

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.

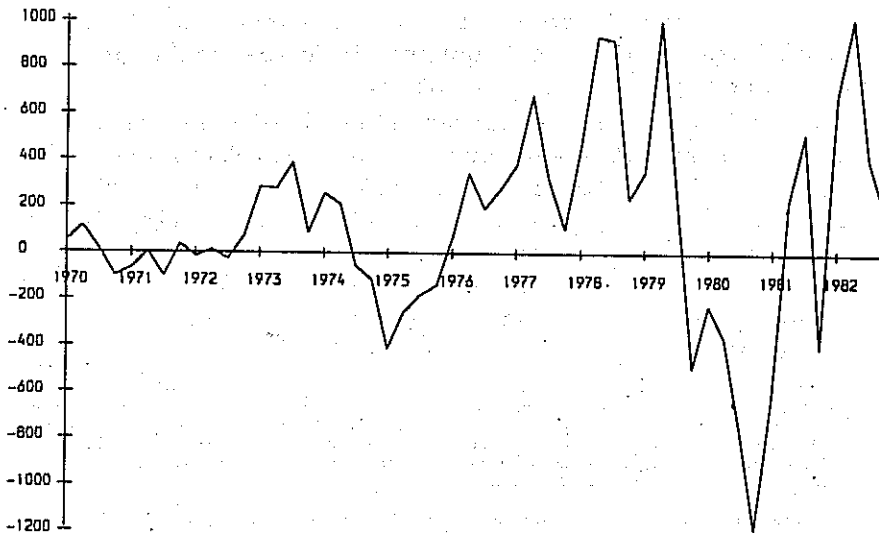
La expresión "englobamiento" ha sido usada para traducir "encompassing". Con este sentido, un modelo "engloba" a otro si su especificación da cuenta de la del segundo, explicando porqué este último encontró determinados resultados.

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

	j							
Variable	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

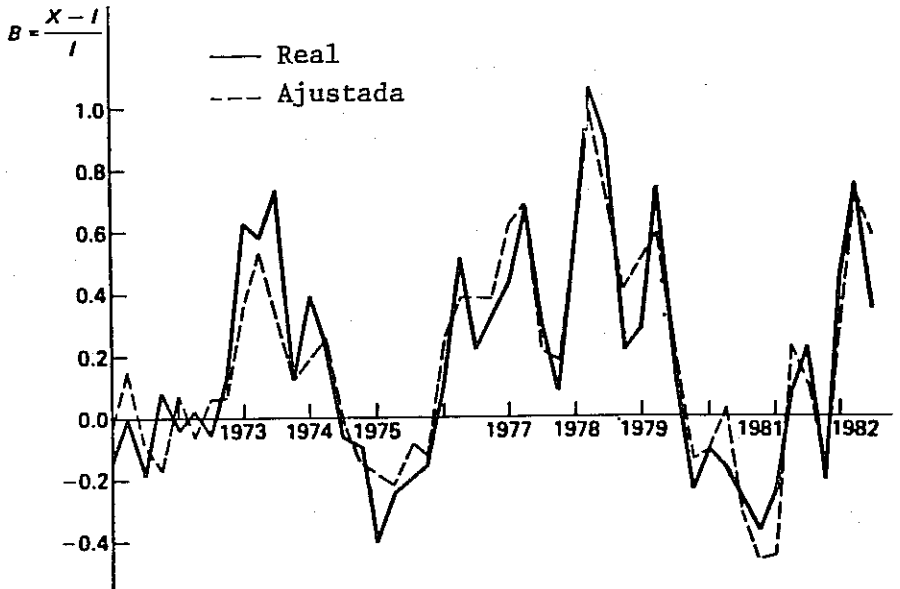
En la ecuación simplificada (3) el error estándar de la regresión (S) ha sido reducido a 0.17. Obsérvese que la variable dependiente es libre de unidades con valores extremos de -0.39 y 1.07.

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 tuvo 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 Z_7 , (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 varianzas" 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

$H_0: (3) \text{ } \varepsilon \text{ } (8)$			$H_1: (8) \text{ } \varepsilon \text{ } (3)$		
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 $\chi^2(1)$ 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 $\chi^2(T_2)$ 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 $F = \ln E - \ln \bar{E}$.
- 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.