIA 16836)

FERRUCCI, Ricardo - Liberalismo y estructuralismo en la Argentina contemporánea. Buenos Aires, Tesis, 1984. 370 p. (ECONOMIA 16876)

FUNDACION ARGENTINA PARA LA PROMOCION DEL DESARROLLO ECONOMICO Y SOCIAL - Aportes para una definición del modelo social de desarrollo. s.l., FAPES, 1984. 158 p. (ECONOMIA 16895)

FUNDACION DE INVESTIGACIONES ECONOMICAS LATINOAMERICANAS - Reseña de la industria 1983. Buenos Aires, 1984. 136 p. (ECONOMIA 16886)

FURTADO, Celso - La nueva dependencia, deuda externa y monetarismo. Buenos Aires, Centro Editor de América Latina, 1985. 98 p. (Finanzas 1611)

- FRIED, Edward (Ed.) - U.S - Canadian economic relations, next steps? edited by Edward R. Fried and Philip H. Trezise. Washington, The Brookings Institution, 1984. 141 p. (ECONOMIA 16883)
- FRYDMAN, Roman (Ed.) - Individual forecasting and aggregate outcomes. Edited by Roman Frydman and Edmund S. Phelps. Cambridge, Cambridge University Press, 1983. 238 p. (ECONOMIA 16879)
- HALPERIN, Marcelo - Hacia el establecimiento de un mecanismo de solución de controversias en la ALADI. Buenos Aires, BID-INTAL, 1984. 63 p. (ECONOMIA 16896)
- HEILBRONER, Robert L. - Vida y doctrina de los grandes economistas. Madrid, Orbis, 1984. 2 v. (ECONOMIA 16840)
- HUFBAUER, Gary Clyde - Economic sanctions in support of foreign policy goals by Clyde Hufbauer and Jeffrey J. Schott. Washington, Institute for International Economics, 1983. 103 p. (ECONOMIA 16827)
- INSTITUTO INTERAMERICANO DE MERCADOS DE CAPITAL - Aspectos jurídicos de los mercados de capitales en América Latina y el Caribe. Caracas, 1985. 444 p. (ECONOMIA 16881)
- JONES, LEROY P. - Government, business, and entrepreneurship in economic development: the Korean case, by Leroy P. Jones and Il Sakong. Cambridge, Harvard University Press, 1980. 439 p. (ECONOMIA 16882)
- JONES, Ronald W. - Handbook of international economics, edited by R. W. Jones and P. B. Kenen. Amsterdam, North - Holland, 1984. 2 v. (ECONOMIA 16868)
- KOLB, David A. - Organizational psychology; an experiential approach to organizational behavior, by David A. Kolb, Irwin M. Rubin and James M. McIntyre. Englewood Cliffs, Prentice Hall, 1984. 537 p. (ECONOMIA 16874)
- LEMPINEN, Urho - Optimizing agents, exogenous shocks and adjustments in the economy; real and nominal fluctuations in economies with a wage rigidity. Helsinki, Bank of Finland, 1984. 271 p. (ECONOMIA 16894)
- MARTIN, José María - Introducción a las finanzas públicas. Buenos Aires, Depalma, 1985. 406 p. (FINANZAS 1612)
- MARZAL, Antonio - Empresa y democracia económica. 2. ed. Barcelona, Argot, 1983. 335 p. (ECONOMIA 16825)
- MEADE, J. E. - La economía justa. Madrid, Orbis, 1984. 320 p. (ECONOMIA 16841)
- MOULIN, H. - The strategy of social choice. Amsterdam, North-Holland, 1983. 214 p. (ECONOMIA 16873)
- OSCHATKO, Edith S. de - Los hitos tecnológicos en la agricultura pampeana. 118 p. (ECONOMIA 16887)
- PATTANAİK, Prasanta K. (Ed.) - Social choice and welfare. Edited by Prasanta K. Pattanaik and Maurice Salles. Amsterdam, North-Holland, 1983. 323 p. (ECONOMIA 16899)
- REUNION DE EXPERTOS SOBRE CRISIS Y DESARROLLO DE AMERICA LATINA Y EL CARIBE. SANTIAGO, CHILE 29.4 - 3.5. 1981 - Crisis y desarrollo: presente y futuro de América Latina y el Caribe. Santiago, Chile, CEPAL, 1985. 3 v. (ECONOMIA 16864)
- SAMUELSON, Paul A. - Economía desde el corazón, un muestrario de Samuelson. Buenos Aires, Hyspamérica, 1984. 249 p. (ECONOMIA 16901)
- SEN, Amartya K. - Collective choice and social welfare. Amsterdam, North-holland, 1984. 225 p. (ECONOMIA 16871)
- SHIHATA, Ibrahim P.I. - La otra cara de la OPEP; asistencia financiera al tercer mundo. Londres-Nueva York, Longman, 1982. 313 p. (ECONOMIA 16826)

BIBLIOTECA DEL B.C.R.A.

SOORROUILLE, Juan V. - Inversiones extranjeras en América Latina; política económica, decisiones de inversión y comportamiento económico de las filiales por J. V. Sourrouille, Francisco Gatto y Bernardo Kosacoff. Buenos Aires, BID-INTAL, 1984. 172 p. (ECONOMIA 16824)

TANZI, Vito - The underground economy in the United States and abroad. Lexington, Lexington Books, 1983. 341 p. (ECONOMIA 16839)

WILLIAMSON, John - Prospects for adjustment in Argentina, Brazil, and Mexico; responding to the debt crisis. Washington, Institute for International Economics, 1983. 63 p. (ECONOMIA 09447)

WILLIAMSON, John - The open economy and the world economy. New York, Basic Books, 1983. 414 p. (ECONOMIA 16900)

Desarrollo Económico

Revista de Ciencias Sociales

Vol. 25

Abril-Junio 1985

Nº 97

JULIO BREIZZEN: Fragilidad financiera y sistema de crédito indexado.

DARIO CANTON, JORGE R. JORRAT Y LUIS R. ACOSTA: La consulta por el Beagle en la Capital Federal y La Matanza.

PABLO GUTMAN: Teoría económica y problemática ambiental: un diálogo difícil.

ERNESTO ISUANI: Universalización de la seguridad social en América Latina: límites estructurales y cambios necesarios.

DIANA TUSSIE: EL GATT y el comercio Norte Sur: el caso del sector textil.

Notas y Comentarios

WERNER DAER: Semiindustrialización y semidesarrollo.

ALEJANDRO B. ROPMAN: Crisis estructural de las economías extrapampeanas y su reciente evolución.

MANUEL MORA Y ARAUJO: Sobre las necesidades, los recursos, el crecimiento y la pobreza en el mundo.

GRACIELA CHICHILNISKY: Necesidades básicas, recursos naturales y crecimiento en el contexto de las relaciones Norte-Sur: respuesta a un comentario.

Reseñas Bibliográficas - Informaciones

DESARROLLO ECONOMICO -Revista de Ciencias Sociales- es una publicación trimestral editada por el Instituto de Desarrollo Económico y Social (IDES). Suscripción anual: R. Argentina, \$ 9.00, Países limítrofes, US\$ 36; Resto de América, US\$ 40; Europa, Asia, África y Oceanía, US\$ 44. Ejemplar simple: US\$ 10 (recargo por envíos vía aérea). Pedidos, correspondencia, etcétera, a:

INSTITUTO DE DESARROLLO ECONOMICO Y SOCIAL
Cúemes 3950 / 1425 Buenos Aires / República Argentina.

integración latinoamericana

REVISTA MENSUAL INTAL

Año 10, N° 100

Abril 1985

EDITORIAL

América Latina, Europa y la vulnerabilidad externa.

ESTUDIOS

Europa y América Latina en la crisis mundial, por Sandro Sideri.

Perspectivas de las relaciones interregionales entre la Comunidad Europea y América Latina, por Klaus Bodemer.

Los imperativos de la política exterior en la actual fase de transición, por Giancarlo Pasquini.

La disuación financiera en América Latina, por Víctor Godínez y León Bendensky.

COMENTARIOS

De la crisis de la deuda a la viabilidad financiera, por Aldo Ferrer.

Información América Latina - el mundo - actividades del Intal - documentación - documentos - legislación - estadísticas - bibliografía - reseñas - notas -

Precio de la suscripción anual (11 números): Instituciones: \$a 13.800.- (u\$s 30.-).- Particulares: \$a 9.200.- (u\$s 20.-).- Estudiantes: \$a 5.500.- (u\$s 12.-) Número suelto: \$a 1.400.- (u\$s 3.-).-

Los interesados deberán remitir cheque o giro (libre de comisiones y gastos bancarios) a la orden del Instituto para la Integración de América Latina. Casilla de Correo 39, Sucursal 1, 1401 Buenos Aires, Argentina. Las tarifas incluyen los gastos de envío por correo aéreo.

integración latinoamericana

REVISTA MENSUAL INTAL

Año 10, N° 101

Mayo 1985

EDITORIAL

La integración de Centroamérica.

ESTUDIOS

América Central 1978-1984: una región en crisis, por Francisco de Paula Gutiérrez.
El mecanismo de pagos en Centroamérica, por Manuel Chavarría y Héctor Dada Híresí.
El restablecimiento de los órganos del MCCA y la adopción de un régimen normativo transitó-
rio, por Marcelo Halperin.
Compras estatales en Centroamérica y el Caribe, por Juan C. Del Bello y Jorge I. Leiva.

COMENTARIOS

Situación del Mercado Común Centroamericano.

Información América Latina ALADI - SELA - Grupo Andino - Mercado Común Centroamericano -
Comunidad del Caribe - Organismos - Asociaciones - Países - actividades del Intal.

DOCUMENTACION-DOCUMENTOS

Palabras del señor Antonio Ortiz Mena, Presidente del Banco Interamericano de Desarrollo,
en el Foro sobre Centroamérica: crisis y perspectivas.
Exposición del señor Raúl Sierra Franco, Secretario General de la SIECA, en el Seminario
de análisis sobre la crisis centroamericana y el proceso de integración.
Convenio sobre el Régimen Arancelario y Aduanero Centroamericano.
Legislación.
Estadísticas. MCCA: economía y comercio.

Precio de la suscripción anual (11 números): Instituciones: \$a 13.800.- (u\$s 30.-).- Par-
ticulares: \$a 9.200.- (u\$s 20.-).- Estudiantes: \$a 5.600.- (u\$s 12.-) Número suelto: \$a
1.400.- (u\$s 3.-)-

Los interesados deberán remitir cheques o giro (libre de comisiones y gastos bancarios) a
la orden del Instituto para la Integración de América Latina. Casilla de Correo 39, Sucur-
sal 1, 1401 Buenos Aires, Argentina. Las tarifas incluyen los gastos de envío por correo
aéreo.

integración latinoamericana

REVISTA MENSUAL INTAL

Año 10, N° 102

Junio 1985

EDITORIAL

La integración energética en América Latina: una preocupación que debe perdurar

ESTUDIOS

Perspectivas de la situación económica mundial, por Javier Villanueva.

La energía: un campo de integración, por Adriana C. Kowalewski.

El desarrollo de las cuencas hidrográficas compartidas en América Latina, por Alberto Vidulich.

COMENTARIOS

La nueva Ley de Comercio y Aranceles de Estados Unidos, por Rachelle Cherol.

Información América Latina SELA - Grupo Andino - Mercado Común Centroamericano - Comunidad del Caribe - Organismos - Asociaciones - Países - el mundo - actividades del Intal -

DOCUMENTACION-DOCUMENTOS

Cooperación energética dentro y entre agrupaciones de cooperación económica en el sector del comercio y en los relacionados con el comercio.

CLADE: Objetivos y estrategias a largo plazo del sector energético de América Latina.

América Latina y la Ley de Comercio y Aranceles de Estados Unidos

Grupo Andino: cooperación financiera. Acuerdo N° 83.

Peso andino, por Boris Cornejo Castro.

Convenio multilateral entre Bancos Centrales Miembros del Acuerdo de Cartagena y el Fondo Andino de Reservas.

Discurso del Director del INTAL, Juan Mario Vacchino, en la ceremonia inaugural del Encuentro Empresarial Argentino-Chileno.

Legislación.

Estadísticas.

Bibliografía

Reseñas.

Notas.

Precio de la suscripción anual (11 números): Instituciones: \$a 13.800.- (u\$s 30.-) - Particulares: \$a 9.200.- (u\$s 20.-) - Estudiantes: \$a 5.600.- (u\$s 12.-) Número suelto: \$a 1.400.- (u\$s 3.-).

Los interesados deberán remitir cheque o giro (libre de comisiones y gastos bancarios) a la orden del Instituto para la Integración de América Latina. Casilla de Correo 39, Sucursal 1, 1401 Buenos Aires, Argentina. Las tarifas incluyen los gastos de envío por correo aéreo.

PENSAMIENTO IBEROAMERICANO

Revista de Economía Política

Revista semestral patrocinada por el Instituto de Cooperación Iberoamericana (ICI) y la Comisión Económica para América Latina (CEPAL)

CONSEJO DE REDACCION: Adolfo Canitrot, José Luis García Delgado, Adolfo Gurrieri, Juan Muñoz, Angel Serrano (Secretario de Redacción), Oscar Soberón y Augusto Mateus.

JUNTA DE ASESORES: Raúl Prebisch (Presidente), Rodrigo Botero, Carlos Díaz Alejandro, Fernando H. Cardoso, Aldo Ferrer, Enrique Puentes Quintana, Celso Furtado, David Ibarra, Enrique V. Iglesias, José Matos Mar, Andrés Mas, Francisco Orrego Vicuña, Manuel de Prado y Colón de Carvajal, Luis Angel Rojo, Germánico Salgado, José Luis Sampedro, María Manuela Silva, José A. Silva Michelena, Alfredo de Sousa, Osvaldo Sunkel, María C. Tavares, Edelberto Torres Rivas, Juan Velarde Fuentes, Luis Yáñez, Norberto González y Emilio de la Fuente (Secretarios).

DIRECTOR: Aníbal Pintos

Nº 7 (461 páginas)

SUMARIO

Enero-Junio 1985

EL TEMA CENTRAL: "EL RETO DE LAS METROPOLIS"

Reto y metropolización: razones e implicaciones: Aníbal Pintos.

A expansão metropolitana a suas contradicções em São Paulo: Luíco Kowarick.

Economía e cidades: Jorge Wilhelm.

Sectores populares, participación y democracia: el caso de Buenos Aires: L. Alberto Romero.

Estado y política metropolitana: el caso de Buenos Aires: Oscar Ujnovsky.

México: en la búsqueda de una reordenación urbana: Eduardo Rincón.

Santiago, viejos y nuevos problemas: Alfredo Rodríguez.

Concentración y desconcentración urbana en la experiencia cubana: Héctor Cuervo Masoné.

Crisis y metropolización en España. El caso de Barcelona: Jordi Borja.

Áreas metropolitanas en Portugal. Lisboa y Oporto: Nuno Portas.

Intervienen en el Coloquio: Norberto E. García, Antonio Barros de Castro, Manuel A. Garretton, M. Conceição Tavares, Rodrigo Villamizar, Carlos Lessa, Alberto C. Barbeito, Ricardo

García Zaldívar, Eduardo Meira, Mariano Arana.

Y LAS SECCIONES HIJAS DE:

- Reseñas temáticas: examen y comentarios -realizados por personalidades y especialistas de los temas en cuestión- de un conjunto de artículos significativos publicados recientemente en los distintos países del área iberoamericana sobre un mismo tema. Se incluyen quince reseñas temáticas en las que se examinan 341 artículos realizados por R. Carneiro y W. Cano, S. Correa, J. Křákal, J. M. Montes, O. Ugarteche, etc. (latinoamericanas); I. Cruz Roche, C. E. Núñez y A. Tena, P. P. Núñez, J. Velarde, etc. (españolas); J. A. Ribeiro y N. Ribeiro da Silva, A. Abecassis, C. Barros, etc. (portuguesas).
- Resúmenes de artículos: 216 resúmenes de artículos relevantes seleccionados entre los publicados por las revistas científico-académicas del área iberoamericana durante 1983-84.
- Revista de Revistas Iberoamericanas: información periódica del contenido de más de 140 revistas de carácter científico-académico, representativas y de circulación regular en Iberoamérica en el ámbito de la economía política.
- Suscripción por cuatro números: España y Portugal, 3.600 pesetas o 40 dólares; Europa, 45 dólares; América y resto del mundo, 50 dólares.
- Número suelto: 1.000 pesetas o 12 dólares.
- Pago mediante talón nominativo a nombre de Pensamiento Iberoamericano.
- Redacción, administración y suscripciones.

Instituto de Cooperación Iberoamericana - Dirección de Cooperación Económica
Revista Pensamiento Iberoamericano
Teléf. 244 06 00 - Ext. 390
Avda. de los Reyes Católicos, 4
MADRID 28040

Para suscripciones, dirigirse a :

**Banco Central de la República Argentina
Departamento de Secretaría General
Reconquista 266,
1003 CAPITAL FEDERAL -- Argentina**

**ESTA PUBLICACION FIGURA INSCRIPTA EN LA DIRECCION NACIONAL
DEL DERECHO DE AUTOR BAJO EL N° 312.990. EXCEPTO EN LOS CASOS
EN QUE SE HAGA EXPRESA RESERVA DE DERECHOS, SE PERMITE LA
REPRODUCCION DE LOS ARTICULOS SIEMPRE QUE SE CITEN SU AUTOR,
EL NOMBRE DE LA REVISTA Y EL DE LA INSTITUCION**

**Impreso en el :
Banco Central de la República Argentina**

Nº 35 93 - [illegible]
[illegible]
[illegible]



BANCO CENTRAL DE LA REPUBLICA ARGENTINA