

ensayos económicos

Nº 33
marzo 1985

BANCO CENTRAL DE LA REPUBLICA ARGENTINA

DIRECTORIO (')

Presidente:

Dr. J. J. ALFREDO CONCEPCION

Vicepresidente:

Dr. LEOPOLDO PORTNOY

Vicepresidente 2º:

Dr. CARLOS R. CONTIN

Directores:

Dr. JULIO C. CATALDO

Dr. CARLOS MARCELO DA CORTE

Dr. GUILLERMO FELDBERG

Dr. ERNESTO V. FELDMAN

Dr. RICARDO A. MAZZORIN

Dr. ALBERTO POMBO

Dr. SALVADOR TREBER

Síndico:

Dr. JORGE A. BACQUE

Secretario del Directorio:

Sr. Rodolfo J. Giúdice

(') - Nómina del Directorio al 31.3.85



BANCO CENTRAL
DE LA REPUBLICA ARGENTINA

Comité

Editorial

Daniel Dueñas

Ernesto V. Feldman

Ernesto Gaba

Elías Salama

Coordinador Técnico

Manuel Alonso Oliviera

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

MARZO DE 1985

Nº 33

ARTICULOS

Consumo: La Hipótesis del Ingreso Permanente y la Evidencia Argentina, por Daniel E. Dueñas 1

Un Test de "Englobamiento" para dos modelos de la Balanza Comercial Argentina, por Hildegart A. Ahumada. 63

Redenominación parcial por Monedas de la Deuda Pública Externa, por Antonio G. Zoccali y Luis A. Gallardo 103

Contrarréplica y Aclaración, por Domingo I. Stamenti y Julio E. Piekarz ... 121

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 Banco Central de la República Argentina.
- AHUMADA, Hildegart A.:** Egresada de la Universidad Nacional de La Plata y de la Oxford University. Es 2° Jefe del Departamento de Análisis de Coyuntura, Gerencia de Investigaciones y Estadísticas Económicas del Banco Central de la República Argentina.
- GALLARDO, Luis Adrián:** Licenciado en Economía, egresado de la Universidad de Buenos Aires. Se ha desempeñado como economista en la Dirección de Información Parlamentaria de la Cámara de Diputados de la Nación. Actualmente es 2° Jefe del Departamento de Financiamiento Externo, Gerencia de Relaciones Internacionales del Banco Central de la República Argentina.
- ZOCCALI, Antonio Guillermo:** Egresado de la Universidad del Salvador y de la Universidad de Harvard. Actualmente es Gerente de Relaciones Internacionales del Banco Central de la República Argentina. Ha dictado cursos y conferencias referidas a los mercados de capitales y al sistema monetario internacional.

CONSUMO: LA HIPOTESIS DEL INGRESO PERMANENTE Y LA EVIDENCIA ARGENTINA (*)

Por Daniel E. Dueñas

I. INTRODUCCION

La teoría de la función consumo ha evolucionado al igual que la teoría económica en general. El proceso de verificación de las distintas teorías propuestas ha analizado, principalmente, la capacidad que éstas tienen para explicar los hechos de los países desarrollados. En este sentido, las funciones de mayor atractivo para explicar el comportamiento del consumo, a nivel teórico, son aquellas basadas en el ciclo de vida o la hipótesis del ingreso permanente, mientras que, a nivel empírico, el proceso de verificación ha utilizado técnicas econométricas cada vez más complejas.

Un buen conocimiento del comportamiento del consumo es esencial para el análisis de políticas de demanda

(*) El presente trabajo se basa en la tesis presentada al Departamento de Economía del Instituto Tecnológico de Massachusetts (M.I.T.): "Consumption: The Permanent Income Hypothesis and the Evidence for Argentina". Se agradecen los comentarios de Rudiger Dornbusch y Julio Rotemberg.

agregada. De acuerdo con la hipótesis del ingreso permanente basado en expectativas racionales, los individuos observan su flujo futuro de ingresos para determinar el valor actual de su riqueza y a partir de ella deciden su consumo presente y futuro. Cualquier política que afecte el ingreso disponible corriente afectará el consumo solamente si afecta el valor actual de la riqueza; esto es, el consumo responderá a cambios en el ingreso corriente solamente si se trata de cambios no anticipados que indican cambios en la riqueza. De acuerdo con esta hipótesis, importan solamente las medidas de política económica que no han sido previamente anticipadas. Por otra parte, si se reconoce la presencia en la economía de individuos que se hallan restringidos en la toma de decisiones de consumo por problemas de liquidez, entonces las políticas que cambian las condiciones crediticias y el ingreso disponible de aquellos con problemas de liquidez afectarán el gasto en consumo y la demanda agregada.

El objetivo de este trabajo es analizar, teniendo en cuenta la información agregada disponible, si la evidencia empírica argentina sustenta o no la aplicación de la teoría del consumo que se deduce de la hipótesis del ingreso permanente basado en expectativas racionales. La sección II resume la evolución de la teoría de la función consumo. La sección III presenta el enfoque analítico utilizado para determinar la relevancia de una función consumo basada en la hipótesis del ingreso permanente (calculado teniendo en cuenta los ingresos futuros), y considerando el ajuste que se produce en el consumo corriente ante cambios en las expectativas acerca de los ingresos futuros que se forman a partir de la observación del ingreso del período corriente. Especial interés se pone en derivar la función consumo para el consumidor típico o representativo, y en derivar la forma de hipótesis alternativas que explícitamente reconocen la presencia de consumidores que no pueden cumplir con sus planes de consumo por tener problemas de liqui-

dez (si bien el valor actual de su riqueza les indicaría un nivel de consumo dado, no pueden acceder a ese consumo porque su ingreso corriente es inferior y no pueden pedir prestado a cuenta de sus ingresos futuros).

Una conclusión de esta sección es que la hipótesis del ingreso permanente no debería ser puesta a verificación con series de consumo a las cuales se les ha quitado previamente la tendencia.

La sección IV informa los resultados obtenidos de la evidencia argentina durante el período 1940-1981. Primero se prueba que el ingreso no es causado en el sentido de Granger por el consumo. Luego, suponiendo que la función de utilidad del consumidor típico es cuadrática, aditiva y separable en el tiempo, se estima un modelo bivariado para el consumo e ingreso, imponiendo alguna de las siguientes restricciones:

- a) las que surgen de la hipótesis del ingreso permanente, esto es, el efecto del ingreso corriente sobre el consumo corriente está limitado solamente por las innovaciones que indican cambios en el ingreso permanente.
- b) las que surgen de la hipótesis alternativa I (ALT I), esto es, el consumo responde a innovaciones en el ingreso permanente y a los valores presente y pasados del ingreso, y
- c) las que surgen de la hipótesis alternativa II (ALT II), esto es, el consumo responde tanto a cambios no anticipados como anticipados en el ingreso corriente porque una fracción de la población se halla limitada en la toma de decisiones de consumo por problemas de liquidez.

Estas estimaciones se realizan suponiendo que la tasa de interés es igual a la tasa subjetiva de descuent-

tó intertemporal, y luego se repiten suponiendo que ambas tasas son diferentes. Por último, para servir de marco de referencia para los diferentes modelos propuestos, se estima una versión no restringida del proceso bivariado consumo-ingreso.

La sección V presenta las conclusiones. Cuando los modelos son estimados suponiendo que la tasa de interés es igual a la tasa subjetiva de descuento intertemporal, se aceptan las restricciones impuestas por la hipótesis del ingreso permanente porque el nivel de confianza del estadístico cociente de verosimilitud así lo permite. La sensibilidad del consumo que se observa con respecto al ingreso corriente puede ser explicada por el hecho que los movimientos en el ingreso corriente ayudan a detectar cambios en los ingresos futuros. Cuando se imponen las restricciones que surgen de las hipótesis alternativas ALT I o ALT II no se mejora estadísticamente la caracterización del proceso bivariado consumo-ingreso.

Por otra parte, cuando los modelos son estimados suponiendo que la tasa de interés y la tasa subjetiva de descuento intertemporal son distintas, se rechazan las restricciones impuestas por la hipótesis del ingreso permanente porque las restricciones de la hipótesis alternativa II mejoran estadísticamente la caracterización del proceso consumo-ingreso.

Esta diferencia en las conclusiones refleja la necesidad de estimar los modelos, sin imponer restricciones innecesarias en ellos. Como se mencionó previamente, es importante conocer qué modelo es una mejor aproximación de la realidad porque de ambos se deducen consecuencias distintas para las políticas que tratan de controlar la demanda agregada.

El estadístico cociente de verosimilitud indica que es más apropiado considerar una forma general de estos modelos y no una versión limitada por el supuesto que la

tasa de interés y la tasa subjetiva de descuento intertemporal son iguales. Por lo tanto, la evidencia empírica en Argentina es compatible con una función consumo que responde tanto a cambios anticipados como no anticipados en el ingreso corriente, debido al reconocimiento de que una gran parte de la población se halla restringida por problemas de liquidez cuando determina su nivel de consumo óptimo.

II. BREVE RESEÑA DE LA EVOLUCION DE LA TEORIA DE LA FUNCION CONSUMO

F. Modigliani (1949) formuló una hipótesis que distinguía entre la estabilidad de largo plazo del coeficiente del consumo como proporción del ingreso y la tendencia del consumo a fluctuar junto con y proporcionalmente menos que el ingreso. Modigliani trató de captar el efecto que ejercen distintos factores sobre el comportamiento cíclico y secular del consumo a través del efecto indirecto del llamado "índice cíclico del ingreso" $[(Y_t - Y_t^0)/Y_t]$.

La función consumo que estimó en niveles per capita fue:

$$(1) C_t = 2 + 0,773 Y_t + 0,125 Y_t^0$$

donde:

Y_t^0 = nivel más alto del ingreso real per capita alcanzado hasta el período t inclusive.

Y_t = ingreso disponible per capita durante el período t .

C_t = consumo privado per capita durante el período t .

Esta especificación de la función consumo distingue entre la propensión marginal cíclica a consumir y la propensión media y marginal secular a consumir; considerando que un movimiento cíclico en el ingreso deja el ingreso real per capita por debajo del pico más alto logrado con anterioridad, mientras que un movimiento secular en el ingreso lleva el nivel del ingreso real per capita por arriba de su máximo previo.

La ecuación (1) propuesta y estimada por Modigliani trató de resolver el acertijo planteado por S. Kuznets (1942). Kuznets había mostrado que la propensión media a consumir en los Estados Unidos permaneció casi constante desde 1869 hasta 1928, sin tendencia a disminuir a pesar del aumento secular en el ingreso; esta evidencia contradecía a una función consumo del tipo keynesiano tradicional tal como la que indica la ecuación (2):

$$(2) C_t = a + b Y_t$$

en donde la propensión media y marginal son distintas, y la existencia de un crecimiento secular del ingreso disponible indica que la propensión media a consumir declina a través del tiempo, acercándose al valor del coeficiente "b".

Aunque Modigliani (1949) estaba todavía lejos de la hipótesis del ciclo de vida, él concluyó que extrapolar el consumo futuro a partir de una regresión simple del consumo en función del ingreso podía llevar a serias equivocaciones.

Después de este análisis fundamentalmente empírico de los datos agregados durante la década del 40 hubo un intento de integrar en el análisis de la función consumo los fundamentos microeconómicos.

Los trabajos de F. Modigliani y R. Brumberg (1954, 1979) establecieron los fundamentos de lo que hoy se co-

noce como la hipótesis del ciclo de vida (HCV). La HCV ve a los individuos como planeando su consumo y ahorro de forma tal de obtener la máxima satisfacción posible durante su vida, teniendo en cuenta los escasos recursos de que disponen.

En su versión más simple, la HCV supone que el individuo no espera recibir ni desea dejar ninguna herencia y maximiza la utilidad a obtener durante su vida (ecuación (3)), sujeto a la restricción que el valor presente del consumo durante su vida sea igual al valor presente del ingreso personal del período corriente y de períodos futuros más su riqueza actual (ecuación (4)).

Esto es, el consumidor resuelve el siguiente problema:

$$(3) \text{ Max } \sum_{\tau=t}^T \rho^{\tau-t} U(C_{\tau})$$

sujeto a:

$$(4) C_t - Y_t + \sum_{\tau=t+1}^T \frac{C_{\tau} - Y_{\tau}^L}{\tau-1 \prod_{j=t} (1+r_j)} = A_t$$

donde:

ρ = factor de descuento, $\rho < 1$, $\rho = 1 / (1 + \delta)$,
 δ = tasa subjetiva de descuento intertemporal.

Y_{τ}^L = remuneración al trabajo durante el período τ .

r_j = tasa real de interés durante el período j .

A_t = riqueza (no comprende el capital humano) al comienzo del período t .

Después de hacer supuestos adicionales es posible hallar una solución para los valores que adoptará el consumo del individuo durante diferentes períodos. Si no hay incertidumbre acerca de los ingresos futuros, la tasa de interés es constante, y la función de utilidad es de la forma:

$$(5) \quad U(C_T) = \frac{C_T^{\alpha+1} - 1}{\alpha + 1}$$

donde α es el coeficiente de aversión relativa al riesgo; entonces, las condiciones necesarias de primer orden que el individuo debe implícitamente resolver para determinar su consumo en t y $t+i$ son:

$$(6) \quad C_t^\alpha - \lambda = 0, \quad \rho^i C_{t+i}^\alpha - \frac{\lambda}{(1+r)^i} = 0$$

donde λ es el incremento en la utilidad total que se produce como consecuencia de un incremento infinitesimal en los recursos disponibles.

El valor del multiplicador de Lagrange λ puede determinarse con la ayuda de la restricción impuesta por el valor de la riqueza (ecuación (4)), y una vez conocido el valor de λ se puede obtener la trayectoria óptima de consumo elegida.

(7)

$$C_t = \left\{ A_t + \sum_{\tau=t}^T \frac{Y_\tau}{(1+r)^{\tau-t}} \right\} \left\{ \sum_{\tau=t}^T \frac{1}{(1+r)^{\tau-t}} \left[\frac{1}{\rho(1+r)} \right]^{(\tau-t)/\alpha} \right\}^{-1}$$

(7)

$$C_{t+i} = \left[A_t + \sum_{\tau=t}^T \frac{Y_{\tau}}{(1+r)^{\tau-t}} \right] \left\{ \sum_{\tau=t}^T \frac{1}{(1+r)^{\tau-t}} \left[\frac{1}{\rho(1+r)} \right]^{(\tau-t)/\alpha} \right\}^{-1}$$

$$\left[\frac{1}{\rho(1+r)} \right]^{i/\alpha}$$

El proceso de maximización permite expresar el consumo corriente de un individuo de edad N como una fracción del valor presente del total de recursos que recibirá durante el resto de su vida. El valor de esta fracción dependerá de la forma específica de la función de utilidad, la tasa de retorno sobre los activos, y la edad del individuo en cuestión.

Si bien en anteriores especificaciones de la función consumo el nivel de consumo dependía del ingreso en el período corriente, en la HCV los planes de consumo del individuo se hacen de forma tal de suavizar las oscilaciones en el nivel de consumo, ahorrando en los períodos en que el ingreso es alto y desahorrando en los períodos en que es bajo.

El nivel de consumo será constante a través del tiempo en el caso particular en que la tasa de interés es igual a la tasa subjetiva de descuento intertemporal, ($\rho(1+r)=1$).

$$(8) C_t = \left\{ A_t + \sum_{\tau=t}^T \frac{Y_{\tau}^L}{(1+r)^{\tau-t}} \right\} \frac{r}{1+r} = C_{t+i}$$

Una vez que se deduce la función de consumo del individuo es necesario proceder a agregar la función de consumo por grupo de edades y luego consolidar los distintos grupos. Tal como fue señalado por A. Ando y F. Modigliani (1963), bajo un cierto conjunto de condiciones, los coeficientes de la función consumo de un grupo de una edad dada son un promedio ponderado de los coeficientes correspondientes a las funciones de los individuos que componen el grupo, y además los coeficientes de la función consumo agregado de toda la economía son un promedio ponderado de los coeficientes correspondientes a cada grupo de edades. Por lo tanto, para que estos coeficientes sean constantes a través del tiempo será necesaria la constancia en el tiempo de:

- a) los coeficientes de las funciones correspondientes a cada grupo de edades,
- b) la estructura por edades de la población, y
- c) la distribución relativa del ingreso corriente, los ingresos futuros y la riqueza de los distintos grupos de edades.

Aunque la HCV se aparta de la teoría del consumo basada en el ingreso corriente, en el sentido que el flujo de todos los ingresos a percibir intervienen en el cálculo del consumo durante el ciclo de vida, los primeros trabajos que presentaron la HCV hicieron supuestos para darle contenido empírico que significaron de hecho

seguir empleando el ingreso del período corriente. Se supuso que los ingresos futuros que como consecuencia de su trabajo recibiría cualquier grupo de edad N podía aproximarse por el valor promedio de su ingreso corriente, teniendo en cuenta un factor de proporcionalidad que dependía de la edad del grupo. Con este supuesto y el de agregación de los distintos grupos, la HCV planteó que la función de consumo agregado (TC) podía expresarse como:

$$(9) \quad TC_t = \alpha_1 TY_t^L + \alpha_2 TA_t$$

donde:

TY_t^L = Remuneración total al trabajo durante el período t .

TA_t = Riqueza agregada (no incluye el capital humano) al comienzo del período t .

Los coeficientes α_1 y α_2 dependen de gustos, el tamaño de la familia, el rendimiento de los activos, la evolución del ingreso durante el ciclo de vida, el crecimiento en la productividad y el de la población.

En la hipótesis del ingreso permanente (HIP) adelantada por M. Friedman (1957), los individuos determinan su consumo en forma proporcional a su ingreso permanente. Se supone que los individuos viven eternamente, no hay incertidumbre acerca de los ingresos futuros y las tasas de interés, y que el ingreso permanente es equivalente a los intereses que se reciben por la riqueza total (humana y no humana).

Como las magnitudes teóricas "ingreso permanente" y "consumo permanente" no pueden observarse directamente para ningún consumidor en particular, la HIP puso más énfasis en establecer una correspondencia entre los conceptos teóricos y los valores observados. Es en este sentido que el ingreso de años anteriores se introduce en la función de consumo como una forma de estimar el ingreso permanente.

Cuando se introduce incertidumbre en ambas estructuras teóricas (la HCV o la HIP), se complica la solución al problema de maximización que enfrenta el consumidor individual, y no es fácil encontrar una solución exacta como las ecuaciones (7) u (8). La función objetivo que el consumidor típico resuelve es, en lugar de la ecuación (5),

$$(10) \quad \text{Max} \quad E_t \sum_{\tau=t}^{\infty} \rho^{\tau-t} U(C_{\tau})$$

donde:

E_t = esperanza condicional en la información disponible en el momento t .

Si todavía se mantiene el supuesto de una tasa de interés conocida y constante, y una función de utilidad separable en el tiempo, entonces las condiciones necesarias de primer orden que debe resolver el consumidor en t y $t + i$ son:

$$(11) \quad U'(C_t) - \lambda = 0, \quad E_t \rho^i U'(C_{t+i}) - \frac{\lambda}{(1+r)^i} = 0$$

y si la función de utilidad es de la familia de las de aversión relativa al riesgo constante, entonces:

$$(12) \quad C_t^\alpha - \lambda = 0, \quad \rho^i E_t (C_{t+i}^\alpha) - \frac{\lambda}{(1+r)^i} = 0$$

El elemento clave en la ecuación (12) que dificulta encontrar una solución exacta para la elección del consumo óptimo en función del valor actual de la riqueza es que el operador esperanza condicional es un operador lineal, y por consiguiente:

$$(13) \quad E_t (C_{t+i}^\alpha) \neq [E_t (C_{t+i})]^\alpha$$

La ecuación (11) muestra la relación teórica fundamental sobre la que se ha basado en los últimos años el trabajo empírico destinado a verificar la hipótesis del ciclo de vida o ingreso permanente, y será también el punto de partida para tratar de verificar si esta hipótesis puede ser aplicada a la realidad argentina. Claro que es necesario hacer supuestos adicionales para que la ecuación (11) sea operativa y se puedan derivar de ella pruebas destinadas a verificar la hipótesis del ingreso permanente.

Es en este punto de la evolución de la teoría acerca de la función consumo que la hipótesis de expectativas racionales desempeña un papel importante. R. Hall (1978) trabajó directamente con las condiciones de primer orden que debe satisfacer un individuo que maximiza el consumo esperado durante su vida, suponiendo que la única incertidumbre que enfrenta es en sus ingresos por trabajos futuros.

Hall mostró que del proceso de optimización surge que la utilidad marginal del consumo evoluciona como si

se tratase de un "camino aleatorio". La ecuación (11) permite escribir:

$$(14) \quad E_t U' (C_{t+1}) = \frac{U' (C_t)}{\rho (1+r)}$$

y los valores observados de las variables deben comportarse de forma tal que:

$$(15) \quad U' (C_{t+1}) = \frac{1}{\rho(1+r)} U' (C_t) + e_{t+1}$$

donde $E_t e_{t+1} = 0$

De esta forma Hall evitó el problema de modelar cómo valores del ingreso observados en períodos pasados y en el corriente se relacionan con los ingresos esperados en el futuro, como así también el problema econométrico que se presenta debido a la endogeneidad del ingreso en las funciones de consumo del tipo keynesiano tradicional.

Si el individuo tiene una función de utilidad cuadrática, $U(C_T) = -0,5 (C^* - C_T)^2$, entonces surge de las condiciones de primer orden que muestra la ecuación (15) que es posible lograr una solución exacta, en términos del valor actual de la riqueza a obtener en la vida, para la trayectoria del consumo. Todo lo que se necesita para determinar el valor esperado del consumo en el período $t+1$ es el valor del consumo en el período t .

$$(16) \quad E_t (C^* - C_{t+1}) = \frac{1}{\rho(1+r)} (C^* - C_t)$$

$$(16') \quad E_t C_{t+1} = \left[1 - \frac{1}{\rho(1+r)} \right] C^* + \frac{1}{\rho(1+r)} C_t$$

Surge directamente de la ecuación (16') que en el caso particular en que la tasa de interés es igual a la tasa subjetiva de descuento intertemporal ($\rho(1+r) = 1$) el nivel del consumo esperado en el futuro será constante.

Hall mostró también que el consumo evoluciona como un camino aleatorio si la función de utilidad pertenece a la familia de las de aversión relativa al riesgo constante y el cambio en la utilidad marginal de un período a otro es pequeño. Para ello utilizó una expansión por series de Taylor de las condiciones de primer orden que muestra la ecuación (16).

Las implicaciones estocásticas de la hipótesis del ingreso permanente no significan que los valores pasados del ingreso son irrelevantes en el proceso de determinación del consumo. Por el contrario, los valores pasados del ingreso permiten al consumidor determinar sus ingresos futuros esperados y con ellos el valor actual de la riqueza total esperada durante su vida o ingreso permanente; y a partir de este valor el consumidor puede elegir la trayectoria de su consumo. Por lo tanto, una vez que se observa C_t , el valor esperado de C_{t+1} ya está determinado y el valor observado del consumo en el período $t+1$ será distinto del esperado solamente en la medida que haya cambios en el valor actual de la riqueza total.

Los cambios en el valor actual de la riqueza total serán indicados en parte por las innovaciones en el ingreso del período $t+1$, pero dada la información disponible en t se espera que esas innovaciones sean cero. La contribución adicional en la explicación del nivel espe-

rado de consumo en $t+1$ que tienen valores del ingreso en el período corriente y en períodos pasados debería ser nula una vez que se incluye C_t , porque toda su contribución al proceso de decisión del individuo ya ha sido captado por el nivel de consumo en t .

Es en este sentido que verificar la ecuación (16) es equivalente a verificar un modelo en forma reducida de la relación entre consumo e ingreso, pero evitando la relación explícita entre el ingreso observado en períodos pasados y en el actual con el ingreso esperado en el futuro.

M. Flavin (1981) analizó explícitamente el papel que desempeña el ingreso del período corriente proveyendo nueva información acerca de los ingresos futuros, indicando así cambios en el ingreso permanente. Flavin trabajó con el proceso bivariado consumo-ingreso. Su punto de partida fue la función de consumo del consumidor típico, ecuación (17),

$$(17) C_t = Y_t^P + u_t = \frac{r}{1+r} \left\{ A_t + E_t \sum_{\tau=t}^{\infty} \frac{Y_{\tau}^L}{\tau-t} \right\} + u_t$$

(1+r)

Flavin supuso un componente transitorio en el consumo, u_t , por lo que el consumo en t y $t+1$ estaba dado por las ecuaciones (17) y (18), respectivamente.

$$(18) C_{t+1} = \frac{r}{1+r} \left\{ A_{t+1} + E_{t+1} \sum_{\tau=t+1}^{\infty} \frac{Y_{\tau}^L}{\tau-(t+1)} \right\} + u_{t+1}$$

(1+r)

y teniendo en cuenta que la riqueza real evoluciona de acuerdo con:

$$(19) A_{t+1} = (1+r) (A_t + Y_t - C_t)$$

la relación entre el consumo de dos períodos sucesivos está dada por:

$$(20)$$

$$C_{t+1} = C_t + \frac{r}{1+r} \left\{ \sum_{\tau=t+1}^{\infty} (E_{\tau+1} - E_{\tau}) \frac{Y_{\tau}}{(1+r)^{\tau-(t+1)}} \right\} + u_{t+1} - (1+r) u_t$$

Se deduce de la ecuación (20) que, si las expectativas acerca de los ingresos futuros son racionales, será nula la revisión que se haga en el período t , como consecuencia de nueva información acerca de los ingresos futuros que recién estaría disponible en $t+1$, del valor actual de la riqueza que se consumirá durante la vida; y, si el componente transitorio del consumo es idénticamente igual a cero entonces el modelo del proceso bivariado consumo-ingreso que surge de la hipótesis del ingreso permanente presenta las mismas condiciones de primer orden que trató de verificar Hall, y el consumo debería ser un "camino aleatorio".

La información adicional que se gana trabajando con el proceso conjunto consumo-ingreso es que se puede cuantificar el impacto de una innovación en el ingreso sobre el valor actual de los ingresos futuros, y que además, a través de las restricciones que imponen los

parámetros que aparecen en ambas ecuaciones, se puede verificar su impacto sobre el consumo.

Aunque el análisis de Hall y Flavin incorporó incertidumbre en el problema de optimización, se mantuvo el supuesto que la tasa real de interés era constante (o variable pero conocida) a través del tiempo. La idea detrás de la función consumo basada en la hipótesis del ingreso permanente o el ciclo de vida es que el individuo decide su consumo a través del tiempo de acuerdo con sus gustos y teniendo en cuenta la restricción que le impone el valor actual de los recursos con que espera disponer. Por lo tanto, en un período dado, él tratará de pedir prestado o prestar a la tasa vigente de interés a fin de evitar las variaciones en su consumo. Aunque pueda conocerse la tasa nominal de interés, la tasa real es desconocida a menos que existan bonos u obligaciones indexadas. Esto es, las condiciones de primer orden que el individuo debería verificar cuando elige su trayectoria de consumo serían, en vez de las planteadas en la ecuación (11):

$$(21) E_t [\rho (1+r_t) U'(C_{t+1})] = U'(C_t)$$

donde r_t = tasa real de interés en el período t , y reacomodando términos,

$$(21') E_t \left[\rho (1+r_t) \frac{U'(C_{t+1})}{U'(C_t)} \right] = 1$$

En la literatura acerca de la función consumo pueden encontrarse trabajos recientes que tratan de desarrollar pruebas basadas en la ecuación (21'), aplicando distintas técnicas econométricas (G. Mankiw (1981, 1983), L. Hansen y K. Singleton (1982, 1983)). El hecho que exista una relación no lineal entre el consumo y la tasa real de interés puede ser tratado:

- a) por medio de una aproximación lineal de las condiciones de primer orden y la utilización del método de estimación de variables instrumentales,
- b) por medio de la especificación de una función de distribución conjunta para la tasa real de interés y la tasa de crecimiento del consumo, y la utilización de métodos de estimación por máximo verosimilitud, o
- c) por medio de la utilización directa del método no lineal generalizado de variables instrumentales.

En cualquiera de los casos, al verificar la ecuación (21') se evita la relación explícita entre el ingreso observado en los períodos pasados y corriente con los ingresos esperados en el futuro, pero ahora se tiene en cuenta el efecto sustitución que la tasa de interés tiene sobre la trayectoria de consumo.

III. EL MODELO

El objetivo de esta sección del trabajo es señalar los elementos necesarios para probar la relevancia para Argentina de una función consumo basada en la hipótesis del ingreso permanente que tiene en cuenta los ingresos futuros, que se forman de acuerdo con expectativas racionales, y que considere el ajuste del consumo ante el cambio en las expectativas respecto a dichos ingresos.

Como fue mencionado en la sección anterior Flavin (1981) desarrolló un modelo econométrico estructural del consumo teniendo en cuenta el papel que cumple el ingreso corriente en proveer nueva información acerca del ingreso futuro. Por lo tanto, su estructura teórica será el punto de partida utilizado aquí. Se pondrá énfasis en derivar la función consumo para el consumidor típico, la forma de hipótesis alternativas, y la importancia de una

tendencia determinística en las pruebas a ser implementadas.

Se supone que el individuo típico tiene un horizonte de planeamiento infinito y que su función de utilidad es aditiva y separable en el tiempo. La tasa de interés y la tasa subjetiva de descuento intertemporal son constantes conocidas, y sólo enfrenta incertidumbre acerca de los ingresos futuros que recibirá por su trabajo. El horizonte infinito de planeamiento puede ser racionalizado si se supone que la utilidad de un miembro de una generación dada depende de su consumo y también de la utilidad de sus descendientes.

Las condiciones necesarias de primer orden que el individuo debe resolver implícitamente para determinar su consumo son las que indica la ecuación (11), esto es:

$$(11) \quad U'(C_t) - \lambda = 0, \quad E_t \rho^i U'(C_{t+i}) - \frac{\lambda}{(1+r)^i} = 0$$

Para pasar de esta expresión general a la función de consumo propuesta por Flavin es necesario suponer una forma específica para la función de utilidad instantánea $U(C_t)$.

Como fue señalado, si se supone una función de utilidad con un grado relativo de aversión al riesgo constante, entonces para conseguir una relación lineal entre los niveles de consumo es necesario linearizar las condiciones de primer orden de la ecuación (11). Por otra parte, si se supone una función de utilidad cuadrática las condiciones de primer orden indican en forma directa una relación entre los niveles de consumo.

Así, suponiendo que el individuo típico enfrenta el siguiente problema:

$$(22) \text{ Max } E_t \sum_{\tau=t}^{\infty} \rho^{\tau-t} 0.5 (C_{\tau} - C^*)^2$$

sujeto a

$$(23) \sum_{\tau=t}^{\infty} \frac{C_{\tau} - Y_{\tau}^L}{(1+r)^{\tau-t}} = A_t$$

el valor del multiplicador de Lagrange λ (el incremento en la utilidad total como consecuencia de un incremento infinitesimal en los recursos disponibles) es:

(24)

$$\lambda = \left[1 - \frac{1}{\rho(1+r)^2} \right] \left\{ \left[\frac{r}{1+r} \right]^{-1} \cdot C^* - \left[A_t + E_t \sum_{\tau=t}^{\infty} \frac{Y_{\tau}^L}{(1+r)^{\tau-t}} \right] \right\}$$

y por lo tanto el consumo óptimo en t está dado por:

(25)

$$C_t = \left[\frac{1 - \rho(1+r)}{\rho(1+r)r} \right] C^* + \left[1 - \frac{1}{\rho(1+r)^2} \right] \left\{ A_t + E_t \sum_{\tau=t}^{\infty} \frac{Y_{\tau}^L}{(1+r)^{\tau-t}} \right\}$$

De la ecuación (25) se deduce en forma directa que sólo en el caso particular en que la tasa de interés es igual a la tasa subjetiva de descuento intertemporal ($\rho(1+r) = 1$), la función de consumo es la misma a la propuesta por Flavin en la ecuación (17), donde el consumo es igual a los ingresos por interés que genera el valor actual de la riqueza total.

Sargent (1978) propuso una versión de la hipótesis del ingreso permanente en donde la propensión marginal a consumir a partir del ingreso permanente podía ser distinta a uno,

$$(17') \quad C_t = B Y_t^p + u_t$$

pero para que esta forma más general sea consistente con la ecuación (25), la solución al problema de optimización, debería incluir también una constante, permitiendo así que las propensiones marginal y media a consumir del ingreso permanente sean distintas.

Sumando a la ecuación (25) una componente que represente el consumo transitorio, es posible establecer una relación entre el consumo en dos períodos sucesivos que sea más general que la establecida por Flavin en la ecuación (20).

(26)

$$C_{t+1} = \left[1 - \frac{1}{\rho(1+r)} \right] C^* + \frac{1}{\rho(1+r)} C_t + \left[1 - \frac{1}{\rho(1+r)^2} \right] \cdot$$

$$\cdot (E_{t+1} - E_t) \sum_{\tau=t+1}^{\infty} \frac{y_{\tau}^L}{(1+r)^{\tau-(t+1)}} + u_{t+1} - (1+r) u_t$$

Suponiendo expectativas racionales, el valor esperado para el consumo en $t + 1$, dada la información disponible en $t - 1$, es:

$$(27) E_{t-1} C_{t+1} = \left[1 - \frac{1}{\rho(1+r)} \right] C^* + \frac{1}{\rho(1+r)} E_{t-1} C_t$$

Esto es, la ecuación (27) es la relación que el consumo esperado debe seguir de acuerdo con una hipótesis del ingreso permanente que mira hacia el futuro.

Si se considera que el consumo y el ingreso pueden ser representados por un vector autorregresivo bivariado de la forma:

(28)

$$C_t = e_0 + e_1 Y_{t-1} + e_2 Y_{t-2} + \dots + e_n Y_{t-n} + d_1 C_{t-1} + \\ + d_2 C_{t-2} + \dots + d_n C_{t-n} + \gamma_C t + v_{C,t}$$

$$Y_t = a_0 + a_1 Y_{t-1} + a_2 Y_{t-2} + \dots + a_n Y_{t-n} + b_1 C_{t-1} + \\ + b_2 C_{t-2} + \dots + b_n C_{t-n} + \gamma_Y t + v_{Y,t}$$

donde γ_C y γ_Y captan la tendencia determinística del consumo e ingreso, respectivamente, y $v_{C,t}$ y $v_{Y,t}$ son componentes estocásticos con las características de "ruido blanco"; entonces las restricciones que impone sobre los coeficientes de las ecuaciones la hipótesis del ingreso permanente que muestra la ecuación (27), es-

to es la proyección de la ecuación (26) considerando la información disponible en $t-1$, son:

$$e_1 a_0 + d_1 e_0 + e_0 + \gamma_C = [1 - 1/\rho(1+r)] c^* + [1/\rho(1+r)] e_0$$

$$e_1 a_1 + d_1 e_1 + e_2 = [1/\rho(1+r)] e_1$$

$$e_1 a_2 + d_1 e_2 + e_3 = [1/\rho(1+r)] e_2$$

.....

$$e_1 a_{n-1} + d_1 e_{n-1} + e_n = [1/\rho(1+r)] e_{n-1}$$

$$e_1 a_n + d_1 e_n = [1/\rho(1+r)] e_n$$

(29)

$$e_1 b_1 + d_1 d_1 + d_2 = [1/\rho(1+r)] d_1$$

$$e_1 b_2 + d_1 d_2 + d_3 = [1/\rho(1+r)] d_2$$

.....

$$e_1 b_{n-1} + d_1 d_{n-1} + d_n = [1/\rho(1+r)] d_{n-1}$$

$$e_1 b_n + d_1 d_n = [1/\rho(1+r)] d_n$$

$$e_1 \gamma_y + d_1 \gamma_C + \gamma_C = [1/\rho(1+r)] \gamma_C$$

La ecuación (26) también puede ser proyectada considerando la información disponible en t , en este caso las implicaciones de la hipótesis del ingreso permanente formado con expectativas racionales de los ingresos futuros son, en vez de la ecuación (27)

$$(27') \quad E_t C_{t+1} = \left[1 - \frac{1}{\rho(1+r)} \right] c^* + \frac{1}{\rho(1+r)} C_t - (1+r) u_t$$

Los parámetros del proceso autorregresivo en consumo se ven restringidos a tomar los siguientes valores:

$$\begin{aligned} e_0 &= \left[1 - 1/\rho(1+r) \right] c^* \\ d_1 &= \left[1/\rho(1+r) \right] \\ (29') \quad e_i &= 0, \quad i = 1, \dots, n \\ d_i &= 0, \quad i = 2, \dots, n \\ \gamma_c &= 0 \end{aligned}$$

y el componente del consumo transitorio debería ser idénticamente igual a cero.

Aunque Flavin señaló la consistencia de ambos sistemas de restricciones, (29) y (29'), en el sentido que la solución que surge de (29') para los valores de los

parámetros satisfice también las restricciones a las ecuaciones (29), ella no consideró las restricciones que deben cumplir los componentes determinísticos en el proceso consumo-ingreso.

Flavin trabajó con datos de consumo a los cuales se les quitó previamente la tendencia, pero como las restricciones (29') indican, el proceso para el consumo no debería presentar una tendencia significativa a pesar del hecho que el proceso para el ingreso sí la pueda presentar. La característica del consumo basado en la hipótesis del ingreso permanente es que el consumidor típico trata de distribuir óptimamente el consumo a través del tiempo; así, si hay una tendencia positiva en el ingreso per cápita, el consumidor la tendrá en cuenta para determinar su ingreso permanente o valor actual de su riqueza y a partir de éste la trayectoria de su consumo. Por supuesto que para que el problema de optimización esté bien definido se requiere que la tasa de crecimiento del ingreso sea menor a la tasa de interés. El consumo será creciente o decreciente a través del tiempo dependiendo solamente del valor $\rho(1+r)$; esto es, más allá de este factor no hay otro motivo para que exista tendencia en el consumo, la tendencia en el ingreso es irrelevante.

El conjunto de restricciones (29) toma la misma forma que (29') en el caso particular en que en la ecuación (28) el ingreso es económicamente exógeno en el sentido de Granger (esto es, el consumo de períodos pasados no tiene poder explicativo adicional en la ecuación del ingreso una vez que se incluyen en ésta el ingreso de períodos pasados). Es decir, en este caso especial la relación que el consumo esperado debe seguir de acuerdo con la hipótesis del ingreso permanente basado en los ingresos futuros impone exactamente el mismo conjunto de restricciones sobre los parámetros del proceso

consumo-ingreso, independientemente de que la proyección se base en información conocida en t o en $t-1$.

Las ecuaciones (27) y (27') son las proyecciones, teniendo en cuenta la información conocida en $t-1$ y t respectivamente, de la relación básica entre el consumo de dos períodos sucesivos que plantea la ecuación (26). Aunque ellas restringen la importancia que tienen los valores pasados del consumo e ingreso en la explicación del consumo corriente una vez que se ha supuesto la hipótesis del ingreso permanente basado en expectativas racionales, estas ecuaciones no consideran todavía el ajuste en el consumo que se produce cuando cambian las expectativas acerca de los ingresos futuros, esto es, ellas no consideran todavía el término de la ecuación (26) dado por:

$$\left[1 - \frac{1}{\rho(1+r)^2} \right] (E_{t+1} - E_t) \sum_{\tau=t+1}^{\infty} \frac{\frac{L}{Y}}{(1+r)^{\tau-(t+1)}}$$

Los ingresos futuros como consecuencia del trabajo son la única componente de los ingresos futuros que no se conocen con certeza porque se supone que no hay pérdidas o ganancias de capital no anticipadas sobre la riqueza no humana. Realmente, para darle un contenido más general a la ecuación (26) puede suponerse que las innovaciones en el ingreso no laboral son una buena aproximación de las pérdidas o ganancias de capital no anticipadas, y que éstas, al igual que el ingreso laboral, afectan el ingreso permanente y por lo tanto el consumo.

Para enfatizar el papel que tiene el ingreso corriente señalando cambios en el ingreso permanente, es conveniente suponer que el comportamiento del ingreso (laboral y no laboral) puede ser modelado como un proceso autorregresivo:

$$(30) \quad Y_t = a_0 + a_1 Y_{t-1} + a_2 Y_{t-2} + \dots + a_n Y_{t-n} + \gamma_Y t + v_{Y,t}$$

El proceso del ingreso es generado por una tendencia determinística y por una serie de innovaciones estocásticas independientes, $v_{Y,t}$. La parte estocástica del ingreso puede ser caracterizada como un promedio móvil infinito si la parte autorregresiva es invertible (lo cual se supone aquí), esto es:

$$(30') \quad Y_t = a_0 + \gamma_Y t + v_{Y,t} + \psi_1 v_{Y,t-1} + \psi_2 v_{Y,t-2} + \dots$$

$$\text{donde } \psi_s = \sum_{i=1}^s a_i \psi_{s-i}, \quad \psi_0 = 1$$

y por lo tanto el ingreso en el período $t+s$ será:

$$(31) \quad Y_{t+s} = a_0 + \gamma_Y (t+s) + \sum_{\tau=0}^{\infty} \psi_{\tau} v_{Y,t+s-\tau}$$

pero dado que los errores son ruido blanco por construcción, el valor esperado de todas las futuras innovaciones en el ingreso es cero.

$$(32) \quad E_t Y_{t+s} = a_0 + \gamma_Y (t+s) + \sum_{\tau=s}^{\infty} \psi_{\tau} v_{Y,t+s-\tau}$$

$$(32') \quad E_{t+1} Y_{t+s} = a_0 + \gamma_Y (t+s) + \sum_{\tau=(s-1)}^{\infty} \psi_{\tau} v_{Y,t+s-\tau}$$

Cuando la innovación en el ingreso $v_{Y,t+1}$ se realiza, el valor esperado del ingreso en cada período futuro se revisa,

$$(33) \quad (E_{t+1} - E_t) Y_{t+s} = \psi_{s-1} v_{Y,t+1}$$

y el valor actual del cambio en las expectativas acerca de los ingresos futuros, suponiendo que los ingresos futuros laborales y no laborales pueden ser descontados por la misma tasa de interés constante, será:

$$(34) \quad (E_{t+1} - E_t) \sum_{\tau=t+1}^{\infty} \frac{Y_{\tau}}{(1+r)^{\tau-(t+1)}} =$$

$$= \sum_{\tau=t+1}^{\infty} \frac{\psi_{\tau-(t+1)}}{(1+r)^{\tau-(t+1)}} v_{Y,t+1} = WE v_{Y,t+1}$$

donde como consecuencia de la innovación en el ingreso corriente el factor WE que representa el cambio en los ingresos futuros esperados puede ser expresado como una función de los parámetros del proceso autorregresivo.

(Flavin op. cit., Apéndice I, presenta una demostración para un proceso ARMA más general).

$$\begin{aligned}
 (35) \quad WE &= \sum_{\tau=t+1}^{\infty} \frac{\psi_{\tau-(t+1)}}{(1+r)^{\tau-(t+1)}} = \\
 &= 1 / \left(1 - \sum_{i=1}^n \frac{a_i}{(1+r)^i} \right)
 \end{aligned}$$

Por lo tanto, suponiendo que el individuo representativo elige la trayectoria de su consumo de acuerdo con la hipótesis del ingreso permanente formado con expectativas racionales y que ajusta dicha trayectoria al cambio que se producen en las expectativas sobre sus ingresos futuros, y suponiendo también que el proceso del ingreso es económicamente exógeno en el sentido de Granger, entonces en vez del proceso bivariado representado por el vector autorregresivo (28), el sistema relevante será:

(36)

$$\begin{aligned}
 C_t &= \left[1 - \frac{1}{\rho(1+r)} \right] C^* + \frac{1}{\rho(1+r)} C_{t-1} + \\
 &+ \frac{\rho(1+r)^2 - 1}{\rho(1+r)^2} WE v_{y,t} + v_{c,t}
 \end{aligned}$$

(36)

$$y_t = a_0 + \sum_{i=1}^n a_i y_{t-i} + \gamma_y t + v_{y,t}$$

y expresando el error de predicción del ingreso (v_{yt}) en términos del ingreso corriente y del ingreso de períodos pasados:

$$\begin{aligned} c_t = & \left[1 - \frac{1}{\rho(1+r)} \right] c^* + \frac{1}{\rho(1+r)} c_{t-1} + \\ & + \frac{\rho(1+r)^2 - 1}{\rho(1+r)^2} WE (y_t - a_0 - \sum_{i=1}^n a_i y_{t-i} - \\ & - \gamma_y t) + v_{c,t} \end{aligned} \quad (36')$$

$$y_t = a_0 + \sum_{i=1}^n a_i y_{t-i} + \gamma_y t + v_{y,t}$$

El sistema de ecuaciones (36') puede estimarse por el método de máximo-verosimilitud con información completa (FIML) para verificar la hipótesis conjunta del

ingreso permanente formado con expectativas racionales y el ajuste en el consumo ante un cambio en las expectativas. Otro sistema presentando una hipótesis alternativa debe estimarse también por el mismo método para luego poder calcular, a partir de ambas estimaciones, el estadístico cociente de verosimilitud.

Aunque los estimadores logrados mediante el método FIML son asintóticamente eficientes, los resultados de eficiencia dependen de que estén correctamente especificados los supuestos acerca del modelo que está siendo estimado, que los errores de un período sean independientes de los errores de otros períodos, y que los errores contemporáneos se distribuyan idénticamente como normales multivariadas conjuntas.

Como es evidente a partir de la ecuación (26), se violaría el supuesto de que los errores no están serialmente correlacionados si el proceso del consumo presentase un componente transitorio significativo. Por esta razón es necesario suponer que otras fuentes del término de error $v_{c,t}$ son relativamente más importantes y no correlacionadas serialmente. Estas otras fuentes del término de error en la función consumo están dadas por el hecho que la verdadera innovación en el ingreso corriente, $v_{y,t}^*$, se mide con error porque solamente valores pasados del ingreso se incluyen en la ecuación que explica el ingreso corriente; esto es, el econometrista no está usando toda la información que tienen disponible los individuos para predecir el ingreso en el período t . Además, no sólo el ingreso corriente se omite sino también otras variables corrientes que también afectan las expectativas acerca de los ingresos futuros.

Las distintas hipótesis alternativas propuestas tienen en común la especificación para el proceso del ingreso, esto es, se supone que el ingreso no es causado en el sentido de Granger por el consumo.

Una hipótesis alternativa para el consumo es que los valores pasados y corriente del ingreso afectan el consumo no solamente porque ellos sirven para indicar una innovación en el proceso del ingreso, sino porque también tienen un poder explicativo adicional (Esta hipótesis fue sometida a verificación por Flavin (1981)). Esta hipótesis alternativa llamada en lo sucesivo ALT I toma la siguiente forma:

$$\begin{aligned}
 (37) \quad C_t &= \left[1 - \frac{1}{\rho(1+r)} \right] C^* + \frac{1}{\rho(1+r)} C_{t-1} + \\
 &+ \sum_{i=0}^{n-1} g_i (Y_{t-i} - Y_{t-i-1}) + \\
 &+ \left[\frac{\rho(1+r)^2 - 1}{\rho(1+r)^2} \right] WE (Y_t - a_0 - \sum_{i=1}^n a_i Y_{t-i} - \\
 &- \gamma_y Y_t) + v_{c,t}
 \end{aligned}$$

$$Y_t = a_0 + \sum_{i=1}^n a_i Y_{t-i} + \gamma_y Y_t + v_{y,t}$$

Una hipótesis alternativa más específica es que solamente el valor corriente del ingreso tiene poder ex-

plicativo (Esta hipótesis fue sometida a verificación por Hayashi (1982)). La función consumo presentada en la ecuación (25) es la solución al problema de optimización intertemporal de un individuo que está restringido en sus decisiones de consumo por el valor actual de la riqueza de que dispondrá durante su vida; ahora bien, es de hacer notar que hay individuos que se hallan restringidos por problemas de liquidez, esto es, individuos que no pueden pedir prestado a cuenta de sus ingresos futuros. En este caso, el consumo corriente es una función del ingreso disponible corriente.

Esta hipótesis para la función consumo puede ser anidada con la hipótesis del consumo basada en el ingreso permanente que se forma con expectativas racionales. El consumo en t puede ser definido como la suma del consumo de aquellos individuos que se hallan restringidos

por su riqueza (C_t^1) y el consumo de aquellos otros individuos que se hallan restringidos por problemas de liquidez (C_t^2). Si j es la participación en el ingreso de éstos últimos, entonces el consumo será:

$$(38) \quad C_t = C_t^1 + C_t^2$$

$$C_t = \left[\frac{1 - \rho(1+r)}{\rho(1+r)r} \right] C^* + \left[1 - \frac{1}{\rho(1+r)^2} \right]$$

$$\left[A_t + E_t \sum_{\tau=t}^{\infty} \frac{(1-j) Y_{\tau}}{(1+r)^{\tau-t}} \right] + jY_t$$

La relación entre el consumo de dos períodos sucesivos de aquellos restringidos por su riqueza ya se ha expresado en la ecuación (26), por lo tanto la ecuación (38) puede escribirse como:

$$(38') \quad C_t = \left[1 - \frac{1}{\rho(1+r)} \right] C^* + \frac{1}{\rho(1+r)} C_{t-1}^1 +$$

$$\left[1 - \frac{1}{\rho(1+r)^2} \right] (E_t - E_{t-1}) \cdot$$

$$\sum_{\tau=t}^{\infty} \frac{(1-j) Y_{\tau}}{(1+r)^{\tau-t}} + jY_t$$

y sumando y substrayendo $1/\rho (1+r) C_{t-1}^2$, la relación entre el consumo agregado en dos períodos sucesivos resulta:

$$(39) \quad C_t = \left[1 - \frac{1}{\rho(1+r)} \right] C^* + \frac{1}{\rho(1+r)} C_{t-1}^1 +$$

$$+ j \left[Y_t - \frac{Y_{t-1}}{\rho(1+r)} \right] + \left[1 - \frac{1}{\rho(1+r)^2} \right] \cdot$$

$$\cdot (E_t - E_{t-1}) \sum_{\tau=t}^{\infty} \frac{(1-j) Y_{\tau}}{(1+r)^{\tau-t}}$$

Según esta especificación no sólo las innovaciones en el ingreso afectan el consumo corriente, sino que el nivel del ingreso también tiene efectos sobre el consumo, a pesar de la presencia del consumo del período anterior.

Con este anidamiento de hipótesis, la alternativa para el proceso bivariado consumo-ingreso, llamada ALT II, toma la siguiente forma:

$$\begin{aligned}
 C_t = & \left[1 - \frac{1}{\rho(1+r)} \right] C^* + \frac{1}{\rho(1+r)} C_{t-1} + \\
 & + j \left[Y_t - \frac{Y_{t-1}}{\rho(1+r)} \right] + \left[1 - \frac{1}{\rho(1+r)^2} \right] \cdot \\
 & \cdot (1-j) WE (Y_t - a_0 - \sum_{i=1}^n a_i Y_{t-i} - \gamma_Y Y_t) + \\
 & + v_{C,t}
 \end{aligned}$$

(40)

$$Y_t = a_0 + \sum_{i=1}^n a_i Y_{t-i} + \gamma_Y Y_t + v_{Y,t}$$

Habiéndose presentado el modelo que se someterá a verificación y las hipótesis alternativas, es posible considerar en la próxima sección su estimación y los resultados obtenidos a partir de la evidencia argentina.

IV. RESULTADOS

El proceso consumo-ingreso en la Argentina, es estimado con datos anuales. El período de estimación es 1940-1981, las variables se expresan en términos reales y en valores per cápita, y la fuente de los datos utilizados se comenta en anexo.

La serie de consumo es el gasto anual realizado por el sector privado en el total de bienes y servicios de consumo. Debido a la limitación de los datos disponibles es imposible obtener información desagregada acerca del consumo de bienes no durables, de servicios, y de los servicios que brindan los bienes durables.

Realmente, la serie de gastos en consumo no es la estrictamente apropiada para el análisis porque lo que representa utilidad para los consumidores son los servicios que brindan los bienes de consumo y no el gasto que en ellos se hace. Por lo tanto, sería necesario indicar algún tipo de tecnología que transforme el gasto en consumo en el período corriente en servicios de consumo para los períodos corriente y futuros. Esta tarea va más allá de los objetivos de este trabajo; además, se espera que la periodicidad anual de los datos permitirá una mejor aproximación a los servicios de consumo a través del gasto que si se utilizase una periodicidad más corta.

La serie de ingreso es el producto bruto interno. Solamente se contó con información sobre el ingreso anual disponible de las familias para el período 1950-1973, por esta razón se decidió estimar el modelo con la serie de producto bruto interno, por otra parte se tuvo en cuenta la alta correlación entre esas dos series (0,972 en niveles y 0,814 en tasas de variación).

Como se señaló en la sección anterior, si la tasa de interés es conocida con certeza entonces solamente el proceso para la remuneración al trabajo debería ser modelado a efectos de poder captar los cambios en el ingreso permanente que se producen por innovaciones en el ingreso del trabajo. Una serie del ingreso del trabajo no está disponible para todo el período considerado, entonces el modelar el proceso para el ingreso total implica suponer que las innovaciones en el ingreso total son una buena aproximación de las innovaciones en el ingreso del trabajo, o que las innovaciones en los ingresos no laborales representan empíricamente un factor importante en el proceso de revisión del ingreso permanente.

La función consumo derivada de la hipótesis del ingreso permanente formado con expectativas racionales y las que surgen de las diferentes hipótesis alternativas planteadas en este trabajo se basan en el supuesto que el ingreso puede ser modelado como un proceso autorregresivo de orden n . Entonces, primero es necesario demostrar que el ingreso no es causado en el sentido de Granger por el consumo, y segundo hay que tratar de determinar el orden del proceso autorregresivo.

Basado en estos objetivos se estimaron regresiones de la siguiente forma:

$$(41) \quad Y_t = a_0 + \sum_{i=1}^n a_i Y_{t-i} + \sum_{i=1}^n b_i C_{t-i} + \gamma Y_t + \\ + \text{residuo}$$

El Cuadro 1 presenta los resultados obtenidos al someter a verificación la causalidad en el sentido de Granger del ingreso durante el período 1940-1981. Se consideraron atrasos de 1 a 5 años. La tabla indica con SI si se empleó como variable explicativa una tendencia lineal ($\gamma \neq 0$) y con NO si éste no es el caso, es decir, si se impone $\gamma = 0$.

Verificar la hipótesis nula que el consumo fracasa en causar el ingreso es equivalente a verificar que $b_1 = b_2 = \dots = b_n = 0$; para ello se consideraron 3. estadísticos distintos. Una manera de verificar la hipótesis nula es mirando a los estadísticos 't' para cada uno de los coeficientes b_i y observar si alguno de esos coeficientes es significativamente distinto de cero. De acuerdo con este criterio el ingreso no es causado en el sentido de Granger por el consumo, ninguno de los b_i es estadísticamente distinto de cero.

Cuadro 1 - Test de causalidad, en el sentido de Granger, en el ingreso.

Número de atrasos	Tendencia	Algún $b_i \neq 0$	Grados de libertad	h	h'
1	no	ninguno	1	2,212 (0,14)	2,054 (0,15)
2	no	ninguno	2	2,670 (0,26)	2,352 (0,31)
3	no	ninguno	3	3,952 (0,27)	3,293 (0,35)
4	no	ninguno	4	4,212 (0,38)	3,309 (0,51)
5	no	ninguno	5	6,402 (0,27)	4,725 (0,45)
1	si	ninguno	1	1,976 (0,18)	1,625 (0,20)
2	si	ninguno	2	2,458 (0,29)	2,107 (0,35)
3	si	ninguno	3	4,154 (0,25)	3,363 (0,34)
4	si	ninguno	4	4,574 (0,33)	3,485 (0,48)
5	si	ninguno	5	7,256 (0,20)	5,183 (0,39)

Las regresiones son de la forma:

$$Y_t = a_0 + \sum_{t=1}^n a_i Y_{t-i} + \sum_{t=1}^n b_i C_{t-i} + Y_{yt} +$$

+ residuo.

Las cifras entre paréntesis muestran el nivel marginal de significación definido como Probabilidad ($\chi^2 > j$), $j = h, h'$. Estos valores se calculan a partir de la "Table 7 - Probability integral of the χ^2 - distribution", Biometrika Tables for Statisticians, Vol.I, editado por E.S. Pearson y H.O. Hartley, 1966.

Debe tenerse en cuenta que el poder de este test es bajo porque puede suceder que ningún coeficiente sea individualmente distinto de cero, debido a problemas de multicolinealidad de las variables explicativas, pero el conjunto de los valores de consumo atrasados pueden ayudar a explicar el proceso del ingreso.

Otra, y más apropiada, manera de verificar la hipótesis nula es estimando la regresión (41) dos veces, una vez sin restringir el valor de los parámetros y la otra imponiendo la hipótesis nula $b_1 = 0$. En este caso pueden calcularse dos estadísticos: \hat{h} , el estadístico cociente de verosimilitud, y h' , el estadístico cociente de verosimilitud ajustado.

El estadístico cociente de verosimilitud se define como: $h = -2 (\log. LF_R - \log LF_U)$, donde $\log LF_R$ es el valor que toma el logaritmo de la función de máximo-verosimilitud cuando se imponen en la estimación las restricciones $b_1 = 0$, y $\log LF_U$ es el valor cuando la regresión se estima sin restricciones. El estadístico cociente de verosimilitud también puede ser definido como:

$$h = T \left[\log \left(\sum_{t=1}^T \hat{v}_{y,t}^2 \right)_R - \log \left(\sum_{t=1}^T \hat{v}_{y,t}^2 \right)_U \right], \text{ donde}$$

$\left(\sum_{t=1}^T \hat{v}_{y,t}^2 \right)_R$ es la suma del cuadrado de los residuos

que se obtienen cuando se imponen las restricciones, y $(\sum_{t=1}^T \hat{v}_{y,t})^2$ es la suma del cuadrado de los residuos que se obtienen cuando los b_i se estiman libremente.

Esta segunda definición de h permite mostrar porque un cociente de verosimilitud ajustado ha sido sugerido y utilizado en la literatura (C. Nelson y G. Schwert (1982). O. Blanchard (1984)). En pequeñas muestras, de tamaño T , cuando el número de parámetros en el modelo sin restricciones, k , es grande, usar T en vez de $T-k$ sesga el valor del estadístico h en contra de la hipótesis nula; esto es, habría una tendencia en esta aplicación particular a rechazar la hipótesis conjunta $b_1 = b_2 = \dots = b_n = 0$.

Los estadísticos cociente de verosimilitud se distribuyen asintóticamente como una distribución χ^2 con n grados de libertad, donde n es el número de restricciones impuestas. El Cuadro 1 informa los valores de h y h' , y debajo entre paréntesis figura su nivel marginal de significación, el que se define como Probabilidad $(\chi^2_n > h)$ bajo la hipótesis nula. Un alto nivel marginal de significación para h implica que la hipótesis nula es aceptada. Esto es, significa que el valor de h es pequeño, o lo que es lo mismo que la suma del cuadrado de los residuos en la regresión del ingreso no aumenta (estadísticamente) demasiado cuando se impone la restricción que valores de consumo en períodos pasados no ayudan a explicar el ingreso cuando ya se han incluido valores de ingreso de períodos pasados.

El nivel marginal de significación de h' cuando se incluyen más de tres atrasos permite mantener el supuesto de que el ingreso no es causado en el sentido de Granger por el consumo.

Se utilizó el mismo tipo de estadístico, cocientes de verosimilitud, para verificar la hipótesis nula de que una tendencia lineal no es relevante en la explicación del proceso del ingreso. El Cuadro 2 presenta esos resultados.

En este caso, el bajo nivel marginal de significación para el valor del estadístico cociente de verosimilitud cuando se consideran cinco atrasos indica que la imposición de la restricción que el ingreso no presenta una tendencia lineal empeora la caracterización de su proceso. Por lo tanto la hipótesis nula es rechazada. Basado también en los cocientes de verosimilitud se eligió trabajar con cinco atrasos para representar el proceso del ingreso.

Cuadro 2 - Test de una tendencia lineal en el ingreso

Número de atrasos	Grados de libertad	h	h'
1	1	2,064 (0,15)	1,917 (0,17)
2	1	1,426 (0,23)	1,290 (0,26)
3	1	1,746 (0,19)	1,538 (0,22)
4	1	2,398 (0,12)	2,055 (0,15)
5	1	4,122 (0,04)	3,435 (0,06)

Las regresiones son de la forma:

$$y_t = a_0 + \sum_{\tau=1}^n a_{\tau} y_{t-\tau} + \gamma_t + \text{residuo.}$$

Las cifras entre paréntesis muestran el nivel marginal de significación definido como Probabilidad ($\chi_n^2 > j$), $j = h, h'$. Estos valores se calculan a partir de la "Table 7 - Probability integral of the χ^2 - distribution", Biometric Tables for Statisticians, Vol. I, editado por E.S. Pearson y H.O. Hartley, 1966.

Una vez comprobado que el ingreso puede ser modelado como un proceso autorregresivo de orden 5 más una tendencia lineal determinística y que además puede suponerse que no es causado en el sentido de Granger por el consumo, entonces ya se está en condiciones de verificar si la función consumo en la Argentina se comporta de acuerdo con la hipótesis del ingreso permanente formado con expectativas racionales.

Primero se considera el caso particular en que la tasa de interés es igual a la tasa subjetiva de descuento intertemporal. Cabe mencionar que en este caso no puede estimarse la forma estructural del proceso consumo-ingreso a menos que se de información adicional sobre el valor de la tasa de interés. Se pueden identificar todos los parámetros de la forma reducida, pero para poder identificar los parámetros estructurales es necesario conocer la tasa de interés.

Considérese, por ejemplo, el caso de la hipótesis del ingreso permanente (sistema de ecuaciones (36')). La forma es:

$$C_t = C_{t-1} + w_t$$

(42)

$$Y_t = a_0 + \sum_{i=1}^5 a_i Y_{t-i} + \gamma_t + v_{y,t}$$

donde $w_t = [r / (1+r)] WE v_{y,t} + v_{c,t}$

entonces, si la tasa de interés es conocida, puede calcularse el valor del factor WE por el cual el individuo revisa los ingresos futuros esperados cuando se da cuenta de que existe una innovación en el ingreso corriente y además puede calcularse el ajuste en el consumo debido a esos cambios en las expectativas acerca de los ingresos futuros.

$$(43) \frac{-r}{1+r} WE v_{y,t} = \frac{-r}{1+r} \left[1 / \left(1 - \sum_{i=1}^5 \frac{a_i}{(1+r)^i} \right) \right] .$$

$$(Y_t - a_0 - \sum_{i=1}^5 a_i Y_{t-i} - \gamma_{yt})$$

Si la tasa de interés no se conociera, entonces los modelos estructurales (44) y (44'), donde r_1 es distinto de r_2 , tendrían la misma forma reducida (42).

$$C_t = C_{t-1} + \frac{r_1}{1+r_1} WE_1 (Y_t - a_0 - \sum_{i=1}^5 a_i Y_{t-i} -$$

$$- \gamma_{yt}) + v_{c1,t}$$

(44)

$$Y_t = a_0 + \sum_{i=1}^5 a_i Y_{t-i} + \gamma_{yt} + v_{y,t}$$

$$C_t = C_{t-1} + \frac{r_2}{1+r_2} WE_2 (Y_t - a_0 - \sum_{i=1}^5 a_i Y_{t-i} - \gamma_y t) + v_{c2,t}$$

(44')

$$Y_t = a_0 + \sum_{i=1}^5 a_i Y_{t-i} + \gamma_y t + v_{y,t}$$

esto es, las covarianzas estructurales σ_c^2 y σ_{cy} no podrían calcularse a partir de las covarianzas estimadas σ_w^2 y σ_{wy} sin información adicional sobre la tasa de interés porque dada una tasa r_1 existirá r_2 tal que:

$$(45) \quad \frac{r_1}{1+r_1} WE_1 v_{y,t} + v_{c1,t} = \frac{r_2}{1+r_2} WE_2 v_{y,t} + v_{c2,t} = w_t$$

entonces, sería imposible calcular el ajuste en el consumo como consecuencia de un cambio en las expectativas acerca de los ingresos futuros.

El Cuadro 3 presenta los resultados de estimar la forma reducida del proceso consumo-ingreso que se deduce de la hipótesis del ingreso permanente y de las otras dos alternativas propuestas en la sección precedente, suponiendo que la tasa de interés es igual a la tasa subjetiva de descuento intertemporal.

Todos los resultados presentados en este trabajo se basan en estimaciones hechas con la versión 3.5 del programa de cómputo para el análisis econométrico de datos de series temporales TSP. Se usaron como valores iniciales para los coeficientes del proceso correspondiente al ingreso los parámetros obtenidos en la estimación uniecuacional del ingreso por mínimos cuadrados ordinarios. El nivel de tolerancia empleado en la estrategia de iteración se fijó en el 0,001.

Cuadro 3.- Resultados de estimaciones por máximo-verosimilitud con información completa (FIML), suponiendo que $\rho(1+r) = 1$

Modelo	Log LF	WE*	SSRY	SSRC	df	h**	h'***
PIH	-359,046	6,85 (4,04)	18854	21797			
ALT I	-357,768	3,73 (1,86)	17740	20209	5	2,556 (0,77)	1,826 (0,87)
ALT II	-358,156	4,35 (2,23)	17965	20729	1	1,780 (0,18)	1,441 (0,23)

WE = cambio en el valor actual de la riqueza como consecuencia de una innovación unitaria en el ingreso corriente.

SSRY = suma de residuos al cuadrado en la ecuación del ingreso.

SSRC = suma de residuos al cuadrado en la ecuación del consumo.

df = grados de libertad.

* = entre paréntesis se indica el error típico.

** = entre paréntesis se indica el nivel marginal de confianza.

Suponiendo que la tasa real de interés es igual a 3%, la hipótesis del ingreso permanente muestra que una innovación de \$1 en el ingreso corriente genera un incremento en el valor actual de la riqueza a obtener durante la vida de \$6,85 y esto implica que el consumidor representativo incrementa su consumo permanente en \$0,20.

Es importante tener en cuenta que suponer un dado valor constante para la tasa real de interés, a efectos de poder calcular el valor actual de los ingresos a percibir en el futuro, es una simplificación que no es fácil de fundamentar con evidencia. Por ejemplo, la tasa real de aceptaciones durante el período 1964-1969 fue del 2,7% pero con un rendimiento anual máximo del 11,9% y uno mínimo del -11,4%. Aunque durante la década del setenta el gobierno emitió bonos indexados, la cláusula de indexación estaba ligada al índice de precios mayoristas nacionales no agropecuarios y no al de precios al consumidor, por lo tanto el rendimiento en términos de bienes de consumo estuvo sujeto a los cambios en los precios relativos. De cualquier manera, éstos son rendimientos de activos financieros que representan sólo una parte de la riqueza total, es más difícil encontrar información acerca de los rendimientos de otras formas de mantener riqueza.

La ecuación para el consumo se restringe a que tome la siguiente forma, de acuerdo con la hipótesis que se considere:

a) según la hipótesis del ingreso permanente,

$$(46) \quad C_t = C_{t-1} + w_{1,t}$$

donde $w_{1,t} = [r/(1+r)] WE v_{y,t} + v_{c,t}$

b) según ALT I,

$$\begin{aligned}
 (47) \quad C_t = & g_0 a_0 + (g_0 a_1 - g_0 + g_1) Y_{t-1} + \\
 & + (g_0 a_2 - g_1 + g_2) Y_{t-2} + \\
 & + (g_0 a_3 - g_2 + g_3) Y_{t-3} + (g_0 a_4 - g_3 + \\
 & + g_4) Y_{t-4} + (g_0 a_5 - g_4) Y_{t-5} + g_0 Y_t + \\
 & + C_{t-1} + w_{2,t}
 \end{aligned}$$

$$\text{donde } w_{2,t} = \{g_0 + [r/(1+r)] WE\} v_{y,t} + v_{c,t}$$

c) según ALT II,

$$\begin{aligned}
 (48) \quad C_t = & ja_0 + j (a_1 - 1) Y_{t-1} + ja_2 Y_{t-2} + \\
 & + ja_3 Y_{t-3} + ja_4 Y_{t-4} + ja_5 Y_{t-5} + \\
 & + j Y_t + C_{t-1} + w_{3,t}
 \end{aligned}$$

$$\text{donde: } w_{3,t} = \{j + [r/(1+r)] WE\} v_{y,t} + v_{c,t}$$

Surge claramente que si $g_0 = g_1 = g_2 = g_3 = g_4 = 0$, entonces la forma que toma la función consumo según ALT I es equivalente a la que adopta bajo la hipótesis del ingreso permanente. Lo mismo sucede si j es igual a cero en la ALT II. El estadístico cociente de verosimilitud puede construirse para verificar estas restricciones. Esto se informa en las columnas h y h' del Cuadro 3.

Cuando se supone que la tasa de interés es igual a la tasa subjetiva de descuento y ambas a su vez son iguales a 3%, el alto nivel de significación marginal

del estadístico cociente de verosimilitud y de su versión ajustada permite aceptar la hipótesis del ingreso permanente por sobre la ALT I. Aunque también los estadísticos cociente de verosimilitud que comparan la hipótesis del ingreso permanente con la ALT II (que anida la hipótesis del ingreso permanente con la hipótesis que una fracción de la población se encuentra limitada en sus decisiones por problemas de liquidez) son significativos al nivel convencional del 5%, es importante mencionar que la estimación puntual del coeficiente j es 0,42, con un error típico de 0,25, y que el error típico de la ecuación consumo según la ALT II es \$22,49 contra \$22,78 según la hipótesis del ingreso permanente.

Pero, como se mencionó anteriormente, el suponer que la tasa de interés es igual a la tasa subjetiva de descuento es un caso especial. Por ello se consideró una versión más general de los modelos alternativos analizados, en donde ambas tasas se suponen distintas. Esto implicó agregar una constante en la especificación de la ecuación consumo y estimar el coeficiente del consumo rezagado en vez de suponerlo igual a uno.

Según la hipótesis del ingreso permanente el ajuste en el consumo como consecuencia del cambio en las expectativas sobre los ingresos futuros debe calcularse ahora como:

$$(49) \quad \left[1 - \frac{1}{\rho(1+r)^2} \right] WE v_{y,t}$$

esto es, aunque $\rho(1+r)$ puede ser estimado, todavía es necesario tener información acerca del valor de la tasa de interés para calcular el cambio en el valor presente de la riqueza de que se ha de disponer a lo largo del ciclo de vida y con él el ajuste en el consumo actual. Entonces, si se supone un valor específico para la tasa

subjetiva de descuento intertemporal, el coeficiente del consumo rezagado $1/\rho (1+r)$ permite estimar la tasa de interés.

El Cuadro 4 presenta los resultados logrados al estimar por el método de máximo-verosimilitud con información completa la hipótesis del ingreso permanente y las otras dos hipótesis alternativas, suponiendo que la tasa de interés y la tasa subjetiva de descuento son distintas y fijando arbitrariamente esta última en el 1%.

Cuadro 4.— Resultados de estimaciones por máximo-verosimilitud con información completa (FIML) suponiendo que

$$\rho(1+r) \neq 1 \text{ y } \rho = 1/1,01$$

Modelo	log LF	RO*	WE*	SSRY	SSRC	df	h**	h'***
PIH	-357,598	0,951 (0,05)	5,65 (3,06)	18403	20331			
ALT I	-357,134	1,013 (0,06)	3,63 (2,04)	17688	19833	5	0,928 (0,97)	0,619 (0,99)
ALT II	-354,930	0,555 (0,17)	5,11 (0,53)	17681	16016	1	5,336 (0,02)	4,066 (0,04)

RO= $1/\rho (1+r)$

* = entre paréntesis se indica el error típico.

**= entre paréntesis se indica el nivel marginal de confianza.

Cuando se utiliza el modelo basado en la hipótesis del ingreso permanente la tasa de interés que se estima es $r=0,062$, y aunque el incremento en el valor actual de la riqueza no cambia demasiado, el ajuste en el consumo como consecuencia de una innovación en el ingreso es casi el triple del ajuste que muestra el Cuadro 3, pasa de \$0,20 a \$0,59.

El Cuadro 4 también muestra que cuando se supone que la tasa de interés y la tasa subjetiva de descuento no son iguales y se estima libremente el coeficiente del consumo rezagado; entonces, nuevamente el alto nivel marginal de confianza del estadístico cociente de verosimilitud permite aceptar la hipótesis del ingreso permanente sobre la alternativa ALT I. Pero ahora, el estadístico cociente de verosimilitud ajustado tiene un nivel marginal de confianza tan bajo que la hipótesis del ingreso permanente es rechazada cuando se la compara con la alternativa ALT II.

Del sistema de ecuaciones (40) surge que la forma reducida de la ecuación consumo según la alternativa ALT II toma la siguiente forma:

$$\begin{aligned}
 (50) \quad C_t = & K + ja_0 + j [a_1 - 1/\rho (1+r)] Y_{t-1} + \\
 & + ja_2 Y_{t-2} + ja_3 Y_{t-3} + ja_4 Y_{t-4} + \\
 & + ja_5 Y_{t-5} + j Y_t + [1/\rho (1+r)] C_{t-1} + \\
 & + w_{4,t}
 \end{aligned}$$

$$\text{donde } w_{4,t} = \{j + (1-j) [1 - 1/\rho (1+r)^2] WE\} v_{y,t} + \\ + v_{c,t}$$

El ajuste en el consumo corriente como consecuencia de una innovación en el ingreso corriente debe ser corregido para tener en cuenta que solamente una parte de la población se encuentra restringida por su riqueza y por lo tanto suaviza o distribuye su consumo de acuerdo con la hipótesis del ingreso permanente. La estimación puntual del ajuste corregido en el consumo es de \$0,44.

La estimación puntual de la proporción del ingreso que corresponde a la población que se encuentra restringida en sus decisiones de consumo por problemas de liquidez es 0,66, con un error típico del 0,05. Este resultado apoya fuertemente la hipótesis de que una gran mayoría en la Argentina no decide su consumo de acuerdo con la solución de un problema de optimización intertemporal, tal como el propuesto por la hipótesis del ingreso permanente que se basa en las expectativas de ingresos futuros; muy por el contrario, gran parte de la población se halla restringida por problemas de liquidez.

Los errores típicos de las ecuaciones que se presentan en el Cuadro 4 también apoyan la especificación del proceso consumo-ingreso propuesto por la hipótesis alternativa ALT II. El valor medio del consumo per cápita para el período 1940-1981 es, a pesos constantes de 1960, igual a \$387,6, y el del ingreso es \$489,9. Los errores típicos de cada ecuación, calculados corrigiendo por los grados de libertad, son los siguientes:

Modelo	Ecuación Consumo	Ecuación Ingreso
	-error típico a \$ de 1960-	
PIH	22,54	22,93
ALT I	23,80	22,48
ALT II	20,26	22,48

La estimación de la hipótesis ALT II que se informa en el Cuadro 4 muestra un valor bajo para el coeficiente del consumo rezagado, 0,555; por lo tanto si se supone una tasa subjetiva de descuento intertemporal igual a 0,01, el coeficiente del consumo rezagado implica una tasa real de interés de 0,821. Aunque tal valor para la tasa real de interés es excesivamente alto para ser considerado una estimación confiable de este parámetro en la Argentina durante el período bajo análisis, es a pesar de todo consistente con la presencia de consumidores restringidos por problemas de liquidez, que consideran prohibitivo pedir prestado a cuenta de sus ingresos futuros.

La vigencia o no del supuesto que la tasa de interés es igual a la tasa subjetiva de descuento intertemporal se puede evaluar, verificando la validez de las restricciones que impone (un coeficiente unitario para el consumo rezagado y la ausencia de un término constante independiente en la ecuación consumo).

El Cuadro 5 muestra los estadísticos cociente de verosimilitud que comparan el valor que toma el logaritmo de la función de máximo-verosimilitud cuando estas restricciones se aplican (según se presenta en el Cuadro 3) con el valor que toma el logaritmo de la función de máximo-verosimilitud cuando el proceso bivariado consumo-ingreso se estima con un término constante independiente y un coeficiente para el consumo rezagado dis-

tinto de uno en la ecuación consumo (según se presenta en el Cuadro 4).

Cuadro 5.- Estadísticos cociente de verosimilitud calculados para determinar si la tasa de interés y la tasa subjetiva de descuento intertemporal son iguales. (*)

Modelo	Grados de libertad	h	h'
PIH	2	2,896 (0,24)	2,275 (0,32)
ALT I	2	1,268 (0,53)	0,845 (0,66)
ALT II	2	6,452 (0,04)	4,916 (0,08)

(*) Los estadísticos cociente de verosimilitud se calculan con el logaritmo de las funciones de máximo-verosimilitud que se presentan en los Cuadros 3 y 4. Entre paréntesis se informa el nivel marginal de confianza.

En el caso de la hipótesis ALT II, el nivel marginal de confianza del estadístico indica que desmejora el ajuste del proceso bivariado consumo-ingreso cuando se aplican las restricciones; esto es, es más apropiado considerar la forma más general de esta hipótesis y no una versión limitada por el supuesto que la tasa de interés y la tasa subjetiva de descuento intertemporal son iguales.

Hasta este punto el análisis se ha centrado en tratar de averiguar cuál de los modelos propuestos para explicar el proceso bivariado consumo-ingreso se adecua

más a la evidencia empírica Argentina: la hipótesis del ingreso permanente, la hipótesis ALT I donde tanto el valor corriente como valores pasados del ingreso afectan el consumo, o la hipótesis ALT II que anida la solución al proceso de optimización intertemporal que surge de la hipótesis del ingreso permanente con la trayectoria del consumo de aquellos individuos que tienen que tomar sus decisiones sujetas a restricciones de liquidez. Todas estas hipótesis se consideraron en el caso especial en que son iguales la tasa de interés y la tasa subjetiva de descuento intertemporal (Cuadro 3) y también cuando estas tasas son distintas (Cuadro 4).

Cualquiera de los modelos verificados impone restricciones cruzadas en las ecuaciones (esto es, un parámetro que se estima en una ecuación forma parte de coeficientes que se estiman en la otra ecuación). Entonces, es posible construir un test para el conjunto de esas restricciones, para ello es necesario estimar una versión no restringida del proceso bivariado consumo-ingreso, tal como:

$$C_t = d_0 + \sum_{i=1}^5 d_i Y_{t-i} + d_6 t + d_7 C_{t-1} + u_{C,t}$$

(51)

$$Y_t = e_0 + \sum_{i=1}^5 e_i Y_{t-i} + e_6 t + e_7 C_{t-1} + u_{Y,t}$$

donde los coeficientes d_i , e_i , $i = 0, \dots, 7$, se estiman libremente; y luego se comparan los modelos restringidos con esta versión no restringida.

El Cuadro 6 presenta los cocientes de verosimilitud que surgen de verificar los distintos modelos. Un SI in-

dica que el modelo no restringido se compara con los resultados FIML del Cuadro 3, y un NO con los del Cuadro 4.

Cuadro 6.- Test de las restricciones cruzadas en las ecuaciones del proceso bivariado consumo-ingreso.

Modelo	$\rho(1+r)=1$	grados de libertad	h	h*
PIH	SI	9	16,682 (0,05)	10,327 (0,32)
ALT I	SI	9	14,126 (0,12)	8,745 (0,46)
ALT II	SI	9	14,902 (0,09)	9,225 (0,42)
PIH	NO	7	13,786 (0,06)	8,534 (0,29)
ALT I	NO	7	12,858 (0,08)	7,960 (0,34)
ALT II	NO	7	8,450 (0,29)	5,231 (0,63)

Los estadísticos cociente de verosimilitud se calculan comparando el logaritmo de las funciones de verosimilitud informado en los Cuadros 3 y 4 con el logaritmo de la función de verosimilitud de la versión no restringida del proceso consumo-ingreso que fue de -350,705.

Entre paréntesis se informa el nivel marginal de confianza.

El nivel marginal de confianza de los cocientes de verosimilitud ajustados fluctúan entre 0,29 y 0,63; esto es, la evidencia en favor de cada uno de los modelos propuestos es estadísticamente significativo al nivel convencional del 5%. El nivel de confianza de los estadísticos cociente de verosimilitud indica que la estimación del proceso bivariado consumo-ingreso no se deteriora demasiado cuando se imponen las restricciones implicadas por cada modelo. Por supuesto, el mayor nivel marginal de confianza corresponde al modelo identificado como ALT II cuando se lo estima suponiendo que son distintas la tasa real de interés y la tasa subjetiva de descuento intertemporal.

V. CONCLUSIONES

La principal idea subyacente en la hipótesis que el consumo se comporta de acuerdo con la teoría del ingreso permanente (que se forma en base a las expectativas sobre los ingresos futuros) es que los consumidores eligen la trayectoria intertemporal de su consumo de acuerdo con la solución de un proceso de optimización intertemporal. Las implicancias estocásticas son que una vez que el consumo del período (C_t) es observado, el valor esperado del consumo en el período siguiente ($E_t C_{t+1}$) está determinado y será distinto del observado (C_{t+1}) solamente en la medida de que haya cambios en la riqueza a obtener durante el ciclo de vida. Es irrelevante predecir los ingresos futuros y ver como afectan el consumo esperado en $t+1$ porque cualquier información disponible hoy acerca de los ingresos futuros ya ha sido tenida en cuenta cuando se decidió el consumo del período t .

Esto implica que cualquier política que afecta el ingreso disponible en $t+1$ afectará el patrón de consumo solamente si no es anticipada y por lo tanto indica cambios en el valor actual de la riqueza a obtener durante el ciclo de vida. Además, estudiar la respuesta del con-

sumo al ingreso corriente puede llevar a error, lo que puede interpretarse como un cambio en el comportamiento del consumidor puede simplemente ser la consecuencia de un cambio en la estructura del proceso que identifica el comportamiento del ingreso.

Como el enfoque analítico de la sección III indica, la hipótesis del ingreso permanente no debería ser verificada con series de consumo a las cuales se les ha quitado la tendencia, y además no es necesario suponer que la tasa de interés es igual a la tasa subjetiva de descuento intertemporal.

La idea subyacente en las dos hipótesis alternativas analizadas es que el consumo presenta una mayor sensibilidad a los valores corrientes y pasados del ingreso que la que deberían tener si ellos solamente indicasen cambios en el valor actual de la riqueza a obtener durante el ciclo de vida, y que la presencia de individuos que se hallan restringidos en sus decisiones por problemas de liquidez hace posible que aún políticas plenamente anticipadas tengan un impacto sobre el gasto en consumo. De ambas hipótesis alternativas se deduce que el valor del consumo rezagado un período no es suficiente para explicar el consumo corriente y que además las políticas de ingreso aunque sean anticipadas influyen sobre el consumo.

La evidencia empírica apoya la función consumo basada en la hipótesis del ingreso permanente formado con expectativas racionales cuando el punto de comparación es el proceso autorregresivo bivariado sin restricciones para el consumo e ingreso, pero también apoya las funciones basadas en las otras dos hipótesis alternativas.

El test que se realiza para verificar la hipótesis del ingreso permanente es un test de la hipótesis conjunta que al formar el valor esperado de la riqueza durante el ciclo de vida los consumidores tienen en cuenta

las propiedades del proceso temporal que identifica el comportamiento del ingreso. (que es aproximado por un proceso autorregresivo de orden 5), que el problema de optimización temporal implícitamente resuelto está basado en una función de utilidad cuadrática, separable en el tiempo y aditiva, y que no hay rezagos en el ajuste del consumo a cambios en las expectativas acerca de los ingresos futuros.

Aunque la función consumo basada en la hipótesis del ingreso permanente es apoyada por la evidencia empírica durante el período 1940-81 cuando esta hipótesis conjunta es verificada suponiendo que la tasa de interés es igual a la tasa subjetiva de descuento intertemporal, ella es rechazada cuando ambas tasas se suponen distintas.

Es la evidencia en favor del modelo que considera la existencia de consumidores que ven restringidas la toma de decisiones por problemas de liquidez la que justifica el uso de políticas de estabilización de la demanda agregada.

Fuente de datos:

La fuente original de los datos de población es el Instituto Nacional de Estadísticas y Censos. La información para el período 1935-1974 se tomó de las páginas 40 y 41 de la publicación editada por el Banco Central de la República Argentina, "Sistema de Cuentas del Producto e Ingreso de la Argentina, Volúmen III", 1976.

La fuente para las series de consumo e ingreso son:

- a) "Producto e Ingreso de la República Argentina en el período 1935-1954", Secretaría de Asuntos Económicos, 1955; que con actualizaciones cubre hasta el año 1962. Estas series se reproducen en el mismo volumen del que se obtuvieron las series de población.
- b) "Sistema de Cuentas del Producto e Ingreso de la Argentina", Volumen II, editado por el B.C.R.A. 1975; con información para el período 1950-1973.
- c) "Oferta y Demanda Global, a precios corrientes", B.C.R.A., Series de trabajos metodológicos y sectoriales, N°20, junio de 1982; con información para el período 1970-1980.

Como ninguna de estas fuentes de datos abarca la totalidad del período de análisis, es imposible conseguir series homogéneas. La primer fuente tiene la información a precios de 1950, la segunda a precios de 1960, y la tercera en valores nominales, pero informa los índices de precios implícitos con base 1970 igual a 1. El cuadro A1 muestra la correlación entre las distintas series durante los períodos en que tenían información en común.

ANEXOCuadro A1.- Correlaciones entre las distintas series

Período.	Consumo Privado		Producto Bruto Interno	
	Niveles	Cambio porcentual anual	Niveles	Cambio porcentual anual
1950-62	0,932	0,743	0,923	0,921
1970-73	0,997	0,946	0,990	0,799

Para solucionar el problema de falta de homogeneidad en la información disponible se utilizó como fuente principal la información correspondiente al período 1950-1973. Promedios para los trienios 1950-52 y 1971-73 se utilizaron para calcular los datos de las otras fuentes a precios de 1960.

REFERENCIAS BIBLIOGRAFICAS

- Ando, Albert, y Modigliani, Franco. "The Life Cycle Hypothesis of Saving: Aggregate Implications and Test", American Economic Review 53, Marzo, 1963.
- Banco Central de la República Argentina. "Sistema de Cuentas del Producto e Ingreso de la Argentina", Vol. II, 1975.
- Banco Central de la República Argentina. "Series Históricas de Cuentas Nacionales de la Argentina", Vol. III, 1976.
- Banco Central de la República Argentina. "Oferta y Demanda Global, a precios corrientes", Series de trabajos metodológicos y sectoriales, n°. 20, junio, 1982.
- Blanchard, Olivier, y Melino, Angelo. "Cyclical Behavior of Prices and Quantities in the Automobile Market", Mimeo, Noviembre, 1983.
- Flavin, Marjorie. "The Adjustment of Consumption to Changing Expectations about Future Income", Journal of Political Economy, Vol. 89, n° 5, 1981.
- Friedman, Milton. "A theory of the Consumption Function", Princeton University Press, 1957.
- Hall, Robert. "Stochastic Implications of the Life Cycle-Permanent Income Hypothesis: Theory and Evidence", Journal of Political Economy, Vol. 86, n° 6, 1978.
- Hansen, Lars, y Singleton, Kenneth. "Generalized Instrumental Variables Estimation of Nonlinear Rational Expectations Models", Econometrica, Septiembre, 1982.
- Hansen, Lars, y Singleton, Kenneth. "Stochastic Consumption, Risk Aversion and the Temporal Behavior of Stock Returns", Journal of Political Economy, 1983.
- Hausman, Jerry. "Specification and Estimation of Simultaneous Equation Models", Mimeo, M.I.T., Diciembre 1981.
- Hayashi, Fumio. "The Permanent Income Hypothesis: Estimation and Testing by Instrumental Variables", Journal of Political Economy, Vol. 90, n° 5, 1982.
- Kumnets, Simon. "Uses of National Income in Peace and War", National Bureau of Economic Research, Occasional Paper 6, New York, Marzo, 1942.
- Mankiw, Gregory. "The Permanent Income Hypothesis and the Real Interest Rate", Economic Letters 7, 1981.
- Mankiw, Gregory. "Consumer Durables and The Real Interest Rate", National Bureau of Economic Research, Working Paper n°. 1148, 1983.
- Modigliani, Franco. "Fluctuations in the Saving - Income Ratio: A Problem in Economic Forecasting" Studies in Income and Wealth, Vol XI, National Bureau of Economic Research, London, 1949.
- Modigliani, Franco y Brumberg, Richard. "Utility Analysis and the Consumption Function: An Interpretation of Cross-Selection Data", Post Keynesian Economics, editado por Kenneth Kurihara. Rutgers University Press. 1954.
- Modigliani, Franco, y Brumberg, Richard. "Utility analysis and Aggregate Consumption Functions: An Attempt at Integration", publicado por primera vez en The Collected Papers of Franco Modigliani, M.I.T. Press, 1979.
- Nelson, C. y Schwert. "Tests Predictive Relationship between Time Series Variables: A Monte Carlo Investigation", Journal of the American Statistical Association, Vol. 77, March, 1982.
- Sargent, Thomas. "Rational Expectations, Econometric Exogeneity, and Consumption", Journal of Political Economy, Vol. 86, n° 4, 1978.
- Smithies, Arthur. "Forecasting Postwar Demand: I" Econometrica, Vol. 13, n°. 1, 1945.

UN TEST DE "ENGLOBAMIENTO" PARA DOS MODELOS DE LA BALANZA COMERCIAL ARGENTINA (°)

Por Hildegart A. Ahumada

INTRODUCCION

El comportamiento de la balanza comercial de la Argentina ha sido asociado tradicionalmente con la específica asignación de recursos entre bienes comerciables y no comerciables y sus respectivas estructuras de consumo que resultaron, por una parte, de su factor abundante, tierra, y por otra parte, del proceso de industrialización. El gráfico 1 muestra la balanza comercial por trimestres para el período 1970-82. Un superávit comercial puede interpretarse como una oferta excedente de bienes comerciables. En este trabajo se desarrolla un modelo de la balanza comercial basado en los factores determinantes en el largo plazo de la oferta excedente de bienes comerciables, con la estructura dinámica del modelo seleccionada a partir de los datos.

Asimismo, puede realizarse un modelo empírico de la balanza comercial considerando las variables que explican el desequilibrio en el mercado monetario. Dichos modelos parecen proporcionar la principal explicación alternativa para el comportamiento de la balanza comercial. Por lo tanto, un modelo de este tipo se estima también para comparación, utilizando un enfoque econométrico similar.

(°) Una versión de este trabajo ha sido publicada en inglés en el Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 47, 1 (85) february pp. 51, 70. El estudio está basado en una parte de la tesis de Master of Philosophy para la Universidad de Oxford. Se agradece al profesor D. Hendry por los comentarios y sugerencias recibidos durante la supervisión de dicha tesis, así como al Comité Editor de la mencionada revista. Las opiniones expresadas son personales y los errores responsabilidad del autor.

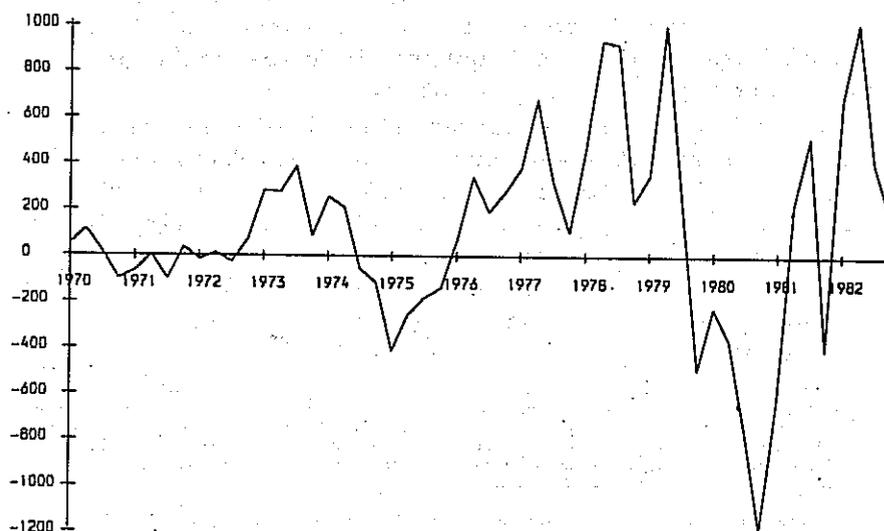
La expresión "englobamiento" ha sido usada para traducir "encompassing". Con este sentido, un modelo "engloba" a otro si su especificación da cuenta de la del segundo, explicando porqué este último encontró determinados resultados.

Dado que una aproximación aceptable al proceso generador de los datos debería ser capaz de explicar los resultados encontrados por modelos alternativos, cada uno de los dos modelos es utilizado para evaluar mutuamente la validez del otro. De esta manera, se subraya especialmente el papel del criterio de "englobamiento" para la evaluación de modelos.

La Sección I presenta brevemente el modelo de la oferta excedente de bienes comerciables utilizado y la Sección II muestra los principales resultados econométricos para esta formulación. La Sección III presenta los resultados correspondientes al modelo del enfoque monetario y la Sección IV analiza los resultados de los tests de "englobamiento". Finalmente, la Sección V sintetiza el estudio y expone las conclusiones.

Gráfico 1. Balanza Comercial

(Exportaciones menos Importaciones de Mercancías)



I. EL MODELO DE LA OFERTA EXCEDENTE DE BIENES COMERCIALES 1/

La mayoría de los estudios empíricos de la balanza comercial han considerado a las exportaciones e importaciones como funciones independientes aún cuando el objetivo de los mismos ha sido el análisis de los flujos comerciales globales. Un enfoque de este tipo pierde las interrelaciones entre las exportaciones e importaciones -y los factores comunes detrás de ellas- que surgen de la balanza comercial como un todo. En particular, las exportaciones son generalmente la última vía (a largo plazo) de financiación de las importaciones y la diferencia neta entre las exportaciones e importaciones refleja de manera más clara la naturaleza macroeconómica de los desequilibrios externos.

Para una economía pequeña, el superávit comercial puede definirse como la oferta excedente de bienes comerciables (véase por ejemplo, Salter, 1959). Dicha interpretación de la balanza comercial pone énfasis en la distinción entre bienes comerciables y no comerciables, cuya importancia para la comprensión de los desequilibrios externos es mayor, cuanto menor es la posibilidad de sustitución entre dichos bienes, tanto en producción como en consumo (véase Oppenheimer 1974). Los bienes pueden ser no comerciables no sólo por altos costos de transporte sino también como consecuencia de protección prohibitiva. El proceso de industrialización en la Argentina, caracterizado por la sustitución de las importaciones por medio de protección, ha creado rigideces en la estructura de la producción y ha tendido a reducir la capacidad de sustitución entre los bienes comerciables y no comerciables. Dadas estas características, el estudio trató de identificar las variables explicativas de la oferta y la demanda de bienes comerciables.

En primer lugar, como resultado de un proceso de sustitución de importaciones incompleto, que reemplazó a

un patrón orientado hacia las exportaciones agrícolas, un aumento en el ingreso (denotado por Y), no acompañado por una suficiente expansión del producto agropecuario (A), tendió a incrementar la demanda de bienes comerciables por sobre su oferta. Los sectores productores de manufacturas son consumidores netos de insumos intermedios y de bienes de capital importados; y cuando el ingreso crece, la demanda de dichos bienes se incrementa, como lo hace también la demanda interna de bienes exportables, que en gran medida son consumidos internamente. En síntesis, Y se incluye con relación a la demanda de bienes comerciables mientras que A a su oferta. Dado que la balanza comercial (B) se mide en términos de exportaciones menos importaciones, los efectos de Y y A sobre B deberían ser no positivos y no negativos respectivamente.

Para aproximar el precio relativo entre los bienes comerciables y no comerciables (no disponiendo de medidas directas) se utiliza la inversa del salario real en términos de los precios de bienes comerciables (denotada por H). Si los precios de los bienes no comerciables se determinan principalmente en base a costos, entonces dado el gran impacto de los salarios sobre dichos precios, H parece ser una aproximación aceptable. El salario real en términos de bienes comerciables también refleja los efectos de la distribución del ingreso sobre la absorción, dado que la respuesta desfasada de los salarios a los precios de los bienes comerciables es un supuesto clave para el efecto redistributivo de una devaluación tal como lo analiza por ej. Diaz Alejandro (1963, 1965) y Krugman y Taylor (1978). Además, las repercusiones directas de las variaciones en el poder adquisitivo de los salarios en términos de bienes exportables deben ser incluidas, dado que en la Argentina éstos serían básicamente bienes salarios. A fin de efectuar una aproximación a los precios de los bienes comerciables, el índice de precios mayoristas fue considerado como la definición más cercana entre los índices corrientemente dispo-

nibles (véase McKinnon, 1979, capítulo VI) aún cuando una proporción de bienes no comerciables (principalmente a causa de protección prohibitiva) sería incluida en dicho índice. Es decir, $H = P/W$, donde P es el índice de precios mayoristas y W el índice de salarios. El efecto a largo plazo anticipado de H sobre B es, por lo tanto, no negativo.

Las diferencias entre la inflación interna y mundial que no están acompañadas por variaciones similares en el tipo de cambio probablemente afectarán también la demanda y la oferta de bienes comerciables. Cuanto más alta y variable es la tasa de inflación, más importantes serán dichos efectos, particularmente cuando el ajuste del tipo de cambio se efectúe a intervalos discretos y no uniformes (como en el caso de la Argentina). Aparte de los efectos de sustitución, un tipo de cambio retrasado, detrás de los ajustes de precios internos, puede producir anticipaciones en las importaciones y demoras en las exportaciones. También se reflejará en el valor del tipo de cambio en los mercados paralelos y podría producirse una sobrefacturación de importaciones y subfacturación de exportaciones. Dado que la mayor parte de las transacciones de la Argentina se valúan en dólares estadounidenses, la evolución de los precios internos (P) se comparó con la de los precios de los Estados Unidos (UP) (utilizando los índices de precios mayoristas) conforme a $E = e \cdot (UP/P)$, donde "e" es el tipo de cambio nominal. Aunque la existencia de bienes heterogéneos y restricciones al comercio impedirían la estricta aplicación de la hipótesis de "la paridad del poder adquisitivo", se podría pensar, sin embargo, en un requerimiento de compatibilidad entre una cuenta corriente cero y un tipo de cambio de "equilibrio". No existen datos sobre este último pero tomando el valor promedio de E para un período suficientemente largo (la muestra completa) se tomó en cuenta la posibilidad de un "valor de equilibrio". De esta manera, la variable F fue construida reflejando las desviaciones de E con respecto a su

media muestral (\bar{E}). Dada la definición de F como $(E - \bar{E})$ y la forma de E, se espera un efecto no negativo de F sobre B.

Resumiendo el modelo propuesto es: 2/

$$B = g(Y, A, H, F) \quad (1)$$

donde g (.) denota la función de oferta excedente de bienes comerciables. La ecuación (1) fue la solución de "equilibrio" requerida para el modelo econométrico presentado en la próxima sección.

II. RESULTADOS ECONOMETRICOS PARA EL MODELO DE OFERTA EXCEDENTE DE BIENES COMERCIALES

Los datos son trimestrales y no ajustados estacionalmente para el período 1970-82 3/. Dado que la serie de la variable dependiente (exportaciones (X) menos importaciones (I) totales de mercancías en dólares estadounidenses) mostró un incremento constante en la varianza a través de la muestra (véase Gráfico 1), la balanza comercial fue normalizada dividiéndola por las importaciones totales, es decir $B = (X - I)/I$. Esto es aproximadamente lo mismo que el logaritmo de (X/I) .

Con respecto a los precios relativos, su especificación podría resultar difícil para el caso de una economía inflacionaria, a menos que todos los ajustes de precios sean instantáneos. Tomando los índices (aquí precios mayoristas y salarios) sobre el período completo su cociente podría reflejar no sólo el precio relativo "verdadero" sino también una respuesta retrasada diferente a las modificaciones en el nivel general de precios, de manera que los cambios en el precio relativo

se distribuyen a lo largo del tiempo. Por consiguiente, se construyeron índices "libres de inflación" deflating los precios mayoristas y los salarios, ambos por los precios al consumidor. Luego se realizaron regresiones de cada uno de estos índices "reales" con los rezagos distribuidos (en ocho períodos) del otro. La evidencia no fue clara (la distribución de los rezagos mostró cambios de signo) pero sugirió que los índices contemporáneos reflejaban adecuadamente el comportamiento de los precios relativos.

Todas las variables explicativas se expresaron en logaritmos (indicados por letras minúsculas). ^{4/} En las regresiones dinámicas irrestrictas presentadas posteriormente, el criterio de los cocientes de verosimilitud propuesto por Sargan (1964) indicó que los modelos en logaritmos de las variables explicativas eran preferibles a los modelos en niveles (siendo los errores estándar de los residuos 20 y 22%, respectivamente).

CUADRO 1

Correlogramas de B, y, a, h, f para ocho períodos

Variable	j							
	1	2	3	4	5	6	7	8
B_{t-j}	0.61	0.30	0.28	0.23	-0.07	-0.40	-0.40	-0.32
Y_{t-j}	0.87	0.83	0.74	0.77	0.64	0.63	0.55	0.62
a_{t-j}	0.49	0.22	0.43	0.79	0.35	0.15	0.35	0.69
h_{t-j}	0.91	0.78	0.62	0.45	0.29	0.13	0.03	-0.06
f_{t-j}	0.80	0.59	0.39	0.26	0.21	0.04	-0.11	-0.23

Los correlogramas de la serie B_t , Y_t , h_t y f_t para ocho períodos se muestran en el Cuadro 1. En primer lugar, la variable dependiente (B_t) (a diferencia de muchas otras series económicas) aparece sin tendencia pero con una fuerte autocorrelación. El correlograma de Y_t es lento en disminuir (sugiriendo casi una no estacionarie-

dad) mientras que el de a_t lo hace rápidamente, pero muestra claramente rezagos estacionales (y_t también tiene un comportamiento estacional). A pesar de observar una alta autocorrelación de primer orden, los correlogramas para h_t y f_t decaen rápidamente. De esta manera, las variables potenciales manifiestan una variedad de comportamientos como series cronológicas.

El punto de partida para la especificación econométrica fue un modelo irrestricto, autorregresivo de rezagos distribuidos (ARRD), correspondiente a la ecuación (1) (véase por ej. Mizon y Hendry, 1980):

$$B_t = q_0 + \sum_{j=0}^4 [\alpha_j B_{t-1-j} + \gamma_j Y_{t-j} + \delta_j a_{t-j} + \lambda_j h_{t-j} + \theta_j f_{t-j}] + u_t \quad (2)$$

En (2) q_0 es la constante y u_t es el término aleatorio.

La elección del retraso máximo (cuatro períodos) fue impuesta por el tamaño reducido de la muestra (51 observaciones) 5/ en relación al número de variables explicativas potenciales. Aunque algunos de los efectos estacionales son tomados en cuenta con rezagos de cuatro períodos, pueden omitirse aún otros efectos. Por lo tanto, después que fueron implementadas las simplificaciones iniciales, variables ficticias estacionales fueron agregadas al modelo.

La estrategia para seleccionar el modelo es la de estimar primero una versión irrestricta a través del método de mínimos cuadrados y verificar que los residuos se encuentren próximos a un proceso de ruido blanco. De ser así, la ecuación es transformada en una parametriza-

ción más ortogonal que no obstante mantenga (1) como solución potencial, y sería luego simplificada en una representación parsimoniosa tratando de retener las influencias más importantes en unas pocas variables. Estas serían elegidas de acuerdo a su interpretación y a la constancia de sus parámetros sobre los subconjuntos de la muestra disponible.

CUADRO 2
Estimaciones mínimo - cuadráticas irrestrictas para la ecuación (2)

Variable	j					Σ
	0	1	2	3	4	
B_{t-j}	-1	0.28 (0.22)	-0.11 (0.19)	-0.09 (0.21)	0.01 (0.19)	-0.91
Y_{t-j}	-1.05 (1.43)	-3.29 (1.69)	0.13 (1.54)	3.03 (1.73)	-0.76 (1.63)	-1.94
a_{t-j}	1.74 (0.66)	0.88 (0.71)	0.38 (0.62)	0.38 (0.64)	-1.02 (0.70)	2.36
h_{t-j}	-0.39 (0.46)	0.76 (0.57)	-1.40 (0.59)	1.93 (0.62)	-0.60 (0.53)	0.30
f_{t-j}	-0.40 (0.38)	1.17 (0.64)	-1.08 (0.65)	1.63 (0.63)	-0.59 (0.54)	0.73
q_j	4.18 (5.40)					

$$T=47, R^2 = 0.85, S= 0.198, Z_1, (24,22)= 5.35, \eta(10)= 6.55$$

El cuadro 2 presenta las estimaciones para la ecuación (2) 6/, donde T indica el tamaño de la muestra, los

números entre paréntesis son los desvíos estándar de los coeficientes, S es el error estándar residual, Z es el estadístico F para evaluar si todos los coeficientes de regresión son iguales a cero y

$$\eta (J) = T \sum_{j=1}^J \rho_j^2$$

(ρ_j indica el coeficiente de autocorrelación residual de orden j).

Los rezagos de cuatro períodos parecen suficientes para generar ruido blanco en los residuos según el estadístico de Box-Pierce indica. Las raíces del polinomio de los rezagos en B son estables (0.36, 0.14 y dos raíces complejas de módulo 0.52). La ecuación mostrada en el Cuadro 2 fue simplificada de dos maneras: (i) reduciendo a cero los coeficientes relativamente pequeños; (ii) reformulándola en términos de niveles y cambios, para lograr ortogonalidad. Donde una simplificación resultaba equívoca, se prefirió suprimir variables contemporáneas. Después de varias simplificaciones sucesivas (pero incorporando variables ficticias estacionales) la ecuación seleccionada fue:

$$\begin{aligned} B_t = & 0.23 B_{t-1} - 1.89 \Delta y_{t-1} + 1.04 \Delta a_t + 1.06 a_{t-1} + \\ & (0.09) \quad (0.70) \quad (0.34) \quad (0.27) \\ & + 0.50 \Delta h_{t-1} + 0.34 h_{t-3} + 0.59 \Delta f_{t-1} + \\ & (0.22) \quad (0.11) \quad (0.23) \\ & + 0.88 f_{t-3} + 0.26 q_1 + 0.29 q_2 + 0.07 q_3 - 0.28 \\ & (0.15) \quad (0.10) \quad (0.07) \quad (0.07) \quad (0.07) \end{aligned} \quad (3)$$

$$T= 47, R^2 = 0.83, S=0.169, Z_1(11,35)= 15.63, Z_3(4,31)=$$

$$= 1.19, Z_4(4)=6.03, \eta(10)=14.81, Z_5(5,30)= 0.69, Z_6(1)=$$

$$= -, Z_7(16,22)= 0.79$$

Donde $\Delta_s X_{t-j} = X_{t-j} - X_{t-j-s}$, q_j son variables ficticias para el trimestre j ($j=1, 2, 3$), Z es el test de Chow de constancia de parámetros, Z_4 es el test χ^2 asintóticamente equivalente, Z_5 es el test del multiplicador de Lagrange (ML) para la autocorrelación residual en su forma F , Z_6 es el test ML para la heterocedasticidad del tipo condicional autorregresiva, Z_7 es el test F para la validez de las restricciones en (3) relativas a (2) y los errores estándar de White (ajustados para grados de libertad) se muestran entre paréntesis (véase por ej. Hendry, 1983a). Para comparación con el modelo irrestricto, los coeficientes resueltos correspondientes a (3) se muestran en el cuadro 3.

CUADRO 3
Coeficientes resueltos de la ecuación (3)

Variable	j					Σ
	0	1	2	3	4	
B_{t-j}	-1	0.23	-	-	-	-0.77
Y_{t-j}	-	-1.89	-	1.89	-	0
a_{t-j}	1.04	1.06	-	-	-1.04	1.06
h_{t-j}	-	0.50	-0.50	0.34	-	0.34
f_{t-j}	-	0.59	-0.59	0.88	-	0.88
q_j	-0.28	0.26	0.29	0.07		

Como puede verse, las principales influencias han sido mantenidas, aunque los valores absolutos de los coeficientes han disminuido algo hacia cero por las restricciones. Quizás la restricción más drástica sea el efecto a largo plazo igual a cero para y . Dado que Z_7 sugiere que el modelo simplificado sería una aceptable representación de la forma irrestricta (Cuadro 2), el modelo será ahora evaluado con mayor detalle (véase Anexo 1).

Coherencia con los Datos

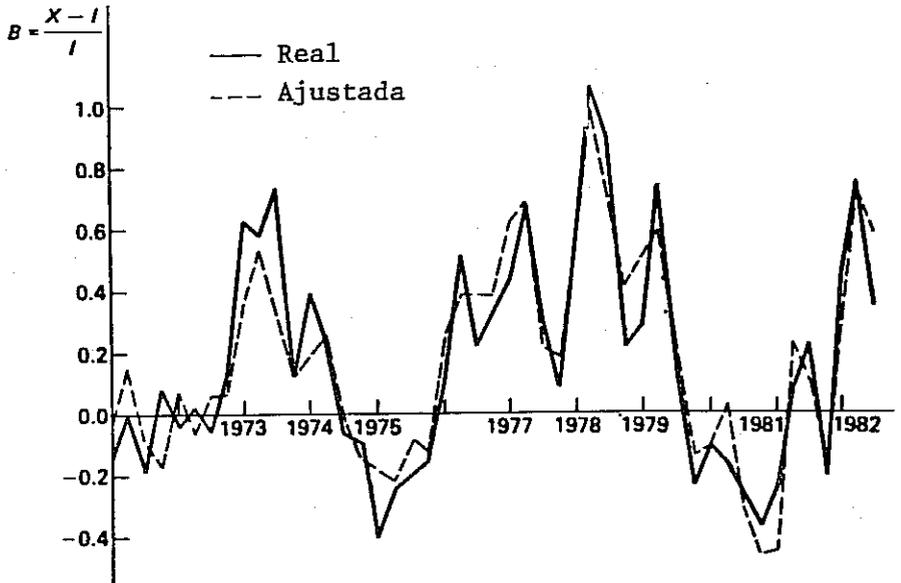
En la ecuación simplificada (3) el error estándar de la regresión (S) ha sido reducido a 0.17. Obsérvese que la variable dependiente es libre de unidades con valores extremos de -0.39 y 1.07.

El test ML para la autocorrelación de los residuos (Z_5 , en la forma F) no es significativo, satisfaciendo una condición necesaria por la ausencia de la falta sistemática de ajuste, es decir, los residuos son ruido blanco. Estos serían también innovaciones, conforme a Z_7 , con tal que la varianza de la ecuación irrestricta (Cuadro 2) mida la varianza de innovación.

Dado que los cuadrados de los residuos sucesivos no se encuentran positivamente correlacionados (en la regresión utilizada para calcular Z_6), un modelo de primer orden de heterocedasticidad condicional autorregresiva (ARCH) no se aplicaría a los residuos. Además los errores estándar de White no son notoriamente diferentes de los tradicionalmente calculados, sugiriendo que ningún tipo de heterocedasticidad residual se presentaría. Conforme a estos errores estándar, todos los coeficientes están bien determinados -excepto el de una variable ficticia estacional-. Los coeficientes son también conjuntamente significativos en la medida en que lo indica Z_1 .

Los momentos de los residuos estandarizados (u_t/S) (coeficientes de asimetría 0.5 y de exceso de curtosis 0.3) no indican diferencias considerables respecto de aquellos de la normal estandarizada, aunque parece haberse hecho presente cierta tendencia hacia shocks positivos en el período muestral. Los valores observados y los ajustados se muestran en el siguiente gráfico:

Gráfico 2



La parametrización de la ecuación restringida alcanzó una ortogonalidad sustancial entre las variables explicativas, tal como puede observarse en el Cuadro 4; sólo una de las correlaciones excedió 0.5. La matriz de correlación registra la correlación simple por pares y la columna de las correlaciones parciales, la correlación de la variable explicativa i con la variable dependiente condicional a los otros regresores.

CUADRO 4

Estructura de correlaciones para la ecuación (3)

	Matriz de correlaciones								Correlación parcial
	B_t	B_{t-1}	$\Delta_2 Y_{t-1}$	$\Delta_4 a_t$	a_{t-1}	$\Delta_1 h_{t-1}$	h_{t-3}	$\Delta_1 f_{t-1}$	(en valor absoluto)
B_{t-1}	0.62								0.34
$\Delta_2 Y_{t-1}$	-0.25	0.12							0.40
$\Delta_4 a_t$	0.45	0.29	0.04						0.43
a_{t-1}	0.24	0.44	0.24	0.02					0.44
$\Delta_1 h_{t-3}$	0.08	0.03	-0.22	-0.10	0.04				0.31
h_{t-3}	0.53	0.54	0.17	0.10	0.46	-0.28			0.36
$\Delta_1 f_{t-1}$	0.12	-0.08	-0.24	0.06	0.13	-0.08	-0.05		0.35
f_{t-3}	0.39	0.32	0.17	0.27	-0.36	0.02	0.13	-0.40	0.59

Exactitud de los Pronósticos y Constancia de los Parámetros

Tanto Z_3 como Z_4 (véase ecuación (3)) no dan evidencia alguna de cambios significativos en los parámetros desde 1970 hasta 1982 (iii). Sin embargo, incluyendo la observación 52°, 1982 (iv), los resultados cambian drásticamente. En este caso los estadísticos son:

$$Z_3 (5, 31) = 2.63 \quad Z_4 (5) = 23.76$$

La hipótesis nula de la constancia de los parámetros es rechazada al nivel del 5%. El cambio principal se produjo en el coeficiente de $\Delta_1 f_{t-1}$, no siendo signi

ficativos ni este coeficiente ni el de $\Delta \ln h_{t-1}$. Dichos resultados se deberían a un valor extremo del tipo de cambio en 1982 (iii) (reflejado en la serie "f" y "h") 8/ dado que el mismo fue considerablemente ajustado después de un lapso de tipo de cambio fijo con controles cambiarios severos (el incremento entre trimestres consecutivos fue del 176%). Dado que parece haber sido un período excepcional, la última observación fue omitida para el ejercicio de evaluación.

Los tests de constancia de los parámetros también fueron utilizados para tener en cuenta los posibles efectos de los distintos regímenes económicos, en particular, con respecto al proceso de "apertura" iniciado en 1976. Sin embargo, la división de las observaciones en tal período no resultaba factible, a causa de las dimensiones de las muestras resultantes. Por este motivo, la constancia de los parámetros fue verificada para una regresión de 32 observaciones contra la muestra completa dado que 1978 (iv) corresponde al comienzo de la segunda etapa de liberalización. Los estadísticos pertinentes son:

$$Z_3 (15,20) = 0.72 \quad Z_4 (15) = 14.71$$

De acuerdo a ellos, no parecen haberse producido cambios importantes. Sin embargo, para 32 observaciones existe cierta falta sistemática de ajuste ($\eta (8) = 16.1 \sim 2J$), pero los grados de libertad son demasiado pequeños para otorgarle demasiada importancia.

Validez del Condicionamiento

Aunque se trata de una evaluación indirecta Z_3 , verifica también el carácter exógeno en sentido débil y,

por eso, la hipótesis de un condicionamiento válido, no es rechazada.

Además, dado que la única variable que entra en el modelo de manera contemporánea es el producto agropecuario (en $\Delta_4 a_t$), la estimación por variables instrumentales no fue considerada necesaria.

Coherencia con la Teoría

Los signos de los coeficientes son aquellos esperados de acuerdo al análisis de la Sección II. El crecimiento en el ingreso total (y) empeora la balanza comercial a través de su efecto sobre la demanda de bienes comerciables pero, como ya ha sido observado, no se retuvo ningún efecto de nivel (quizás, porque en el equilibrio estático los efectos de oferta y demanda de " y " son anulados). Del lado de la oferta, tanto la tasa de cambio como el nivel del producto agropecuario (a) ejercen una influencia positiva sobre la balanza comercial. El fuerte carácter estacional de la producción agrícola también ha sido reflejado a través de la inclusión de $\Delta_4 a_t$. El cociente de los precios mayoristas y los salarios, la aproximación utilizada para el precio relativo entre los bienes comerciables y no comerciables (h), también afecta la balanza comercial positivamente (por sus cambios y niveles). También lo hacen los ajustes en el tipo de cambio, más allá de la variación en el cociente de los precios internos y externos, (f). Debería observarse que " h " y " f " presentan la misma especificación dinámica ($\Delta_1 t-1, t-3$), lo cual sugiere que reflejan variables de decisión similares para los agentes económicos. En resumen, todos los efectos corresponden a los signos anticipados y las magnitudes parecen razonables.

La solución estática, estableciendo todos los cambios en cero, para la ecuación (3) es:

$$B = 1.37a + 0.44h + 1.14f + K_i - 0.37 \quad (4)$$

(0.46) (0.18) (0.25) (0.12)

$$T = 47 \quad W = 82.91$$

donde K_i indica las variables ficticias estacionales (parcializando la estacionalidad en a) y los errores estándar de los coeficientes a largo plazo se muestran entre paréntesis. W es el test de Wald sobre la significación de la relación, distribuida como χ^2 (7) conforme a hipótesis nula de que los parámetros a largo plazo son cero, rechazando el valor obtenido dicha nulidad. Individualmente, se encuentran muy bien determinados.

Reescribiendo (4) en términos de desviaciones con respecto a la media, se llega a:

$$B = 1.37 (a - \bar{a}) + 0.44 (h - \bar{h}) + 1.14f + K_i + 0.03 \quad (5)$$

donde \bar{a} = logaritmo \bar{A} y \bar{h} = logaritmo \bar{H} . Cuando todas las variables son iguales a sus valores muestrales medios, $B \sim 0$ en el equilibrio estático.

Por lo tanto, hemos desarrollado un modelo dinámico de la balanza comercial basado en la ecuación (1) que ha sido concebida para satisfacer los diversos criterios de evaluación (sujetos a la advertencia de una posible no constancia en 1982 (iv)). Todos los efectos son interpretables intuitivamente pudiendo variar individualmente casi de manera independiente (ya que las variables son casi mutuamente ortogonales). Sin embargo, resulta difícil evaluar hasta que punto el modelo es "bueno" dado

que ha sido diseñado para satisfacer criterios elegidos y no existe un patrón absoluto para juzgar a S. No obstante, necesitamos compararlo con modelos rivales para verificar su capacidad de "englobamiento". La próxima sección desarrolla un modelo empírico equivalente basado en el enfoque monetario de la balanza comercial.

III. EL MODELO MONETARIO

EL modelo siguiente que fue utilizado como hipótesis alternativa, explica la balanza comercial, principalmente, como una proporción de la oferta excedente de dinero. Esta formulación ha sido estimada por Craig (1981) para un grupo de países industriales 9/ y consiste en:

$$B_t^* = \psi (M^d - M^s) + (Y_t^* - \bar{Y}^*) \quad (6)$$

$$B_t^* = \phi_1 + \phi_2 (Y_t^* - \bar{Y}^*) - \phi_3 M_t^s + \phi_4 Y_t^* - \phi_5 i_t + \mu_t \quad (7)$$

donde B^* es la balanza comercial real (exportaciones menos importaciones deflacionadas por los precios al consumidor), Y^* es el ingreso real e \bar{Y}^* es la tendencia del ingreso real (valor ajustado en la regresión de Y_t con respecto al tiempo) utilizada como sustituto para el ingreso permanente. M^s es la oferta monetaria real (definida como M_1 o M_2 dependiendo de cual produjo el mejor ajuste, dividida por el índice de precios al consumidor), M^d es la demanda monetaria en términos rea-

les, i es la tasa de interés y μ es el término aleatorio.

Para aplicar este modelo a los datos de Argentina, B^* e Y^* fueron definidos como B e Y anteriormente usados, y la tasa de interés sobre depósitos de ahorro fue utilizada para i . Tanto M_1 como M_2 fueron probados para M^S .

En este modelo la balanza comercial es una función positiva de las desviaciones del ingreso porque se la considera como la diferencia entre el ingreso corriente y el consumo para el caso de un país pequeño, con un solo bien y tipo de cambio fijo. La variable del ingreso debería estar positivamente correlacionada con la demanda de dinero y por lo tanto con la balanza comercial, e inversamente la tasa de interés.

Ya que el modelo de Craig fue calculado con datos anuales, se efectuaron varias modificaciones para tomar en cuenta datos trimestrales. En primer lugar, se intentó una simple translación utilizando sólo variables contemporáneas pero agregando variables ficticias estacionales. No resultó sorprendente encontrar una importante autocorrelación residual en esas dos ecuaciones estáticas (para M_1 y M_2). Luego el modelo ARRD análogo a (2) 10/ fue estimado para las dos definiciones de dinero. Los resultados se indican en el Cuadro 5 para M_2 .

CUADRO 5

Estimaciones mínimo - cuadráticas irrestrictas
para el modelo monetario. Ecuación (7) para M₂

Variable	j					Σ
	0	1	2	3	4	
B _{t-j}	-1	0.47 (0.18)	-0.12 (0.21)	0.28 (0.20)	0.12 (0.19)	-0.25
^s M _{t-j}	1.47 (5.58)	- 7.95 (7.56)	8.21 (7.68)	-8.85 (5.77)	3.67 (2.61)	-3.45
i _{t-j}	0.35 (0.21)	-0.40 (0.29)	0.28 (0.29)	0.00 (0.30)	-0.08 (0.26)	0.15
Y _{t-j}	-0.03 (0.17)	-0.35 (0.16)	0.01 (0.17)	0.17 (0.16)	-0.03 (0.21)	-0.23
(Y- \bar{Y}) _{t-j}	-0.01 (0.04)					
q _j	2.59 (1.78)					

$$T=47, R^2=0.71, S=0.257, Z_1(20,26)=3.15, \eta(10)=10.64$$

Rezagos de cuatro períodos parecen suficientes para generar errores de ruido blanco en los dos casos ya que η (.) no es significativo. Sin embargo, dado que S era inferior al usar M₂ en lugar de M₁ (S= 0.257 y S= 0.271, respectivamente) la ecuación que usa la definición de dinero M₂ fue simplificada para obtener una fórmula más parsimoniosa. Además, la forma logarítmica de la ecuación (7) fue probada tanto para M₁ como para M₂ pero los

resultados fueron menos satisfactorios ($S = 0.275$ para M_1 y $S = 0.267$ para M_2).

Obsérvese que los coeficientes de largo plazo tienen signos equivocados, en el Cuadro 5, tanto para las tasas de interés como para el ingreso en la medida en que son interpretados conforme al modelo monetario. Sin embargo, el modelo alternativo se basó en esa ecuación porque: (i) los saldos monetarios reales y las tasas de interés son variables explicativas alternativas a aquellas del modelo presentado anteriormente 11/ y (ii) la finalidad de aplicar pruebas de "englobamiento" es la de evaluar la especificación del modelo elegido y no la de un rival en particular. Un modelo aceptable debería explicar los resultados de otros aun si éstos no están totalmente bien especificados.

El S más bajo obtenido simplificando la ecuación del Cuadro 5 fue aquel correspondiente a la ecuación siguiente, con variables ficticias estacionales agregadas:

$$\begin{aligned}
 B_t = & 0.57 B_{t-1} - 6.49 \Delta_1 M_{t-1}^S - 4.06 M_{t-3}^S + 0.19 \Delta_1 i_t + \\
 & (0.11) \quad (2.89) \quad (1.93) \quad (0.14) \\
 & + 0.26 i_{t-2} - 0.11 \Delta_2 Y_{t-1} + 0.027(Y - \bar{Y})_t + 0.20 q_1 + \\
 & (0.12) \quad (0.09) \quad (0.012) \quad (0.11) \\
 & + 0.28 q_2 - 0.01 q_3 + 0.07 \quad (8) \\
 & (0.11) \quad (0.09) \quad (0.23)
 \end{aligned}$$

$$T = 47, R^2 = 0.71, S = 0.219, Z_1(10, 36) = 8.64, \eta(10) = 8.47,$$

$$Z_5(5, 31) = 0.53, Z_6(1) = -, Z_7(12, 26) = 0.39$$

donde los errores estándar de White, corregidos por grados de libertad se encuentran entre paréntesis. Conforme a Z7, (8) sin variables ficticias estacionales es una simplificación válida de la fórmula irrestricta (Cuadro 5), aunque (8) presenta una cierta no ortogonalidad en la parametrización (la correlación simple entre i_{t-2} y $(Y - \bar{Y})_t$ es -0.81). La estructura de correlación completa se muestra en el Cuadro 6.

CUADRO 6

Estructura de correlaciones para la ecuación (8)

	Matriz de correlaciones						Correlación parcial (en valor absoluto)
	B_t	B_{t-1}	$\Delta_1 M_{t-1}^S$	M_{t-3}^S	$\Delta_1 i_t \cdot i_{t-2}$	$\Delta_2 Y_{t-1}$	
B_{t-1}	0.62						0.60
$\Delta_1 M_{t-1}^S$	0.13	0.29					0.29
M_{t-3}^S	-0.51	-0.48	-0.48				0.31
$\Delta_1 i_t$	-0.11	-0.14	-0.03	0.02			0.20
i_{t-2}	0.40	0.35	0.14	-0.36	-0.27		0.31
$\Delta_2 Y_{t-1}$	-0.26	0.13	0.17	-0.09	0.39	-0.34	0.17
$(Y - \bar{Y})_t$	-0.10	-0.12	-0.05	0.15	0.05	-0.81	0.22

La configuración de signos en la ecuación (8) permanece como en el Cuadro 5, de manera que los efectos de i e Y mantienen su dificultad de interpretación. No obstante, los efectos de los saldos monetarios reales se presentan tal como se había anticipado a través del enfoque monetario de la balanza comercial y son significativos al nivel del 5%. Resulta crucial comprender la interpretación de dicho resultado. Superficialmente, parece tanto apoyar al modelo basado en el enfoque monetario como proporcionar evidencia en contra del modelo de la Sección II. Sin embargo, la principal ventaja de una estrategia de "englobamiento" es la de subrayar que "apoyar" una teoría significa poco más que "estar de acuerdo con". Dichos resultados no contradicen necesariamente la ecuación (3) aun cuando los saldos monetarios reales son omitidos en aquel modelo y son significativos en (8).

La Sección IV explica brevemente la lógica del criterio de "englobamiento" cuyos tests son presentados a continuación.

IV. PRUEBAS DE "ENGLOBALAMIENTO"

El criterio de "englobamiento" consiste en examinar cuan cerca está un modelo del mecanismo generador de los datos conforme al hecho de si explica o no los resultados encontrados por los modelos rivales (véase por ej. Hendry, 1983b). Esta es también la finalidad de aplicar los tests conocidos como "de hipótesis no anidadas", en lugar de escoger un ganador en un enfoque antagonista.

Las características básicas del "englobamiento" en modelos lineales son: (i) es transitivo y asimétrico; (ii) implica una superioridad del modelo en cuanto a la varianza pero una menor varianza no implica "englobamiento" (iii) implica "englobamiento de varianza" pero no viceversa dado que el "englobamiento de parámetros" debería también evaluarse (véase Hendry, 1983a).

Los tests "de hipótesis no anidadas", basados en el enfoque de Cox (por ejemplo, el estadístico D_0 propuesto por Pesaran (1974), e indicado más abajo), evalúan el "englobamiento de varianza" y tienen el inconveniente de que los dos modelos pueden ser rechazados. Este aspecto negativo de la investigación es superado en el enfoque basado en el "englobamiento de parámetros" (véase Hendry y Richard, 1983; Hendry, 1983 b). También se ha mostrado que una transformación del estadístico de Wald para el "englobamiento de parámetros" es el clásico test F de parámetros adicionales iguales a cero en el modelo que agrupa las hipótesis mantenida y alternativa en una ecuación de regresión lineal. De esta manera, no habría diferencia clara entre los enfoques de "hipótesis anidadas" y "no anidadas" para el caso de modelos lineales. (Véase el Anexo 1)

Además de los estadísticos basados en los estimadores de Máxima Verosimilitud, Ericsson (1983) derivó otra familia de estadísticos basada en estimadores de Variables Instrumentales. Estos se utilizan para evaluar los modelos e incluyen: C_0 12/, el estadístico de Sargan para ver las restricciones sobreidentificadas en la hipótesis mantenida en relación a la anidada (irrestringida); F_2 , el estadístico de Wald sobre la validez de las restricciones presupuesta por la hipótesis nula, aproximada en forma de F y t_6 , un estadístico tipo Cox. Debe observarse que no existe ningún ranking uniforme de estos estadísticos, y el hecho de que sean o no asintóticamente equivalentes depende de la hipótesis supuesta y de la naturaleza de las variables instrumentales seleccionadas (véase Ericsson, 1983).

Los casos considerados son:

$$H_0 : (3) \text{ e } (8)$$

$$H_1 : (8) \text{ e } (3)$$

donde indica "englobamiento" (por ej. para H_0 , que (8) es redundante dado (3):

CUADRO 7

Test de "englobamiento" para las
ecuaciones (3) y (8)

Hipótesis Nula

$H_0: (3) \varepsilon (8)$			$H_1: (8) \varepsilon (3)$		
Esta- dístico	Distri- bución	Valor	Esta- dístico	Distri- bución	Valor
D_0	$N(0,1)$	-2.56	D_1	$N(0,1)$	-9.88
t_6	$N(0,1)$	2.05	t_7	$N(0,1)$	6.21
C_0	$\chi^2 (6)$	4.78	C_1	$\chi^2 (7)$	18.12
F_2	$F(6,29)$	0.76	F_3	$F(7,29)$	4.20

$$T = 47, S_0^2 = 0.028, S_1^2 = 0.048, S_2^2 = 0.030$$

Los estadísticos computados se muestran en el Cuadro 7, donde S_i^2 es la varianza residual (ajustada por grados de libertad) para la hipótesis mantenida H_0 ($i=0$), la hipótesis alternativa H_1 ($i=1$) y la hipótesis comprensiva H_2 ($i=2$).

En primer lugar, debería observarse que cuando los estadísticos verifican la especificación de H_1 (H_1 es la hipótesis nula cuando (8) ε (3) es evaluado), el modelo de H_1 no "engloba" al de H_0 . Sin embargo, esta dirección no resulta valiosa para la evaluación dado que el predominio en la varianza es una condición necesaria para el "englobamiento de parámetros" (por lo menos en muestras grandes).

En segundo lugar, analizando si el modelo representado por H_0 explica H_1 , los resultados no son tan claros. Conforme a C_0 y F_2 , (3) ε (8). Pero a un nivel del 5%, esta conclusión no puede sacarse a partir de D_0 y t_6 ; aunque este resultado depende del hecho de suponer que las distribuciones asintóticas no necesitan ajustes para grados de libertad en pequeñas muestras (en el nivel del 1% ni D_0 ni t_6 rechazan (3) ε (8)). Debería recordarse que F_2 se encuentra corregido para grados de libertad mientras que D_0 no lo está. Sin embargo, resulta imposible afirmar si esto explica los resultados o si D_0 tiene mayor poder.

Bajo H_0 , t_6 y D_0 son asintóticamente equivalentes pero no lo son en relación a C_0 ni a F_2 , y por lo tanto, los dos primeros no pueden ordenarse 13/ con respecto a los dos últimos, en términos de poder asintótico. Obsérvese sin embargo, que D_0 sólo verifica el "englobamiento" de la varianza. Si H_0 fuera rechazada, entonces los dos modelos lo serían. En este caso, el análisis basado en dichos modelos no podría continuarse y de esta manera, los aspectos negativos de la investigación que surgen de las pruebas "no anidadas", como D_0 , se pondrían de manifiesto. Conforme a F_2 , el modelo representado por H_0 es una forma restringida válida del modelo que incluye tanto a H_0 como a H_1 . Esto explica porqué la significación de los saldos monetarios reales en (8), a pesar de su exclusión de (3), no es ni el apoyo necesario para el enfoque monetario de la balanza comercial ni una evidencia en contra de (3). En consecuencia, dado (3), los

saldos de dinero reales no son relevantes y, en efecto, su significación en (8) se deduce a partir de (3) y, si la hubiere, la evidencia es a favor de (3).

A fin de evaluar estos resultados por las fluctuaciones muestrales, un número reducido de observaciones (43) fue considerado, ya que las estimaciones de los coeficientes pueden resultar muy sensibles al número de observaciones para las pequeñas muestras como las consideradas aquí. $Z_3(4,32)=1.22$ y $Z_4(4) = 6.37$ indicaron constancia de parámetros en el modelo monetario ($S=0.217$). Los estadísticos de "englobamiento" para la muestra más pequeña se encuentran en el cuadro siguiente:

CUADRO 8

Test de "englobamiento" para un menor tamaño muestral

Hipótesis Nula

	H ₀			H ₁		
Esta- dístico	Distri- bución	Valor	Esta- dístico	Distri- bución	Valor	
D ₀	N(0,1)	-1.50	D ₁	N(0,1)	-9.20	
t ₆	N(0,1)	1.22	t ₇	N(0,1)	5.79	
C ₀	$\chi^2(6)$	2.49	C ₁	$\chi^2(7)$	15.09	
F ₂	F(6,25)	0.36	F ₃	F(7,25)	3.19	

$$T = 43, S_0^2 = 0.028, S_1^2 = 0.047, S_2^2 = 0.032$$

Para 43 observaciones, todos los estadísticos indican ahora que la especificación de H₀ "engloba" la de H₁. Particularmente, a diferencia de los resultados para el caso de la muestra completa, D₀ y t₆ no rechazan la

hipótesis de que $H_0 \in H_1$ en el nivel del 5%. Obsérvese que esto es así aún cuando las varianzas residuales son casi las mismas para las dos dimensiones de muestras.

RESUMEN Y CONCLUSIONES

Un modelo de oferta excedente de bienes comerciables fue desarrollado para la balanza comercial de Argentina (1970-82). Las variables explicativas incluyeron el ingreso total, el producto agropecuario, el cociente de los precios de bienes comerciables (aproximada por el índice de precios mayoristas) respecto de los salarios y las desviaciones de corto plazo del tipo de cambio. La estructura dinámica del modelo fue determinada empíricamente y la ecuación seleccionada satisfizo los criterios de coherencia con los datos, de constancia de parámetros (por lo menos hasta el tercer trimestre de 1982) y de compatibilidad con la teoría. Se consideró también un modelo alternativo basado en el enfoque monetario de la balanza comercial, aún cuando los signos de algunos de los coeficientes calculados no fueron compatibles con tal teoría.

A fin de calcular el "englobamiento", se utilizaron distintos estadísticos para las llamadas "hipótesis no anidadas", así como pruebas de "englobamiento" propiamente dichas. En general, al modelo de la oferta excedente de bienes comerciables "engloba" el modelo monetario alternativo (aunque esta conclusión no pudo sacarse de manera clara para dos de los estadísticos usados en una de las muestras). De esta manera, los peligros del conformismo con la mera confirmación de una teoría fueron ilustrados y se hizo hincapié en las ventajas de una interpretación "englobante".

El modelo de oferta excedente de bienes comerciables, habiendo pasado todos los criterios dentro de la muestra así como las pruebas de "englobamiento", merece

un comentario especial. Los coeficientes estimados sugieren que para el período estudiado un incremento en los excedentes de bienes comerciados fue asociado a la expansión agrícola, caídas en el ingreso, alzas en los precios mayoristas con relación a los salarios y un ajuste del tipo de cambio más allá del cociente de los precios externos a los internos. Este modelo ilustra también de qué manera los objetivos de crecimiento y de distribución de ingresos deberán ser contrapuestos al de incrementos en los excedentes de la balanza comercial si se mantiene la misma estructura económica de los años setenta y principios de los ochenta.

FUENTE DE DATOS

- X= Exportaciones totales de mercancías (millones de dólares estadounidenses), INDEC.
- I= Importaciones totales de mercancías (millones de dólares estadounidenses), INDEC.
- P= Índice de precios mayoristas, nivel general (1960=1), INDEC.
- CPI= Índice de precios al consumidor, nivel general (1974=1), INDEC.
- W= Índice del salario industrial (1960=1). Hasta 1976 salario básico de convenio por trabajador industrial (1960=1); a partir de 1976 salario medio por trabajador industrial (1976=1), INDEC.
- UP= Índice de precios mayoristas estadounidenses, nivel general (1975 = 100), Depto. de Comercio de los EE.UU.
- e= Tipo de cambio comercial, promedio del período (pesos por dólar estadounidense) Estadísticas Fi-

nancieras Internacionales del FMI (línea rf Argentina).

Y= PBI total (precios de mercado), en precios 1970 (millones de pesos), BCRA.

A= PBI agrícola (costos de factores), precios de 1970 (millones de pesos), BCRA.

i= Tasa de interés sobre los depósitos de ahorro a plazo (anual en base a promedios trimestrales), BCRA.

M₁= Dinero fuera de los bancos más depósitos del sector privado, final del período (miles de millones de pesos) Estadísticas Financieras Intern. del FMI (línea 34 Argentina).

M₂= M₁ más cuasi dinero: depósitos de ahorro a plazo y depósitos en divisas de los residentes, final del período (miles de millones de pesos), Estadísticas Financieras Intern. del FMI (línea 35 Argentina).

ANEXO 1

CRITERIOS DE EVALUACION Y ESTADISTICOS USADOS. (Veáse Davidson et. al., 1978; Hendry, 1983).

COHERENCIA CON LOS DATOS: incluye, a su vez, los siguientes criterios:

- i) Bondad del ajuste: es evaluada por el tradicional R^2 y S, el desvío estándar residual. También, es usado Z_1 , el estadístico F para verificar si la regresión explica una proporción significativa de la variación en la variable dependiente.

$$Z_1 = \frac{R^2 / (K - 1)}{(1 - R^2) / (T - K)}$$

donde T es el número de observaciones y K, el número de regresores.

- ii) Residuos ruido blanco: el test usado en este caso está basado en el estadístico chi-cuadrado:

$$\eta(J) = T \sum_{j=1}^J \rho_j^2$$

donde ρ_j es el coeficiente de autocorrelación de los residuos de orden j y J indica la longitud del correlograma.

Quando los grados de libertad son suficientes para su cálculo, se utiliza Z_5 , el test del Multiplicador de Lagrange, obtenido de la regresión de los residuos con todos los regresores del modelo original y los residuos rezagados (para rezagos

$1/r$, $r = \frac{1}{2} J$). En su forma F (véase Harvey, 1981), el estadístico es:

$$Z_5 = \frac{R^2 / r}{(1 - R^2) / (T - K - r)}$$

donde el R^2 corresponde a la mencionada regresión de los residuos.

- iii) Residuos innovación: son evaluados por el mismo estadístico que el usado para comparar el modelo restringido con el irrestricto (Z_7), en la medida que pueda suponerse que la varianza residual del último modelo mide la varianza de innovación.
- iv) Heterocedasticidad residual: del tipo autorregresiva condicional es evaluada por el test propuesto por Engle (1982) que verifica si $\gamma_1 = 0$ en el siguiente modelo (para AR (1)):

$$E(u_t^2 \mid u_{t-1}) = \gamma_0 + \gamma_1 u_{t-1}^2$$

donde E indica la esperanza condicional y u son los residuos de la regresión considerada. El estadístico

$$Z_6 = T R^2$$

(donde R^2 es obtenido de la regresión de u_t^2 con u_{t-1}^2)

está asintóticamente distribuido como χ^2 (1) cuando $\gamma_1 = 0$

EXACTITUD DE LAS PREDICCIONES Y CONSTANCIA DE LOS PARÁMETROS:

son considerados dos estadísticos relacionados: Z_3 y Z_4 .

Bajo la hipótesis de constancia en los parámetros, el test de Chow (Z_3) es asintóticamente distribuido como F con T_2 y $(T_1 - K)$ grados de libertad:

$$Z_3 = \frac{\left\{ \sum_{t=1}^T v_t^2 - \sum_{t=1}^{T_1} v_t^2 \right\} / T_2}{\sum_{t=1}^{T_1} v_t^2 / (T_1 - K)}$$

donde $T = T_1 + T_2$, siendo T_1 y T_2 el número de observaciones del período de estimación y pronóstico, respectivamente.

Z_4 es distribuido como χ^2 (T_2) bajo la hipótesis nula de que no hay cambio estructural

$$Z_4 = \sum_{t=T_1+1}^T v_t^2 / S^2$$

VALIDEZ DEL CONDICIONAMIENTO: este criterio requiere, al menos, que los regresores sean exógenos en "sentido dé-

bil" (Véase Engle et. al., 1983). Tal carácter de las variables puede ser comprobado, en parte por Z_3 ya que si no existiera exogeneidad en "sentido débil", esto llevaría a fallas de predicción, si las correlaciones de las variables cambian.

VALIDEZ DE LAS RESTRICCIONES: se utiliza el test F (Z_7) de significación conjunta de los parámetros adicionales en el modelo irrestricto (U), que están excluidos en el modelo restringido (R):

$$Z_7 = \frac{(RSS_R - RSS_U)/N}{RSS_R/T-K}$$

donde RSS es la suma de los cuadrados de los residuos; N el número de parámetros adicionales y K, el número de variables en el modelo irrestricto.

EL CRITERIO DE ENGLOBAMIENTO: debe señalarse que los tests de "englobamiento" se usan como un criterio de evaluación más que como métodos para elegir entre modelos rivales en un enfoque antagonista. Sin embargo están relacionados con ellos en la medida que representan una extensión de los tests de elección entre hipótesis "no anidadas", basadas en el estadístico de Cox.

En general dos hipótesis son llamadas "no anidadas" cuando representan familias separadas de hipótesis que no pueden ser derivadas unas de otras como casos especiales, es decir tales como:

$$H_0 : y = X_0 a_0 + u_0 \quad u_0 \sim D(0, \sigma_0 \cdot I_T)$$

$$H_1 : y = X_1 a_1 + u_1 \quad u_1 \sim D(0, \sigma_1 \cdot I_T)$$

donde y , X_0 y X_1 son T. 1, T. K_0 y T. K_1 , respectivamente; a_0 y a_1 , los parámetros, $K_{0.1}$ y $K_{1.1}$ y u_1 y u_2 , los términos de los errores, ambos T.1 con varianzas $\sigma_0^2 \cdot I_T$ y $\sigma_1^2 \cdot I_T$.

El enfoque de Cox consiste básicamente en la comparación de la diferencia entre los logaritmos de las funciones de verosimilitud para las dos hipótesis con la que deberíamos esperar en el caso de que (por ejemplo) H_0 fuera verdad, es decir:

$$t_0 = [L_0(\hat{\alpha}) - L_1(\hat{\beta})] - \hat{E}_0 [L_0(\hat{\alpha}) - L_1(\hat{\beta})]$$

donde $\alpha' = (a_0' : \sigma_0^2)$ y $\beta' = (a_1' : \sigma_1^2)$ son los vectores de los parámetros de las funciones de densidad bajo H_0 y H_1 ; $L_0(\alpha)$ y $L_1(\beta)$ los correspondientes logaritmos de las funciones de verosimilitud; $E_0(\cdot)$ la esperanza condicional a que H_0 sea verdad y $\hat{\cdot}$ indica las estimaciones por máxima verosimilitud. El estadístico de Cox,

$$D_0 = \frac{t_0}{V_0(t_0)} \sim N(0, 1)$$

Para hipótesis referentes a modelos de regresión lineales, como las mencionadas, Pesaran (1974) mostró que el estadístico de Cox consiste simplemente en la comparación de las siguientes varianzas:

$$t_0 = \frac{T}{2} \ln \left(\hat{\sigma}_1^2 / \hat{\sigma}_{10}^2 \right)$$

$$\hat{V}_0(t_0) = (\hat{\sigma}_0^2 / \hat{\sigma}_{10}^4) (\hat{a}_0' X_0' M_1 M_0 M_1 X_0 \hat{a}_0)$$

donde $\hat{\sigma}_{10}^2 = \hat{\sigma}_0^2 + \hat{a}_0' X_0' M_1 X_0 \hat{a}_0 / T$

$$M_i = I - X_i (X_i' X_i)^{-1} X_i' \quad \text{para } i = 0, 1$$

Este estadístico sólo evalúa el "englobamiento de varianzas" y tiene el aspecto negativo de que los dos modelos evaluados pueden ser rechazados, no permitiendo una estrategia progresiva en la investigación. El criterio de englobamiento en sentido amplio, en cambio, incluye también el "englobamiento de parámetros", el cual además de implicar (pero no ser implicado por) el de varianzas constituye un procedimiento constructivo de investigación.

Para un mundo lineal (Veáse Hendry y Richard, 1983), debe existir también una relación entre las variables explicativas, tal como:

$$X_0 = X_1 \Pi + V$$

donde V es $T \times K_0$ y $E(T^{-1} V' V) = \Omega$

Entonces,

$$\begin{aligned} y &= X_0 a_0 + u_0 = X_1 \Pi' a_0 + Va_0 + u_0 = \\ &= X_1 a_1 + u_1 \end{aligned}$$

y por lo tanto, existen dos hipótesis implícitas al suponer la hipótesis H_0 , es decir:

$$H_A : a_1 - \Pi' a_0 = 0$$

$$H_B : \sigma_1^2 - \sigma_0^2 - a_0' \Omega a_0 = 0$$

donde H_A es la hipótesis sobre parámetros y H_B sobre varianzas. Hendry and Richard (1983) mostraron que el englobamiento de varianzas, no necesita una evaluación adicional al de parámetros ya que si H_A es satisfecha implica que H_B también lo es (nótese que H_A incluye K restricciones y H_B solo una). También demostraron que la evaluación de H_A a través del estadístico de Wald puede hacerse por un test F de $a_1 = 0$ en la hipótesis "anidada"

$$H_2 : X_0 a_0 + X_1 a_1 + u_2$$

lo cual indicaría una falsa dicotomía entre hipótesis "anidadas" y "no anidadas", si se supone linealidad.

Los tests de englobamiento también han sido extendidos a los estimadores variables instrumentales, los cuales son detallados en Ericsson (1983).

NOTAS

- 1/ Esta sección describe sucintamente dicho modelo. Para un análisis más detallado, véase los capítulos I y II de Ahumada (1984).
- 2/ El modelo se desarrolla básicamente para explicar la diferencia entre las exportaciones e importaciones de mercancías. Para el período estudiado los servicios reales no tuvieron, en general, el mismo peso que mercancías en el comportamiento de las cuentas comerciales.
- 3/ Las fuentes de datos se encuentran en el apéndice.
- 4/ 'f' fue calculada en realidad como $P \ln E - \ln \bar{E}$.
- 5/ La muestra tiene 52 observaciones. Sin embargo, la última observación fue omitida debido a un valor extremo del tipo de cambio, como se explica más adelante.
- 6/ El programa GIVE (Generalized Instrumental Variables Estimators) fue usado.
- 7/ Se indicará con '-' una correlación negativa entre los cuadrados de los residuos sucesivos (véase Engle, 1982).
- 8/ El efecto sobre 'f' es mucho más fuerte dado que el tipo de cambio se utiliza directamente en su cálculo mientras que la tasa de interés afecta a 'h' de manera indirecta vía el índice de precios mayoristas.
- 9/ Un modelo similar también es estimado por Aghevli y Rodríguez (1979) para Japón.
- 10/ Los desvíos del ingreso de la tendencia ($Y - \bar{Y}$) no fueron rezagados para evitar colinealidades adicionales y dado que sus efectos se reflejarían de todos modos, en aquéllos del ingreso rezagado (a parte de una variable cronológica).
- 11/ Por ejemplo, una interpretación de este modelo se haría en términos de variables que afectan los gastos sobre los bienes comerciables (ingreso y saldos monetarios reales, negativamente, y tasa de interés, positivamente, como en el caso de los coeficientes estimados) es decir, un modelo puramente del lado de la demanda.
- 12/ Los estadísticos con subíndices impares (véase abajo) indican que se está suponiendo el modelo monetario como la hipótesis nula.
- 13/ Por lo menos sin mayores restricciones. Los poderes asintóticos podrían calcularse para un tamaño nominal dado y un proceso generador de datos para y y X_2 , donde y es la variable dependiente y X_2 incluye todas las variables explicativas no redundantes en H_0 y H_1 (véase Ericsson, 1983).

REFERENCIAS BIBLIOGRAFICAS

- Aghevli, B. and Rodriguez, C. (1979) - 'Trade, Prices, and Output in Japan: a Simple Monetary Model', IMF Staff Papers, Vol. 26, No. 1, March, pp. 38-54.
- Áhumada, H. (1984) - 'An Econometric Study of the Balance of Trade: Argentina 1970-1982', M. Phil Thesis, Oxford University.
- Craig, G. (1981) - 'A Monetary Approach to the Balance of Trade', American Economic Review, Vol. 71, No. 3, pp. 460-66.
- Davidson, J., Hendry, D.F., Srba, F. and Yeo, S. (1978) - 'Econometric Modelling of the Aggregate Time-Series Relationship between Consumers' Expenditure and Income in the United Kingdom', Economic Journal, Vol. 88, December, pp. 661-92.
- Díaz Alejandro, C. (1963) - 'A Note on the Impact of Devaluation and the Redistributive Effect', Journal of Political Economy, Vol. 71, pp. 577-80.
- Díaz Alejandro, C. (1965) - 'Devaluation in a Semi-Industrialized Country: the Case of Argentina', Cambridge, Mass., MIT Press.
- Engle R. (1982) - 'Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation', Econometrica, Vol. 50, pp. 987-1008.
- Engle R., Hendry D. and Richard J. (1983), 'Exogeneity', Econometrica Vol. 51, pp. 277-304.
- Ericsson, N. (1983) - 'Asymptotic Properties of Instrumental Variables Statistics for Testing Non-Nested Hypotheses', Review of Economic Studies, Vol. 50, pp. 287-304.
- Hendry, D.F. (1983a) - 'Econometric Modelling: the "Consumption Function" in Retrospect', Scottish Journal of Political Economy, Vol. 30, No. 3, November, pp. 193-220.
- Hendry, D.F. (1983b) - 'Comment on Model Specification Tests Against Non Nested Alternatives', Econometric Reviews, Vol. 2, N° 1, pp. 111-14.
- Hendry, D.F. and Mizon, G. (1978) - 'Serial Correlations as a Convenient Simplification, not a Nuisance: a Comment on the Study of the Demand for Money by the Bank of England', Economic Journal, Vol. 88, pp. 549-63.
- Hendry, D.F. and Richard, J. (1983) - 'The Econometric Analysis of Economic Time Series', International Statistical Review. Vol. 51, pp. 111-63.
- Krueger, A. (1983) - 'Exchange-Rate Determination. Cambridge, University Press.
- Krugman, P. and Taylor, L. (1978) - 'Contractionary Effects of Devaluation', Journal of International Economics, Vol. 8, pp. 445-56.
- McKinnon, R. (1979) - 'Money in International Exchange, Oxford, University Press.
- Mizon, G. and Hendry, D.F. (1980) - 'An Empirical Application and Monte Carlo Analysis of Tests of Dynamic Specification', Review of Economic Studies, Vol. 47, pp. 21-45.
- Oppenheimer, P. (1974) - 'Non-Traded Goods and the Balance of Payments: a Historical Note', Journal of Economic Literature, Vol. 12, No. 3, pp. 882-88.
- Pesaran, M. (1974) - 'On the General Problem of Model Selection', Review of Economic Studies, Vol. 41, pp. 153-71.
- Salter, W. (1959) - 'Internal and External Balance: the Role of Price and Expenditure Effects', Economic Record, Vol. 35, pp. 226-38.
- Sargan, J. D. (1964) - 'Wages and Prices in the United Kingdom: a Study in Econometric Methodology', in Hart, P., Mills, G. and Whitaker, J. (eds.), Econometric Analysis for National Economic Planning, London, Butterworths, pp. 25-54.

REDENOMINACION PARCIAL POR MONEDAS DE LA DEUDA PUBLICA EXTERNA (°)

Por Antonio G. Zoccali y Luis A. Gallardo

INTRODUCCION

Dada la insistencia con la que publicaciones especializadas (1) han tratado el tema de la redenominación de pasivos concertados en dólares estadounidenses y de la mayor diversificación por monedas para la toma de nuevos préstamos como medio efectivo para atenuar la carga en concepto de servicios, se consideró de utilidad la realización de un somero análisis acerca de las ventajas y desventajas de tal mecanismo, incluyendo un simplificado ejercicio de simulación para el caso argentino.

I. ARGUMENTACION VINCULADA A LA REDENOMINACION DE PASIVOS CON EL EXTERIOR

La existencia de significativos diferenciales de tasas de interés entre el dólar estadounidense y otras

(°) Este trabajo fue preparado en octubre de 1984.

(1) Morgan Guaranty Trust Co., World Financial Markets, agosto 1984. Federal Reserve Bank of New York, Quarterly Review, 1983

principales monedas convertibles (marco, franco suizo, y yen, especialmente) ha llevado a algunos analistas a sostener que una mayor diversificación por monedas en la toma de préstamos externos por parte de los principales países deudores hubiese redundado en significativos ahorros en concepto de servicio por intereses. El Cuadro 1 refleja la evolución de las tasas durante el período 1976/1984. Al respecto señalase que alrededor del 80/85% del total de la deuda externa de los principales países deudores de América Latina ha sido concertada en dólares estadounidenses. En el caso de las obligaciones totales de Argentina con el exterior al 31.12.83, el 82% habría sido concertado en dólares. Dicho porcentaje declina levemente, al 81%, si se tiene en cuenta la deuda pública externa solamente. Por su parte el dólar estadounidense registró, entre 1980 y 1984, una apreciación efectiva frente a 15 principales monedas (2), de aproximadamente 35%.

Como consecuencia de la internacionalización de varios importantes mercados financieros y de la existencia de los aludidos diferenciales de tasas de interés, se ha tornado más frecuente la práctica de diversificar las monedas de concertación en la toma de préstamos. Entre los principales adherentes, por distintas causas, encuéntrase organismos financieros internacionales (e.g. Banco Mundial), algunos países Europeos (e.g. Finlandia, Polonia) y otros prestatarios soberanos de la región Asia-Pacífico (e.g. Australia, Nueva Zelandia, Indonesia, entre otros). Según estimación de publicaciones es-

(2) Reflejan las ponderaciones bilaterales resultantes del intercambio en manufacturas con los Estados Unidos en 1980.

pecializadas (3) entre el 33 y 74% del total de la deuda externa pública de los países europeos y asiáticos considerados sería pagadera en monedas distintas del dólar.

Sin desestimar el ahorro potencial en concepto de intereses para los prestatarios, con sus favorables implicancias sobre la evolución de la cuenta corriente del balance de pagos y las necesidades eventuales de financiamiento externo neto adicional, corresponde igualmente señalar que la propuesta de que los países deudores latinoamericanos comiencen, en este momento, con la citada diversificación por monedas de sus pasivos financieros en dólares entraña riesgos para nada desestimables, vinculados al comportamiento futuro de las variables: tipos de cambio y tasas de interés. Si bien para ser más estrictos también debería tenerse en cuenta el efecto futuro sobre la capacidad de repago derivado de la evolución en los términos del intercambio como tercer factor exógeno que afecta el resultado de la cuenta corriente, dado las dificultades de predecir el precio de nuestras exportaciones tradicionales, particularmente de cereales, se omite dicha variable por razones de simplicidad, y por no alterar significativamente las conclusiones básicas del análisis.

En primer lugar, existe la posibilidad de que los actuales diferenciales resultantes de las menores tasas de interés de otras monedas frente a la del dólar estadounidense se vean neutralizadas e inclusive superadas por una apreciación futura de esas otras monedas frente al actualmente fortalecido dólar de los Estados Unidos, aumentando así el "stock" de deuda a amortizar. En segundo lugar, el comportamiento futuro de las tasas de interés puede llevar por sí solo a una reducción o una reversión de los actuales diferenciales de intereses entre el dólar y aquellas monedas aptas para la redenomi-

(3) Morgan Guaranty Trust: op. cit. (1)

nación de pasivos. Ello tornaría menos importantes los ahorros potenciales en el servicio futuro de la deuda redenominada. En último término, la redenominación podría significar adicionalmente, para el deudor, un riesgo de poder adquisitivo resultante de la diferente estructura por monedas entre sus ingresos o activos y sus egresos o pasivos. Su efecto sobre el flujo podrá verse más claramente si el país deudor genera ingresos externos corrientes en monedas distintas de las que pretende redenominar parte de sus pasivos financieros. Dichos factores, unidos al hecho de que casi el 80% de la intermediación financiera en los euromercados se realiza en dólares estadounidenses, por constituir la más abundante moneda de fondeo para los bancos, explicaría el porqué la estructura de la deuda de los principales países latinoamericanos está tan fuertemente concentrada en torno a esa moneda.

Debe mencionarse, asimismo, que existen ventajas para algunos acreedores -particularmente los bancos europeos y nipones- en proveer créditos en sus propias monedas, sustituyendo así las acreencias originariamente concertadas en dólares estadounidenses. En efecto, el fondeo para dichos bancos en monedas nacionales podría resultar más fácil y menos riesgoso que en dólares, teniendo en cuenta que se trata de operaciones a mediano y largo plazo. Al propio tiempo, tener activos y pasivos valuados en sus propias monedas, evita cambios exógenos en los balances imputables a variaciones cambiarias. Por su parte, ya se ha visto que éstas pueden afectar adversamente el nivel y la concentración de la cartera crediticia y la relación capital/activos, de particular importancia para las autoridades regulatorias de la actividad bancaria en los principales centros financieros.

II. SIMULACION DE REDENOMINACION PARCIAL DE PASIVOS EXTERNOS DEL SECTOR PUBLICO ARGENTINO

A efectos de complementar el análisis precedente, se cuantificó el potencial ahorro bruto en concepto de

servicio por intereses derivado de una refinanciación parcial de la deuda pública externa. Las mismas consideraciones generales serían aplicables a la toma de fondos nuevos en el exterior mediante un préstamo multimonedado. La secuencia metodológica del cálculo realizado se detalla seguidamente:

1. Se trabajó con el supuesto de que se mantienen los actuales niveles (4) de tasas de interés para depósitos en dólares estadounidenses y seis otras monedas (marco alemán, franco suizo, yen, libra, franco francés y dólar canadiense) de países con mercados financieros internacionalizados, susceptibles de ser elegidas por los acreedores para dicho propósito. Las monedas citadas constituyen las más significativas en la estructura de la deuda pública. Los ahorros brutos resultantes fueron objeto de un ajuste posterior que incorpora el efecto de distintos ritmos de variación en la relación cambiaria de dichas monedas frente al dólar estadounidense sobre el flujo futuro de pagos en concepto de intereses y también sobre el capital amortizable.

2. A efectos de determinar el monto de pasivos en dólares susceptibles de ser redenominados en otras monedas se formularon dos hipótesis (Cuadro N° 2). La primera -llamada de mínima- supone que la redenominación parcial de la deuda externa pública en dólares estadounidenses (que alcanza a Dls. 26.130 millones al 31.12.83) se haría en idéntica proporción a la distribución en monedas distintas del dólar. Surge de esta hipótesis de mínima que al menos Dls. 3.700 millones actualmente concertados en dólares estadounidenses podrían ser redenominados en otras monedas mediante una operación de refinanciación a mediano plazo.

(4) Vigentes a octubre de 1984.

La segunda hipótesis -de máxima- supone la redenominación de pasivos conforme a la distribución por moneda en función de las nacionalidades de los acreedores externos. Con el propósito de estimar la distribución por nacionalidad del acreedor, se hizo necesario ajustar los datos consignados en la información de deuda externa pública (5), ya que ésta asigna el total del saldo de cada préstamo sindicado al país de origen del banco agente como único acreedor. Adicionalmente, se supuso que aquellos acreedores de países no incluidos en la muestra de monedas seleccionadas (marco, franco suizo, yen, libra, franco francés y dólar canadiense) optarían por mantener sus acreencias en dólares estadounidenses (salvo el caso de Luxemburgo, que elegiría el marco alemán). De esta hipótesis surge un monto máximo susceptible de ser redenominado en monedas distintas del dólar estadounidense de aproximadamente Dls. 10.300 millones.

Por razones de simplicidad de cálculo, el análisis que sigue se basa en la hipótesis de mínima exclusivamente.

3. La redenominación de Dls. 3.700 millones en pasivos podría realizarse mediante la concertación de un nuevo préstamo multimoneda a mediano plazo, que respete la estructura de participaciones e igualmente sirva para cancelar los compromisos existentes en dólares y distender los vencimientos en el tiempo. Para los efectos del cálculo posterior se supuso la concertación de un préstamo a ocho años de plazo, con tres años de gracia, amortizable en seis cuotas anuales aproximadamente iguales. En cuanto a la composición del préstamo por monedas se consideró que podría implementarse en las seis monedas más importantes de concertación después del dólar estadounidense, según las cifras de la deuda externa pública al 31.12.83, y conforme a las siguientes ponderaciones:

(5) Comunicado N° 4645 del B.C.R.A., 7 de septiembre de 1984

Moneda de Concertación	Participación en el Total de la Deuda Pública Externa (1)	En %	Porcentual Reconvertido para la Denominación del Préstamo	Monto Hipótesis de Mínima
				- En millones de Dls. equivalentes-
Marco	7,6		53,6	1.983,2
Fco.Szo.	2,0		14,1	521,7
Yen	3,2		22,5	832,5
Libra	0,3		2,1	77,7
Fco. Fcés.	0,5		4,2	155,4
Dl. Canad.	0,6		3,5	129,5
<u>Total</u>	<u>14,2</u>		<u>100,0</u>	<u>3.700,0</u>

(1) Asciede a Dls. 32.219,9 millones.

4. A los efectos de dilucidar las implicancias sobre el flujo de erogaciones resultantes de un préstamo en seis monedas, se tuvieron en cuenta tres escenarios cambiarios diferentes. En el primero, denominado A, los tipos de cambio futuro reflejan las paridades de tasas de interés ("interest rate parities") derivadas de los actuales diferenciales de tasas de interés (6) entre el dólar y esas monedas (7). En este caso, la depreciación anual medida en términos de promedio ponderado del dólar estadounidense frente a las monedas de nuestra canasta sería del 4,79% (del 5,37% frente a las monedas de más baja tasa de interés: marco, franco suizo y yen), que suponemos constante durante la vida del préstamo. El escenario B involucra una tasa de depreciación del dólar frente al promedio del 2% anual más lento que en A, vale decir del 2,79% p.a. Finalmente, el escenario C supone una tasa más acelerada de depreciación del dólar, en promedio del 2% anual más que en A, vale decir del 6,79% p.a. El detalle de los escenarios citados se refleja en el Cuadro N° 3.

5. Por su parte, el Cuadro N° 4 muestra los beneficios netos derivados del hipotético préstamo multimonedado, según nuestra hipótesis de mínima, bajo los tres escenarios cambiarios mencionados precedentemente.

(6) Vigentes a octubre de 1984.

(7) - Paridad de tasas de interés se define como:

$$(1+i) = (1+i_j^*) \frac{f_j}{s_j},$$

donde i es la tasa de interés para depósitos en dólares estadounidenses, i_j^* es la tasa de interés para cada moneda distinta del dólar, f_j y s_j son los tipos de cambio futuro y contado de cada moneda frente al dólar estadounidense, respectivamente (expresados en dólares de EE.UU. por unidad de moneda).

En todos los casos surge claramente un potencial ahorro bruto en concepto de intereses, particularmente durante los primeros años de vida del préstamo, atribuible a los menores niveles de tasas de interés de las monedas que componen el préstamo frente al del dólar estadounidense -la moneda de concertación de los pasivos existentes-. Al respecto cabe señalar que estos ahorros brutos derivan casi exclusivamente del componente redenominado en marcos alemanes, francos suizos y yenes en virtud del supuesto de trabajo de que se mantienen, durante la vida del préstamo, los elevados diferenciales actuales de tasa de interés entre el dólar estadounidense y estas monedas.

Según el escenario A el ahorro bruto total en concepto de intereses durante la vida del préstamo ascendería a alrededor de Dls. 840 millones. No obstante ello, se observa que los beneficios netos anuales (ajustados por la depreciación promedio supuesta para el dólar del 4,79% p.a. frente a las monedas de la canasta) se convierten en negativos -en valores nominales- a partir del cuarto año y hasta el vencimiento final del préstamo. Ello se debe al efecto de la depreciación esperada del dólar estadounidense que produce pérdidas cambiarias sobre los pagos en concepto de amortización mayores a los ahorros brutos en concepto de intereses por la redenominación. El saldo neto en valores nominales, muestra una pérdida acumulada de alrededor de Dls. 260 millones. Sin embargo, el valor presente del flujo de beneficios netos se aproxima a cero, ya que los tipos de cambio supuestos para el escenario A reflejan los valores de paridad de tasas de interés, es decir, que el efecto del diferencial porcentual anual de tasas equivaldría aproximadamente al de la variación porcentual esperada en el tipo de cambio. La interpretación de este resultado conforme al criterio de valor presente y los restrictivos supuestos de trabajo adoptados, indicaría que la opción de redenominación bajo este escenario le resultaría indiferente al prestatario. No obstante, si la prioridad del prestatario es solucionar un problema de liquidez en

el corto plazo, la implementación de semejante operación mejoraría su posición de caja en los primeros años como consecuencia de los ahorros netos positivos en concepto de intereses durante el período de gracia del préstamo.

Por su parte el escenario B, que incorpora el supuesto de un menor ritmo de depreciación anual del tipo de cambio del dólar, 2,79% frente al promedio ponderado de las monedas de nuestra canasta, muestra beneficios netos acumulados de alrededor de Dls. 310 millones. Dicha magnitud, en valores nominales, supera a la resultante del escenario precedente en virtud, precisamente, del menor impacto cambiario sobre el flujo de amortizaciones. En efecto, el flujo de ahorros brutos mejora y el valor presente de la corriente de beneficios netos se vuelve positiva, superando los Dls. 300 millones o casi el 9% del monto total del préstamo original. Bajo los supuestos de este escenario -que aproximan lo acontecido realmente durante los últimos tres años y medio en relación a las tasas de interés (8)-, la operación de redenominación resulta claramente preferible a mantener los pasivos existentes íntegramente en dólares estadounidenses.

Finalmente, del escenario C surge una conclusión menos favorable que en los dos casos anteriores. El efecto derivado del supuesto de un mayor ritmo de depreciación anual del tipo de cambio del dólar estadounidense, 6,79%, frente al promedio ponderado de las monedas de nuestra canasta, neutraliza y supera los ahorros brutos en concepto de intereses. En valores nominales el total de ahorros brutos por intereses, de alrededor de

(8) La evolución experimentada por los tipos de cambio en el período mencionado, caracterizada por una apreciación del dólar estadounidense, refuerza las conclusiones propias de este escenario.

Dls. 750 millones, es menor, mientras que las pérdidas cambiarias que resultan del flujo de amortizaciones superan ampliamente las de los escenarios anteriores, alcanzando a casi Dls. 1.650 millones. Consecuentemente, el valor presente del flujo neto de beneficios es negativo en más de Dls. 300 millones, o el 8,3% del monto total del préstamo original. Se mantiene, sin embargo, la validez del comentario acerca de ahorros netos durante el período de gracia del crédito considerado.

Resulta importante reiterar que los resultados antes comentados dependen crucialmente además de las hipótesis sobre evolución del tipo de cambio, del supuesto inicial que se mantienen constantes, a través de la vida del préstamo, los diferenciales de tasas de interés. Dicha variable puede registrar menores valores en el tiempo que redundarían en inferiores ahorros brutos en concepto de intereses como resultado de la redenominación de pasivos. Un menor o fluctuante diferencial de tasas de interés reduciría el margen para compensar el eventual impacto de una depreciación del dólar estadounidense sobre el flujo de amortizaciones. Como se mencionó, el efecto neto de este cambio debería también incorporar la variación esperada en los términos de intercambio, que adolece de las mismas dificultades de predicción. Por otra parte, también corresponde destacar que ante las dificultades de proyectar con precisión la evolución futura de tipos de cambio y tasas de interés, el análisis precedente necesariamente debió circunscribirse a escenarios hipotéticos. No resultará extraño pues que tales propuestas hayan sido recibidas por parte de los principales deudores con cautela y cierta sospecha. Esa prudencia en diversificar la denominación por moneda de los pasivos existentes es claramente atribuible a los no poco significativos riesgos, principalmente de tasa de interés y tipo de cambio, inherentes a la operatoria.

III. CONCLUSIONES

1. De lo expuesto surge que la diversificación por mo-

nedas de los pasivos actuales concertados en dólares estadounidenses por los principales países deudores tendría ventajas ciertas para los acreedores, particularmente la banca europea y nipona, al reducirse su riesgo de fondeo por pasar del dólar estadounidense a su propia moneda, y su riesgo cambiario. Se recuerda que este último ha impactado adversamente sobre los resultados operativos de muchos bancos, tanto desde el punto de vista financiero como regulatorio.

2. Por otra parte, si bien esa operatoria puede significar para el deudor ahorros brutos en concepto de servicios por intereses, con sus consiguientes efectos favorables sobre la evolución de la cuenta corriente de su balance de pagos y una menor necesidad eventual de financiamiento neto adicional, este resultado es necesariamente incierto, e involucra asumir en particular, dos tipos de riesgos: el cambiario y el de fluctuaciones en los diferenciales de tasas de interés. Dado el alto grado de error, aún en los más sofisticados modelos econométricos, para predecir la evolución futura de dichas variables, los riesgos implícitos en la operatoria pueden resultar lo suficientemente significativos como para justificar la reticencia de los prestatarios a la diversificación.

3. Del simplificado ejercicio de simulación realizado, sujeto a los supuestos de trabajo comentados, surgiría que la diversificación parcial por monedas de pasivos públicos argentinos con la banca del exterior podría redundar en beneficios netos imputables a ahorros en concepto de intereses -de mantenerse el signo de los actuales diferenciales de tasa de interés-, por lo menos durante el período de gracia del préstamo hipotético de refinanciación en los tres escenarios cambiarios analizados.

Sin embargo son las distintas hipótesis referidas al comportamiento cambiario reflejadas en dichos escenarios las que determinarán, en última instancia, si esos

ahorros efectivamente constituyen un beneficio neto visto en términos de valor presente. Dicho resultado se deduce únicamente del escenario B, que supone que el dólar estadounidense se depreciará, durante la vida de nuestra hipotética operación de refinanciación a ocho años, a un ritmo inferior al que resulta del cálculo de paridad de tasas de interés, siendo precisamente ésta la situación que se viene registrando en los últimos años, como consecuencia principalmente, del efecto combinado de la política monetaria y fiscal de los Estados Unidos sobre el resto de la economía mundial.

TASAS DE INTERES LIB-BID PARA DEPOSITOS A 6 MESES DE PLAZO (1)

Período	US\$		S Can		Depósitos a seis meses en:			Libra	Ecos.Suizos
					Y	Ecos.Fees.	DM		
- En % anual, cotizaciones de fin de mes -									
1. Promedio 1976-79 (Diferencial frente al Dólar Estadounidense)	8,48 (-)	9,30 (0,82)	5,35 (-3,13)	11,02 (2,54)	4,70 (-3,78)	11,87 (3,39)	2,19 (-6,26)		
2. 1980 (Diferencial frente al Dólar Estadounidense)	14,12 (-)	12,89 (-1,23)	10,86 (-3,26)	12,82 (-1,30)	8,89 (-5,23)	15,98 (1,86)	5,91 (-8,21)		
3. 1981 (Diferencial frente al Dólar Estadounidense)	16,52 (-)	17,80 (1,28)	7,66 (-8,86)	17,82 (1,30)	11,82 (-4,70)	14,16 (-2,36)	9,00 (-7,52)		
4. 1982 (Diferencial frente al Dólar Estadounidense)	12,41 (-)	14,43 (2,02)	7,09 (-5,32)	19,93 (7,52)	8,43 (-3,98)	12,11 (-0,30)	5,58 (-6,83)		
5. 1983 (Diferencial frente al Dólar Estadounidense)	9,79 (-)	9,63 (-0,16)	6,61 (-3,18)	15,84 (6,05)	5,62 (-4,17)	10,31 (0,52)	4,24 (-5,55)		
6. Promedio Enero-Set. 1984 (Diferencial frente al Dólar Estadounidense)	11,52 (-)	11,56 (0,04)	6,33 (-5,19)	13,62 (2,10)	6,13 (-5,39)	10,09 (-1,43)	4,40 (-7,12)		
7. Oct. 1984 (2) (Diferencial frente al Dólar Estadounidense)	11,44 (-)	12,00 (0,56)	6,13 (-5,31)	11,07 (-0,37)	5,88 (-5,56)	10,32 (-1,12)	5,25 (-6,19)		

(1) - Tasa Pasiva en el mercado interbancario de Londres.

(2) - Vigentes al 11.10.84.

ALTERNATIVAS DE REFINANCIACION PARA REDENOMINAR PASIVOS EXTERNOS
DEL SECTOR PUBLICO CONCERTADOS EN DOLARES ESTADOUNIDENSES

Moneda	Hipótesis de máxima (por nacionalidad del acreedor)	Hipótesis de mínima (por moneda de concertación)	Distribución del monto a redenominar	
			Máxima	Mínima
- En % -				
US\$	60,5	85,8	-	-
DM	9,5	7,6	24,1	53,6
Y	13,3	3,2	33,6	22,5
F.S.	2,4	2,0	6,1	14,1
\$ Can.	3,7	0,6	9,4	4,2
F.F.	4,7	0,5	11,9	3,5
£	5,9	0,3	14,9	2,1
<u>Total en porcentaje</u>	<u>100,0</u>	<u>100,0</u>	<u>100,0</u>	<u>100,0</u>
En millones de Dólares Estadounidenses	26.100(1)	26.100(1)	10.300(1)	3.700(1)

(1) - Cifras redondeadas.

FUENTE: Comunicado N° 4645 del E.C.R.A., 7 de septiembre de 1984.

SUPUESTOS DE TRABAJO: EVOLUCION DE LAS TASAS DE INTERES Y TIPOS DE CAMBIO

Concepto	Depósitos en:						
	US\$	DM	Fcos.Suizos	Yen	Libra	Fcos.Fces.	\$ Can
1. LIBOR a seis meses - $\frac{1}{2}$ p.a.- (1)	11,56	6,00	5,37	6,25	10,44	11,19	12,12
2. Diferencial frente al Dólar EE.UU.- $\frac{1}{2}$ p.a.-	-	-5,56	-6,19	-5,31	-1,12	-0,37	0,56
3. Tipo Cambio (2) Contado (Monedas/Dólar EE.UU.)	-	3,11	2,55	248,50	0,82	9,52	1,32
Contado (Dólares/Moneda)	-	0,3215	0,3922	0,0040	1,2195	0,1050	0,7576
4. Escenario A (3) Tipo de Cambio Futuro a 12 meses (Monedas/Dólar EE.UU.)	-	2,96	2,41	238,10	0,81	9,49	1,33
(Dólares/Moneda)	-	0,3384	0,4152	0,0042	1,2319	0,1053	0,7538
Variación porcentual (4)	-	5,26	5,86	5,00	1,02	0,29	-0,50
Depreciación promed.frente a la canasta	4,79%
5. Escenario B (5) Variación porcentual	-	3,25	3,83	2,93	-0,95	-1,71	-1,67
Depreciación promed. frente a la canasta	2,79%
6. Escenario C (6) Variación porcentual	-	7,26	7,87	7,02	3,33	2,29	1,43
Depreciación promed. frente a la canasta	6,79%

(1) - Constante durante la vida del préstamo. Tasas vigentes al 11.10.82. Surgen de adicionar 1/8% p.a. a las cotizaciones LIB-BID.

(2) - Al 11.10.84.

(3) - Tipo de cambio futuro, calculados conforme a la fórmula de paridad de tasas de interés.

(4) - Tipo de cambio futuro menos tipo de cambio contado sobre tipo de cambio contado por cien. Las cifras positivas significan apreciación de cada moneda frente al Dólar Estadounidenses, y (-) depreciación frente a la divisa estadounidense.

(5) - Representa una tasa anual de depreciación del dólar estadounidense del 2% p.a. menor que la del escenario A, con respecto al promedio de las monedas consideradas según las ponderaciones de nuestra canasta: DM 53,6%, Fco.Suizo 14,1%, Yen 22,5%, Libra 2,1%, Fco.Fces 3,5% y Dls. Canadienses 4,2%.

(6) - Representa una tasa anual de depreciación del dólar estadounidense del 2% p.a. mayor que la del promedio ponderado del escenario A.

SIMULACION: BENEFICIO NETO DE UNA REFINANCIACION HIPOTETICA DE MINIMA (1)
PARA REDEONLINAR PASIVOS EXTERROS DEL SECTOR PUBLICO

(En millones de Dls. estadounidenses)

Concepto	A ñ o s								Total acumulado	Valor presente (3)
	1	2	3	4	5	6	7	8		
I. Escenario A										
1. Ahorro bruto por intereses (2)	178,3	168,9	159,1	124,1	92,0	63,5	38,5	17,3	841,7	
2. Ajuste cambiario por amortización de capital	-	-	-92,7	-126,6	-162,1	-199,3	-238,3	-283,8	-1.102,8	
3. Beneficios netos nominales ...	178,3	168,9	66,4	-2,5	-70,1	-135,8	-199,8	-266,5	-261,1	0 ± 27
4. Valor presente en \$ del total refinanciado										0,0(indiferente)
II. Escenario B										
1. Ahorro bruto por intereses (2)	182,1	176,7	171,2	138,0	106,6	77,0	43,1	23,8	918,5	
2. Ajuste cambiario por amortización de capital	-	-	-53,0	-71,6	-90,7	-110,4	-130,6	-153,9	-610,2	
3. Beneficios netos nominales ...	182,1	176,7	118,2	66,4	15,9	-33,4	-87,5	-130,1	308,3	330,2 ± 27
4. Valor presente en \$ del total refinanciado										8,9 (ahorro)
III. Escenario C										
1. Ahorro bruto por intereses (2)	174,6	161,0	146,5	109,3	76,4	48,5	26,1	9,8	752,2	
2. Ajuste cambiario por amortización de capital	-	-	-133,9	-184,8	-239,1	-297,1	-359,0	-432,1	-1.646,0	
3. Beneficios netos nominales ...	174,6	161,0	12,6	-75,5	-162,7	-248,6	-332,9	-422,3	-893,8	-307,5 ± 27
4. Valor presente en \$ del total refinanciado										8,3 (pérdida)

(1) - Se supuso un préstamo por Dls. 3.700 millones, a ocho años de plazo, con tres años de gracia amortizable en seis cuotas anuales aproximadamente iguales.
 (2) - Ajustado por variación de tipo de cambio.
 (3) - Descotado a una tasa anual del 11,56% por año (equivalente a la tasa LIBOR vigente para depósitos en dólares a seis meses de plazo).

A PROPOSITO DE "COMPENSACION DE RESERVAS DE EFEC-
TIVO MINIMO. LA CUENTA REGULACION MONETARIA, EL
RESULTADO CUASI FISCAL DEL BANCO CENTRAL Y LA
TRANSFORMACION DEL SISTEMA FINANCIERO ARGENTINO".

● CONTRARREPLICA DE DOMINGO I. STAMATI

En Ensayos Económicos de septiembre de 1984, N° 31, 2da parte; se publicó el trabajo de Julio Piekarz "Compensación de reservas de efectivo mínimo, la Cuenta Regulación Monetaria, el resultado cuasi fiscal del Banco Central y la transformación del sistema financiero argentino", presentado en las VII jornadas de Economía Monetaria y Sector Externo, del cual fui en esa oportunidad comentarista. En ese ejemplar se publicaron asimismo mis comentarios y una réplica a los mismos de J. Piekarz.

En el punto 4 de su réplica (pág. 151), Piekarz refuta una supuesta afirmación mía, que enuncia de la siguiente forma: "Con pocas simplificaciones podría concluirse que el sistema financiero actual no difiere -en cuanto a la expansión secundaria- de un sistema convencional de efectivo mínimo NO remunerado".

He destacado la palabra "no" con mayúsculas, por cuanto deseo señalar que en mis comentarios esa palabra no existe, según puede constatarse en las páginas 139 y 140 de la misma publicación.

Si hubiese incurrido en la "inferencia errónea" que me atribuye Piekarz, es seguro que ese punto de su réplica tendría validez.

● ACLARACION DE JULIO E. PIEKARZ

Lamento haber incluido en mi réplica al valioso comentario recibido del Lic. Domingo I. Stamati una refutación a la asimilación del sistema financiero entonces vigente -en lo que concierne a la expansión secundaria- a "un sistema financiero convencional de efectivo mínimo no remunerado".

Como aclara el Lic. Stamati en su contrarréplica, en su comentario la asimilación se efectúa con "un sistema financiero convencional de efectivo mínimo remunerado" (sin el no). En consecuencia, las críticas desarrolladas en el punto 4 de mi réplica no son aplicables al Lic. Stamati.

El origen de la confusión, debo aclarar, radica en que, seguramente por un error de transcripción, yo recibí un comentario escrito en el que la referencia en el párrafo relevante era a "un sistema financiero convencional de efectivo mínimo no remunerado" y, adicionalmente, en que me pareció natural el calificativo de convencional aplicado a un sistema de efectivo mínimo no remunerado antes que a un sistema de efectivo mínimo remunerado.

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

CLINE, William R. - "Reciprocity": a new approach to world trade policy. Washington, Institute for International Economics, 1982. 41 p. (ECONOMIA 09448)

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

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

INSTITUTE FOR INTERNATIONAL ECONOMICS - Promoting world recovery; a statement on global economic strategy. Washington, 1982. 37 p. (ECONOMIA 09446)

MARZAL, Antonio - Empresa y democracia económica 2. ed. Barcelona, Argent. 1983. 335 p. (ECONOMIA 16825)

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 16287)

SHINATA, Ibrahim F.I. - La otra cara de la OPEP; asistencia financiera al tercer mundo. Londres-Nueva York, Longman, 1982. 313 p. (ECONOMIA 16826)

SOURROUILLE, 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 Konacoff. Buenos Aires, BID-INTAL, 1984. 172 p. (ECONOMIA 16824)

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)

WINOGRAD, Carlos - Economía abierta y tipo de cambio prefijado: qué aprendemos del caso argentino. Buenos Aires, Centro de Estudios de Estado y Sociedad, 1984. 140 p. (BANCOS 4342)

Fundación Mediterránea
Estudios

Revista trimestral difunde los trabajos de investigación sobre política económica elaborados por el IIEERAL (Instituto de Estudios Económicos sobre la Realidad Argentina y Latinoamericana).

El número correspondiente a enero/carne de 1985 contiene el artículo:

Factores críticos en el desarrollo de las actividades agroindustriales en los valles de los ríos Negro y Neuquén,
por Juan de J. Novara

El precio de la suscripción anual y de los números sueltos es el siguiente:

Suscripción anual	Precio por ejemplar:
\$n 4.000	\$n 1.000
u\$n . 20	u\$n 5
Recargo por envío al extranjero:	
u\$n 12	u\$n 3

Los interesados pueden solicitar su suscripción enviando sus datos y el cheque o giro a:

FUNDACION MEDITERRANEA - Casilla de Correo 1311 - 5000 CORDOBA - Argentina

Desarrollo Económico

Revista de Ciencias Sociales

Vol. 24

Enero-marzo 1985

N° 96

DANIEL CHUDNOVSKY: La difusión de tecnología de punta en la Argentina: el caso de las máquinas herramientas con control numérico, el CAD/CAM y los robots.

CESAR ALBERTO AGUIAR: Uruguay: escenas políticas y subsistemas electorales.

MARCELO DE PAIVA ABRAEU: La Argentina y Brasil en los años treinta. Efectos de la política económica internacional británica y estadounidense.

HILDA SABATO: La formación del mercado de trabajo en Buenos Aires, 1850-1880.

Notas y Comentarios:

EDUARDO L. MENENDEZ: El modelo médico dominante y las limitaciones y posibilidades de los modelos anropológicos.

ALDO A. ARNAUDO Y RAFAEL CONEJERO: Anatomía de las quiebras bancarias de 1980.

LUIS A. BECCARIA: Algunas reflexiones sobre las investigaciones empíricas de la distribución del ingreso.

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, \$a 4.000.-; Países limítrofes, u\$s 36; Resto de América; u\$s 40; Europa, Asia, Africa y Oceanía, u\$s 44. Ejemplar simple: u\$s 10 (recargo por envío vía aérea). Pedidos, correspondencia, etcétera, a:

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

EL TRIMESTRE ECONOMICO

COMITE EDITORIAL HONORARIO: Emilio Alanís Patiño, Emigdio Martínez Adams, Raúl Ortíz Mena, Felipe Pazos, Raúl Prebisch y Raúl Salinas Losano.

COMITE EDITORIAL: México: Gerardo Buena, Edmundo Flores, José A. de Oteyza, Leopoldo Solís M. Carlos Tello y Manuel Uribe Castañeda. Brasil: Celso Furtado y Francisco Oliveira. Colombia: Constantino V. Vaitona. Chile: Jacques Chonchol, Fernando Fajnzylber W., Alejandro Foxley y Osvaldo Sunkel.

Director: Oscar Soberón N.
Secretario de Redacción: Guillermo Escalante A.

Vol. LII

(I)

México, enero - marzo de 1985

Núm. 205

SUMARIO

ARTICULOS

- Osvaldo Sunkel y José Leal : Economía y medio ambiente en la perspectiva del desarrollo
- Ricardo Lagos E. : El precio de la ortodoxia
- Marta Bekerman : Efectos de la situación internacional de los años setenta sobre un gran deudor latinoamericano: El Brasil
- Josef Steindl : Teoría del estancamiento y política estancacionista
- Simón Teitel : Indicadores científicos tecnológicos: La América Latina, países industrializados y otros países en vía de desarrollo
- Tomás Pañalaza Webb y José Juan de Ollóqui González : El ritmo de las economías capitalistas y el ciclo Kondratieff
- Juan Amieva-Huerta : Aspectos teóricos de un modelo macroeconómico para la economía mexicana
- Magnus Blomström : El comportamiento de las empresas nacionales y extranjeras en México. Una revisión del estudio de Fajnzylber y Martínez Farragó
- Sergio Boisier : Un difícil equilibrio: Centralización y descentralización en la planeación regional
- Asdrúbal Baptista : Gasto público, Ingreso petrolero y distribución del ingreso: Una nota adicional

DOCUMENTOS - NOTAS BIBLIOGRAFICAS
REVISTA DE REVISTAS - PUBLICACIONES RECIBIDAS

Fondo de Cultura Económica - Av. de la Universidad
975 - Apartado Postal 44975



BANCO CENTRAL DE LA REPUBLICA ARGENTINA