

EXPLICANDO LAS FLUCTUACIONES DEL PRODUCTO  
EN LA ARGENTINA

FEDERICO STURZENEGGER\*

**Introducción**

Ha sido práctica común hasta hace poco tiempo, mas precisamente hasta la publicación del ahora clásico artículo de Nelson y Plosser (1982), considerar a las variables macroeconómicas agregadas como el PBI, como series estacionarias alrededor de una tendencia determinística. Este enfoque fue ciertamente una consecuencia del éxito del modelo neoclásico de crecimiento (Solow, 1956). Este modelo implica un estado estacionario donde el crecimiento de las variables reales es constante, estando determinado por factores exógenos como la tasa de crecimiento poblacional y el cambio tecnológico, los cuales se suponen constantes o con cambios muy lentos en el tiempo. Este enfoque estuvo bien arraigado no sólo en los textos elementales de macroeconomía; el propio Lucas comienza su clásico artículo "Understanding Business Cycles" (1977) definiendo su objetivo como el de entender las fluctuaciones regulares y repetidas del producto alrededor de su tendencia.

(\*) Departamento de Economía del MIT. Quiero agradecer a Danny Quah, Roberto Perotti, Andrea Ripa di Meana y a los participantes de las Undécimas Jornadas de Economía Monetaria y Sector Externo organizadas por el BCRA, del Noveno Congreso de la Sociedad Econométrica Latinoamericana y del seminario del Instituto Torcuato Di Tella por sus útiles comentarios. Mi mayor reconocimiento es hacia Jordi Gali quien, con paciencia y claridad, me ayudó a resolver cada uno de los problemas que encontré durante mi investigación. También quiero agradecer a mi padre, Adolfo Sturzenegger, tanto por sus útiles críticas como por su estímulo y eficiente apoyo técnico desde Argentina. Agradezco a ADEBA (Asociación de Bancos Argentinos) y a la Fundación Ford por la ayuda financiera. Finalmente agradezco el excelente trabajo de traducción hecho por Leonardo Gasparini y Luis Secco.

Más estrictamente, el eliminar la tendencia es un proceso estadístico que elimina las frecuencias bajas de una serie de tiempo. Lo que Nelson y Plosser criticaban era el modelo implícito usado para eliminar dichas frecuencias. La eliminación de la tendencia fuerza los residuos a revertir la tendencia y por consiguiente genera una serie estacionaria. La respuesta impulso de un shock unitario al PBI destendenciado desaparece en el largo plazo, lo que implica que la predicción del PBI en el futuro distante permanece inalterada<sup>1</sup>.

Por otro lado la evidencia ha sugerido que las tasas de crecimiento implicadas por la tendencia determinística no permanecen inalteradas a medida que el tiempo pasa. Es aceptado que existió un cambio en la tasa de crecimiento promedio del PBI en EE. UU. alrededor del año 1973 (ver Blanchard y Fisher, 1988, p. 10). He realizado el mismo experimento para Argentina ajustando una tendencia con un quiebre para el PBI<sup>2</sup>. Al realizar un test de Chow standard para el quiebre y permitir que este cambie de 1966:1 al 1987:2 se obtiene un máximo valor del test en 1981:2 con un estadístico de 228,4 bien lejos de 4,75, el valor crítico de la distribución  $F_{147}^2$  al nivel del 1 0/0<sup>3</sup>. (En la Figura 1 se grafica la evolución del PBI de Argentina desde 1952:1 hasta 1988:1).

Como un ejemplo de la estacionariedad impuesta por el procedimiento de eliminar la tendencia ajuste un ARMA (1,1) a los residuos del PBI, obtenidos después de eliminar la tendencia (con un quiebre en 1981:2) y computé la respuesta impulso generada por este proceso. Esta estimación dio el siguiente resultado:

$$r_t = -0,003 + 0.748 r_{t-1} + \epsilon_t - 0.337\epsilon_{t-1}$$

implicando la respuesta impulso presentada en la Figura 2. Como se puede observar directamente del gráfico, los efectos de un shock unitario desaparecen rápidamente.

- (1) Esta propiedad de incertidumbre acotada ha sido un argumento con el que se critica este enfoque.
- (2) Los datos más confiables para el PBI de Argentina se obtuvieron de Domenech (Mayo, 1987) y corresponden al concepto de Producto Bruto Interno trimestral desde 1952:1 a 1988:1. Fuente: Banco Central.
- (3) No existe teoría ni evidencia que sugiera que usar el máximo del test de Chow tenga significado estadístico. Dada la simpleza del test que realicé es posible elegir el quiebre en cualquier punto donde el test de Chow rechaza la hipótesis nula. Arbitrariamente tomé el valor máximo. Una mejor solución sería realizar un test de hipótesis alternativas con mayor potencia.

Una visión alternativa en el análisis de las series de tiempo macroeconómicas rechaza la idea de una tendencia determinística. ¿Cómo puede ser que una economía crezca a una tasa constante en el largo plazo? Y si permitimos cambios ocasionales en esta tasa, que nos limita a considerar cambios en cada período?. Este razonamiento nos lleva al concepto de estacionariedad en diferencias, el cual simplemente establece que diferencias de orden uno o mayores a uno de una serie de tiempo constituyen un proceso ARMA estacionario e invertible. Formalmente el proceso estacionario en diferencias de primer orden puede representarse como<sup>4</sup>:

$$\phi(L)\Delta y_t = \theta(L) \epsilon_t \quad (1.1)$$

donde

$$\phi(L) = 1 - \phi_1(L) - \phi_2(L)^2 - \dots - \phi_p(L)^p$$

$$\theta(L) = 1 + \theta_1(L) + \theta_2(L)^2 + \dots + \theta_q(L)^q$$

El proceso (1.1) puede ser escrito también en su forma de promedios móviles como:

$$\Delta y_t = \phi(L)^{-1} \theta(L) \epsilon_t = A(L) \epsilon_t \quad (1.2)$$

El enfoque de estacionariedad en diferencias tiene distintas implicancias con respecto a los efectos de shocks sobre el nivel del PBI. Si computamos la presentación de promedios móviles para el nivel del PBI tenemos:

$$y_t = (1 - L)^{-1} A(L) \epsilon_t = B(L) \epsilon_t \quad (1.3)$$

(4) Al considerar procesos diferenciados una sola vez decimos que la serie temporal correspondiente presenta una raíz unitaria.

donde

$$B_i = \sum_{j=0}^i A_j$$

Sólo si la sumatoria de las A es igual a 0 el proceso estacionario en diferencias tendrá la misma implicancia de incertidumbre acotada, el cual, como vimos, caracteriza el caso de tendencia determinística. En conclusión, esta nueva representación permite efectos permanentes sobre el PBI.

Como un ejemplo de este enfoque ajusté un proceso ARIMA (4.1.1.) al PBI. La estimación de este proceso da:

$$\begin{aligned} \Delta y_t = & 0.006 - 0.404\Delta y_{t-1} - 0.194\Delta y_{t-2} - 0.268\Delta y_{t-3} + \\ & + 0.330\Delta y_{t-4} + \epsilon_t + 0.096 \epsilon_{t-1} \end{aligned}$$

La respuesta impulso para el nivel del PBI generada por esta ecuación se presenta en la Figura 3. Como puede verse con claridad esta no cae a cero generando, en consecuencia, un efecto permanente en el nivel del PBI.

Si la estacionariedad en diferencias es aceptada como una descripción más plausible de la realidad, debe ser interesante estimar la forma de la respuesta impulso del PBI (a diferentes tipos de shocks) y computar qué grado de persistencia está implicado por cada uno de ellos. En años recientes se ha desarrollado una larga literatura acerca de este tópico. Entre otros, Nelson y Plosser (1982), Beveridge y Nelson (1981), Harvey (1985), Campbell y Mankiw (1987), Evans (1988), Blanchard y Quah (1988), Gali (1988), Jun (1988) y Campbell y Mankiw (1988) han tratado de dar una respuesta a este problema y aplicarla a los EE. UU. Los enfoques difieren sustancialmente. Nelson y Plosser (1982) trataron de testear las dos hipótesis alternativas. Más exactamente construyeron un test de raíz unitaria con estacionariedad en diferencias como hipótesis nula. (Para más detalles ver el Apéndice). Una vez realizado el test no pudieron rechazar esta hipótesis. Como un intento de formular un test con estacionariedad en tendencia como hipótesis nula, Campbell y Mankiw (1987) ajustaron varios procesos ARI-

FIGURA 1. Evolución del PBI-Argentina - 1952:1 - 1988:1

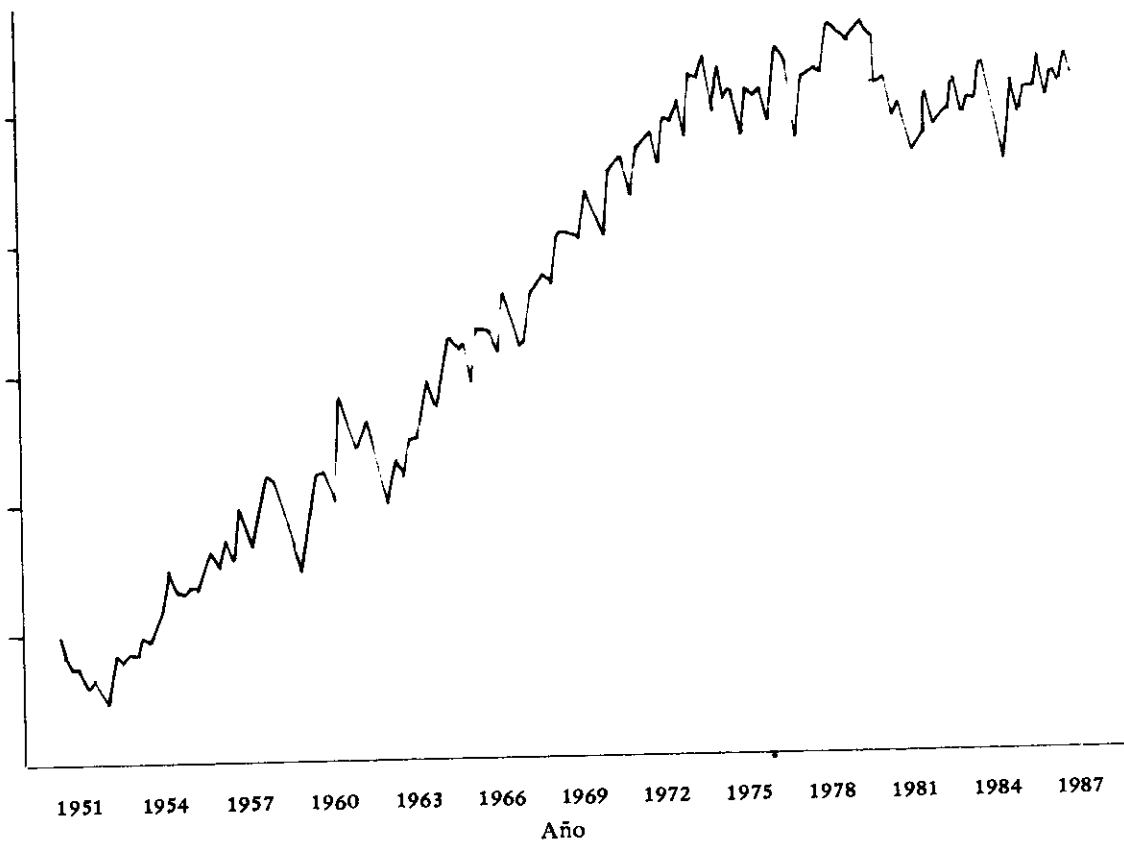
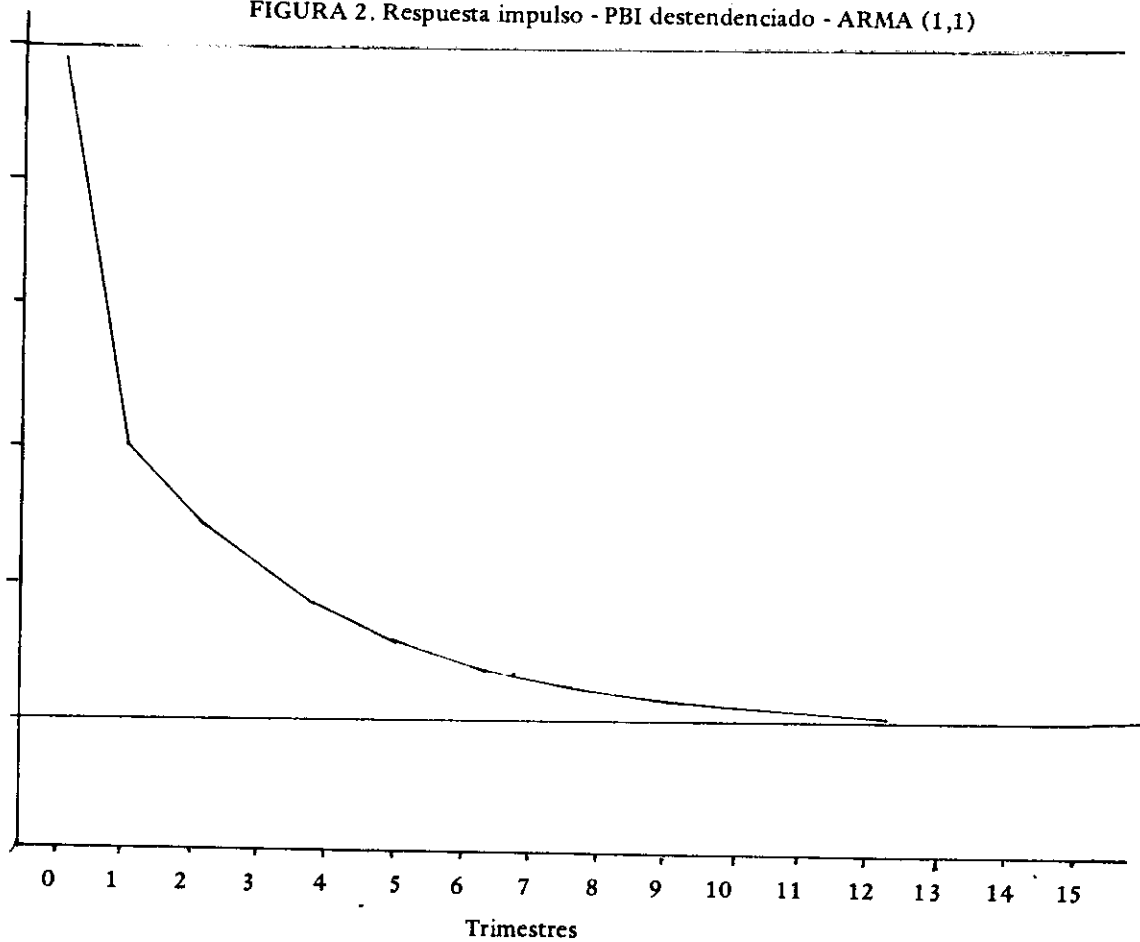


FIGURA 2. Respuesta impulso - PBI destendenciado - ARMA (1,1)



MA al PBI seleccionándolos de acuerdo a procedimientos standard de selección ARIMA. Computaron las respuestas impulso generadas de los procesos elegidos tratando de mostrar la existencia de un efecto permanente significativo en el nivel del PBI. La deficiencia de este enfoque es que no consiste en un test estadístico en el significado usual del término y, en consecuencia, está sujeto a algún grado de subjetividad. Como resultado de esto renuncié a realizar este tipo de test para la estacionariedad en tendencia.

Más recientemente, Evans (1987), Blanchard y Quah (1988), Campbell y Mankiw (1988), Galí (1988) y Jun (1988) trataron de distinguir como reaccionaría el PBI frente a diferentes tipos de shocks, en lugar de analizar las características del PBI como descriptas por un único shock. Esto implica la necesidad de agregar restricciones y variables de identificación. Lo bueno de este enfoque es que da una descripción más rica de las fluctuaciones del PBI permitiendo además la presencia de efectos permanentes.

Este artículo es una extensión de los trabajos de Nelson y Plosser (1982) y de Blanchard y Quah (1988). En el Apéndice realizo los test de raíz unitaria para el PBI e inflación en el contexto de la literatura sobre test desarrollada como consecuencia del artículo de Nelson y Plosser. Este test no rechaza la hipótesis de una raíz unitaria para el PBI en Argentina pero lo hace para la tasa de inflación. Estos constituyen dos tests iniciales de los supuestos implícitos que se necesitan para realizar la descomposición de Blanchard y Quah del PBI en Argentina. Este problema es tratado en la sección II la cual incluye una extensa discusión sobre los resultados obtenidos y las posibles interpretaciones. Finalmente en la sección III se realiza un breve resumen y se redondean algunas de las principales conclusiones del artículo.

## II. La descomposición de Blanchard y Quah

En esta sección quiero describir el procedimiento y los resultados que surgen de descomponer la serie de tiempo del PBI como la suma de dos tipos diferentes de shocks. Esto permite una interpretación más rica de las fluctuaciones del PBI que la que se obtiene de estudios univariados. Esta investigación sigue la línea de Evans (1987) y Blanchard y Quah (1988) así como la de los modelos más complicados

de Gali (1988) y Jun (1988). En estos modelos el problema principal es el de la identificación. (Esta no se puede hacer usando sólo la serie del PBI, como se explica formalmente más abajo). Requerimos, en consecuencia, un modelo más complejo donde una variable adicional permita identificar los dos tipos de shocks. Análogamente a Blanchard y Quah, el mio será un modelo bivariado compuesto por dos variables estacionarias: las diferencias del PBI y la inflación<sup>5</sup>. Podemos asumir estacionariedad debido a las conclusiones del Apéndice. El modelo bivariado puede ser escrito como:

$$X(t) = A(0)\epsilon_t + A(1)\epsilon_{t-1} + \dots = \sum_{j=0}^{\infty} A(j)\epsilon_{t-j}$$

con,

$$\text{Var}(\epsilon) = I \quad (2.1)$$

Por el teorema de Wold y los supuestos previamente hechos sabemos que este proceso está bien definido y puede escribirse como lo hicimos arriba. Dado que se trata de un modelo bivariado tanto  $X(t) = [\Delta \text{PBI}_t \pi_t]'$  como  $\epsilon_t = [\epsilon_{dt} \epsilon_{it}]'$  son matrices de  $2 \times 1$ . La primera tiene como componentes las diferencias del PBI y la tasa de inflación; la última tiene los dos shocks que queremos identificar. Los  $A(j)$  son matrices de  $2 \times 2$  y los elementos  $A_{ij}(k)$  de la matriz  $A(k)$  representan la forma en la que un shock a la perturbación  $j$  rezagada  $k$  períodos afecta a la variable  $i$ .

Podemos fácilmente estimar el sistema de vectores autorregresivos (VAR) del proceso descrito por la representación de promedios móviles de (2.1). El VAR está dado por:

$$D(L) X(t) = v_t \quad (2.2)$$

que puede ser fácilmente invertido en su representación de promedios móviles:

$$X(t) = v_t + C(1)v_{t-1} + \dots = \sum_{j=0}^{\infty} C(j)v_{t-j}$$

(5) Las razones por las cuales se elige la inflación como variable de identificación son explicadas más abajo.



FIGURA 3. Respuesta impulso - P.B.I. - ARMA (4,1,1)

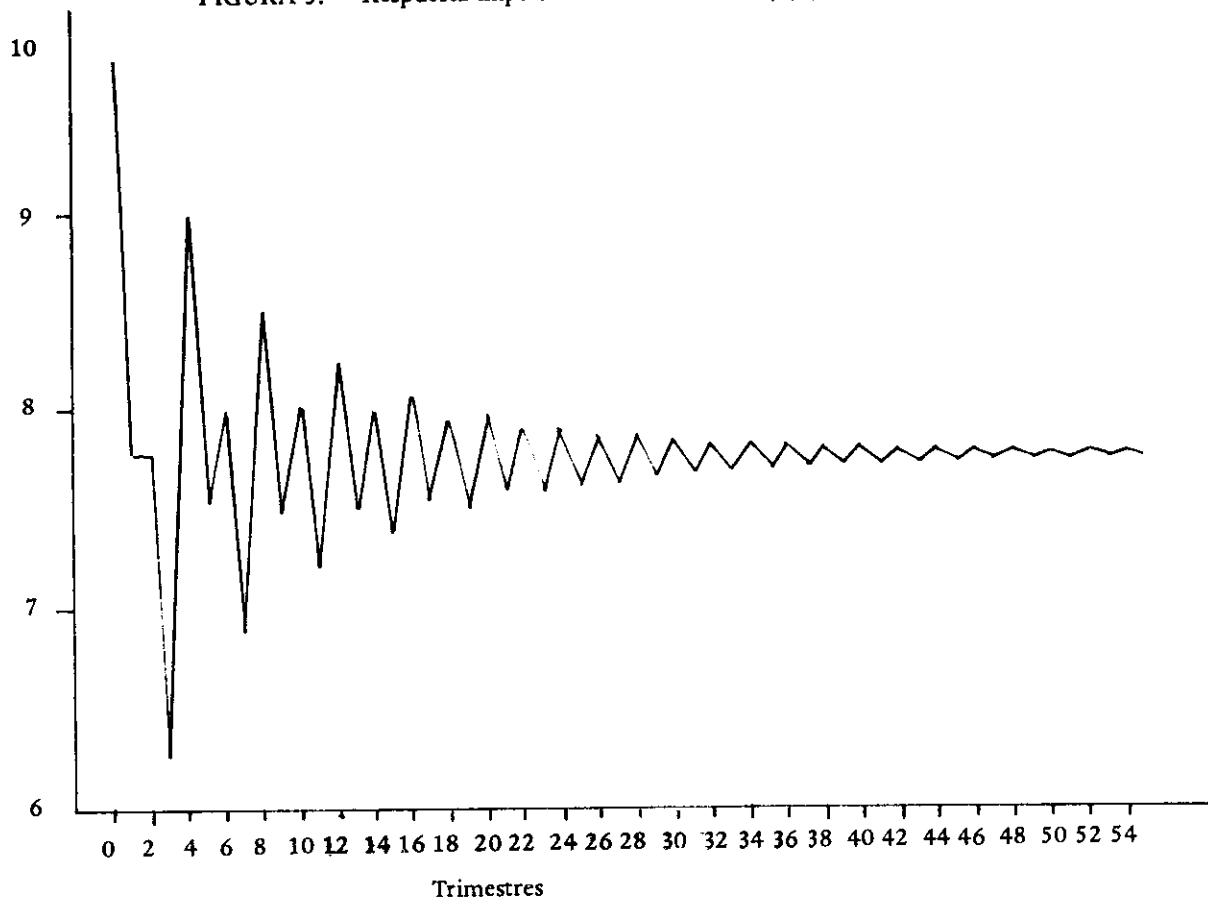
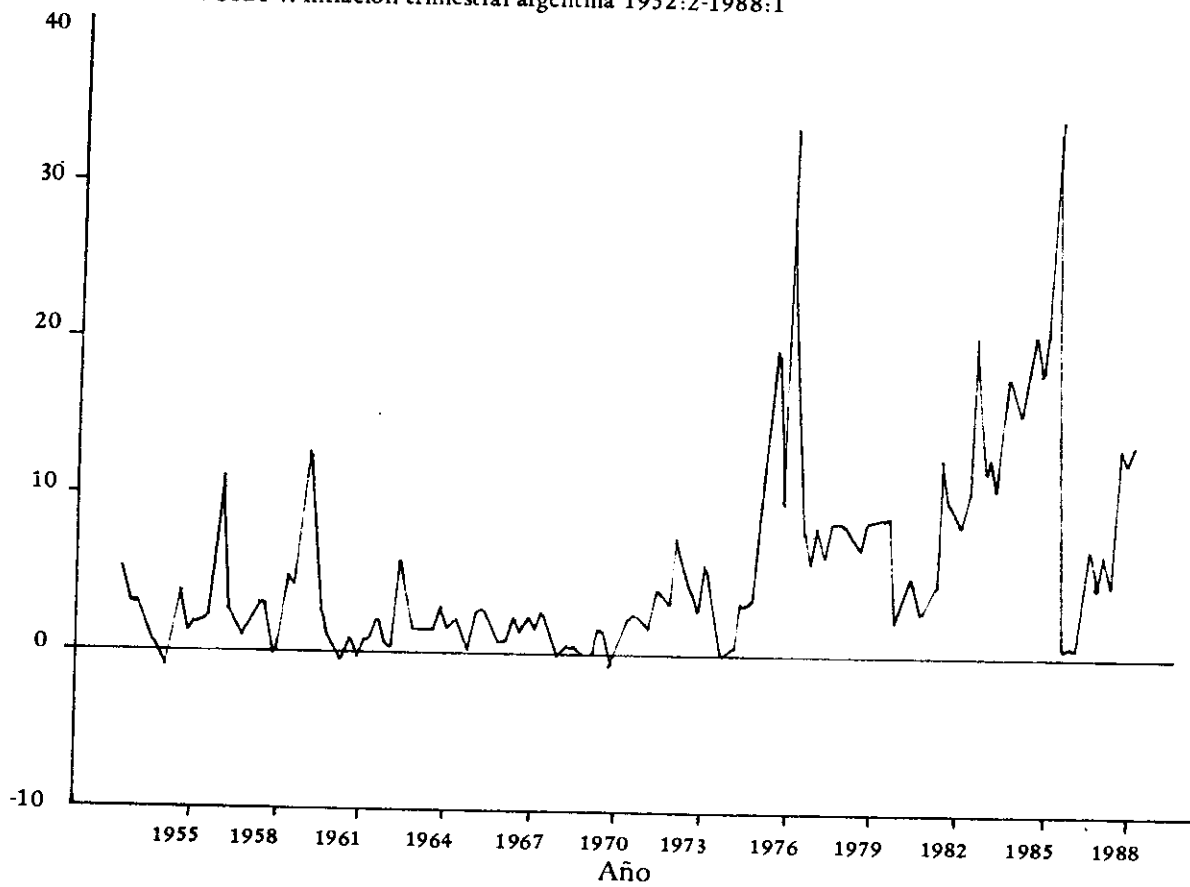


FIGURA 4. Inflación trimestral argentina 1952:2-1988:1



con  $\text{Var}(v) = \Omega$  (2.3)

Comparando (2.1) y (2.3) podemos observar que:

$$v_t = A(0)\epsilon_t \quad (2.4)$$

$$A(j) = C(j) A(0) \quad (2.5)$$

La ecuación (2.4) brinda un método directo para computar los shocks a partir de los residuos del VAR después de computar la matriz  $A(0)$ . La ecuación (2.5) muestra cómo obtener la representación estructural de promedios móviles a partir de la matriz  $A(0)$  y la representación estimada de promedios móviles.

Comparando las ecuaciones (2.1) y (2.3) y considerando que  $v_t$  y  $\epsilon_t$  están relacionadas por (2.4) notamos que la matriz  $A(0)$  debe satisfacer la siguiente relación:

$$E[vv'] = A(0) E[\epsilon\epsilon'] A(0)' = A(0) A(0)' = \Omega \quad (2.6)$$

lo cual da tres ecuaciones para computar  $A(0)$  utilizando la matriz  $\Omega$  estimada de los residuos del VAR. Estas ecuaciones son:

$$a_{11}^2 + a_{12}^2 = \omega_{11}$$

$$a_{11} a_{21} + a_{12} a_{22} = \omega_{12} \quad (2.7)$$

$$a_{21}^2 + a_{22}^2 = \omega_{22}$$

(Una ecuación se cancela por simetría de  $\Omega$ ). Las ecuaciones (2.7) constituyen un sistema de tres ecuaciones no lineales con cuatro incógnitas. Deben imponerse condiciones adicionales para identificar

el sistema. Una restricción adicional, y este es el supuesto clave del modelo, consiste en obligar a uno de los shocks a tener un efecto nulo sobre el nivel del PBI, i.e hacer la entrada superior izquierda en:

$$\sum_{j=0}^{\infty} A(j) = \sum_{j=0}^{\infty} C(j) A(0)$$

igual a cero. Puede probarse que con esta restricción adicional el sistema de ecuaciones (2.6) queda ahora determinado<sup>6</sup>.

Una vez obtenida la matriz  $A(0)$  podemos estimar la forma estructural (2.1) usando (2.5) y utilizarla para análisis de respuesta impulso, pronósticos, etc.

Vale la pena explicar ahora con más detalle el modelo que tengo en mente y lo que podemos aprender de él. El procedimiento descripto permite identificar un modelo que explica las diferencias del PBI y la inflación como el producto de dos tipos diferentes de shocks, uno que no tiene ningún efecto de largo plazo sobre el nivel del PBI y otro al cual se le permite tener efectos permanentes. Este último debe capturar la no estacionariedad presente en las series del producto. (Ver el Apéndice). Desde un punto de vista estadístico podemos distinguir estas dos clases de shocks que llamaremos shocks permanentes y transitorios. Es difícil, sin embargo, evitar la tentación de ir más lejos y asignarles un significado económico preciso. La restricción de identificación ha sido deliberadamente elegida para dar una razonable interpretación económica a los dos tipos de shocks que el modelo distingue.

- (6) Esto no es necesariamente así dada la no linealidad del sistema. No obstante con paciencia se puede determinar que la única solución para valores reales está dada por el siguiente conjunto de ecuaciones.

$$K = -\sum_{j=0}^{\infty} C_{11}(j) / \sum_{j=0}^{\infty} C_{12}(j), \quad A = \omega_{11} - K\omega_{21}, \quad B = K\omega_{22} - \omega_{12}$$

La solución al sistema (3.6) está dada por:

$$\begin{aligned} a_{22} &= -B^2 / \sqrt{A + BK} \\ a_{12} &= (K\omega_{22} + \sqrt{K a_{22}^2 + 4A}) / 2 \\ a_{21} &= \frac{\sqrt{(\omega_{21} - a_{22} a_{12})}}{K} \\ a_{22} &= K a_{21} \end{aligned}$$

Usualmente pensamos a los shocks transitorios como shocks de demanda que inicialmente afectan al PBI debido a algún tipo de rigidez en el ajuste de los agentes económicos, pero que, finalmente, generan movimientos compensatorios en los mismos agentes lo cual elimina el efecto inicial. Por otro lado, los shocks permanentes están más próximos a lo que usualmente consideramos como shocks de oferta; por ejemplo cambios tecnológicos que permanecen para siempre.

Los modelos keynesianos elementales sugieren por otro lado que los shocks positivos de demanda aumentan transitoriamente la inflación. Si por el contrario hay shocks de oferta positivos la inflación debería caer temporalmente. La inflación aparece entonces como la variable natural para identificar un modelo de esta naturaleza. (Como veremos, los resultados obtenidos de nuestro modelo son plenamente consistentes con una interpretación de este tipo).

Este enfoque no sólo nos permitirá distinguir la forma del efecto, su persistencia y magnitud sino también hace posible un ejercicio teórico interesante. Permitiendo la existencia de estos dos tipos de shocks, este enfoque contiene las dos corrientes contrapuestas en la macroeconomía moderna. Es posible realizar una descomposición de varianza para determinar la proporción de las fluctuaciones del PBI en el ciclo explicada por cada tipo de shock. Si los shocks de oferta aparecieran como la fuerza principal de las fluctuaciones del PBI esto significaría que la teoría del ciclo real es el enfoque correcto para explicar las fluctuaciones y, en consecuencia, debería ser usada para formular política económica. Si, en cambio, los shocks de demanda prevalecen, el modelo keynesiano tradicional debería usarse para hacer política. En cualquier caso vale la pena recalcar que la interpretación de los shocks no está libre de ambigüedad. Pueden existir shocks de demanda que perduran (debido a "hysteresis effects" por ejemplo) y hay shocks de oferta que son transitorios (ej. una buena cosecha este año). Los resultados deben, entonces, ser tomados con cuidado<sup>7</sup>. En el resto del artículo mezclaré indiscriminadamente los términos demanda con transitorio y oferta con permanente. A pesar de esto el lector debe tener en mente que de un punto de vista técnico sólo la segunda interpretación es válida.

Mi programa para esta sección es replicar el enfoque de Blan-

(7) Para más discusiones acerca de la interpretación ver Blanchard y Quah (1988).

chard-Quah utilizando la inflación como variable de identificación. Describo las cuatro respuestas impulso generadas por el modelo. La descomposición de varianza se hace de dos maneras: un cómputo de la contribución de cada shock individual a ambas variables y la descomposición de varianza propiamente dicha. Finalmente analizo la macroeconomía argentina de los últimos 35 años a partir de los resultados del modelo.

El VAR fue computado utilizando 3 rezagos para cada variable<sup>8</sup> y cada ecuación. Adicionalmente se agregaron dos variables dummy a cada ecuación. En la ecuación del PBI las dos dummies permiten un cambio en la tendencia en 1981:2. En la ecuación de la inflación describen un cambio en la tasa media de inflación en el primer trimestre de 1975, cambio que el modelo no explica<sup>9</sup>. En ambos casos el corte corresponde al máximo valor obtenido en el test de Chow, como se explicó en la sección I para el PBI y en el Apéndice para la tasa de inflación.

Utilizando la solución del sistema, tal como se describió en el pie de página 6 y el procedimiento delineado en esta sección, podemos computar las respuestas impulso que expresan la representación estructural (interpretable) de promedios móviles (2.1). Estas respuestas impulso son significativamente diferentes de aquellas obtenidas en estudios previos para EE. UU. Los valores de las respuestas impulso para el nivel del PBI y la inflación se presentan para los 25 primeros trimestres en el Cuadro I. Las figuras 5, 6, 7 y 8 muestran estas respuestas impulso para los primeros 20 trimestres<sup>10</sup>.

Los valores del Cuadro I indican cambios porcentuales en las variables.

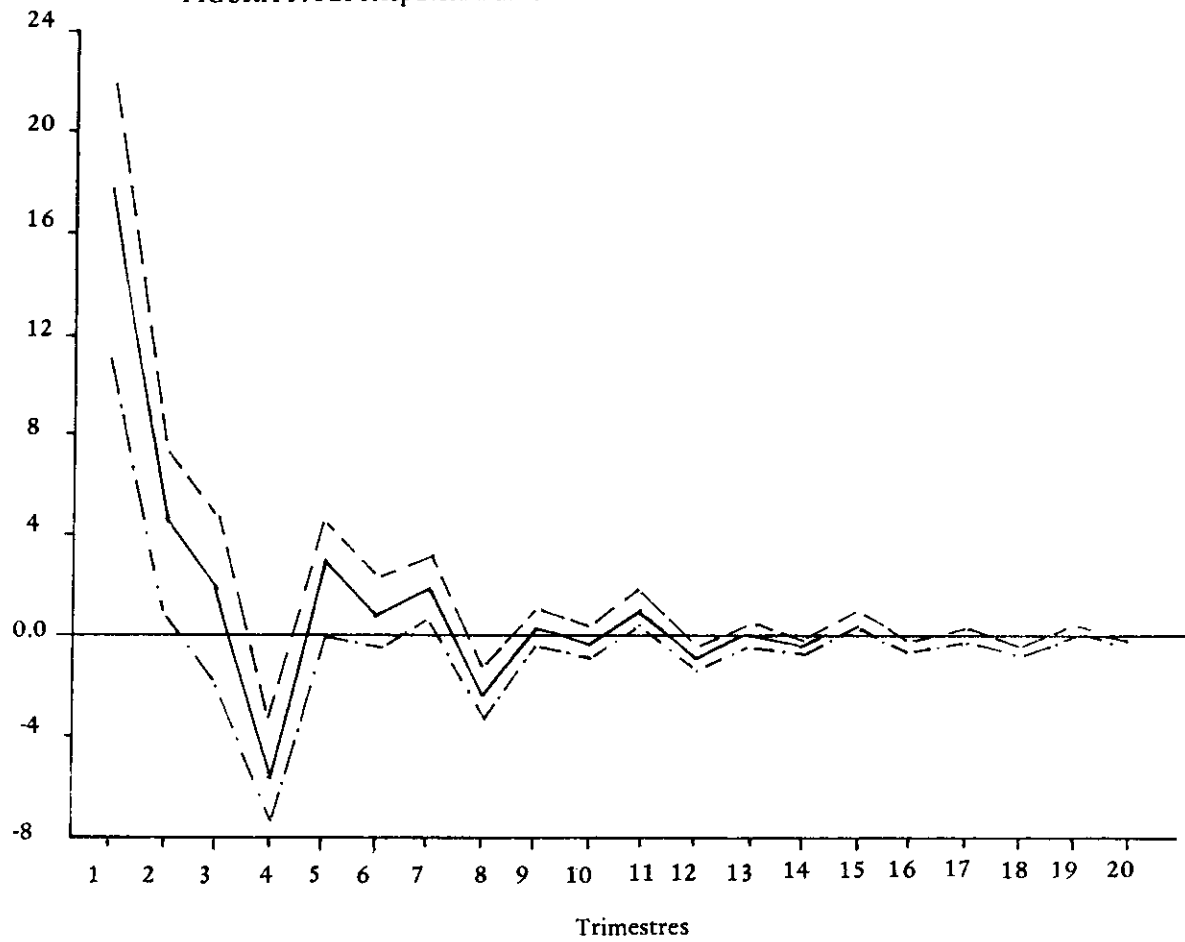
- (8) Los datos para el PBI y la inflación son los mismos que los descritos en los pies de página 2 y 29 respectivamente. Para chequear los resultados repetí el ejercicio usando una serie alternativa de PBI con datos de Mallon y Sourrouille (1975) para 1956-1968; Domenech (1987) para 1969 y datos del Banco Central a partir de 1970. Los resultados son casi exactamente los mismos.
- (9) De las ecuaciones del VAR se observa que la tendencia en el PBI cae en 1981:2 de 3,00 a 1,24. La tasa de inflación trimestral promedio es antes de 1971:1 igual a 1,03<sup>o</sup>/o y después igual a 5,46<sup>o</sup>/o.
- (10) Los gráficos también muestran un intervalo de confianza de dos desvíos standard. Estas bandas fueron construidas a partir de una serie de 500 simulaciones donde los valores del PBI y la inflación se obtuvieron a partir de extracciones al azar de una distribución normal bivariada con matriz de covarianzas igual a  $\Sigma$ . Si se repite la descomposición de Blanchard y Quah para cada una de las 500 réplicas obtenemos un set de respuestas impulso que nos permiten computar la desviación standard a cada lado del punto estimado. Este procedimiento, en consecuencia, no implica necesariamente simetría de los desvíos standard.

## CUADRO 1

## Respuestas impulso

Efectos en trimestre	Shock transitorio		Shock permanente	
	PBI	Inflación	PBI	Inflación
1	1.764	3.886	3.798	-1.827
2	0.476	1.462	1.919	-0.770
3	0.196	1.031	1.839	-0.564
4	-0.559	0.780	0.891	0.254
5	0.317	0.254	2.400	-0.191
6	0.083	0.115	1.975	-0.113
7	0.194	-0.004	2.159	-0.150
8	-0.239	0.127	1.506	0.126
9	0.050	0.028	2.008	-0.010
10	-0.024	0.023	1.873	0.009
11	0.115	-0.039	2.084	-0.074
12	-0.075	0.023	1.779	0.035
13	0.015	0.002	1.939	-0.002
14	-0.036	0.016	1.856	0.022
15	0.050	-0.017	1.991	-0.029
16	-0.022	0.005	1.870	0.009
17	0.012	-0.003	1.929	-0.005
18	-0.023	0.009	1.875	0.013
19	0.019	-0.006	1.941	-0.010
20	-0.008	0.002	1.895	0.003
21	0.009	-0.003	1.923	-0.005
22	-0.011	0.004	1.892	0.006
23	0.007	-0.002	1.921	-0.003
24	-0.004	0.001	1.903	0.002
25	0.005	-0.002	1.918	-0.003

FIGURA 5. PBI Respuesta a un shock de demanda





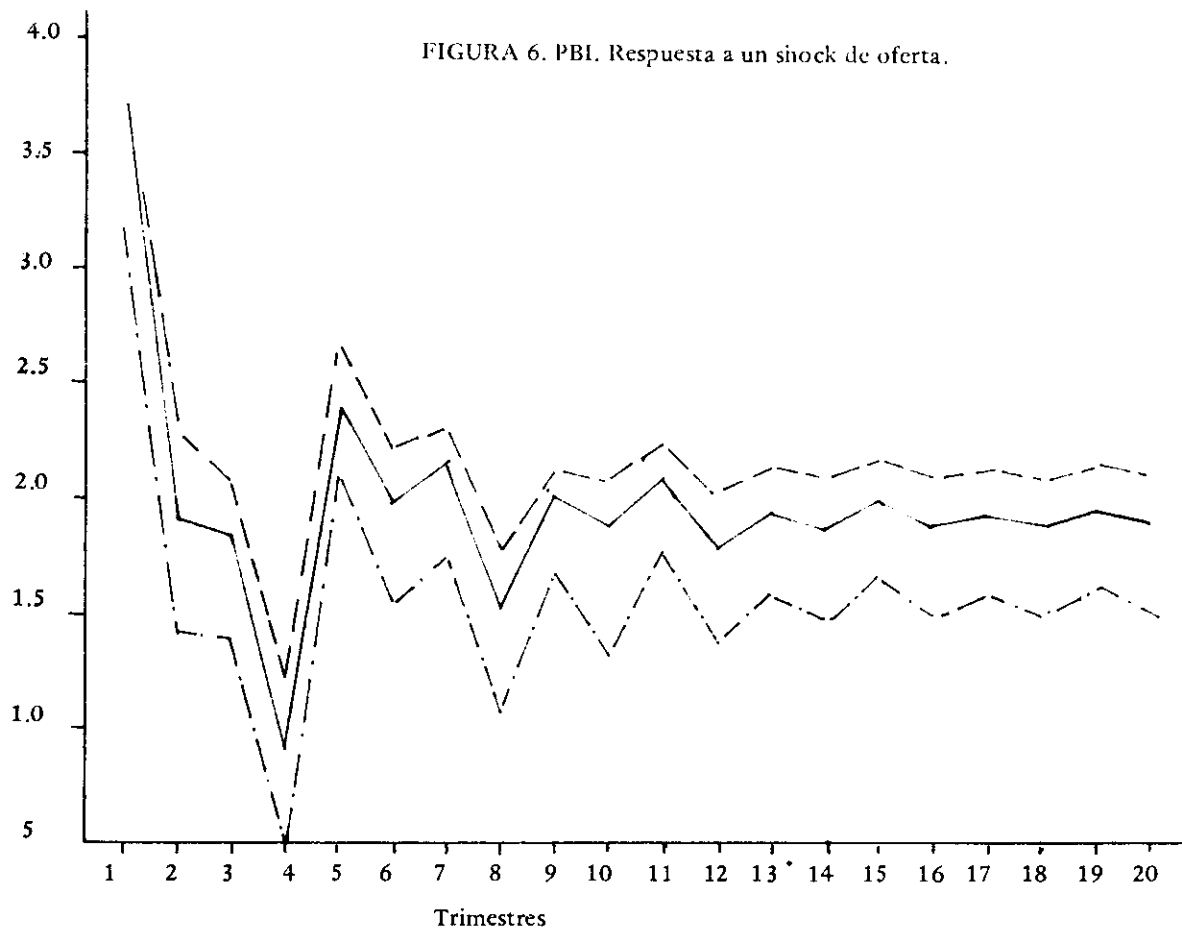
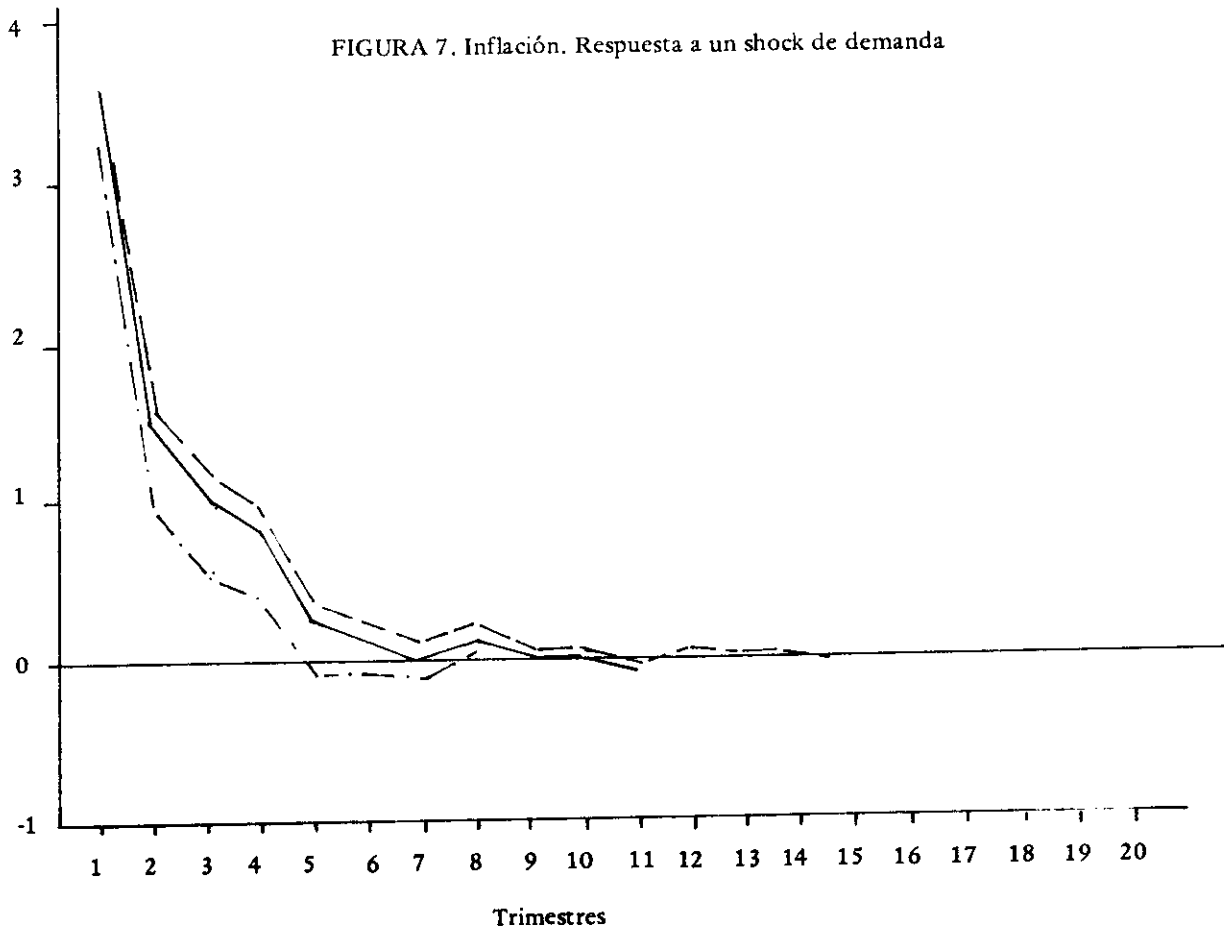
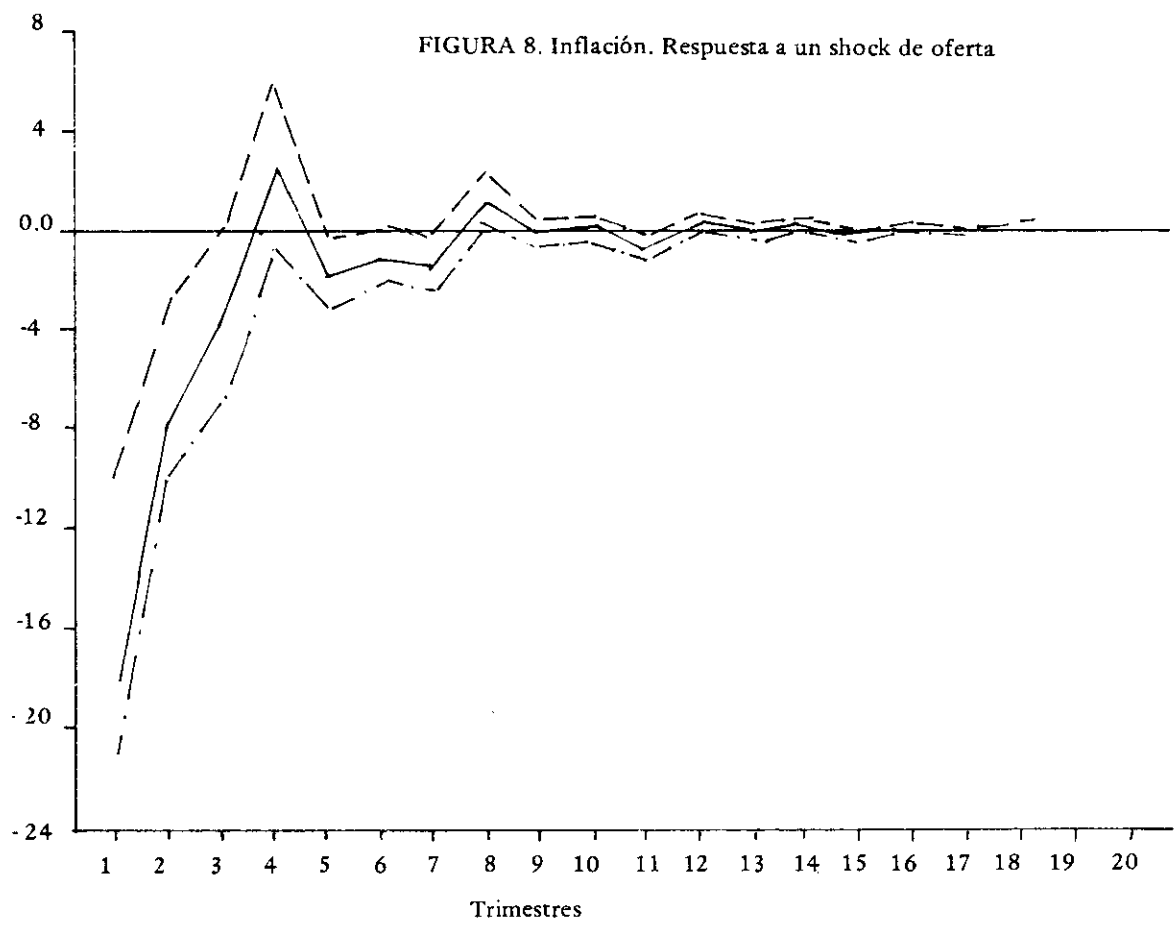


FIGURA 7. Inflación. Respuesta a un shock de demanda





Una correlación serial de primer orden negativa significativa para las diferencias del PBI (-0,416) genera un patrón oscilatorio y no una forma de "joroba" para las respuestas impulso del PBI.

Más precisamente los shocks de demanda tienen un pequeño y corto efecto sobre el PBI. En el primer trimestre un desvío standard en los shocks de demanda eleva el PBI un 1,760/o. En el segundo trimestre este efecto cae a 0,470/o, siendo 0,190/o en el tercero y -0,55 0/o en el cuarto, i.e. un año después de la implementación de un shock de demanda positivo el PBI cae a un nivel inferior del que hubiera tenido en ausencia de la expansión. Durante el segundo año los efectos son aún menores y nuevamente negativos en el último trimestre. Después los efectos se reducen rápidamente a cero<sup>1 1</sup>

Antes de discutir los efectos de los shocks de oferta vale la pena hacer una comparación con los resultados obtenidos para EE. UU. en estudios previos. Blanchard y Quah muestran que la respuesta del PBI a shocks de demanda tiene una forma de "joroba" aumentando de alrededor del 0,9 0/o a más del 1,20/o en el tercer y cuarto trimestre. A partir de ahí los efectos disminuyen lentamente y cuatro años después del shock inicial el PBI se encuentra todavía un 0,20/o sobre su valor inicial. Gali (1988) hace una descomposición más detallada distinguiendo shocks de oferta, shocks de oferta monetaria, shocks de demanda monetaria y shocks en la curva IS. Este último tiene un efecto inicial sobre el PBI en alrededor del 0,5 0/o aumentando en los primeros dos trimestres y medio y cayendo en forma estable de ahí en más. En el noveno trimestre los efectos son casi nulos.

Un desvío standard en un shock permanente aumenta el PBI 3,790/o en el primer trimestre. Este efecto cae a alrededor del 2 0/o en el segundo y tercero y a 0,89 0/o en el cuarto. Después el PBI oscila encontrando su valor estacionario en un 1,90/o por encima de su valor inicial. (Las series presentadas en el Cuadro I se estabilizan en 1,910 después de 40 trimestres).

Al comparar mi trabajo con los de Blanchard y Quah y Gali se observan otra vez notables diferencias en las características del PBI entre EE.UU. y Argentina. Blanchard y Quah puntualizan que las estimaciones muestran un despreciable efecto inicial de los shocks de

(11) Los shocks de demanda y oferta tienen por construcción un error standard de 1. El desvío standard para el producto en la muestra es de 4,31 0/o y para la inflación de 4,420/o.

oferta los cuales muestran también una suave forma de "joroba". La respuesta impulso alcanza un pico dos años y medio después del shock inicial con un valor del 0,80/o en la cima y se estabiliza en 0,60/o sobre el nivel inicial. Este trabajo difiere del de Evans (1987) quien encuentra una persistencia de 0,30/o en un modelo VAR (3) con el desempleo como variable de identificación<sup>12</sup>. Galí encuentra una persistencia ligeramente superior al 1 0/o. Estos resultados difieren sustancialmente de aquellos presentados por Campbell y Mankiw en su artículo del *Quarterly Journal of Economics* en 1988. A partir de un estudio univariado encuentran un grado de persistencia de alrededor del 1,70/o. Esta discusión revela la baja confianza y acuerdo en estos números. En general mi estudio para Argentina muestra, en consecuencia, un alto nivel de persistencia comparado al de EE. UU.

Los shocks de demanda tienen, como era de esperar, un efecto positivo sobre la inflación generando un 3,880/o de inflación durante el primer trimestre<sup>13</sup>. El efecto de los shocks de demanda sobre la inflación en el segundo trimestre es de alrededor del 1,460/o, 1,030/o en el tercero y 0,780/o en el cuarto. Después del cuarto trimestre el efecto disminuye rápidamente a cero.

Los shocks de oferta positivos tienen el efecto intuitivo de reducir la tasa de inflación un 1,830/o en el primer trimestre y un 0,760/o y 0,360/o en el segundo y tercero respectivamente. En el cuarto la inflación alcanza un pico, ligeramente superior a cero (0,210/o). El segundo año presenta un patrón similar al primero generando deflación en los tres primeros trimestres e inflación en el cuarto. Los efectos de los shocks de oferta sobre la inflación son no significativos después del noveno trimestre. (para detalles adicionales ver el Cuadro 1).

La descomposición de varianza se construye a partir del análisis de la representación de promedios móviles. Se define los errores de pronóstico k-trimestres adelante como la diferencia entre el producto k-períodos adelante y su valor esperado definido por la ecuación (2.1).

- (12) La naturaleza de la restricción de identificación es, no obstante, diferente en el artículo de Evans. La restricción de identificación está basada en asignarle prioridad causal a las diferencias del PBI.
- (13) 3,80/o puede parecer un número demasiado alto para inflación trimestral. (Implica una tasa anual de 16,090/o). Sin embargo este es un número enteramente razonable para Argentina (una vez eliminada la tasa promedio) donde la inflación ha estado bien por encima del 200/o anual en los últimos 18 años.

La descomposición de varianza computa que porcentaje de la varianza del pronóstico para k-trimestres adelante se debe a cada tipo de shock. En general:

$$y_k - E[y_k | I] = \sum_{j=0}^1 a_{11}(j) \epsilon_d(k-j) + \sum_{j=0}^1 a_{12}(j) \epsilon_s(k-j)$$

donde  $1 < k$ . Usando el hecho que  $\text{VAR}(\epsilon) = I$ :

$$V(y_k - E[y_k | I]) = \sum_{j=0}^1 a_{11}^2(j) + \sum_{j=0}^1 a_{12}^2(j)$$

El porcentaje de esta varianza explicado por la demanda (por ej.) es entonces:

$$\frac{\sum_{j=0}^1 a_{11}^2(j)}{\sum_{j=0}^1 a_{11}^2(j) + \sum_{j=0}^1 a_{12}^2(j)}$$

La descomposición de varianza tiene una única restricción que es la de llevar a cero el efecto de los shocks de demanda sobre el producto en el largo plazo. Esto no es sorprendente dado que el porcentaje de la varianza explicada en el largo plazo por los shocks de demanda es igual a:

$$\frac{\sum_{j=0}^{\infty} a_{11}^2(j)}{\sum_{j=0}^{\infty} a_{11}^2(j) + \sum_{j=0}^{\infty} a_{12}^2(j)}$$

lo que es igual a cero por la restricción de identificación.

El Cuadro 2 presenta los resultados de la descomposición de varianza para el PBI y la inflación, i.e. el porcentaje de la varianza del pronóstico de k-trimestres adelante de cada variable explicada por cada tipo de shock.

## CUADRO 2

## Descomposición de varianza

O/o de la varianza explicada por trimestre	PBI		Inflación	
	Transitorio	Permanente	Transitorio	Permanente
1	17.75	82.25	81.91	18.09
2	15.57	84.43	81.39	18.61
3	13.58	86.42	81.79	18.21
4	14.21	85.79	82.07	17.93
5	11.91	88.09	81.99	18.01
6	10.63	89.37	81.95	18.05
7	9.48	90.52	81.87	18.13
8	9.10	90.90	81.83	18.17
9	8.32	91.68	81.83	18.17
10	7.74	92.26	81.81	18.19
11	7.15	92.85	81.81	18.19
12	6.77	93.23	81.81	18.19
13	6.36	93.64	81.80	18.20
14	6.02	93.98	81.80	18.20
15	5.68	94.32	81.80	18.20
16	5.40	94.60	81.80	18.20
17	5.14	94.86	81.80	18.20
18	4.92	95.08	81.80	18.20
91	4.69	95.31	81.80	18.20
20	4.50	95.50	81.80	18.20
21	4.32	95.68	81.80	18.20
22	4.15	95.85	81.80	18.20
23	4.00	96.00	81.80	18.20
24	3.85	96.15	81.80	18.20
25	3.72	96.23	81.80	18.20

El porcentaje de la varianza del PBI explicada por shocks de demanda en el primer trimestre es igual a 17,75% siendo el resto explicado por los shocks de oferta. Con la excepción de un pequeño salto en el cuarto trimestre este porcentaje declina en forma estable alcanzando 10,63% en el sexto trimestre y 4,5% en el vigésimo.

Esto confirma los resultados discutidos previamente en el análisis de respuesta impulso donde encontramos que los shocks de oferta tienen un efecto más fuerte que los de demanda, aún en el corto plazo. Estos resultados contrastan con los de Blanchard y Quah y con los de Gali. Blanchard y Quah presentan cómputos alternativos de la descomposición de varianza dependiendo del tratamiento de un cambio en la tasa de crecimiento promedio del producto en 1973/1974 y de eliminar la tendencia del desempleo. Para los dos casos donde se consideró un cambio en el crecimiento del producto en 1973/1974 (i.e. con el desempleo con y sin tendencia) Blanchard y Quah encontraron que los shocks de demanda explican casi completamente el ciclo económico en el corto plazo. Mas precisamente, para los primeros cuatro trimestres el porcentaje de la varianza explicado por shocks de demanda es alrededor del 98 % o más. Este porcentaje cae lentamente y después de 40 trimestres es todavía un 39,3% para el caso del desempleo destendenciado y 50,4% para el caso de desempleo sin tendencia. Se obtienen valores menores cuando no se considera ninguna dummy que capte el quiebre. Con el desempleo con tendencia, el porcentaje de la varianza explicado por la demanda es 83,8% en el primer trimestre, 52,5% al final del segundo año y 18,7% después de 40 trimestres. Con desempleo sin tendencia las proporciones caen un 45%, 20% y 5%, respectivamente. Gali encuentra resultados similares a este último caso. En su artículo los shocks de demanda<sup>14</sup> explican en el primer trimestre sólo 31% de la varianza del producto. Después de 20 trimestres esta proporción se reduce a 5,2%.

La descomposición de varianza de la inflación es también ilustrativa. En este caso los shocks de demanda explican casi totalmente la varianza de la tasa de inflación siendo este porcentaje el 81% (excepto en el cuarto trimestre) para el conjunto entero de valores.

Los resultados que obtuve para Argentina dan lugar a una clara explicación. La macroeconomía argentina ha estado caracterizada

(14) Me estoy refiriendo a lo que él llama shocks de IS.



por repetidos y agresivos intentos de expansiones y contracciones de demanda<sup>15</sup>. Estas políticas de demanda alternantes (que entre otras cosas fueron relacionadas a la disponibilidad de divisas) han sido denominadas como el mecanismo de stop and go y han sido el hecho central que los economistas argentinos han utilizado para explicar el ciclo económico en la Argentina. Ver por ejemplo Braun y Joy (1968), Brodersohn (1974), Mallon y Sourrouille (1975), etc.

Los resultados de la descomposición de varianza que he realizado siembran serias dudas sobre la relevancia de estos argumentos. Como comenté previamente, los shocks de demanda, o transitorios, han tenido sólo un rol muy pequeño en la explicación del ciclo económico en la Argentina. Esto no debe aparecer extraño en un país con fluctuaciones tan pronunciadas en su demanda agregada. Un simple argumento siguiendo la línea del artículo clásico de Lucas de 1973 (Lucas, 1973) es suficiente para explicar porqué esto debió de haber sido así y porqué los resultados difieren de aquellos obtenidos para los Estados Unidos. Supongamos un mundo con incertidumbre donde los agentes económicos tienen que generar expectativas acerca de cambios en los precios relativos y en el nivel agregado de precios. Cambios en los precios relativos inducirán cambios en las variables reales mientras que cambios en el nivel de precios sólo generarán cambios en las variables nominales. Los agentes económicos, en un contexto de economía inestable, atribuirán una alta proporción de la variación en los precios que ellos observan a movimientos en el nivel de precios; esto en consecuencia reduce los posibles efectos expansivos de un aumento en la demanda agregada. Esta es la razón por la cual los shocks de demanda son más importantes en los Estados Unidos que en Argentina; lo cual también explica porque mis resultados difieren de los obtenidos en estudios previos para EE.UU. El hecho de que si uno abusa de las políticas de demanda, éstas llevan "el germen de su propia destrucción" es la principal lección del artículo de Lucas y ha sido subestimado por quienes ejecutaron la política económica en la Argentina en el período de postguerra.

(15) Algunos autores han tratado de asociar las expansiones de demanda con gobiernos democráticos y las reducciones de demanda con regimenes dictatoriales militares. Esta asociación aparece cuanto menos ambigua como veremos más claramente cuando computemos los componentes de demanda y oferta del PBI.

Por otro lado los shocks persistentes responden por casi la totalidad del ciclo económico en Argentina. La teoría del ciclo real debe ser entonces un mejor instrumento teórico para explicar y entender dichas fluctuaciones.

La inflación, por el contrario, está casi enteramente determinada por shocks de demanda. Parece ser razonablemente seguro argumentar que los shocks de demanda en Argentina han tenido sólo débiles efectos en el nivel agregado del producto real pero efectos directos y significativos en el nivel de inflación. Estos resultados son compatibles con modelos macroeconómicos sin rigideces de precios y siembran duda sobre la efectividad de la política de demanda para incrementar el nivel de producto. También niegan validez a la explicación tradicional del ciclo basada en contracciones y expansiones de demanda. Los economistas argentinos han estado a menudo confundidos por una correlación negativa entre el PBI y la inflación (por ejemplo  $-0,22$  para el subperíodo 2/1952 - 1/1970) y para explicarla han resaltado la relación entre las fluctuaciones del producto y el sector externo de la economía. Las expansiones del producto llevan a crisis en la balanza de pagos lo cual requiere una contracción en la demanda junto con la implementación de una devaluación inflacionaria lo cual, también se argumenta, genera una contracción adicional. (Ver por ejemplo, Díaz Alejandro (1966), Sidrausky (1968), Belozercowsky (1970)). Es sorprendente que los shocks de oferta, que pueden responder fácilmente por este hecho, no han sido seriamente considerados como los principales determinantes de las fluctuaciones del producto.

Finalmente podemos también computar las contribuciones relativas de las perturbaciones de demanda y oferta estimando lo que Blanchard y Quah llaman componentes de demanda y oferta del PBI y la inflación. Estos son los senderos temporales que las variables hubieran seguido en la ausencia de alguno de los shocks. Las figuras 9 y 10 muestran los componentes de demanda y oferta de la evolución del PBI. Abstrayéndonos del drift cada figura muestra la evolución del PBI estando ausente uno de los shocks (las figuras están expresadas en valores porcentuales). Varias características que resumen la discusión previa aparecen claras en estos dos gráficos. Es evidente el carácter estacionario de los shocks de demanda sobre el PBI (esto es consecuencia de la restricción de identificación) y la no estacionariedad de los shocks de oferta. Estos representan efectos permanentes y por lo tanto captu-

ran la no estacionariedad estudiada en el Apéndice. Está también claro que ambas series siguen un patrón fluctuante y en consecuencia ambas contribuyen a explicar las fluctuaciones del PBI. Finalmente está clara la diferencia en las contribuciones relativas a las fluctuaciones del producto de ambos shocks: el componente de demanda tiene un desvío standard de 1,99% mientras que el correspondiente valor para el componente de oferta es 5,40%.

Como los componentes de demanda son usualmente asociados con eventos de política he incorporado en la Figura 9 líneas verticales indicando algunos de los cambios más importantes en el Gobierno<sup>16</sup>. Los valores de los componentes de demanda y oferta se presentan en el Cuadro 3.

Cuadro 3

## Componentes de oferta y demanda del PBI

Trimestre	Demanda	Oferta	Trimestre	Dem.	Oferta	Trimestre	Deman.	Oferta
1953:1	1.06	4.20	1965:1	0.23	-2.35	1977:1	0.08	-10.31
:2	-0.01	0.63	:2	1.45	0.16	:2	-0.04	1.01
:3	-0.47	2.22	:3	0.53	-2.15	:3	1.67	0.36
:4	-1.25	2.38	:4	-0.71	-0.94	:4	-1.29	-0.08
1954:1	-0.92	3.95	1966:1	-2.31	-6.85	1978:1	-3.06	-11.81
:2	-0.20	0.98	:2	0.41	-2.02	:2	-1.75	-2.14
:3	1.13	0.84	:3	0.21	-2.98	:3	-0.38	-3.47
:4	-0.27	3.41	:4	0.39	-4.91	:4	0.27	-3.30
1955:1	0.98	8.58	1967:1	-1.94	-6.90	1979:1	-0.68	-3.97
:2	-0.31	4.98	:2	1.15	-0.44	:2	0.32	2.84
:3	-0.02	2.48	:3	-0.44	-5.47	:3	0.36	2.40
:4	-0.05	2.85	:4	-1.35	-9.11	:4	-2.44	4.11
1956:1	3.24	-1.62	1968:1	-2.55	-8.24	1980:1	-2.76	2.25
:2	-0.13	4.48	:2	0.24	-4.55	:2	-2.07	17.44
:3	0.02	6.35	:3	0.27	-5.12	:3	-1.42	4.74
:4	-1.10	3.28	:4	-0.01	-4.38	:4	-2.16	5.02
1957:1	1.10	4.48	1969:1	-1.61	-5.05	1981:1	-3.78	-2.77
:2	-0.20	1.04	:2	0.77	-0.96	:2	-0.01	-5.41
:3	1.79	7.45	:3	0.54	-0.95	:3	-1.94	-9.71
:4	-2.26	3.53	:4	-0.36	-0.64	:4	-0.90	-7.75

(16) No pude incluir todos debido al excesivo desorden que esto provocaría.

	Demanda	Oferta		Dem.	Oferta		Deman.	Oferta
Trimestre	Trimestre		Trimestre	Trimestre		Trimestre	Trimestre	
1958:1	-1.26	1.70	1970:1	-1.63	-2.37	1982:1	-3.31	-10.27
:2	1.38	6.64	:2	0.77	1.88	:2	-0.90	-14.80
:3	2.70	5.73	:3	0.74	-0.30	:3	3.29	-17.05
:4	2.44	4.46	:4	-0.01	-2.86	:4	1.67	-8.04
1959:1	2.63	0.51	1971:1	-2.18	-5.31	1983:1	0.02	-11.72
:2	-0.05	-1.83	:2	1.24	0.37	:2	-1.61	-9.15
:3	-2.93	-5.98	:3	1.46	-0.32	:3	3.39	-12.09
:4	-3.34	-8.81	:4	1.49	0.53	:4	3.80	-6.94
1960:1	-1.01	-7.53	1972:1	0.06	-6.56	1984:1	1.74	-10.67
:2	1.49	-0.12	:2	0.72	-0.65	:2	1.34	-7.15
:3	1.22	-0.81	:3	0.57	-0.01	:3	3.14	-9.88
:4	-0.39	0.92	:4	0.74	0.72	:4	3.90	-3.49
1961:1	-1.90	-4.74	1973:1	0.42	-5.60	1985:1	3.32	-12.45
:2	1.64	7.90	:2	0.31	0.80	:2	7.27	-16.90
:3	1.07	1.30	:3	-0.97	-0.07	:3	-6.87	-8.16
:4	-0.61	-0.47	:4	-0.26	2.69	:4	-3.06	1.20
1962:1	-2.15	0.77	1974:1	-1.44	-3.83	1986:1	-4.72	-2.94
:2	1.76	0.66	:2	1.63	1.99	:2	2.84	-5.61
:3	-0.07	-6.71	:3	0.49	0.88	:3	-0.88	-2.33
:4	-2.21	-10.69	:4	1.51	2.96	:4	-0.32	2.95
1963:1	-3.56	-11.37	1975:1	-1.54	-4.23	1987:1	-3.34	-0.85
:2	-0.24	-8.71	:2	3.62	-2.52	:2	-0.76	1.39
:3	-0.01	-12.97	:3	2.65	-7.36	:3	1.38	-2.80
:4	1.41	-9.35	:4	-0.41	-2.66	:4	2.38	1.76
1964:1	-0.80	-8.94	1976:1	5.86	-16.53	1988:1	0.63	-0.72
:2	1.26	-4.04	:2	-0.17	-3.57			
:3	0.52	-2.63	:3	-0.61	-4.57			
:4	-0.52	-7.15	:4	-3.84	-0.58			

La evolución de las fluctuaciones en el producto debido a los shocks de demanda, tal como se muestra en la Figura 9 y en el Cuadro 3, es claramente consistente con la literatura tradicional sobre el ciclo económico en Argentina.

Al analizar la Figura 9 y el Cuadro 3 se observan ciclos recurrentes de expansiones y contracciones de demanda.<sup>17</sup>

(17) Para analizar los shocks de demanda, el uso de la Figura 11 sería más apropiado dado que los shocks de demanda afectan principalmente a la tasa de inflación y no al PBI. No obstante, debido al hecho que estamos básicamente interesados en la evolución del PBI y que las conclusiones no cambian con la Figura que usemos se utilizó la Figura 9 en el texto.

Los períodos expansionistas distinguibles son:

- a) El primer año del gobierno de Frondizi (2/58-1/59)
- b) Los primeros dos años del gobierno de Illia (4/63-3/65)
- c) El gobierno del Gral. Lanusse (1/71-2/73)
- d) El gobierno de Isabel Perón (2/74-1/76)
- e) El gobierno del Gral. Bignone (3/82-4/83)
- f) El primer año y medio del gobierno de Alfonsín (1/84-2/85)

Por otro lado los períodos distinguibles de contracción de demanda son:

- a) El período posterior al programa de estabilización de 1952 (1/53-2/54)
- b) La recesión de 1959 durante el gobierno de Frondizi (2/59-1/60)
- c) El gobierno de Guido (2/62-2/63)
- d) El gobierno del Gral. Onganía (3/66-2/70) <sup>18</sup>
- e) El gobierno del Gral. Levingston (2/70-1/71)
- f) El gobierno del Gral. Videla (2/76-4/80)
- g) El Plan Austral (3/85-2/87) <sup>19</sup>

Aunque los hechos previos son consistentes con estudios previos del ciclo en Argentina, el lector debe tener en cuenta que estos cambios en la demanda sólo responden por una muy pequeña proporción de las fluctuaciones del producto, siendo mucho más importantes en la determinación de la tasa de inflación.

Los componentes de oferta del PBI presentados en el Cuadro 3 y la Figura 10 conforman una serie no estacionaria que sigue un patrón aleatorio y en consecuencia más difícil de asociar con eventos de política. Adicionalmente la no estacionariedad y los efectos permanentes de la serie hacen a la interpretación menos intuitiva. Abstrayéndonos del drift el PBI (la demanda ausente) presenta largos strings de valores positivos y negativos. Las primeras 28 observaciones están principalmente caracterizadas por valores positivos que cambian en su mayoría a negativos durante los años 60. Los 70 muestran un patrón inestable fluctuando hacia valores claramente negativos hacia el principio de la crisis de la deuda en 1981.

(18) Esto es más evidente si miramos la Figura 11 o el Cuadro IV. Ver pie de pág. (17)

(19) Para un análisis más cuidadoso del Plan Austral ver la correspondiente subsección al final de esta Sección.

El Cuadro 4 muestra los componentes de demanda y oferta de la inflación eliminada la media. Las correspondientes figuras son las 11 y 12. (Como antes los valores se expresan en porcentajes).

Cuadro 4

## Componentes de demanda y oferta de la inflación

Trimestre	Demana.	Oferta	Trimestre	Dema.	Oferta	Trimestre	Dem.	Oferta
1953:1	2.24	-1.95	1965:1	2.24	-1.90	1977:1	-4.06	1.43
:2	0.20	-0.14	:2	3.03	-2.56	:2	-1.90	-2.76
:3	-0.74	-0.53	:3	0.68	-0.86	:3	0.18	-2.56
:4	-1.71	-0.53	:4	-0.40	-1.12	:4	-0.92	-1.41
1954:1	-2.89	-0.89	1966:1	-3.71	2.13	1978:1	-6.76	4.08
:2	-1.40	0.47	:2	0.05	0.06	:2	-3.43	0.15
:3	1.17	0.75	:3	-0.97	0.04	:3	-4.15	0.00
:4	-0.74	-0.58	:4	-0.94	0.98	:4	-2.52	-0.10
1955:1	2.55	-2.98	1967:1	-2.42	1.49	1979:1	-1.78	-0.43
:2	0.66	-1.14	:2	2.09	-1.54	:2	0.80	-3.05
:3	-0.68	0.63	:3	-0.97	0.58	:3	0.88	-2.63
:4	0.98	0.75	:4	-4.64	2.40	:4	-5.91	-2.64
1956:1	6.18	2.96	1968:1	-3.66	1.60	1980:1	-5.66	-1.14
:2	0.49	-0.41	:2	-1.32	-0.32	:2	-5.41	0.03
:3	0.86	-1.89	:3	-1.18	-0.59	:3	-6.83	-1.15
:4	-1.08	-0.27	:4	-1.15	-1.03	:4	-6.87	-1.07
1957:1	0.15	-0.72	1969:1	-1.81	-0.52	1981:1	-9.48	2.73
:2	-0.64	1.31	:2	1.49	-2.01	:2	-1.82	3.92
:3	2.19	-1.54	:3	0.83	-1.78	:3	-6.43	5.30
:4	-2.58	0.03	:4	-1.77	-1.38	:4	-4.79	3.31
1958:1	-3.53	1.21	1970:1	-1.65	-0.09	1982:1	-5.56	2.86
:2	3.82	-1.37	:2	1.52	-1.67	:2	-4.50	3.97
:3	2.66	-0.71	:3	0.82	-0.50	:3	6.33	3.92
:4	5.88	-0.04	:4	-0.80	1.06	:4	1.80	-1.20
1959:1	8.83	1.84	1971:1	-2.68	2.11	1983:1	2.38	-0.26
:2	2.80	3.05	:2	2.67	-0.64	:2	1.26	-1.50
:3	-4.58	4.38	:3	2.57	-0.75	:3	7.28	-0.11
:4	-6.31	4.76	:4	1.94	-1.12	:4	8.23	-1.77
1960:1	-4.99	2.79	1972:1	3.36	2.24	1984:1	4.52	-0.06
:2	-0.91	1.86	:2	2.91	-0.18	:2	8.81	-1.21
:3	0.68	-2.17	:3	2.21	-0.88	:3	9.88	0.00
:4	0.18	-2.68	:4	1.54	-1.07	:4	9.45	-2.47

	Demanda Oferta			Dem.	Oferta		Deman.	Oferta
Trimestre	Trimestre							
1961:1	-2.20	0.59	1973:1	2.07	1.72	1985:1	9.76	1.69
:2	3.25	-4.45	:2	1.28	-0.89	:2	19.97	4.27
:3	1.13	-1.15	:3	-1.38	-0.69	:3	-9.82	-0.56
:4	-2.32	0.67	:4	-0.51	-1.71	:4	-4.68	-5.27
1962:1	-1.95	-0.04	1974:1	-3.20	1.24	1986:1	-6.70	-3.35
:2	3.20	0.59	:2	2.05	-0.92	:2	-6.18	-1.16
:3	-1.65	3.62	:3	1.30	-0.60	:3	-2.13	-1.56
:4	-6.03	5.03	:4	2.45	-1.19	:4	-3.19	-3.17
1963:1	-5.34	4.36	1975:1	-0.51	2.00	1987:1	-3.05	-1.03
:2	-2.96	1.88	:2	7.48	1.57	:2	-4.73	-1.54
:3	-3.28	2.52	:3	7.25	-3.29	:3	1.89	0.88
:4	0.64	0.06	:4	-1.50	0.70	:4	2.32	-0.74
1964:1	0.02	-0.67	1976:1	17.40	6.11	1988:1	2.99	0.14
:2	2.84	-2.80	:2	1.64	-0.43			
:3	2.49	-3.35	:3	-1.81	-1.30			
:4	-2.01	-0.31	:4	-2.15	-2.77			

Los componentes de demanda de la inflación son también ilustrativos de la macroeconomía argentina mostrando claramente los programas de estabilización implementados durante el período: la estabilización de los años finales del régimen peronista (1/53-3/55); la estabilización implementada por el ministro de Economía Alsogaray (3/59); el Presidente Guido (1/62-4/63) y los Ministros de Economía: Krieguer Vasena (3/67-1/69), Martínez de Hoz (1/76-1/81) y J.V. Sourrouille (3/85)<sup>20</sup>. Se muestra también una fuerte aceleración en la inflación durante el primer año del gobierno de Frondizi, un suave incremento durante el gobierno del Dr. Illia y un fuerte aumento durante la presidencia del Gral. Lanusse. Se revela el incremento hacia un pico hiperinflacionario en el primer trimestre de 1976 durante el último gobierno peronista. Está también claro el fuerte incremento en la demanda durante los últimos tres años del régimen militar y el primer año y medio de la administración de Alfonsín que generó un pico hiperinflacionario en el segundo trimestre de 1985.

(20) Ver pie de página (19)

Finalmente la Figura 12 y el Cuadro 4 muestran el (pequeño) efecto de los shocks de oferta sobre la tasa de inflación (La diferencia de escala es también distinguible, aunque en la dirección opuesta que aquella para el PBI). Al considerar los efectos de los shocks de oferta sobre la inflación es importante analizar si las condiciones macroeconómicas fueron favorables o no al momento de la implementación de la política. Entre los años incluidos en nuestra muestra, los años 1959/60, 1962/63, 1966/68, 1974/75, 1978, 1981/82 y 1985 aparecen especialmente desfavorables para los intentos de estabilización. Por otro lado los años 1960/62, 1964/65, 1969/70, 1979/80 y 1986 fueron favorables, del lado de la oferta, para lograr la estabilización de precios.

### II.1. Una disgresión sobre el Plan Austral

Al chequear el Cuadro 3 y 4 para el período del Plan Austral surgen algunas dudas sobre la especificación del modelo. El Cuadro 3 muestra un 14,14% de reducción en el componente de demanda del PBI entre el segundo y tercer trimestre de 1985, lo que parece a todas luces muy alto (por otro lado los efectos de los shocks de oferta son claramente consistentes con aquellos de una economía de frente a una hiperinflación). Este resultado puede ser una consecuencia de la mala especificación del modelo para este período debido al hecho de la exitosa implementación de una política de ingresos. Presento ahora los resultados de correr el modelo con una dummy en 1985: 3<sup>21</sup>

Las formas de las dos respuestas impulso del PBI casi no cambian pese a que los efectos de los shocks de demanda aumentan ligeramente. El efecto permanente de un shock de oferta aumenta de 1,9% a 2,1%.

Las respuestas impulso para la inflación se achatan considerablemente para ambos tipos de shocks. El pico sobre cero en el caso de shock de oferta desaparece.

La descomposición de varianza cambia, reflejando el mayor poder explicatorio sobre el PBI (y el menor sobre la inflación) de los shocks de demanda. Vale la pena presentar los nuevos valores.

(21) Nótese que esta nueva especificación es equivalente a postular que la tasa media de inflación cambió para el tercer trimestre de 1985. Otras alternativas no cambian los resultados de manera importante.



FIGURA 9. PBI. PFluctuaciones debidas a la demanda

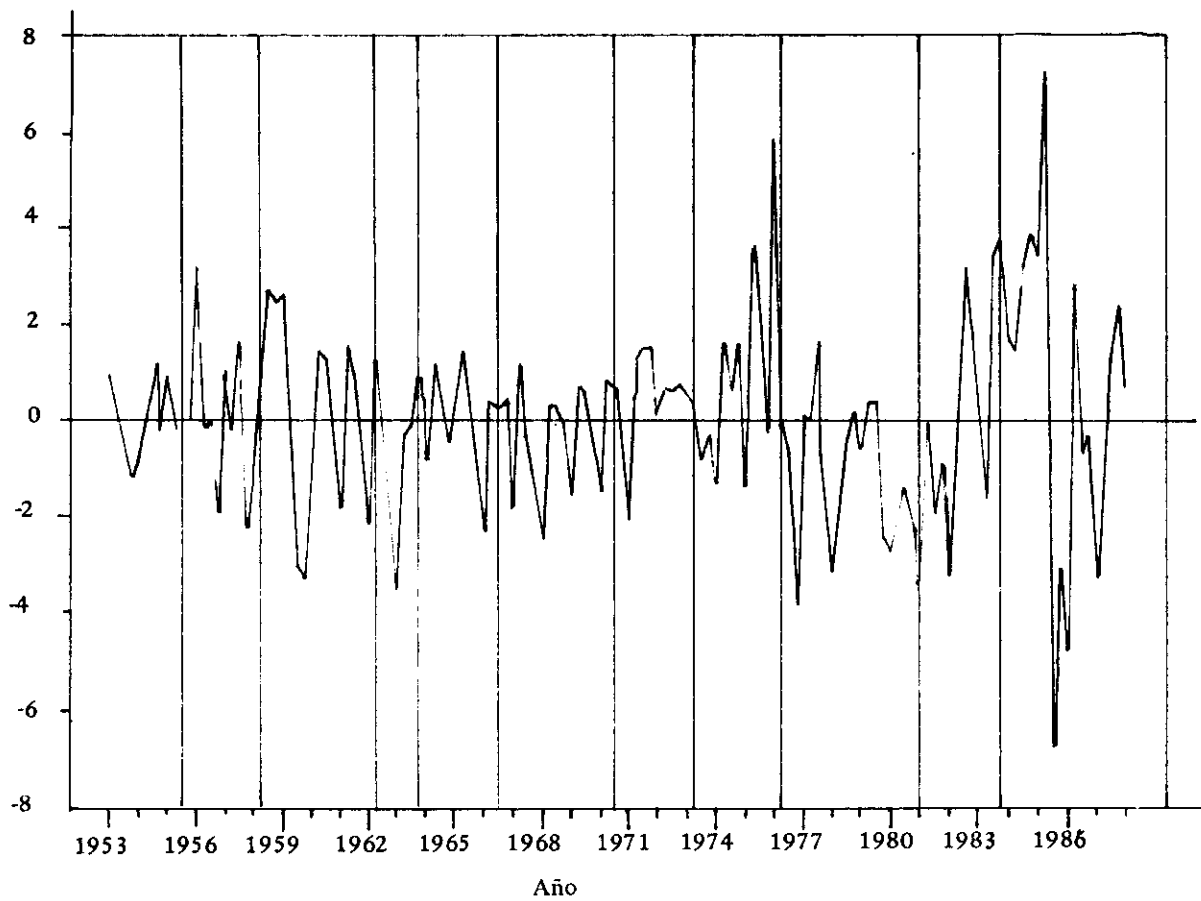


FIGURA 10. PBI. Fluctuaciones debidas a la oferta

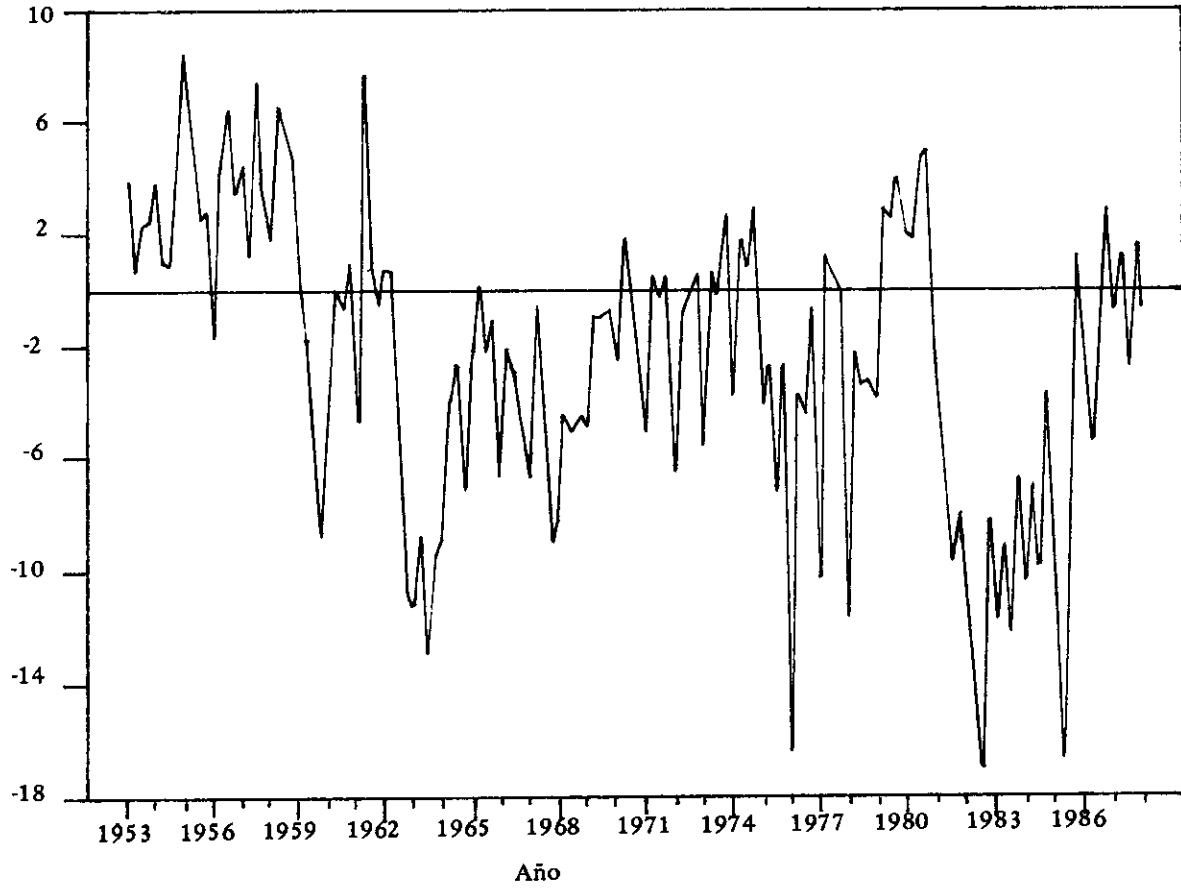


FIGURA 11. Inflación. Fluctuaciones debidas a la demanda

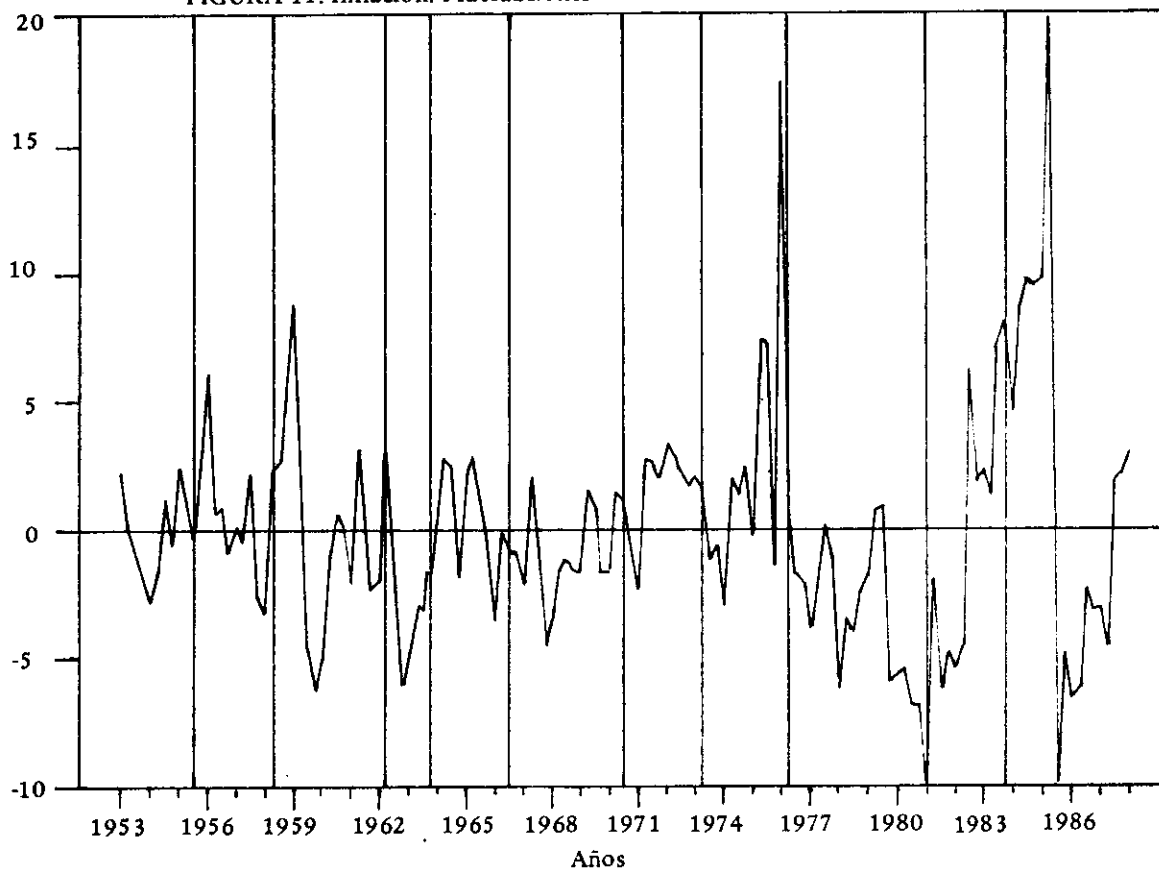
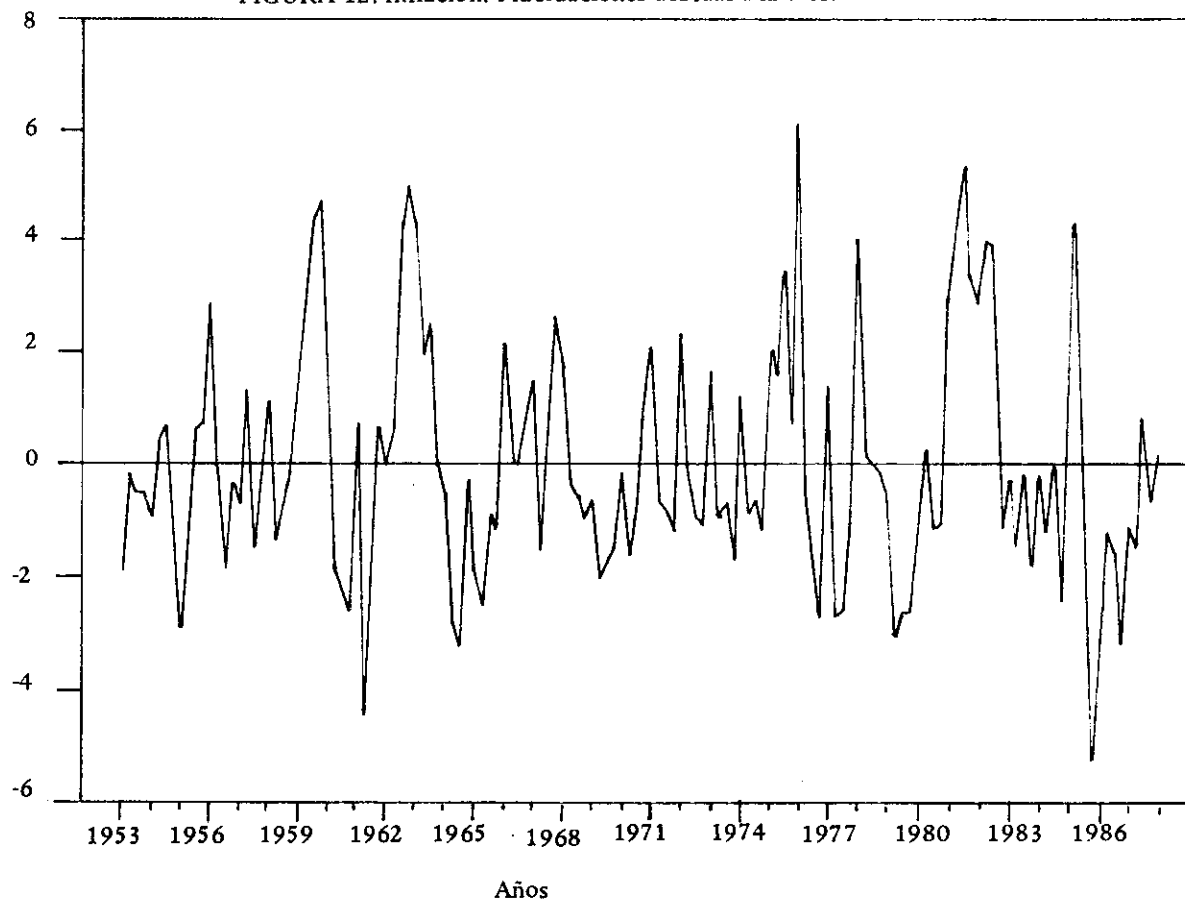


FIGURA 12. Inflación. Fluctuaciones debidas a la oferta



Cuadro 5

## Descomposición de varianza (con una dummy en 1985:3)

O/o de varianza explicada por trimestre	PBI		Inflación	
	Transitorio	Permanente	Transitorio	Permanente
1	33.07	66.93	63.86	36.14
2	30.42	69.58	62.22	37.78
3	27.33	72.67	61.72	38.28
4	26.64	73.36	65.19	34.81
5	22.64	77.36	65.35	34.65
6	20.14	79.86	65.45	34.55
7	17.96	82.04	65.06	34.94
8	16.87	83.13	65.30	34.70
9	15.30	84.70	65.34	34.66
10	14.09	85.91	65.39	34.61

Como antes, la contribución de los shocks de demanda a las fluctuaciones del PBI caen a cero en el largo plazo.

Los componentes de demanda y oferta del PBI y la inflación no cambian significativamente excepto para el período del Plan Austral. Los valores obtenidos después de incluir la dummy en el tercer trimestre de 1985 son:

Cuadro 6

## Componentes de demanda y oferta del PBI y la inflación

Trimestre	PBI		Inflación	
	Demanda	Oferta	Demanda	Oferta
1985:1	4.04	-6.54	8.43	1.00
:2	9.09	-11.90	16.20	6.01
:3	2.90	-10.92	9.86	5.90
:4	2.52	0.36	6.92	-2.34

Trimestre	PBI		Inflación	
	Demanda	Oferta	Demanda	Oferta
1986:1	-2.05	-2.62	3.95	-3.04
:2	2.58	-4.65	3.05	-2.38
:3	1.81	-3.92	3.60	-2.04
:4	1.77	1.59	1.20	-4.30
1987:1	-2.30	-1.23	-0.01	-2.46
:2	-1.27	1.77	-1.41	-3.98
:3	2.15	-3.50	2.62	0.24
:4	3.29	0.90	2.46	-1.30
1988:1	1.15	-0.90	2.33	-0.17

La caracterización implicada por el Cuadro 6 parece ser mucho más razonable que los resultados presentados en los Cuadros 3 y 4. Una fuerte contracción en la demanda agregada fue implementada en el tercer trimestre de 1985 pero no suficiente para eliminar su naturaleza expansiva. La transición hacia un nivel más bajo de inflación parece haber mejorado considerablemente el lado de la oferta de la economía y ayudado, en consecuencia, a lograr la caída de la inflación. El resto de los números no merece comentarios.

### III. Resumen y Conclusiones

El objetivo de este trabajo ha sido discutir las propiedades de la evolución del PBI en la Argentina. El análisis tradicional que considera la existencia de una tendencia estacionaria fue discutido en la Introducción donde remarqué el hecho que la respuesta impulso de un modelo ARMA ajustado a la serie del PBI destendenciado tiende a cero. La visión alternativa de estacionariedad en diferencias o raíz unitaria en el PBI es analizada y testeada en el Apéndice. En esa Sección computo el estadístico Phillips Z como es descripto en Phillips-Perron (1988), y tests de Dickey -Fuller aumentados para el PBI. Estos tests son incapaces de rechazar la hipótesis de una raíz unitaria. El análisis de Pe-

ron (1988) para la inflación como una serie con un cambio en la media permite rechazar la hipótesis de una raíz unitaria en dicha serie.

En la Sección II realicé la descomposición de Blanchard-Quah para el PBI, i.e. en shocks permanentes y transitorios, utilizando a la inflación como variable de identificación. Se realiza un análisis de los impulsos, de descomposición de varianzas y se describen los componentes del PBI.

La conclusión más importante corresponde a la interpretación del ciclo económico en la Argentina. Las explicaciones que acentúan el lado de la demanda parecen haber sobreestimado peligrosamente el impacto de las políticas de demanda sobre el producto real. Sólo alrededor del 10% de las fluctuaciones del PBI le pueden ser atribuidas. La comparación con estudios previos para los Estados Unidos está completamente en línea con razonamientos del tipo de la curva de oferta de Lucas, y da mayor validez a la Teoría del Ciclo Real frente a aquellas explicaciones heynesianas más tradicionales en la interpretación de las fluctuaciones del producto real en la Argentina.

Los economistas en Argentina han sido bastante reacios a abandonar la vieja ortodoxia keynesiana. Han sido confundidos, entonces, por la correlación negativa existente entre el PBI y la inflación (y han dado todo tipo de historias; convincentes y no convincentes, sobre la materia), correlación que puede ser fácilmente explicada por un modelo con fluctuaciones originadas del lado de la oferta. Si las explicaciones simples de los hechos empíricos tienen prioridad sobre aquellas más complejas, este trabajo puede constituir una prueba convincente para que los shocks de oferta sean tenidos seriamente en cuenta como el determinante más importante de las fluctuaciones en la actividad real.

Nuestra tarea es ahora entender de donde provienen estos shocks (i.e. si se corresponden con la visión de Prescott (1986) de shocks aleatorios sobre una función de producción agregada o alguna otra cosa) y luego, formular políticas económicas apropiadas que puedan ayudar a terminar con años de inestabilidad macroeconómica y débil performance de las variables reales.

## Tests de raíces unitarias

La idea del PBI como un proceso caracterizado por una raíz unitaria, ha sido progresivamente establecida como una descripción más apropiada de la realidad. La visión tradicional del producto fluctuando alrededor de una tendencia determinística estable aparece menos y menos aceptable como caracterización de la evolución del ingreso. Ha estado en la mira de diferentes economistas el formular test estadísticos con el fin de confrontar ambas visiones alternativas. Este fue el logro inicial de Nelson y Plosser en su importante artículo de 1982.

Como se ve en la Sección II y tal como Nelson y Plosser correctamente puntualizaron (1982, p. 140), si el PBI presenta una raíz unitaria, analizar el producto agregado como caracterizado por una tendencia determinística generaría errores de especificación en todos los modelos basados en los residuos de la tendencia acarreado una bien conocida variedad de problemas<sup>22</sup>.

Antes de aplicar los tests propuestos en Phillips y Perron (1988) vale la pena resumir brevemente la naturaleza del problema tal como fue presentado en Nelson y Plosser (1982).

El modelo de estacionariedad en tendencia de la evolución del PBI puede ser escrito como

$$y_t = \alpha + \beta t + c_t \quad (\text{A.1})$$

donde:

$$\phi(L) c_t = \psi(L) u_t$$

$$u_t \sim \text{iid} (0, \sigma_u^2)$$

El caso de estacionariedad en diferencias tiene la formulación alternativa:

$$(1-L)y_t = \mu + d_t \quad (\text{A.2})$$

(22) Este tipo de error estaría presente, por ejemplo, en un clásico artículo sobre el ciclo en Argentina: Brodersohn (1974).



donde:

$$\delta(L) d_t = \lambda(L) u_t$$

$$u_t \sim \text{iid}(0, \sigma_u^2)$$

Para observar la diferencia recordar que este segundo proceso (A.2) puede también ser escrito como:

$$y_t = y_0 + \beta_t + \sum_{j=1}^t d_j \quad (\text{A.3})$$

el cual difiere de (A.1) porque el último término en (A.3) no es necesariamente estacionario como lo es  $c_t$ . Con el fin de distinguir aún más los dos procesos seguimos a Nelson y Plosser. Diferenciando (A.1) tenemos:

$$\begin{aligned} (1-L)y_t &= \beta + (1-L)c_t \\ (1-L)y_t &= \beta + (1-L) \phi(L)^{-1} \theta(L)u_t \\ \phi(L) [(1-L)y_t] &= \beta \phi(L=1) + (1-L)\theta(L)u_t \end{aligned} \quad (\text{A.4})$$

i.e. mostrando la existencia de una raíz unitaria en el proceso MA para la variable  $[(1-L)y_t]$ : diferenciadas en el PBI. Escribiendo el modelo de estacionariedad en diferencias (A.2) en niveles tenemos:

$$\delta(L) (1-L)y_t = \beta \delta(L=1) + \lambda(L)u_t \quad (\text{A.5})$$

i.e. con una raíz unitaria en el proceso AR para la variable  $y_t$ .  
Ahora considérese estimar:

$$z_t = \rho z_{t-1} + \mu + u_t \quad (\text{A.6})$$

y testear para  $\rho = 1$ . El procedimiento de mínimos cuadrados es consistente bajo supuestos generales pero si el verdadero valor de  $\rho$  es uno, Dickey y Fuller (Fuller, 1976) encontraron que la distribución real del

estimador OLS se encontraba en este caso desplazada hacia el rechazo de la hipótesis nula. Ellos determinaron la distribución asintótica del estimado minimocuadrático y tabularon (usando una simulación de Monte Carlo) los valores críticos necesarios para la inferencia<sup>2 3</sup>.

Lo que Nelson y Plosser propusieron entonces fue comparar un proceso de estacionariedad en tendencia con desviaciones AR de primer orden y un camino aleatorio en drift. Ambos casos especiales de:

$$z_t = \alpha + \beta t + u_t / (1 - \phi L) \quad (\text{A.7})$$

o,

$$z_t = \phi z_{t-1} + (\alpha(1 - \phi) + \phi\beta) + \beta(1 - \phi)t + u_t \quad (\text{A.7}')$$

Si el modelo de estacionariedad en diferencias es correcto  $\phi = 1$  y (A.7) se reduce a (A.6) con  $\rho = 1$ . Si la estacionariedad en tendencia es el verdadero modelo,  $|\phi| < 1$ . En el caso extremo de  $\phi = 0$  (A.7) se reduce a (A.1). Nelson y Plosser sugirieron correr la siguiente regresión:

$$z_t = \mu + \rho z_{t-1} + \gamma t + u_t$$

y testarla para  $\rho = 1$  y  $\gamma = 0$  lo que resulta equivalente a testarla para  $\phi = 1$  en (A.7). Con el fin de testear esta hipótesis es utilizada la distribución de Dickey-Fuller<sup>2 4</sup>. Nelson y Plosser no fueron capaces de rechazar la hipótesis de estacionariedad en diferencias en los datos referidos a los Estados Unidos.

La distribución original de Dickey-Fuller requiere el supuesto de homoscedasticidad de las innovaciones del proceso considerado. Con el fin de salvar este problema Dickey-Fuller (1979) sugirieron que un test modificado podría pasar por alto la heteroscedasticidad y constituiría un test válido de raíces unitarias. Más precisamente, probaron que el test ampliado de Dickey-Fuller<sup>2 5</sup> genera para  $\rho$  la misma distribución asintótica de Dickey-Fuller que en el caso homoscedástico. Un

(23) La distribución asintótica del estadístico  $T(\rho-1)$  está dada por:

$$1/2 \left( \int_0^1 W(a)^2 da \right)^{-1} (W(1)^2 - 1) \quad (\text{Phillips, 1987, Teorema 3.1}).$$

(24) Nelson y Plosser sólo testearon para  $\rho = 1$  debido a que no consideraron en su modelo la posibilidad de  $\rho = 1$  y  $\gamma \neq 0$ . Para una discusión más extensa del asunto ver Nelson y Plosser (1982).

(25) El cual consiste en incorporar al modelo valores rezagados de las variables endógenas. Por ejemplo corriendo la siguiente regresión:

$$\Delta y_t = \alpha + \beta t + \rho y_{t-1} + \sum_{i=1}^p d_i \Delta y_{t-1} + \epsilon_t$$

enfoque alternativo fue dado por Phillips (1987) y por Phillips y Perron (1988). La idea en estos trabajos consistió en modificar el coeficiente de OLS y el estadístico t con el fin de generar un estimador que tuviera asintóticamente la misma distribución de Dickey-Fuller.

Los estadísticos modificados propuestos por Phillips (1987) y Phillips y Perron (1988) corresponden a dos modelos posibles. El primer modelo es:

$$y_t = \hat{\mu} + \hat{\alpha}y_{t-1} + \hat{u}_t \quad (\text{A.8})$$

donde deseamos testear  $\hat{\alpha} = 1$ . El segundo modelo es:

$$y_t = \tilde{\mu} + \tilde{\beta}(t - .5T) + \tilde{\alpha}y_{t-1} + \tilde{u}_t \quad (\text{A.9})$$

donde queremos testear  $\tilde{\alpha} = 1, \tilde{\beta} = 0$ . Los estadísticos modificados propuestos en Phillips y Perron (1988) son para el modelo (A.8):

$$Z(\hat{\alpha}) = T(\hat{\alpha} - 1) - \lambda/\bar{m}_{yy} \quad ; \quad Z(\hat{t}_{\hat{\alpha}}) = (\hat{s}/\hat{\sigma}_{T1})t_{\hat{\alpha}} - \hat{\lambda}'\hat{\sigma}_{T1}/m_{yy}^{-1/2}$$

$$Z(\hat{t}_{\hat{\mu}}) = (\hat{s}/\hat{\sigma}_{T1})t_{\hat{\mu}} + \hat{\lambda}'\hat{\sigma}_{T1}m_y/m_{yy}^{-1/2}m_{yy}^{1/2}$$

y para el modelo (A.9):

$$Z(\tilde{\alpha}) = T(\tilde{\alpha} - 1) - \tilde{\lambda}/M \quad ; \quad Z(\tilde{t}_{\tilde{\alpha}}) = (\tilde{s}/\tilde{\sigma}_{T1})t_{\tilde{\alpha}} - \tilde{\lambda}'\tilde{\sigma}_{T1}/M^{1/2}$$

$$Z(\tilde{t}_{\tilde{\mu}}) = (\tilde{s}/\tilde{\sigma}_{T1})t_{\tilde{\mu}} - \tilde{\lambda}'\tilde{\sigma}_{T1}m_y/M^{1/2}(M+m_y^2)^{1/2}$$

$$Z(\tilde{t}_{\tilde{\beta}}) = (\tilde{s}/\tilde{\sigma}_{T1})t_{\tilde{\beta}} - \tilde{\lambda}'\tilde{\sigma}_{T1}(0.5m_y - m_{ty})/(M/12)^{1/2}m_y^{-1/2}$$

donde,

$$m_{yy} = T^{-2}\Sigma y_t^2, \quad \bar{m}_{yy} = T^{-2}\Sigma (y_t - \bar{y})^2, \quad m_y = T^{-3/2}\Sigma y_t,$$

$$m_{ty} = T^{-5/2}\Sigma ty_t, \quad \hat{\lambda} = 0.5(\hat{\sigma}_{T1}^2 - \hat{s}^2), \quad \hat{\lambda}' = \hat{\lambda}/\sigma_{T1}^2,$$

$$\tilde{\lambda} = 0.5(\bar{\sigma}_{T1}^2 - \bar{s}^2), \quad \tilde{\lambda}' = \tilde{\lambda} / \bar{\sigma}_{T1}^2,$$

$$M = (1 - T^{-2})m_{yy} - 12m_{ty}^2 + 12(1 + T^{-1})m_{ty}m_y - (4 + 6T^{-1} + 2T^{-2})m_y^2$$

donde  $\hat{s}$  y  $\bar{s}$  son estimaciones de  $\sigma_u^2$ .  $\hat{\sigma}_{T1}^2$  es un estimador de  $2\pi$  veces la densidad espectral en la frecuencia cero. Su fórmula es igual a:

$$\hat{\sigma}_{T1}^2 = T^{-1} \sum_{t=1}^T \hat{u}_t^2 + 2T^{-1} \sum_{s=1}^l w_{s1} \sum_{t=s+1}^T \hat{u}_t \hat{u}_{ts}$$

$$\tilde{\sigma}_{T1}^2 = T^{-1} \sum_{t=1}^T \tilde{u}_t^2 + 2T^{-1} \sum_{s=1}^l w_{s1} \sum_{t=s+1}^T \tilde{u}_t \tilde{u}_{ts}$$

donde  $w_{s1}$  es un ponderador apropiado que asegura el signo positivo del estimador de densidad espectral tal como fue recientemente sugerido en Newey y West (1987). En este trabajo considero varias alternativas para  $w_{s1}$  y computo  $Z(\hat{\alpha})$ ,  $Z(\hat{\tau}_{\alpha})$ ,  $Z(\tilde{\alpha})$ ,  $Z(\tilde{\tau}_{\alpha})$ ,  $Z(\tilde{\tau}_{\mu})$ ,  $Z(\tilde{\tau}_{\beta})$ , para cada uno de ellos<sup>26</sup>. Las diferentes windows utilizadas fueron: la Bartlett, la Tuckey-Hanning, la Tuckey-Hamming, la Parzen y ninguna window. (Ver Priestley, 1981). El cómputo de la densidad espectral en la frecuencia cero sin window también provee un estimador consistente de este estadístico. El teorema (4.2) en Phillips (1987) provee las condiciones para la consistencia en este caso. (De especial relevancia aquí es el hecho que en la medida que  $l$  y  $T$  tienden a infinito entonces  $l = O(T^{1/4})$ ). Los  $u_t$  fueron computados como los residuos de las regresiones y no como primeras diferencias, (ambos proveen estimaciones consistentes para los verdaderos  $u_t$ ). El cómputo de los estadísticos  $Z$  utilizando las cinco diferentes windows lleva asintóticamente a tests equivalentes, pero que por supuesto, dan resultados diferentes en muestras pequeñas.

Los valores de los estadísticos  $Z(\alpha)$  son comparados con los valores críticos de la distribución Dickey-Fuller presentada en la Tabla (8.5.1) (block 2 para el modelo A.8 y block 3 para el modelo A.9)

(26) Por otro lado no he considerado cambiar la longitud del rezago "1" en la estimación de la densidad espectral. Sobre este tema en particular seguí la sugerencia dada por Dolado y Jenkinson (1988) y utilicé 8 rezagos para datos trimestrales.

del libro de Fuller (1976). Los estadísticos  $Z(t_{\alpha})$  corresponden a la Tabla (8.5.2) (de nuevo block 2 para A.8 y el 3 para el modelo A.9). Los valores críticos para  $Z(t_{\mu})$  y  $Z(t_{\beta})$  son provistos por Dickey-Fuller: *Econometría*, 1981 (Tablas I, II y III). El procedimiento seguido para la inferencia se corresponde con aquel descrito en Dolado y Jenkinson (1988). La implementación del test corresponde a anidar los dos modelos alternativos (A.8) y (A.9) en los cuales descamos testear la presencia de una raíz unitaria. Primero tomamos el modelo (A.9) y una window en particular y computamos los estadísticos  $Z$  correspondientes. Luego chequeamos los valores para  $Z(\tilde{\alpha})$  y  $Z(t_{\alpha}^{\sim})$ . Si somos capaces de rechazar no hay necesidad de seguir adelante. Si no podemos rechazar, chequeamos una nueva window. Si no podemos rechazar para ninguna window, entonces chequeamos la significatividad del coeficiente de tendencia utilizando la Tabla III de Dickey-Fuller (*Econometría*, 1981). Si la tendencia no es significativa para ninguna window nos movemos al modelo (A.8). Si es significativa debemos chequear los estadísticos  $Z(\tilde{\alpha})$  y  $Z(t_{\alpha}^{\sim})$  usando las distribuciones  $t$  tradicionales (Dolado y Jenkinson, 1988, p. 10). Si no son significativos nos podemos mover al modelo (A.8) y chequear nuevamente como antes los estadísticos  $Z(t_{\alpha}^{\sim})$  para todas las windows usando ahora el segundo block de la Tabla 8.5.2. Si rechazamos no hay necesidad de seguir adelante. Si no podemos rechazar en ningún caso podemos afirmar con seguridad que no hemos sido capaces de rechazar una raíz unitaria. La significatividad de la constante puede ser chequeada usando la Tabla II en Dickey-Fuller (*Econometría*, 1983)<sup>27</sup>.

Los resultados de los estadísticos  $Z$  para el PBI trimestral de Argentina se presentan abajo en la Tabla A.1.

TABLA A.1.

Windows (**)	Nº	Tuckey Hanning*	Bartlett **	Tuckey Hamming*	Parzen ***	Critical Values(*)
<b>Modelo A. 9</b>						
$Z(\tilde{\alpha})$	-17.247	-16.941	-16.974	-16.965	-16.911	-17.5
$Z(t_{\alpha}^{\sim})$	-2.4783	-3.2533	-3.1009	-3.1394	-3.4177	-3.45

(27) Dolado y Jenkinson sugieren testear la presencia de una raíz unitaria postulando el PBI como un camino aleatorio.

cont. Tabla A.I.

Windows (**)	Nº	Tuckey Hanning*	Barlett **	Tuckey Hamming*'	Parzen ***	Critical Values(*)
$Z(\hat{\tau}_{\mu}^{\wedge})$	2.1431	3.6143	3.3513	3.4184	3.8901	3.11
$Z(\hat{\tau}_{\beta}^{\wedge})$	2.3269	2.7611	2.6661	2.6898	2.8664	2.79
Modelo A.8						
$Z(\hat{\alpha}^{\wedge})$	-1.2828	-1.1962	-1.1930	-1.1931	-1.8062	-2.89
$Z(\hat{\tau}_{\mu}^{\wedge})$	1.4486	1.7906	1.7054	1.7296	1.4622	2.54

(\*) al 50/o para 100 observaciones

(\*\*) fueron usados 8 rezagos.

\* = 0.5 (1 + cos (( $\pi_{\tau}$ )/8))\*\* = 1 -  $\tau$ /9\*' = 0.54 + 0.46 cos (( $\pi_{\tau}$ )/8)\*\*\* (primeros cuatro rezagos) =  $1 - 6\tau^2/8 + 6\tau^3/8$   
(últimos cuatro rezagos) =  $2(1 - \tau/8)^3$ 

Observando los valores de las dos primeras filas y comparándolos con los valores críticos de las distribuciones de Dickey-Fuller al nivel del 50/o se concluye que a partir de estos estadísticos no se puede rechazar la hipótesis de una raíz unitaria para la Argentina. Chequeando como fue descrito anteriormente la significatividad de la tendencia se rechaza la hipótesis de no significatividad de la tendencia al nivel del 50/o si se utiliza la window de Parzen. Esto implicaría la necesidad de chequear la segunda fila con las tablas standard del estadístico  $t$ , rechazando por lo tanto nuestra hipótesis nula. Después de todo al nivel del 2,50/o el valor crítico para  $Z(\hat{\tau}_{\beta}^{\wedge})$  es 3.14, implicando otra vez el mismo resultado que con las otras windows. Como puede verse fácilmente chequeando la quinta columna de la Tabla I el modelo (A.8) también genera la misma conclusión.

En general la Tabla I no permite rechazar la hipótesis de una raíz unitaria. Como chequeo alternativo vale la pena correr un test de Dickey-Fuller ampliado para el PBI que como fue descrito anteriormente puede llevarse a cabo corriendo una ecuación de la forma:

$$\Delta y_t = \mu + \alpha y_{t-1} + \beta t + \sum_{i=1}^3 \Delta y_{t-i}$$

o,

$$\Delta y_t = \mu + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^3 \Delta y_{t-i}$$

La primera regresión de los siguientes resultados (los errores standard entre paréntesis):

$$\begin{aligned} \Delta y_t = & 0.299 + 0.000008t - 0.0299y_{t-1} - 0.4726 \Delta y_{t-1} \\ & (0.338) (0.000284) (0.0376) (0.0813) \\ & -0.2577 \Delta y_{t-2} - 0.4288 \Delta y_{t-3} \\ & (0.0869) (0.0783) \end{aligned}$$

Esta ecuación implica un estadístico t para  $y_{t-1}$  de  $-0.795276$  el cual no permite rechazar la presencia de una raíz unitaria al 5 o/o de significación. (El valor crítico del tercer block de la distribución de Dickey-Fuller para 100 observaciones al nivel del 5o/o es igual a  $-3.45$ ).

La segunda ecuación resulta (los errores standard entre paréntesis):

$$\begin{aligned} \Delta y_t = & 0.290 - 0.0289y_{t-1} - 0.4733 \Delta y_{t-1} - 0.2584 \Delta y_{t-2} \\ & (0.116) (0.0122) (0.0761) (0.0831) \\ & -0.4292 \Delta y_{t-3} \\ & (0.0769) \end{aligned}$$

Esta ecuación implica un estadístico t para  $y_{t-1}$  de  $-2.363$  el cual no permite rechazar nuestra hipótesis nula al 5o/o de significación. (El valor crítico en este caso es  $-2.89$ ).

Estos dos diferentes tests, los estadísticos Z de Phillips y los tests ampliados de Dickey-Fuller no permiten rechazar la hipótesis nula de una raíz unitaria. Como mencionamos anteriormente realizamos estos tests porque la descomposición de Blanchard-Quah que se realiza en la Sección II tiene el supuesto de que el PBI está caracterizado por una raíz unitaria. Queremos entonces estar seguros que este supuesto no es rechazado por los datos. Consideramos que esto es así, como se concluye de examinar tanto la Tabla A.I como los tests ampliados de Dickey-Fuller<sup>28</sup>.

28) Rigurosamente necesitamos testear la estacionariedad de las diferencias en el PBI. Computando los estadísticos Z para  $\Delta$  PBI, se encuentran los siguientes valores:  $Z(\hat{\alpha}) = -180.95$ ;  $Z(\hat{\alpha}) = -21.815$ ;  $Z(\hat{\mu}) = 3.17$ ;  $Z(\hat{\beta}) = -0.975$ ;  $Z(\hat{\gamma}) = -21.216$ ;  $Z(\hat{\mu}) = 2.67$ . Estos estadísticos fueron computados utilizando la window de Bartlett (8 rezagos) y, siguiendo el procedimiento de inferencia esbozado en el texto, generan un claro rechazo de la hipótesis de una raíz unitaria. (Los valores críticos al 1o/o de significación son en este caso:  $-27.4$ ,  $-4.04$ ,  $3.78$ ,  $3.53$ ,  $-3.51$  y  $3.22$  respectivamente).

También necesitamos testear la estacionariedad de la inflación. Esto es así ya que la variable de identificación utilizada para realizar la descomposición de Blanchard-Quah debe ser, por supuesto, estacionaria. Como puede verse en la Figura 4, la cual muestra la evolución de la inflación en Argentina, es clara la necesidad de testear el cambio en la tasa media de inflación<sup>29</sup>. Esto se realizó efectuando un test de Chow convencional sobre las series de inflación trimestral, permitiendo que el quiebre varíe entre 1967:1 y 1985:4. El valor máximo del test se obtuvo para 1975:1 con un estadístico de 49.294 muy por encima del valor crítico de la distribución F al nivel del 10/o: 4.75. En los párrafos siguientes continuamos el análisis tal como es descrito en Perron, 1988. En este paper Perron analiza los tests para raíces unitarias en una serie de tiempo de media variable. Sugiere correr la siguiente regresión.

$$y_t = \mu + \gamma DU_t + \theta D(TB)_t + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^k d_i \Delta y_{t-i} + e_t$$

donde,

$$DU_t = 0 \text{ si } t < TB$$

$$= 1 \text{ si } t \geq TB$$

$$D(TB) = 1 \text{ si } t = TB + 1$$

$$= 0 \text{ en cualquier otro caso}$$

La hipótesis nula de una raíz unitaria impone las siguientes restricciones en los verdaderos parámetros del modelo:

$$\alpha = 1, \mu = \gamma = 0, \theta \neq 0$$

La alternativa de estacionariedad implica:

$$\alpha < 1, \mu \neq 0, \gamma \neq 0 \text{ y } \theta = 0$$

(29) Las tasas de inflación corresponden a las tasas de incremento trimestrales en el nivel de precios mayoristas. (INDEC).



Efectuando esta regresión con tres rezagos se obtienen los siguientes resultados (los errores estándar entre paréntesis):

$$\begin{aligned} \pi_t = & 0.0128 + 0.0472 DU_t + 0.0049 D(TB) - 0.5577 \pi_{t-1} - \\ & (0.0054) (0.0118) \quad (0.046) \quad (0.1106) \\ & - 0.0623 \Delta \pi_{t-1} + 0.4474 \Delta \pi_{t-2} + 0.0705 \Delta \pi_{t-3} \\ & (0.1089) \quad (0.0999) \quad (0.0864) \end{aligned}$$

La distribución asintótica del coeficiente de  $\pi_{t-1}$ , que testea en este caso la presencia de una raíz unitaria, no sigue una distribución de Dickey-Fuller. Las distribuciones asintóticas se obtienen en Perron (1988) y dependen de  $\lambda$ , donde  $\lambda = TB/T$ , i.e. que proporción de la muestra permanece a cada lado del quíebre. (Como se espera si  $\lambda = 1$ , la distribución asintótica coincide con la distribución tradicional de Dickey-Fuller). Computamos ahora los estadísticos necesarios para chequear contra los valores críticos reportados en Perron: Tablas 2 y 3. En mi muestra  $\lambda = 0,63$  y por lo tanto chequeo contra los valores críticos para  $\lambda = 0.6$ .

$$T(\hat{\alpha} - 1) = -78.079$$

$$t_{\hat{\alpha}}^* = -5.04$$

(donde  $\alpha$  es el coeficiente de la variable  $\pi_{t-1}$ ). Los valores críticos en la distribución de Perron son al 1 o/o y para  $\lambda = 0.6$ , -25.78 y -3.94 respectivamente. Al comparar los valores críticos con los computados se genera un claro rechazo de la hipótesis nula de una raíz unitaria al nivel del 1o/o en este caso.

## REFERENCIAS

- BELOZERCOWSKY, N.: *Devaluación, Deuda Extranjera y el proceso de Ajuste*, Económica, La Plata, enero-abril 1970.
- BEVERIDGE, S. and NELSON, C. R.: *A new approach to decomposition of economic time series into permanent and transitory components with particular attention to measurement to the 'Business Cycle'*. Journal of Monetary Economics, Nro. 7, 1981, 151-174.
- BLANCHARD, O.J. and FISCHER, S.: *Lectures on macroeconomics*, Mimeo, 1988.
- BLANCHARD, O.J. and QUAH, D.: *The Dynamic Effects of Aggregate Demand and supply disturbances*, Working Paper Nro. 2737, National Bureau of Economic Research.
- BRAUN, O. and JOY, L.: *A model of Economic Stagnation*. A case study of the Argentine economy. The Economic Journal, Dec. 1968.
- BRODESOHN, M.S.: *Política Económica de corto plazo, crecimiento e inflación en la Argentina, 1950-1972*. Jornadas de Economía, Problemas Económicos Argentina, Diagnósticos y Políticas. Edicions Macchi, 1974.
- CAMPBELL, J. and MANKIW, N.G.: *Are output fluctuations transitory?* Quarterly Journal of economics, Nov. 1987, 857/880.
- *Permanent and Transitory components in macroeconomic fluctuations*, AER Papers and Proceedings, May 1987, 111/117.
- DOMENECH, R.A.: *Output and inflation in a semi-industrialized economy: Argentina 1950-1980*, Ph.D. Thesis, Brown University, May 1987.
- DIAZ, A.C.: *Devaluación de la tasa de cambio en un país semi-industrializado. La experiencia argentina, 1955/61*. Editorial del Instituto, Bs. As., 1966.
- DISCKEY, D.A. and FULLER, W.A.: *Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root*. Econometrica, 49, 1057-1072, 1981.
- *Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root*. Journal of American Statistical Association, Nro. 74, 1979, 427/431.
- DOLADO, J.J. and JENKINSON, T.: *Coinegration: A survey of recent developments*, Mimeo, 1988.
- EVANS, G.W.: *Output and unemployment Dynamics in the US (1950-1985)*, May 1987, Mimeo.
- FULLER, W.A.: *Introduction to statistical time series*, N.Y. John Wiley and Sons, 1976.
- GALI, J.: *How well does the AD/AS model fit post war US data?* July 1988, MIT, Mimeo.
- HARVEY, A.C.: *Trends and cycles in macroeconomic time series*, Journal of Business and Economic Statistic, July 1985, Vol. 3 Nro. 3.
- JUN, S.: *Neutrality of money, wage rigidity and cointegration*, MIT. Mimeo, may 1988.
- LUCAS, R.E.: *Some international evidence on output-inflation trade-offs*, AER, LXIII, 1973, 326/34.
- : *Understanding Business Cycles*. Carnegie-Rochester conference on public policy, V. 1977, 729.

- MALLON, R. and SOURROUILLE, J.V.: *Política económica en una sociedad conflictiva*, Amorrortu Eds., 1975.
- NELSON, C. R. and PLOSSER, C.y.: *Trends and Random walks in macroeconomics time series* Journal of Monetary Economics, Nro. 10, 1982, 139/162; North Hollands, Publishing Company.
- NEWBY, W. K. and WEST, K. D.: *A simple semi-definite heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix*. Econometrica, Vol 55, Nro. 3 (May, 1987), 703/708.
- PERRON, P.: *Testing for a unit root in a time series with a changing mean*, Mimeo, March 1988
- PHILLIPS, P.C.B.: *Time series regression with a unit root*, Econometrica, Vol. 55, Nro. 2, March 1987, 277/301.
- PHILLIPS, P.C.B. and PERRON, P.: *Testing for a unit root in time series regression*, Biometrika, 1988, 75, 2, 335/96.
- PRESCOTT, E.: *Theory ahead of business cycle measurement*. Federal Reserva Bank of Minneapolis Quarterly Review, Fall 1986, 9/22.
- PRIESTLEY, M. B.: *Spectral Analysis and Time Series*, New York, Academic Press, 1981.
- SIDRAUSKY, M.: *Devaluación, inflación y desempleo*. Económica, La Plata, enero-agosto, 1968.
- SOLOW, R.: *A contribution to the theory of economic growth*, Quarterly Journal of Economics, Nro. 70, 1956, 65/94.

## EXPLICANDO LAS FLUCTUACIONES DEL PRODUCTO EN LA ARGENTINA

### RESUMEN

El objetivo de este trabajo es el de estudiar las propiedades de la evolución del PBI en Argentina. Para ello se postula un modelo bivariado, que incluye al PBI y a la tasa de inflación, permitiendo recuperar una representación de promedios móviles interpretable para ambas series. Las innovaciones se identifican mediante una restricción que distingue entre shocks permanentes y transitorios sobre el nivel del PBI.

Si se considera que las innovaciones transitorias están fuertemente relacionadas con shocks de demanda y las permanentes con shocks de oferta o tecnológicos, los resultados de este trabajo pueden ser usados para evaluar la efectividad de las políticas de demanda agregada.

Los resultados son muy intuitivos. Los shocks de demanda tienen sólo un pequeño efecto sobre el PBI, pero incrementan fuertemente la tasa de inflación. Los shocks de oferta tienen fuerte efecto sobre el nivel del producto y reducen la tasa de inflación. Los shocks de demanda explican más del 80 % de las variaciones en la tasa de inflación. Por el contrario los shocks de oferta explican aproximadamente un 90% de las fluctuaciones del PBI.

## EXPLAINING OUTPUT FLUCTUATIONS IN ARGENTINA

### SUMMARY

The aim of this paper is to study the properties of GNP evolutions in Argentina. In order to do that I postulate a bivariate model of output and inflation which allows to recover an interpretable moving average representation for both series. The innovations are identified by a restriction which distinguishes between shocks which have a permanent affect and those which only generate a transitory impact on the level of GNP.

If transitory innovations are considered highly related to demand shocks and permanent innovations to supply or technological shocks the results in the paper can be used to evaluate the effectiveness of aggregate demand policies.

The results are very intuitive. Demand shocks have only a mild effect on the level of GNP but strong positive effects on the level of inflation. Demand shocks explain more than 80 % of the variation in inflation. On the contrary supply shocks explain about 90 % of output fluctuations.