

EL GASTO DE CONSUMO EN LA ARGENTINA: UN ANALISIS ECONOMETRICO *

SEBASTIAN GALIANI ** Y MARCELO SANCHEZ ***

1. Introducción

En este trabajo estimamos un modelo condicional del gasto de consumo agregado en la Argentina. Hemos seguido la metodología econométrica conocida como "general a particular", descrita en la sección siguiente. En este enfoque, los modelos econométricos son vistos como simplificaciones sucesivas del proceso generador de los datos subyacente. Los tests son concebidos como una parte muy importante del criterio de selección puesto que los procesos de error de los modelos empíricos son derivados vía la especificación del modelo y su procedimiento de estimación. Este enfoque permite al investigador elegir un modelo empírico que no sólo se basa en la teoría económica sino que también permite la incorporación de factores significativos que no han sido completamente especificados por el modelo teórico postulado. Esto ocurre, por ejemplo, cuando es necesario ajustar las reacciones rezagadas del modelo a la estructura de autocorrelación de las series de tiempo en cuestión. En la que constituye una contribución seminal de este enfoque, Davidson *et al.* (1978) plantearon un mecanismo de rezagos que vinculaba la respuesta del consumo a cambios en el ingreso. En este modelo, los ajustes en el consumo

* Deseamos agradecer a Hildegart Ahumada, Daniel Heymann y Juan Sourrouille por sus valiosos comentarios a una versión preliminar de este trabajo. Como siempre, cualquier error que subsista es de nuestra entera responsabilidad.

** Instituto y Universidad Torcuato Di Tella.

*** Instituto de Investigaciones Económicas, Facultad de Ciencias Económicas, Universidad de Buenos Aires.

dependían tanto de variaciones en el nivel de ingreso como del grado en el cual la primera variable se desviaba de una relación de equilibrio de largo plazo con la segunda (ver Banerjee *et al.*, 1993).¹

La teoría económica nos sugiere la inclusión de un conjunto de variables en la condicionalización de la función consumo, tales como el ingreso, la riqueza, la tasa de inflación, las tasas de retorno de los activos alternativos y la distribución del ingreso.² Al construir el modelo empírico del gasto de consumo hemos considerado no sólo las conclusiones del análisis teórico, sino también las características idiosincrásicas de la economía argentina y las restricciones sobre los datos disponibles.

La función del gasto de consumo agregado estimada en este trabajo corresponde al período 1977(1)-1990(4). Una característica saliente de la economía argentina durante el período de estudio ha sido la gran inestabilidad macroeconómica. Esto puede ser percibido en la marcada volatilidad de la tasa de inflación, el consumo y el nivel de actividad, entre otras variables. Un rasgo notable de dicha inestabilidad macroeconómica han sido las importantes fluctuaciones en los precios relativos, las cuales a su vez han inducido sucesivas revisiones de las decisiones de los agentes económicos (incluyendo las de consumo) debido a los cambios generados en la riqueza percibida de aquéllos.

La persistencia de altas tasas de inflación llevó a la economía a adaptar su trama contractual. Este fenómeno se manifestó en la indexación de los contratos nominales según algún índice de inflación. El conjunto de mecanismos de adaptación y el comportamiento desarrollado por los agentes en este contexto son conocidos como el "régimen de alta inflación", el cual provee de una gran volatilidad tanto a la tasa de inflación como a las variables reales. En particular, el acortamiento del período contractual y la aceleración en la revisión de las expectativas implicaron un mayor impacto de los shocks que

¹ Sin embargo, Granger (1993) alerta sobre las dificultades que presentan las técnicas econométricas al tratar las relaciones de largo plazo debido a que la nueva información se acumula muy lentamente. A su vez, enfatiza la importancia de aprender acerca de las trayectorias de corto plazo.

² Para un survey reciente sobre la literatura existente sobre la función consumo, ver Abel (1990), Hall (1989) y, para un análisis más abarcativo, Deaton (1992).

experimentó la economía, especialmente desde la mitad de los años setenta. A pesar de haber generado una activa búsqueda de información, las mayores tasas de inflación han inducido un mayor grado de incertidumbre que el prevaleciente en períodos de estabilidad. Una consecuencia de este proceso ha sido la dolarización del portafolio de los agentes en su búsqueda de activos líquidos alternativos que no se depreciasen con la aceleración de la inflación.³

En relación con las variables sugeridas por la teoría económica como determinantes del gasto de consumo, consideramos como la más importante la riqueza percibida por los agentes económicos. Sin embargo, resulta prácticamente imposible alcanzar una medición de esta variable por ser inobservable. Muchas veces se ha utilizado en la investigación empírica el stock de riqueza como una determinante importante del consumo. Una buena aproximación a dicho stock, como la utilizada en Brodín y Nymoén (1992), no puede ser obtenida a partir de la información disponible en la Argentina. Bajo ciertas circunstancias, el stock real de dinero ha sido algunas veces considerado como una proxy del stock de riqueza. Sin embargo, creemos que no es este el caso en un país, como la Argentina durante el período de análisis, que no sólo ha experimentado un proceso de dolarización cuya magnitud no somos capaces de medir, sino que también ha mostrado bruscas fluctuaciones en la demanda de dinero.

Debido a las razones arriba mencionadas, no utilizaremos en este trabajo medición alguna del stock de riqueza. No obstante, al incluir el ingreso corriente como variable explicativa, el modelo captará indirectamente cierta variación de la riqueza percibida de los agentes, la cual generalmente resulta muy sensible a cambios en el ingreso corriente.

Por otra parte, el ingreso corriente es considerado una importante variable explicativa del gasto de consumo en la medida en que la economía se vea afectada por la existencia de restricciones de liquidez y un elevado grado de incertidumbre. Creemos que, dado el contexto de recesión e inestabilidad macroeconómica prevaleciente, la experiencia argentina durante el período bajo estudio indica la conveniencia de incluir al ingreso corriente en nuestro modelo.

³ Para una descripción general de la evolución de la economía argentina bajo dicho contexto inflacionario, ver -entre otros- Frenkel (1989) y Heymann (1986).

En cuanto a la inflación, existen varios canales por los cuales ella puede influenciar el gasto de consumo. Deaton (1977) enfatiza el efecto adverso de la inflación no anticipada sobre el gasto. También han sido mencionados en la literatura los efectos redistributivos adversos de la inflación -y especialmente el impuesto inflacionario- sobre el consumo privado.⁴

Debido al contexto incierto generado en la Argentina por la persistencia de la alta inflación, tuvo lugar un acortamiento del horizonte de decisión, el cual resultó más dramático en el caso de los mercados financieros. Estos mercados se han comportado de diferente modo en regímenes de baja y alta inflación. Bajo un régimen de alta inflación se observó una tendencia a la desaparición del crédito. Inversamente, durante períodos de estabilización se asistió a una expansión del crédito que estimuló el gasto de consumo (especialmente en durables). Este fenómeno motiva la inclusión -en nuestro modelo econométrico del gasto de consumo- de tasas rezagadas de inflación que capten los efectos negativos de esta variable sobre la disponibilidad de crédito a través de cambios de régimen.

Adicionalmente, la difundida indexación automática de los salarios a la inflación pasada que tuvo lugar en la Argentina generó importantes efectos ingreso y riqueza. Este mecanismo hizo posible que la aceleración (desaceleración) de la tasa de inflación tuviera un impacto negativo (positivo) sobre el poder adquisitivo de los salarios.

Finalmente, cabe señalar que, en caso de existir una relación estable entre el consumo y el ingreso corriente, ésta podría verse perturbada en la Argentina por bruscos cambios de precios relativos que deterioren la calidad estadística de las estimaciones de ambos agregados. En tal caso, la inclusión de la tasa de inflación como regresor podría ser útil para neutralizar este efecto sobre la relación consumo-ingreso.⁵

El resto del artículo se encuentra organizado de la siguiente forma. En la sección 2 se formulan algunas consideraciones sobre la metodología

⁴ En un artículo clásico, Hendry y von Ungern-Sternberg (1981) remarcan la medición incorrecta del ingreso real debido a que es ignorado el impacto de la inflación sobre el valor real de los activos nominales.

⁵ Esta idea fue sugerida por el Profesor Julio H. G. Olivera, a quien agradecemos su valioso comentario.

adoptada. La sección 3 describe el conjunto de datos y analiza sus propiedades. La sección 4 contiene nuestra estimación de una función consumo para la Argentina durante el período de análisis. En la sección 5 discutimos cuestiones de exogeneidad e invariancia. La sección 6 presenta las conclusiones del trabajo.

2. Algunas consideraciones sobre la metodología econométrica adoptada

Dado que el sistema económico es muy complejo para ser modelado con precisión, todos los modelos empíricos deben ser simplificaciones del mismo. Para la economía de un país en un período histórico determinado, los modelos empíricos comparten las bases de un mecanismo económico común, esto es, representan reducciones del proceso generador de datos (*PGD*) subyacente (ver Hendry y Richard, 1982).

En este trabajo se adopta el enfoque econométrico general a particular, el cual se basa en el concepto de *PGD* (ver Hendry y Richard, 1982, 1983; y Hendry *et al.*, 1984). El *PGD* no es otra cosa que la probabilidad conjunta de todos los datos muestrales. Un modelo econométrico consiste en simplificar dicho *PGD*, para lo cual el economista debería: i) marginalizar el *PGD* con respecto a las variables que no son de interés; ii) condicionar las variables endógenas a las (débilmente) exógenas;⁶ iii) utilizar representaciones simples del *PGD* condicionalizado y marginalizado; y iv) reemplazar los parámetros desconocidos en esta representación por valores estimados. La teoría económica nos guía en los tres primeros pasos y la teoría econométrica en el último.

El *PGD* subyacente a un conjunto de datos nunca es conocido. Sabemos que la representación simplificada del *PGD* a que arribaremos al construir nuestro modelo econométrico no puede ser estrictamente válida. Por lo tanto, la cuestión relevante resulta ser si dicha representación es o no aceptable.

Al derivar un modelo econométrico como una simplificación tentativa (debido a que se supone que éste puede ser mejorado) del *PGD* el investigador deberá partir de una hipótesis general, la cual no debería (idealmente) excluir

⁶ Los distintos conceptos de exogeneidad y sus implicancias serán tratados en la sección 5.

como regresores variables sugeridas por distintas teorías, y luego conducirá a partir de los datos sucesivas simplificaciones que resulten aceptables. Sin embargo, dado que existe la posibilidad de tener que escoger entre simplificaciones alternativas de la representación general, Hendry y Richard (1983) sugieren que el modelo seleccionado cumpla los siguientes criterios de aceptabilidad:

- a) que no resulte posible explicar los errores de predicción del modelo, debido a que en dicho caso existiría un modelo superior. Así, las diferencias entre los valores generados por el modelo y los observados deben ser aleatorias;
- b) los regresores deben ser (al menos) débilmente exógenos, puesto que si no lo fuesen tendrían que ser modelados conjuntamente en un sistema simultáneo;
- c) que los parámetros exhiban constancia (especialmente en los períodos en los cuales se altera la correlación de los datos);
- d) que resulte posible que los datos hayan sido generados por el modelo;
- e) que el modelo sea consistente con la teoría (al menos con una), y
- f) que englobe un amplio rango de modelos rivales. Se dice que un modelo engloba a otro si el primero puede explicar los resultados del segundo.

Sin embargo, no es posible automatizar el descubrimiento de simplificaciones aceptables de la representación general del *PGD*. Por lo tanto, el economista debe decidir qué resulta importante en relación con la teoría económica, las características de la muestra y el uso que recibirá el modelo desarrollado, y buscar dentro de ese contexto una especificación parsimoniosa que satisfaga los criterios de aceptabilidad arriba enunciados (ver Gilbert, 1986).

3. El conjunto de datos y sus propiedades⁷

El conjunto de datos para la economía argentina en el período 1977(1)-1990(4) se encuentra medido en forma trimestral, no desestacionalizado y transformado logarítmicamente. No existe información trimestral disponible

⁷ Las estimaciones econométricas y los gráficos han sido realizados con el *PCGIVE* 7 (ver Doornik y Hendry, 1992).

para el gasto de consumo (c) y el ingreso (y) a partir de 1991. Para operacionalizar c e y hemos utilizado las estadísticas de las cuentas nacionales publicadas por el Banco Central de la República Argentina. En ellas, c es obtenida como un residuo de los otros componentes del PBI e incluye el gasto de consumo tanto público como privado de bienes y servicios.⁸ Con respecto al ingreso hemos utilizado el PBI.⁹ Ambas variables se encuentran medidas a precios de mercado de 1970. Como no hay información trimestral disponible del deflactor implícito de c , la tasa de inflación (π) fue calculada como la tasa de cambio del IPC publicada por el Instituto Nacional de Estadísticas y Censos.

⁸ Aunque hubiese sido deseable modelar el proceso generador de datos del consumo privado, la información anual disponible permite concluir que el gasto de consumo público ha permanecido como una proporción constante de c durante el período de análisis. Esta proporción se encuentra ligeramente arriba del 10% para el período 1961-1986, estimada a partir de la información del gasto de gobierno provista por la Dirección Nacional de Programación Presupuestaria del Ministerio de Economía: Sector público. Esquema de Ahorro-Inversión-Financiamiento: 1961-1986, 1988.

No se cuenta con información confiable acerca de cómo se divide el gasto de las familias entre bienes durables, y bienes no durables y servicios. Este es un problema no resuelto de todos los estudios de la función consumo en la Argentina; ver, por ejemplo, Leone (1980).

Finalmente, si bien c se obtiene como residuo de los otros componentes del PBI, la existencia de una estimación independiente de las variaciones de existencias acota el error de medición de la primera variable.

⁹ Aunque para modelar el proceso generador de datos del consumo privado deberíamos contar con una medición del ingreso personal disponible, ésta no se encuentra disponible. Sin embargo, dado que condicionalizaremos el gasto de consumo total, y parecería resultar una variable explicativa más apropiada.

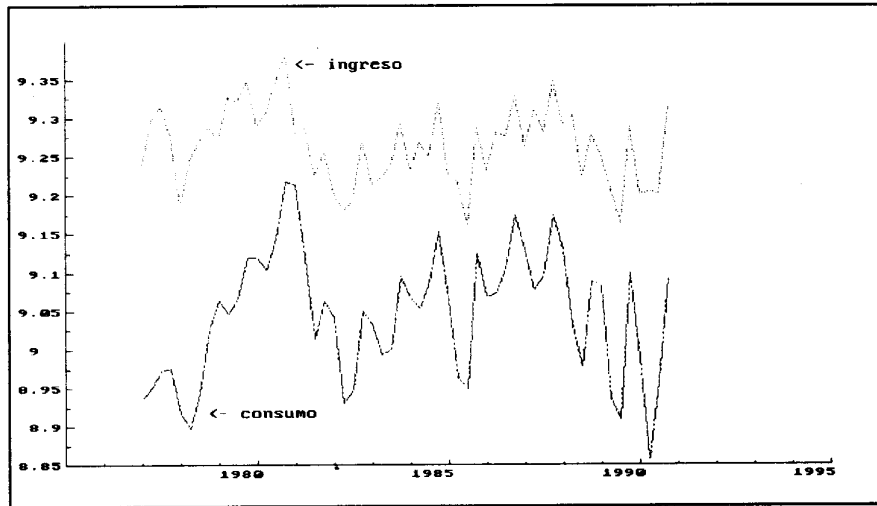


FIG. 2.1. Logaritmos del consumo total y del PBI.

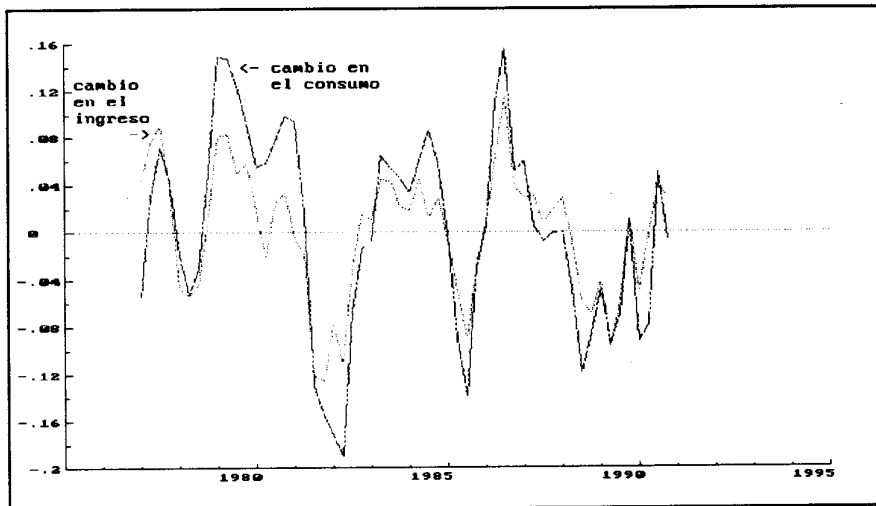


FIG. 2.2. Primeras diferencias anuales de c e y.

En primer lugar serán consideradas algunas propiedades básicas de los datos. La Figura 2.1 muestra el comportamiento temporal de c e y , mientras que la Figura 2.2 gráfica sus respectivas diferencias anuales $\Delta_4 c_t = c_t - c_{t-4}$ y $\Delta_4 y_t = y_t - y_{t-4}$. Como puede verse, c muestra fluctuaciones de mayor amplitud que y .

Estos cambios en c no son un fenómeno usual en economías avanzadas que poseen un mercado financiero desarrollado. Este hecho no es predecido por ninguna teoría que supone agentes que optimizan intertemporalmente y que no se encuentran racionados crediticiamente.¹⁰ Sin embargo, debe tenerse en cuenta que, en general, dichas teorías son formuladas en términos del flujo de consumo y no de la compra de bienes de consumo, que es la captada por c . Adicionalmente, este co-movimiento de c e y implica que la propensión media a consumir ha fluctuado significativamente durante el período, como se muestra en la Figura 2.3. En efecto, esta tasa creció desde 0.7 al comienzo de la serie hasta alcanzar un máximo de 0.9 en 1981(1), cayendo luego (aunque no continuamente) a 0.7 nuevamente al final de la serie. Como puede verse, c creció más que y durante dos períodos de estabilización conocidos como la "tablita" y el Plan Austral, lanzados en diciembre de 1978 y junio de 1985, respectivamente. Ambos planes han inducido un proceso de desinflación, y asociado a éste, un incremento en el poder adquisitivo del salario y una expansión del crédito para consumo. A la inversa, la razón c - y declinó en el período posterior al colapso de la "tablita" (marzo 1981), período que incluye la crisis de la deuda externa en 1982 (después de la cual el país se encontró dramáticamente racionado en su acceso al crédito), como asimismo después del final del Plan Austral. Durante estos episodios la tasa de inflación se aceleró.

Los comentarios del párrafo precedente nos sugieren la conveniencia de incluir π , además de y , como variable explicativa de c . Esto puede verificarse

¹⁰ Esta afirmación no se cumple si la elasticidad del ingreso permanente con respecto al ingreso corriente es mayor que uno. Para un buen tratamiento de la volatilidad del consumo, ver Deaton (1992, cap. IV).

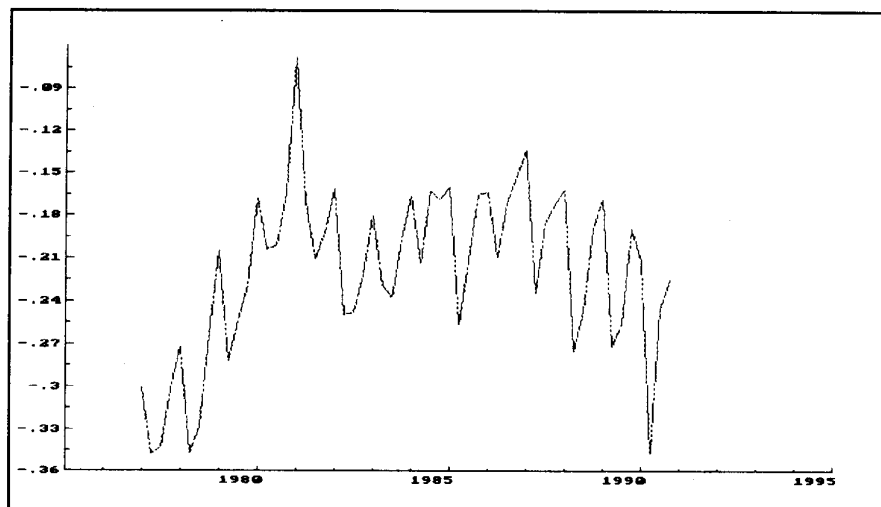


FIG. 2.3. Logaritmo de la relación consumo-ingreso.

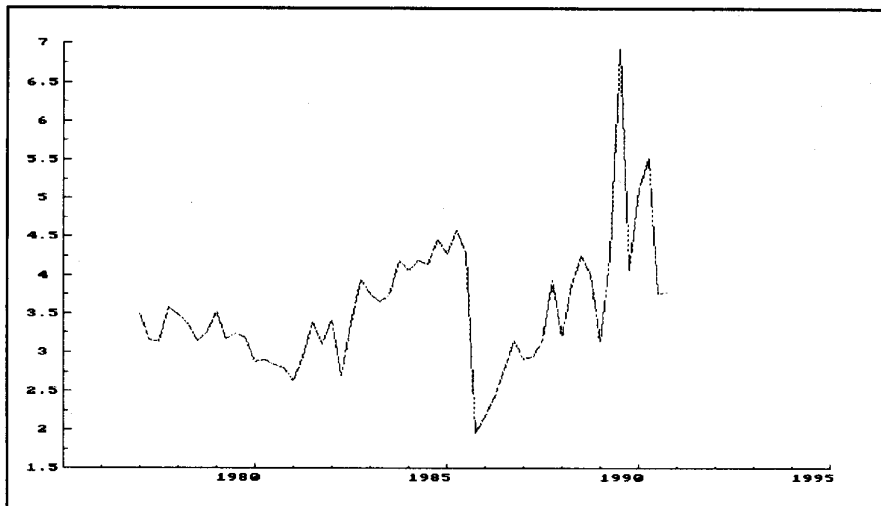


FIG. 2.4. Logaritmo de la tasa de inflación.

al comparar las Figuras 2.2, 2.3 y 2.4. La última muestra la evolución de la tasa de inflación.

De la Figura 2.1 no resulta obvio que c e y estén cointegradas. Sin embargo, la existencia de una relación de largo plazo entre estas variables es un rasgo importante de los modelos tanto teóricos como empíricos. Antes del ejercicio de modelización sustantivo (llevado a cabo en la sección 4), seguimos un enfoque comúnmente usado para probar si existe una relación de cointegración semejante. Al hacerlo, evaluaremos si, en caso de que las series individuales sean $I(1)$, existe alguna función no trivial de ellas que sea $I(0)$.¹¹ Si así no fuese, c e y no estarían cointegradas y entonces no existiría una relación de largo plazo entre ambas series: este es el problema de las "regresiones sin sentido" (ver Yule, 1926; Granger y Newbold, 1974; y Phillips, 1987). Por consiguiente, es importante establecer la existencia de una relación de cointegración entre ambas series. A su vez, si c e y están cointegradas existe una representación a través de un mecanismo de corrección de errores (y viceversa).

Para examinar el orden de integración de las variables testeamos la existencia de una raíz unitaria en las representaciones univariadas de las series individuales. La Tabla 1 muestra los valores del estadístico Sargan-Bhargava (Conditional Regression Durbin-Watson [CRDW]) y del estadístico Dickey-Fuller aumentado (ADF) para c , y y π en el período 1970-1990. El número de rezagos empleados es el necesario para remover la correlación serial residual de las representaciones univariadas. Los tests para c e y no rechazan la hipótesis de una raíz unitaria al 1% de confianza. En cambio, en el caso de π la evidencia es mixta. El estadístico ADF nos permitiría concluir que π es una serie estacionaria, pero el estadístico Sargan-Bhargava no rechaza la hipótesis de una raíz unitaria al 1% de confianza.¹²

¹¹ Se dice que una serie es $I(0)$ cuando es estacionaria y que una serie es $I(1)$ cuando su primera diferencia es $I(0)$.

¹² Estimaciones recursivas del estadístico ADF (usando datos mensuales) se muestran en Ahumada (1992b), permitiendo concluir que la serie π es $I(0)$ o $I(1)$ dependiendo del período considerado. Más aún, en este trabajo se demuestra que la serie se vuelve explosiva a mediados de 1989. En cambio, el mismo método aplicado a nuestros datos permiten ver que la serie π se torna estacionaria en 1977(1) y nunca es no estacionaria

Para evaluar si c e y están cointegradas estimamos la regresión estática de Engle-Granger. El resultado es el siguiente:

$$(2.1) \quad c_t = 0.976 y_t$$

$$R^2=0.999 \quad \sigma=6\% \quad DW=0.86 \quad T=54 \quad k=1 \quad ADF(0)=-2.845$$

El valor del R^2 , el coeficiente unitario de y y el test de Dickey-Fuller (ADF) (utilizando dummies estacionales) proveen evidencia en favor de la

Tabla 1

Estadísticos univariados para testear raíces unitarias			
Variable	CRDW	ADF(0)	ADF(5)
c	0.58	-	-2.54 ¹
y	0.73	-	-2.40 ²
π	0.71	-5.45 ³	-

Notas: 1. Con constante.
2. Con constante y dummies estacionales.
3. Con constante y tendencia.

existencia de una relación de cointegración entre ambas series. Como veremos luego, nuestro modelo parsimonioso del gasto de consumo (derivado de un en-

desde entonces. La diferencia entre ambos resultados podría vincularse a la frecuencia con que se miden los datos.

foque general a particular) incluirá un mecanismo de corrección de errores. Este hecho brinda sustento adicional a la existencia de un "atractor" de ambas trayectorias temporales. El equilibrio de largo plazo que predice el modelo mostrará homogeneidad entre c e y .

4. Estimación del modelo econométrico del gasto de consumo

En esta sección estimamos un modelo econométrico condicional del consumo siguiendo un enfoque general a particular. Además del ingreso, incluimos a π y dummies estacionales como variables explicativas. La Tabla 2 presenta las estimaciones del modelo autorregresivo de rezagos distribuidos (ADL) para el período 1977(1)-1990(4). La selección recayó en este período dado que fue imposible estimar un modelo condicional estable partiendo de una fecha anterior. Este hecho es consistente con la afirmación usual acerca de la existencia de un cambio estructural en la economía argentina en la segunda mitad de la década de 1970.

El modelo ADL de la Tabla 2 no se aparta de las hipótesis nulas de errores ruido blanco e innovación, así como tampoco de la de constancia de los parámetros dentro de la muestra. Los tests Chow recursivos (provistos por la versión 7 del PCGIVE y no presentados aquí) no cruzan los valores críticos de la distribución F al 5% de probabilidad. Además, σ está apenas por encima del 2%; esto significa que cualquier nuevo modelo requerirá un error estándar similar o menor como condición necesaria para englobar el presente modelo.

Esta configuración provee un punto de partida estadísticamente aceptable para buscar una función consumo condicional parsimoniosa. No obstante, la ecuación estática de largo plazo que corresponde al modelo de la Tabla 2 no muestra coeficientes bien determinados. Los tests de significatividad conjunta del polinomio de cada variable nos permite decir que c e y son las únicas variables significativas al 1%. Por otro lado, uno de los principales argumentos (basado en que el sector público se apropia de parte del ingreso disponible vía el impuesto inflacionario) para incluir a la tasa de inflación como determinante del consumo privado en el steady state no rige aquí debido a que nuestros datos de consumo incluyen compras gubernamentales de bienes y servicios. Estos hechos nos llevan a preferir la ecuación estática de Engle-Granger (2.1) como el equilibrio de largo plazo.

A partir del modelo irrestricto de la Tabla 2, eliminamos a continuación los regresores que no parecían ser significativos. Varias transformaciones de ortogonalización fueron llevadas a cabo para crear tasas de crecimiento, el término de corrección de errores, etc. A continuación se presenta la

Tabla 2
Estimaciones del modelo dinámico irrestricto
para el consumo:1977(1)-1990(4) (*)

La variable del lado izquierdo es c_t

Método: Mínimos cuadrados clásicos

T=56 K=21 $\sigma=2.39\%$ $R^2=0.948$ DW=2.10

FAR_{1,1}(1,34)=3.54 FAR_{1,4}(4,31)=1.18 Chi²(2)=0.25

FARCH_{1,4}(4,27)=0.27 FRESET(1,34)=0.84

VIT=0.24 JIT=3.25 Chow F(10,25)=0.31

j = rezago, (trimestre para las dummies estacionales)

	0	1	2	3	4	5
c_{t-j}	-	0.961 (0.182)	-0.294 (0.254)	0.237 (0.254)	0.115 (0.241)	-0.141 (0.170)
y_{t-j}	0.882 (0.140)	-0.745 (0.200)	0.336 (0.230)	-0.275 (0.243)	-0.262 (0.253)	0.236 (0.205)
π_{t-j}	-0.015 (0.006)	0.015 (0.007)	-0.004 (0.008)	-0.011 (0.007)	0.013 (0.008)	0.001 (0.007)
Constante	-0.461 (1.461)					
Qj	-0.006 (0.028)	-0.069 (0.025)	0.009 (0.028)			

(^{*)} Los errores estándar usuales aparecen bajo las estimaciones, σ es el desvío estándar residual (en %), T el número de observaciones y K el número de coeficientes. $FAR_{i,j}$ testea la autocorrelación de orden i a j . Chi^2 testea la normalidad residual. $FARCH_{i,j}$ testea la heteroscedasticidad autorregresiva condicional. FRESET testea el cuadrado omitido de la variable dependiente ajustada. VIT testea la inestabilidad de varianza y JIT testea la inestabilidad conjunta. Chow F testea la constancia de parámetros en un período de predicción de 10 trimestres.

'F' y 'Chi' denotan las distribuciones bajo la hipótesis nula y los subíndices indican la alternativa relevante.

Reestimación del modelo:

$$(3.1) \quad \hat{c}_t = 0.002 + 0.829 \hat{y}_t - 0.012 \hat{\pi}_t - 0.017 \hat{\pi}_{t-3} \\ (0.016) (0.100) \quad (0.005) \quad (0.004) \\ - 0.146 (c_{t-2} - y_{t-2}) - 0.018 Q_1 - 0.105 Q_2 - 0.008 Q_3 \\ (0.060) \quad (0.014) \quad (0.009) \quad (0.011)$$

T=56 K=8 $\sigma=2.28\%$ $R^2=0.918$ DW=2.03
 $FAR_{1,1}(1,47)=0.01$ $FAR_{1,4}(4,44)=0.81$ $Chi^2(2)=3.52$
 $FARCH_{1,4}(4,40)=0.43$ $FHET(11,36)=1.37$ $FRESET(1,47)=0.76$
VIT=0.18 JIT=1.95 Chow F(10,38)=0.45

donde FHET testea la heteroscedasticidad proveniente de los cuadrados de los regresores.

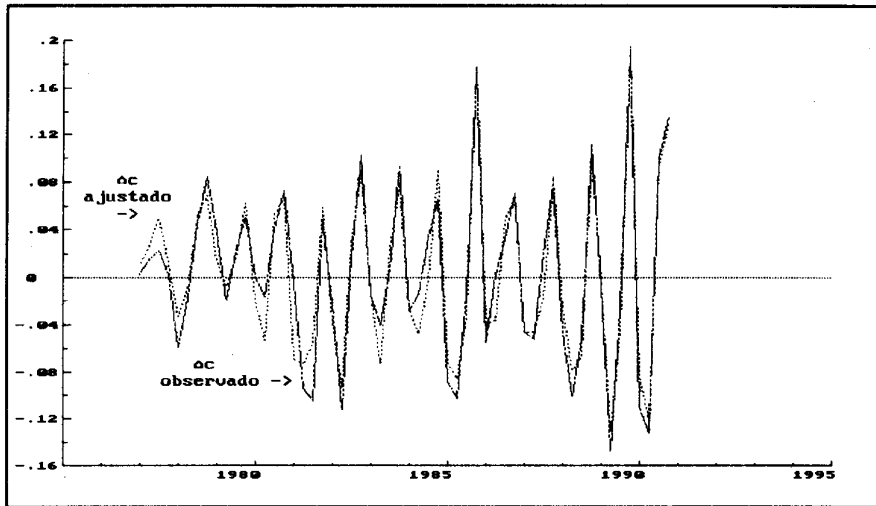


FIG. 3.1. Ec.(3.1): Valores observados y ajustados en la muestra completa.

El bloque de 13 restricciones fue testeado por un test F global ($FNIN(13,35)=0.66$). El modelo (3.1) no se aparta de las hipótesis nulas de errores ruido blanco e innovación, así como tampoco de aquella de constancia

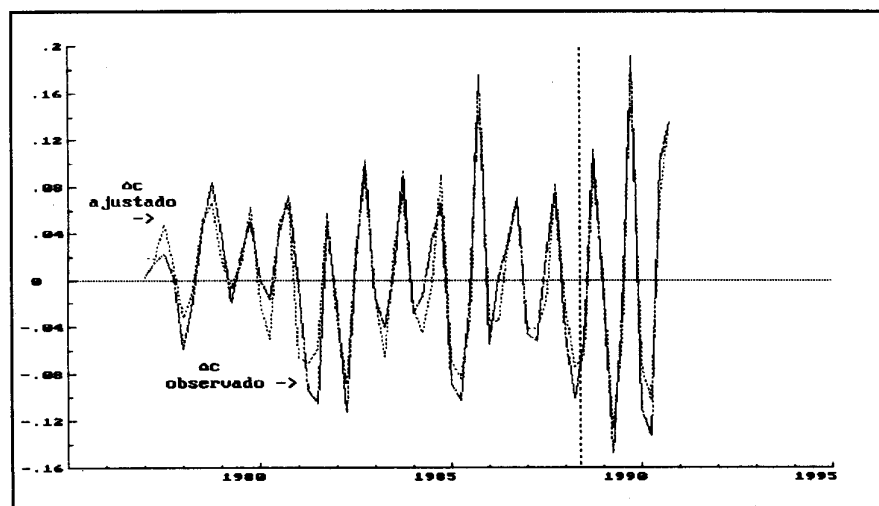


FIG.3.2.Ec.(3.1): Valores observados y ajustados subperíodo predicción de 10 trim. de los parámetros.

En las Figuras 3.1 y 3.2 se presentan los valores observados y ajustados por la ecuación (3.1) en la muestra completa y en un subperíodo de predicción de 10 trimestres, respectivamente. El desempeño es notable dada la gran variabilidad de y y π en el período. Nótese que σ es de sólo 2% e inferior a la del modelo ADL irrestricto.

La Figura 3.3 registra los valores observados y predichos de Δc para 1988(3)-1990(4) con intervalos de confianza de 95% para cada predicción. Los

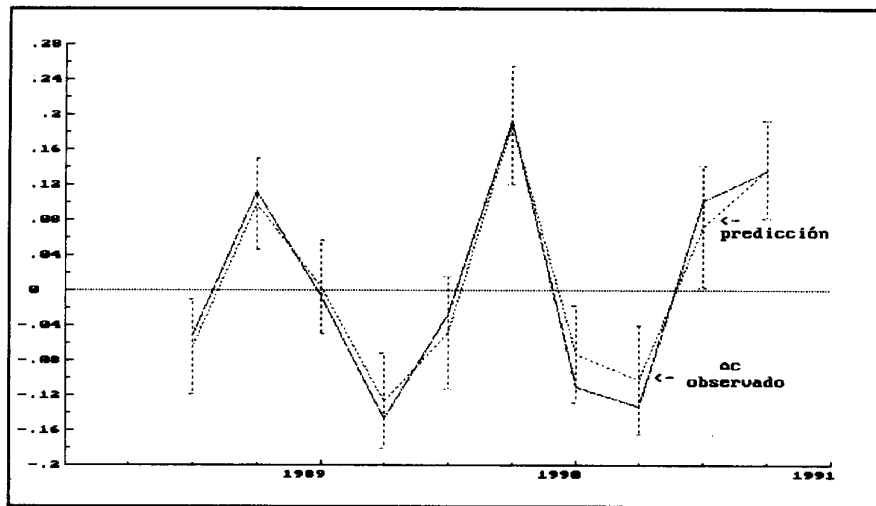


FIG. 3.3. Ecuación (3.1): Valores de predicción a un paso de Δc con ± 2 errores estándar de predicción.

valores observados están dentro de los intervalos de confianza, confirmando la validez del modelo condicional (3.1).

A fin de evaluar la estabilidad de los parámetros del modelo realizamos varios tests basados en la estimación recursiva por mínimos cuadrados ordinarios. Los coeficientes estimados son constantes; la mayoría de ellos, que están relacionados con el análisis de exogeneidad, se muestran en las Figuras 4.1 a 4.3. La ganancia de significatividad en el tiempo es evidente para todas las variables, siendo el caso más notable la aceleración de la inflación que se vuelve significativa sólo a mediados de 1989. Ello podría llevar a pensar que es posible mejorar el modelo simplemente eliminando π como variable explicativa. Sin embargo, el modelo ADL corrido hasta 1989(1) sin incluir π ha resultado inestable. El hecho de que esta inestabilidad sea eliminada reincluyendo π ilustra el rol crucial de esta variable en modelo condicional.

Vale la pena destacar la elevada elasticidad impacto del ingreso

(0.829). Los ajustes son lentos: los efectos acumulados llevan la elasticidad ingreso a 0.875 en el curso de los cuatro primeros trimestres. Esto implica que, en la medida en que la economía se expanda, la tasa de ahorro interno se incrementará. Este efecto será moderado por la influencia opuesta ejercida en períodos sucesivos por el término de corrección de errores (que refleja la relación de largo plazo). También se observará un efecto inverso (contemporáneo y rezagado) en caso de producirse una desaceleración inflacionaria.¹³

La Figura 3.4 registra las secuencias de residuos a un paso de la ecuación

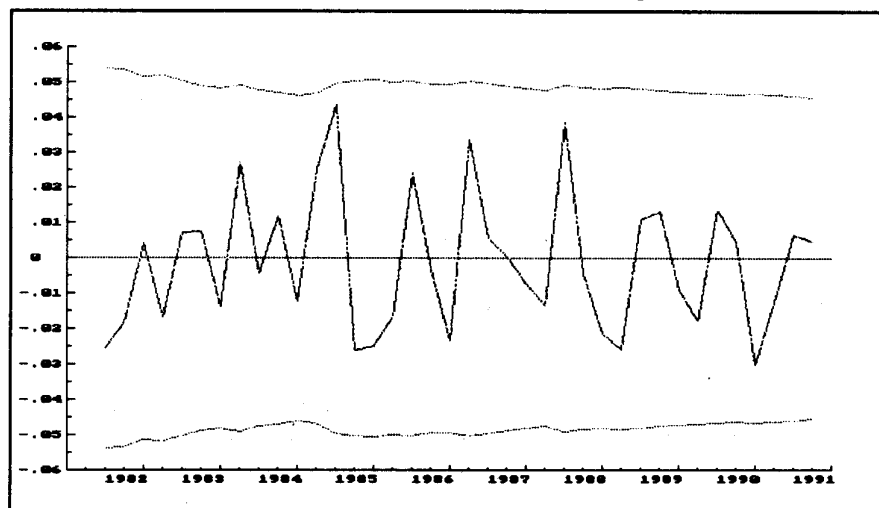


FIG.3.4.Ecuación(3.1):Residuos a un paso y los errores estándar corresp.

¹³ Este análisis supone la superexogeneidad de los parámetros relevantes, que será estudiada en la sección 5.

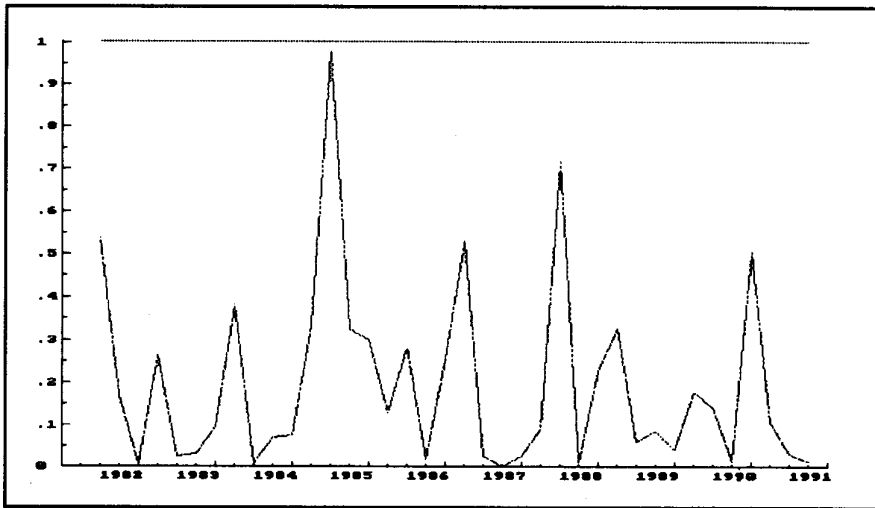


FIG. 3.5. Ecuación (3.1): Secuencia de estadísticos Chow a un paso.

y los errores estándar correspondientes. El error estándar residual es notablemente estable, dados los grandes cambios operados en la estructura de correlación de los datos. Finalmente, ninguno de los estadísticos Chow mostrados en las Figuras 3.5 a 3.7 pasa los valores críticos de la distribución F al 5% de probabilidad.

La estabilidad obtenida nos sugiere la validez del modelo condicional. A fin de proseguir evaluando este modelo, la próxima sección analiza el tema de la exogeneidad.

5. Exogeneidad e invariancia

La literatura considera varias definiciones de exogeneidad, dos de las cuales son de especial relevancia aquí: exogeneidad débil (ED) y superexogeneidad (SE) (ver Engle *et al.*, 1983). ED sustenta la inferencia

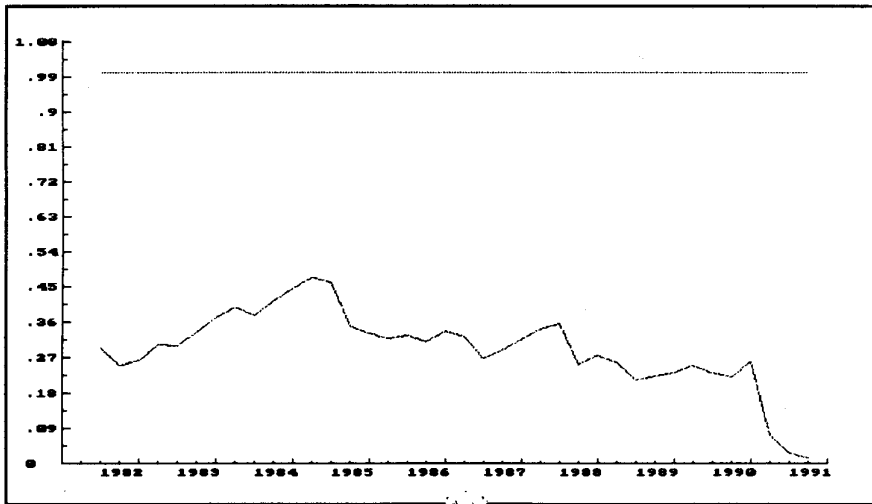


FIG. 3.6. Ecuación (3.1): Secuencia de estadísticos Chow "break-point".

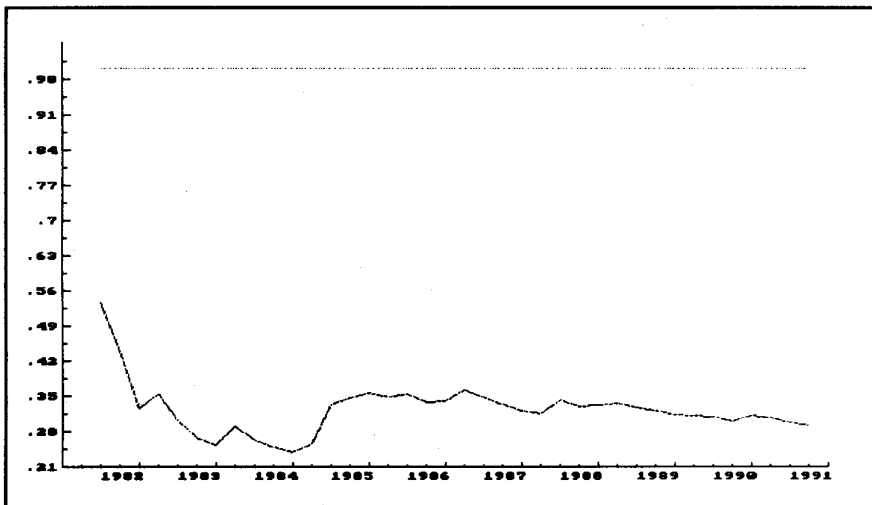


FIG. 3.7. Ecuación (3.1): Secuencia de estadísticos Chow de predicción.

condicional y requiere que los parámetros de interés en un modelo condicional puedan ser eficientemente analizados sin especificar el modelo marginal para las variables potencialmente exógenas. **SE** es exogeneidad débil combinada con la invarianza de los parámetros de interés a una clase de intervenciones, que altera el modelo marginal, de modo tal que los parámetros del modelo condicional permanecen constantes bajo un cambio de régimen (ver Hendry, 1992). Así, hallar **SE** implica **ED**, y demostrar **SE** depende de probar que los parámetros del modelo condicional permanecen constantes aun cuando el modelo marginal cambie.

Antes de testear **SE**, nótese que los coeficientes de Δy y $(c-y)_{t-2}$ (mostrados en las Figuras 4.1 y 4.2 junto a \pm dos veces sus errores estándar estimados) permanecen constantes en el tiempo. Esta constancia habla en contra de un significativo sesgo de simultaneidad dado que las correlaciones de los datos no han permanecido constantes (ver Hendry, 1992). La Figura 4.3 muestra

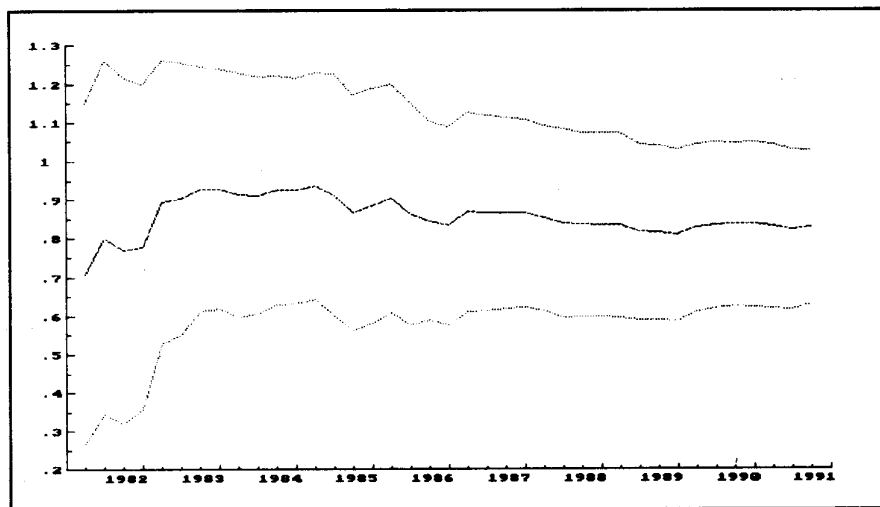


FIG. 4.1. Ecuación (3.1): Estimación recursiva del coeficiente de Δy .

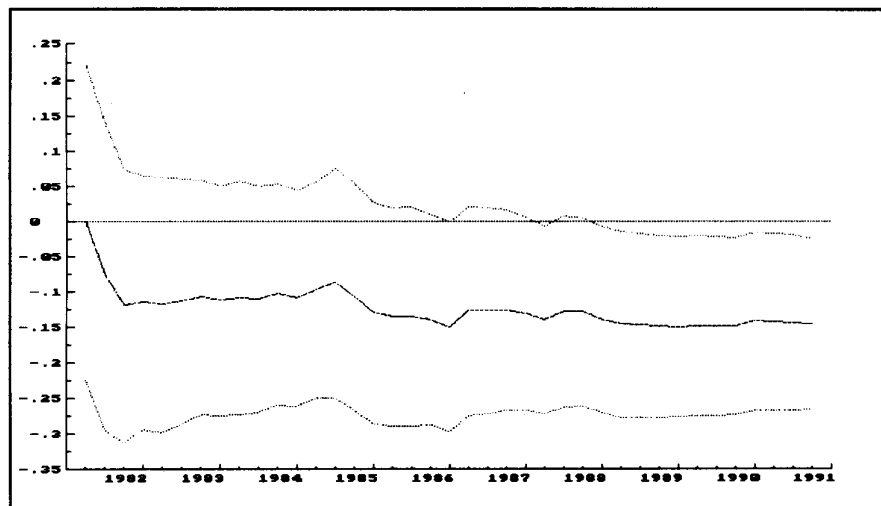


FIG. 4.2. Ec.(3.1):Est.recursiva del coef.del término de correc.erreros $(c-y)_{t-2}$.

que el coeficiente de π también es constante.

Dada la constancia observada en los parámetros del modelo condicional (3.1), testear **SE** requiere especificar modelos marginales no constantes para el ingreso y la inflación.

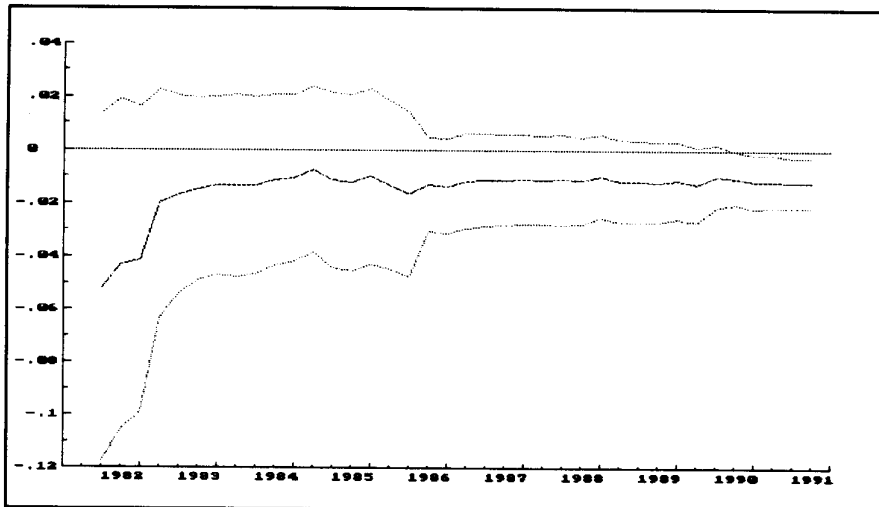


FIG. 4.3. Ecuación (3.1): Estimación recursiva del coeficiente de $\Delta\pi$.

Se estimó el siguiente modelo autorregresivo del ingreso para el período 1977(11)-1990(4):

$$(4.1) \Delta y_t = 0.031 + 0.262 \Delta y_{t-4} + 0.296 \Delta_4 y_t + 0.089 D85(4) \\ (0.001) \quad (0.112) \quad (0.070) \quad (0.030) \\ + 0.076 D89(4) - 0.077 Q_1 - 0.016 Q_2 - 0.041 Q_3 \\ (0.030) \quad (0.016) \quad (0.012) \quad (0.013)$$

T=56 K=8 $\sigma=2.85\%$ $R^2=0.776$ DW=1.68

FAR_{1,1}(1,47)=0.75 FAR_{1,4}(4,44)=1.75 Chi²(2)=0.84

FARCH_{1,4}(4,40)=2.09 FHET(9,38)=0.53 FRESET(1,47)=0.42

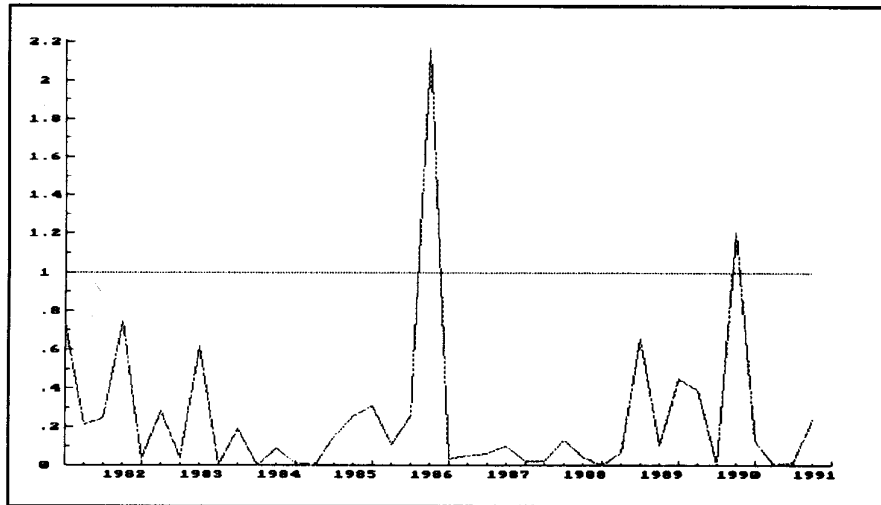


FIG. 4.4. Ecuación (4.1): Secuencia de estadísticos Chow a un paso cuando $D85(4)$ y $D89(4)$ están excluidas.

Como se puede ver, este es un modelo marginal bien especificado y estable. Estos rasgos dependen de incluir un conjunto de dummies de intervención -en los trimestres 1985(4) y 1989(4)- que no fueron necesarias para la estabilidad del modelo (3.1). En cambio, estas variables dummy son crucia-

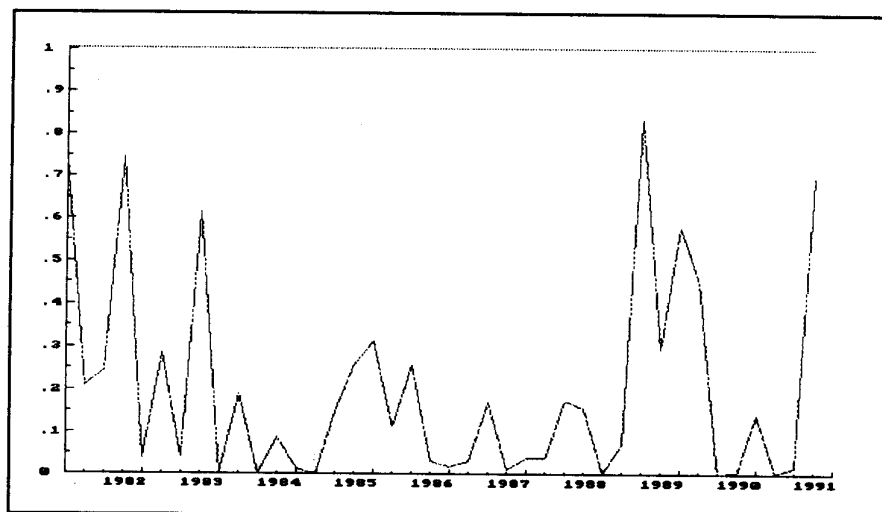


FIG. 4.5. Ecuación (4.1): Secuencia de estadísticos Chow a un paso cuando $D85(4)$ y $D89(4)$ están incluidas.

les para alcanzar la estabilidad en (4.1). Ello es evidente de las secuencias de estadísticos Chow mostrados en las Figuras 4.4 y 4.5, donde la primera excluye las dummies mientras éstas son incluidas en la segunda. Las mismas son también significativas conjuntamente al 1%, como resulta de calcular el correspondiente estadístico conjunto F ($FNIN(2,48)=7.17$).

La ocurrencia conjunta de cambios estructurales en el proceso de la variable condicionante $\triangle y$ y de la constancia del coeficiente de esta variable en la función consumo indican invariancia con respecto a la clase de intervenciones en el período muestral. Para probar esto, debemos adicionar las dummies de la ecuación (4.1) al modelo (3.1) y mostrar que no son significativas (ver Engle and Hendry, 1993). De ello resulta:

$$(4.2) \quad \hat{c}_t = 0.003 + 0.835 \hat{y}_t - 0.013 \hat{\pi}_t - 0.017 \hat{\pi}_{t-3}$$

$$(0.010) (0.105) (0.006) (0.004)$$

$$- 0.144 (c_{t-2} - y_{t-2}) - 0.006 D85(4) - 0.007 D89(4)$$

$$(0.062) (0.029) (0.030)$$

$$- 0.018 Q_1 - 0.105 Q_2 - 0.008 Q_3$$

$$(0.014) (0.009) (0.011)$$

T=56 K=10 $\sigma=2.33\%$ $R^2=0.918$ DW=2.04

FAR_{1,1}(1,45)=0.03 FAR_{1,4}(4,42)=0.85 Chi²(2)=3.45

FARCH_{1,4}(4,38)=0.42 FHET(13,32)=1.02 FRESET(1,45)=0.96

Las dummies no son significativas conjuntamente al 1%(FNIN(2,46)=0.04). Estos resultados sugieren que el ingreso es superexógeno en el modelo condicional (3.1). También efectuamos un test de exogeneidad débil añadiendo el término de corrección de errores rezagado a (4.1) (ver Urbain, 1992). El valor t es -1.293, lo cual corrobora la exogeneidad del ingreso con respecto a los parámetros de largo plazo.

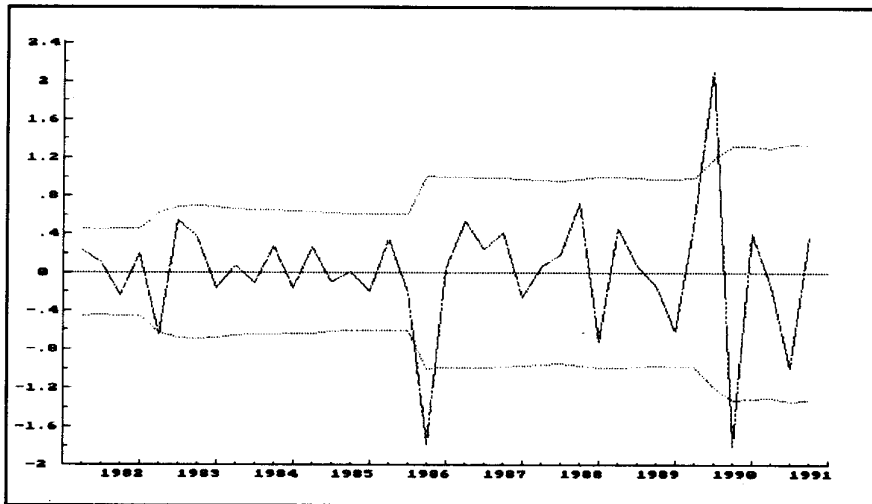


FIG.4.6. Regresión revertida para π : Residuos a un paso con ± 2 errores estándar.

Asimismo, hemos estimado modelos marginales autorregresivos no constantes para la tasa de inflación. No obstante, en el caso de π no pudimos

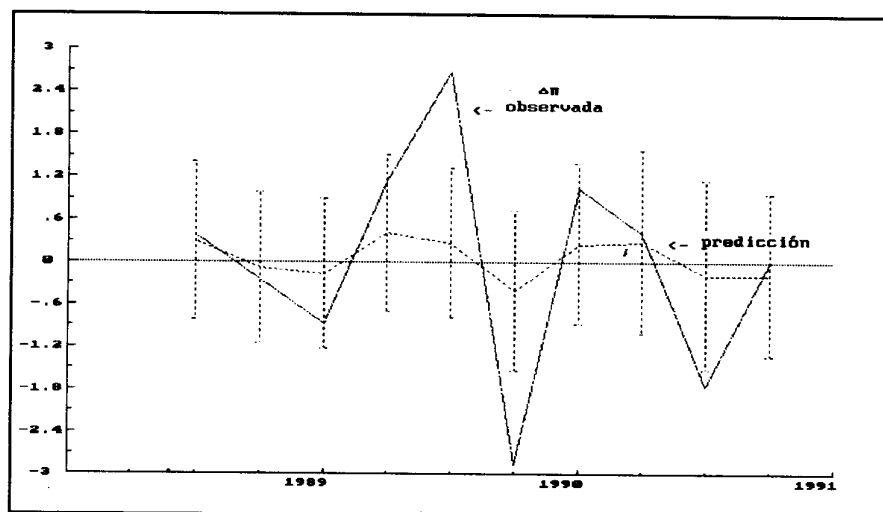


FIG. 4.7. Regresión revertida para π : Valores de predicción a un paso con ± 2 errores estándar de predicción.

alcanzar un modelo con la bondad de ajuste y la propiedad de estabilidad de (4.1) mediante el uso de dummies de intervención.¹⁴ Estos hechos podrían llevar a la conclusión de que el proceso marginal de π ha presentado inestabilidad estructural durante el período.¹⁵

Un aspecto final de la exogeneidad es la "no invertibilidad". Como

¹⁴ Un mejor ajuste a una representación univariada de π (usando varias dummies) fue obtenida por Ahumada (1992a) empleando datos mensuales para el período 1977-1988.

¹⁵ No obstante, sería deseable estimar en investigaciones futuras un modelo condicional multivariado para π . Un camino posible sería un modelo de inflación minorista que condicione π a las tasas de variación de los salarios, el tipo de cambio, los precios del sector de bienes de precios flexibles y las tarifas públicas. Aplicando un modelo semejante a datos mensuales desde 1983(2), Damill y Frenkel (1990) detectan, de acuerdo con la suma acumulada (CUSUM) de residuos recursivos, la presencia de inestabilidad a mediados de 1989.

hemos visto, los parámetros de interés en el modelo (3.1) son estables. Por tanto, la presencia de "cambios de régimen" que alteran la estructura de correlación de las variables implica que los coeficientes de los modelos revertidos no pueden ser constantes. La regresión revertida para y mostró inestabilidad conjunta al 5%, aunque no cruzó los valores críticos de los estadísticos Chow recursivos ni presentó fallas de predicción. Sin embargo, dado que los errores de la ecuación están autocorrelacionados ($FAR_{14(4,44)} = 3.25$), los resultados de la estimación pueden verse seriamente afectados (ver Hendry, 1992). Finalmente, consideremos el modelo revertido para π . En él, podemos rechazar la presencia de autocorrelación ($FAR_{14(4,44)} = 1.71$). La Figura 4.6 muestra los residuos a un paso de esta regresión y la Figura 4.7 grafica los valores de predicción a un paso de $\triangle\pi$ con \pm dos errores estándar de predicción. La inestabilidad es evidente, lo cual es consistente con encontrar superexogeneidad para π en (3.1).

En la literatura empírica sobre consumo aparecen algunos modelos del tipo (3.1), donde c es generalmente medido como el gasto en bienes de consumo no durables. Se considera que tales modelos engloban a la ecuación de Euler que resulta de un modelo de optimización intertemporal como el de Hall (1978). En tal caso, se refuta la crítica de Lucas o bien el supuesto de que los agentes tienen un comportamiento "forward-looking". No obstante, este procedimiento no puede ser aplicado de manera mecánica a nuestro modelo condicional debido a que c incluye bienes de consumo tanto durables como no durables.

6. Conclusiones

De nuestro estudio sobre el consumo resulta una relación que se mantiene estable bajo significativos cambios de política económica desde 1977(1) a 1990(4). El modelo se concentra en sólo dos variables: ingreso e inflación. El modelo no sólo representa adecuadamente la dinámica de corto plazo del gasto de consumo, sino que también permite analizar sus propiedades de largo plazo.

Este trabajo discute temas de exogeneidad y aplica varios tests. El modelo condicional del consumo resulta constante, de modo tal que la falta de constancia empírica del modelo marginal univariado del ingreso implica la su-

perexogeneidad de esta variable en la función consumo. Una implicación de la superexogeneidad es que las regresiones revertidas del modelo condicional para sus variables explicativas deben ser no constantes. Tal es el caso en la Argentina para la tasa de inflación.

Al haber demostrado la superexogeneidad del ingreso y de la inflación para la clase de intervenciones ocurridas durante el período, estamos en condiciones de efectuar algún análisis de política económica estadísticamente válido (ver, entre otros, Campos y Ericsson, 1988). En la medida en que las acciones de gobierno afecten los niveles de ingreso y de inflación, la política económica puede (y ha de) influenciar el comportamiento del gasto de consumo. No obstante, una discusión más detallada de las implicancias de la política económica que pueden extraerse de nuestro modelo requiere especificar los mecanismos concretos a través de los cuales las medidas influyen al ingreso y a la inflación.

En conclusión, la validez de nuestro modelo condicional sustenta la adecuación de las proposiciones usuales sobre dos rasgos prominentes de la economía argentina: i) la enorme importancia del ingreso corriente en la explicación del gasto de consumo; ii) el mecanismo de transmisión de la volatilidad de la inflación a la volatilidad de la demanda agregada vía el gasto de consumo.

REFERENCIAS

ABEL, A. (1990): "Consumption and Investment", en Friedman, B. y Hahn, F.(eds.): Handbook of Monetary Economics, Vol. II, Amsterdam: Elsevier.

AHUMADA, H. (1992a): "A Dynamic Model of the Demand for Currency: Argentina 1977-1988", Journal of Policy Modeling, Vol. 14, N° 3, Junio.

----- (1992b): "Propiedades temporales y relaciones de cointegración de variables nominales en Argentina", Serie Seminarios, Instituto Di Tella, Noviembre.

BANERJEE, A.; Dolado, J.; GALBRAITH, J. y HENDRY, D. (1993): Co-Integration, Error-Correction, and the Econometric Analysis of Non-Stationary Data, Oxford: Oxford University Press.

BRODIN, P. y NYMOEN, R. (1992): "Wealth Effects and Exogeneity: The Norwegian Consumption Function 1966(1)-1989(4)", Oxford Bulletin of Economics and Statistics, Vol. 54, N° 3.

CAMPOS, J. y ERICSSON, N. (1988): "Econometric Modeling of Consumers' Expenditure in Venezuela", International Finance Discussion Papers, N° 325, Junio.

DAVIDSON, J.; HENDRY, D; SRBA, F. y YEO, S. (1978): "Econometric Modelling of the Aggregate Time-Series Relationship Between Consumers' Expenditure and Income in the United Kingdom", Economic Journal, Vol. 88, Diciembre.

DAMILL, M. y FRENKEL, R. (1990): "Hiperinflación y estabilización. La experiencia argentina reciente", mimeo, CEDES.

DEATON, A. (1977): "Involuntary Saving Through Unanticipated Inflation", American Economic Review, Vol. 67, 899-910.

----- (1992): Understanding Consumption, Oxford: Clarendon Press.

DOORNIK, J. y HENDRY, D. (1992): PCGIVE 7: An Interactive Econometric Modelling System, Oxford: Institute of Economics and Statistics, University of Oxford.

ENGLE, R. y HENDRY, D. (1993): "Testing Superexogeneity and Invariance in Regression Models", *Journal of Econometrics*, Vol. 53, 119-139.

RICHARD, J. (1983): "Exogeneity", *Econometrica*, Vol. 51, N° 2, marzo.

FRENKEL, R. (1989): "El régimen de alta inflación y el nivel de actividad", *Documentos CEDES*, N° 26.

GILBERT, C. (1986): "Professor Hendry's Econometric Methodology", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 48, N° 3, Agosto.

GRANGER, C. (1993): "What Are We Learning About the Long-Run", *The Economic Journal*, Marzo, 307-317.

NEWBOLD, P. (1974): "Spurious Regressions in Econometrics", *Journal of Econometrics*, Vol. 2.

HALL, R. (1978): "Stochastic Implications of the Life Cycle-Permanent Income Hypothesis: Theory and Evidence", *Journal of Political Economy*, Vol. 86, 971-987.

----- (1989): "Consumption", en Barro, R. (ed.): *Handbook of Modern Business Cycle Theory*, Cambridge, Mass.: Harvard University Press.

HENDRY, D. (1992): "Assessing Empirical Evidence in Macroeconometrics with an Application to Consumers' Expenditure in France", en Vercelli, A. y Dimitri, N. (eds.): *Macroeconomics: A Survey of Research Strategies*, Oxford University Press.

PAGAN, A. y SARGAN, J. (1984): "Dynamic Specification", en Griliches, Z. e Intriligator, M. (eds.): *Handbook of Econometrics*, Vol. II, Amsterdam:

Elsevier.

RICHARD, J. (1982): "On the Formulation of Empirical Models in Dynamics Econometrics", *Journal of Econometrics*, Vol. 20, 3-33.

----- (1983): "The Econometric Analysis of Economic Time Series", *International Statistical Review*, Vol. 51, 111-163.

----- von Ungern-Stenberg, T. (1981): "Liquidity and Inflation Effects on Consumers' Expenditure", en Deaton, A. (ed.): *Essays in the Theory and Measurement of Consumers' Expenditure*, Cambridge: Cambridge University Press.

HEYMANN, D. (1986): *Tres ensayos sobre inflación y políticas de estabilización*, Buenos Aires: CEPAL.

LEONE, D. (1980): "El comportamiento del consumo agregado en la Argentina", *Ensayos Económicos*, N° 14, Junio.

PHILLIPS, P. (1987): "Understanding Spurious Regressions in Econometrics", *Journal of Econometrics*, Vol. 33.

URBAIN, J. (1992): "On Weak Exogeneity in Error Correction Models", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 54, N° 3.

YULE, G. (1926): "Why Do We Sometimes Get Nonsense-Correlations between Time-Series? A Study in Sampling and the Nature of Time Series", *Journal of the Royal Statistical Society*, Vol. 89.

EL GASTO DE CONSUMO EN LA ARGENTINA: UN ANALISIS ECONOMETRICO

RESUMEN

En este artículo desarrollamos un modelo condicional parsimonioso del gasto de consumo en la Argentina para el período 1977-1990. Nuestro conjunto de información contiene, además del gasto de consumo, el ingreso y la tasa de inflación. Todas las variables se encuentran medidas en forma trimestral.

Al especificar nuestro modelo, hemos seguido el enfoque econométrico conocido como metodología "general a particular". Nos hemos abocado a tratar cuestiones de diseño y evaluación empíricas del modelo, cointegración y exogeneidad.

El modelo estimado es robusto y posee parámetros estimados constantes y bien determinados. Estas características son especialmente notables en un período de gran inestabilidad macroeconómica, el cual incluye dos procesos hiperinflacionarios.

La validez de nuestro modelo condicional sustenta la exactitud de las afirmaciones usuales sobre dos características prominentes de la economía argentina: i) la gran importancia que tiene el ingreso corriente en la explicación del gasto de consumo; ii) la transmisión de la volatilidad de la inflación a la volatilidad de la demanda agregada vía el gasto de consumo.

CONSUMERS' EXPENDITURE IN ARGENTINA: AN ECONOMETRIC ANALYSIS

ABSTRACT

In this paper we develop a parsimonious conditional model of consumers' expenditure in Argentina for 1977-1990. Our set of information contains, beside expenditure, income and inflation. All variables are measured quarterly.

In specifying our model, we follow the econometric approach known as "general-to-particular" methodology. We address issues of empirical model design and evaluation, cointegration and exogeneity.

The empirical model is robust and has constant, well determined parameter estimates. These features are specially remarkable in a period of great macroeconomic instability which includes two hyperinflationary processes.

The validity of our conditional model supports the adequacy of the usual assertions about two prominent features of the Argentine economy: i) the great importance of current income in explaining consumers' expenditure; ii) the transmission of the volatility of inflation to the volatility of aggregate demand via consumers' expenditure.