



W
28
(8835)

Documento de Trabajo

8 8 3 5

**"UN MODELO DE PREVISION PARA EL PRODUCTO
INTERIOR BRUTO ESPAÑOL"**

Rafael Flores de Frutos

FACULTAD DE CIENCIAS ECONOMICAS Y EMPRESARIALES.- UNIVERSIDAD COMPLUTENSE

- Campus de Somosaguas. 28023 - MADRID

"UN MODELO DE PREVISION PARA EL PRODUCTO INTERIOR BRUTO ESPAÑOL"

Rafael Flores de Frutos

Departamento de Economía Cuantitativa

Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales

Universidad Complutense de Madrid

SUMMARY

In this paper we investigate the relationships among Spain GDP, USA GNP and Industrial Countries GNP. We use Time Series techniques to build up our forecast models, and give empirical support for including international information along with national information to produce improved national forecasts.

RESUMEN

En este artículo y con datos anuales correspondientes al periodo 1953-1983, se investigan las relaciones entre el Producto Interior Bruto español (PIBE), el Producto Nacional Bruto de Estados Unidos (PNBU) y el Producto Nacional Bruto de un conjunto de Países Industrializados (PNBI).

Dada la dependencia de la economía española respecto de la economía mundial, se trata de averiguar hasta que punto es posible aprovechar esta información para mejorar las previsiones del Producto Interior Bruto español.

En la construcción de nuestros modelos de previsión empleamos la metodología de análisis de series temporales desarrollada por Box, Jenkins, Tiao y otros autores.

Los resultados del trabajo sugieren que la introducción de información internacional (PNBU, PNBI) en los modelos de previsión de variables nacionales (PIBE) permite mejorar el output de estos últimos.

Rafael Flores de Frutos
Departamento de Economía Cuantitativa
Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales
Universidad Complutense de Madrid
Pabellón de 19
Campus de Somosaguas
Madrid 28023

Teléfono particular: 4167946
Teléfono trabajo: 7155112 ext. 278

INTRODUCCION

En este artículo y con datos anuales correspondientes al periodo 1953-1983, se investigan las relaciones entre el Producto Interior Bruto español (PIBE), el Producto Nacional Bruto de Estados Unidos (PNBU) y el Producto Nacional Bruto de un conjunto de Países Industrializados (PNBI)(1).

Dada la dependencia de la economía española respecto de la economía mundial, se trata de averiguar hasta que punto es posible aprovechar esta información para mejorar las previsiones del Producto Interior Bruto español.

La metodología empleada en la elaboración de los modelos que presentamos, es la metodología de análisis de series temporales desarrollada en Box y Jenkins(1970), Box y Tiao(1975), Alavi y Jenkins(1981) y Tiao y Box(1981).

En la línea de este artículo, aunque empleando técnicas de análisis distintas a las empleadas por nosotros (técnicas de "pooling" y modelos con parámetros variantes en el tiempo), destaca el trabajo de García-Ferrer et al.(1987). Estos autores elaboran modelos de previsión para el Producto Interior Bruto de diez países diferentes, y muestran que es posible mejorar la previsión de

cualquiera de estos productos, incorporando la información internacional disponible sobre el resto.

Siguiendo a Treadway et al. (1986), nuestro trabajo parte de un modelo conceptual general básico, expresado matemáticamente como un modelo estocástico multivariante. En este modelo cualquiera de los productos considerados puede recibir influencias de los otros dos, no obstante las correlaciones contemporáneas que pudieran existir se interpretan como efectos instantáneos de unos productos sobre otros, concretamente: del PNB_U y el PNB_I sobre el PIB_E (sin realimentación), y del PNB_U sobre el PNB_I.

A través de un análisis estocástico trivariante de los productos mencionados, se contrasta la ausencia de efectos de realimentación del PIB_E sobre el PNB_U y el PNB_I (Gráficos 1 y 2). En este análisis se detecta una fuerte correlación contemporánea entre el PNB_U y el PNB_I (Gráficos 34 y 35), que se interpreta como un efecto instantáneo del PNB_U sobre el PNB_I.

La incorporación de estos resultados empíricos al modelo teórico, reducen el análisis estocástico trivariante a uno de transferencia, donde el output es el PIB_E y los inputs son: el PNB_U y el PNB_I depurado de los efectos del PNB_U.

Este artículo consta de cuatro secciones. La Sección I trata las características de los datos y fuentes estadísticas utilizadas. La Sección II expone los análisis univariantes y de intervención llevados a cabo sobre dichos datos. La Sección III está dedicada a la identificación, estimación y diagnóstico del modelo de transferencia del PIB español versus: el producto de Estados Unidos y el producto del conjunto de Países Industrializados. Este modelo servirá para mejorar las previsiones univariantes del PIB español(2). Por último la Sección IV resume los resultados mas importantes y las líneas de investigación abiertas.

Al final de cada sección se incorporan hojas de resumen del modelo final con los gráficos correspondientes. Los gráficos de datos que aparecen en las distintas secciones se encuentran estandarizados.

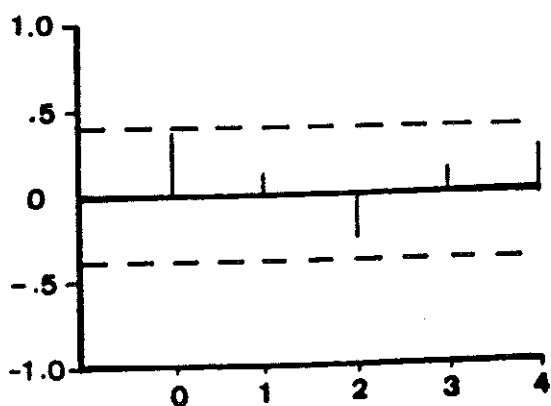


GRAFICO 1
ccf Res. lnPNBU vs. Res. lnPIBE

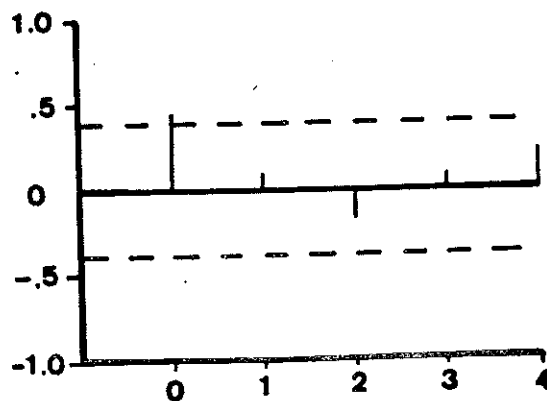


GRAFICO 2
ccf Res. lnPNBI vs. Res. lnPIBE

I. DATOS ESTADISTICOS

Los datos utilizados en esta investigación se refieren a las economías de España, Estados Unidos y un conjunto de países industriales, término que incluye a: Estados Unidos, Canadá, Australia, Japón, Nueva Zelandia, Austria, Bélgica, Dinamarca, Finlandia, Francia, Alemania, Islandia, Irlanda, Italia, Luxemburgo, Holanda, Noruega, Suecia, Suiza, Reino Unido y España.

La fuente estadística utilizada es la publicación del Fondo Monetario Internacional "Estadísticas Financieras Internacionales", anuarios de 1.981 y 1.983 - 1.985.

Las series temporales analizadas son las siguientes:

(1) Producto Interior Bruto de España ($PIBE_t$). Precios constantes de 1.975 (m.m. de pesetas).

(2) Producto Nacional Bruto de Estados Unidos ($PNBU_t$). Precios constantes de 1.980 (m.m. de dólares).

(3) Producto Nacional Bruto del conjunto de Países Industrializados ($PNBI_t$). Año base 1.980.

Todas ellas constan de 30 observaciones anuales, comenzando en el año 1.954 y finalizando en el año 1.983. Los análisis univariantes y de intervención de las series $PNBU_t$ y $PNBI_t$ se realizan con 31

observaciones al disponerse del dato para el año 1.953. La fuente utilizada para la recopilación de los datos no recoge el PNB español, ni el PIB estadounidense ni el PIB del conjunto de Países Industrializados. El deseo de utilizar datos homogéneos procedentes todos de una sola fuente hace que utilizemos para España, Estados Unidos y el conjunto de Países Industrializados las series antes mencionadas(3).

II. ANALISIS UNIVARIANTES Y DE INTERVENCION

II.1 Producto Interior Bruto de España (PIBE)

A la serie $PIBE_t$, como a todas dentro de la presente investigación, se le aplicó la transformación logarítmica con el objeto de homogeneizar su varianza e inducir linealidad y normalidad de distribución. En algún caso, como en el de esta serie, el gráfico Desviación Típica-Media no mostró claramente la necesidad de dicha transformación. Ante la duda ésta se llevó a cabo, debido a las propiedades que se derivan de su aplicación y su uso comunmente necesario en el análisis de la mayoría de las series económicas.

El Gráfico 3 muestra la evolución de la serie $\ln PIBE_t$. En dicho gráfico se puede apreciar una clara tendencia, lo que hace

necesario aplicar al menos una diferencia con objeto de conseguir estacionariedad en el primer momento de la distribución. Por otra parte, y como apunta claramente el Gráfico 3, el correlograma de la serie transformada tiene la apariencia habitual de una serie claramente no estacionaria en el nivel (Gráfico 4).

El gráfico de la serie $\sqrt{\ln \text{PIBE}_t}$ (Gráfico 6), y el de su función de autocorrelación simple (Gráfico 5), muestran un claro deambular y una lenta convergencia respectivamente. Este hecho pone de manifiesto la necesidad de aplicar dos diferencias para conseguir que la serie en logaritmos se comporte de forma estacionaria.

La serie $\sqrt[2]{\ln \text{PIBE}_t}$, como se puede apreciar en el Gráfico 7, parece estacionaria. Lo más destacado de dicho gráfico es la presencia de dos valores extremos en los años 1.959 y 1.961, coincidiendo con las fechas en que tuvo lugar en España el Plan de Estabilización.

En esta primera etapa y para la serie $\ln \text{PIBE}_t$ se identifica un proceso ARIMA(2,2,1) (ver Gráficos 8 y 9). Los resultados de la

estimación son los siguientes:

$$(1 - \underset{(.27)}{.38B} + \underset{(.20)}{.31B^2}) \nabla^2 \ln \text{PIBE}_t = (1 - \underset{(.24)}{.69B}) a_t$$

$$\text{factor de amortiguamiento} = .56$$

$$\text{periodo} = 5.1 \text{ años}$$

Los residuos de este modelo (Gráfico 10) son anómalos en los años 1.959 y 1.961, con valores de -2.7 y +2.6 desviaciones típicas respectivamente, lo que sugiere algún tipo de intervención. El examen de los Gráficos 6, 7 y 10, junto con la seguridad de que tales anomalías reflejan los efectos del Plan de Estabilización para la economía española, indican una variable tipo impulso en el año 1.959, con una función de transferencia del tipo $(\omega_0 - \omega_1 B)$. Dicha variable trata de recoger el efecto transitorio del Plan sobre el Producto Interior Bruto español durante los años 1.959 y 1.960.

La estimación del modelo de intervención pone de manifiesto la presencia de otra anomalía en el año 1.962, lo que sugiere la introducción de dos parámetros mas en la función de transferencia.

El modelo finalmente estimado es:

$$\ln \text{PIBE}_t = \begin{pmatrix} -.08 \\ (.01) \end{pmatrix} - \begin{pmatrix} .11B \\ (.02) \end{pmatrix} - \begin{pmatrix} .05B^2 \\ (.02) \end{pmatrix} - \begin{pmatrix} .02B^3 \\ (.01) \end{pmatrix} \epsilon_t^{I,59} + N_t$$

$$(1 + \begin{pmatrix} .29B \\ (.16) \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} .50B^2 \\ (.16) \end{pmatrix}) \nabla^2 N_t = a_t$$

El resultado del proceso de estimación se detalla en la Hoja de Resumen 1 al final de esta sección.

Como vemos, los efectos del Plan de Estabilización se dejan sentir fundamentalmente durante los dos primeros años. El nivel del PIB en 1.959 se reduce un 8% aproximadamente, y un 11% en 1.960; los efectos durante 1.961 y 1.962 son de menor importancia (5% y 2%) pero significativos como indican sus desviaciones típicas estimadas (2% y 1% respectivamente).

Comparando el proceso que sigue el ruido de este modelo con el ARIMA(2,2,1) de la serie sin intervenir, apreciamos la ausencia del término MA(1). Su no significatividad, así como su alta correlación con los parámetros autorregresivos aconsejan su eliminación.

Tanto de la inspección de los residuos (Gráfico 11) de este modelo como de sus funciones de autocorrelación simple y parcial (Gráficos 12 y 13 respectivamente), podemos concluir que se trata de un modelo que representa adecuadamente el comportamiento de esta



serie. Así lo indican también el resto de estadísticos incluidos en su hoja resumen. Destaca la presencia de una anomalía en el año 1.975. Dicho valor extremo desaparece (aunque no totalmente) al introducir, dentro del modelo de previsión del PIBE, las variables PNB_U y PNB_I. Este resultado es compatible con la hipótesis de la crisis internacional como causa importante en la aparición de esta anomalía, aunque no la única ya que el hecho de no desaparecer totalmente hace pensar que los factores internos juegan un papel relevante.

HOJA RESUMEN 1EST. UTI: PIBB1

N = 30 (1.954 - 1.983)

$$\ln \text{PIBB}_t = \left(\begin{array}{cccc} - .08 & - .11B & - .05B^2 & - .02B^3 \\ (.01) & (.02) & (.02) & (.01) \end{array} \right) \epsilon_t^{I,59} + N_t$$

$$\left(1 + \begin{array}{cc} .29B & + .50B^2 \\ (.16) & (.16) \end{array} \right) \nabla^2 N_t = a_t, \quad \epsilon_t^{I,59} \left[\begin{array}{l} = 1 \text{ si } t = 1959 \\ = 0 \text{ si } t \neq 1959 \end{array} \right]$$

Factor de amortiguamiento
Periodo= .71
= 3.5 años

Con criterio mínimo cuadrático con retrovisión

$$\begin{aligned} \hat{\sigma}_a^2 &= .269 \times 10^{-3} \\ \hat{\sigma}_a \times 100 &= 1.6 \\ Q(3) &= 2.9 \end{aligned}$$

Situación de la estimación bien definida

$$\begin{aligned} \bar{a} &= - .002 \\ \hat{\sigma}_{\bar{a}} &= .003 \end{aligned}$$

$$\pm 2/\sqrt{29} = \pm .38$$

acf : No se aprecian estructuraspacf : No se aprecian estructuras

Residuos anómalos

Num. Obs.	Fecha	Valor en Unid. σ 's
22	1.975	- 3.2

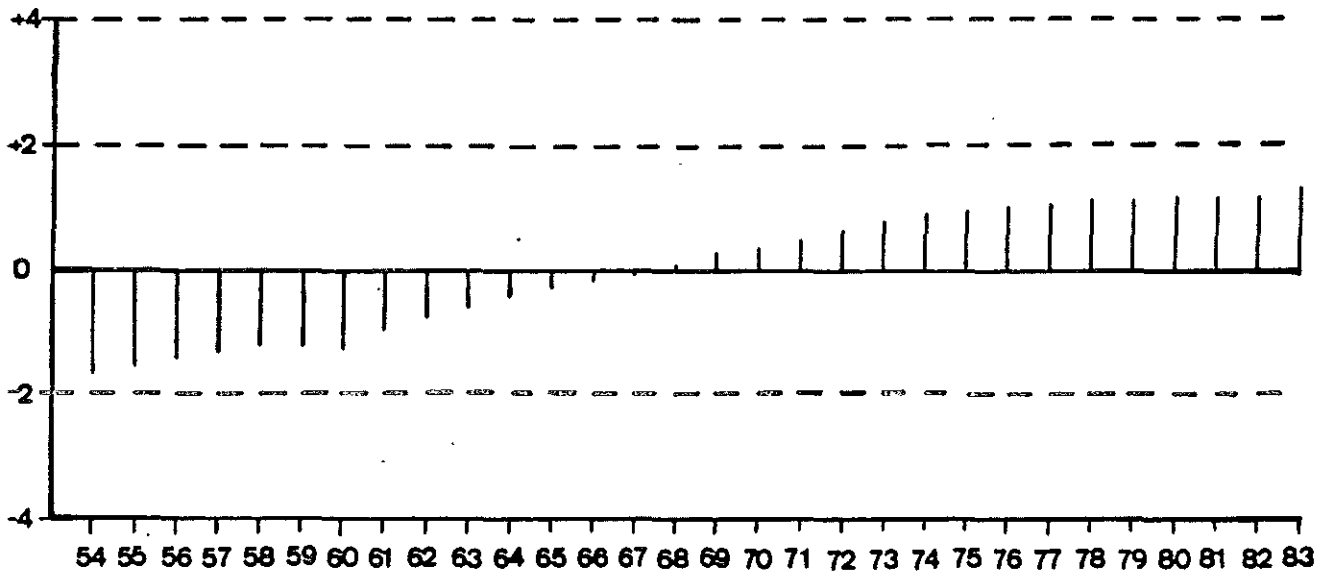


GRAFICO 3 - lnPIBE

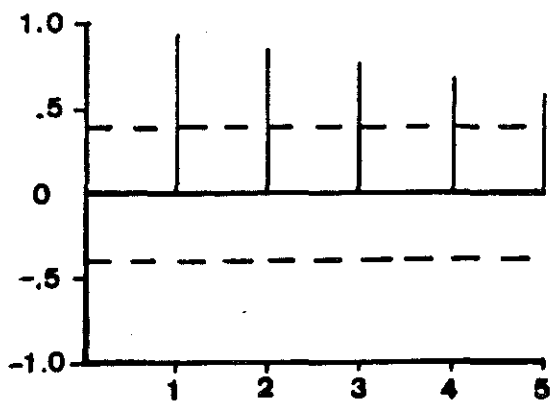


GRAFICO 4 - acf lnPIBE

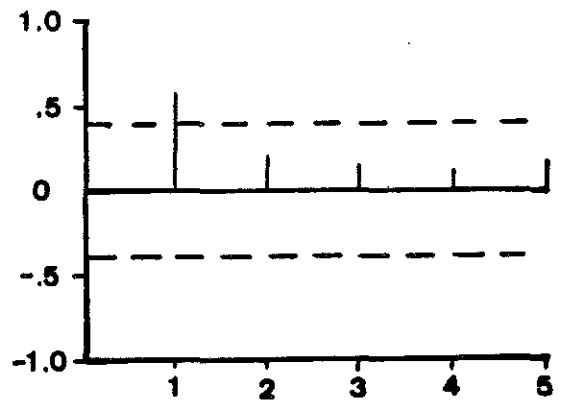


GRAFICO 5 - acf ∇lnPIBE

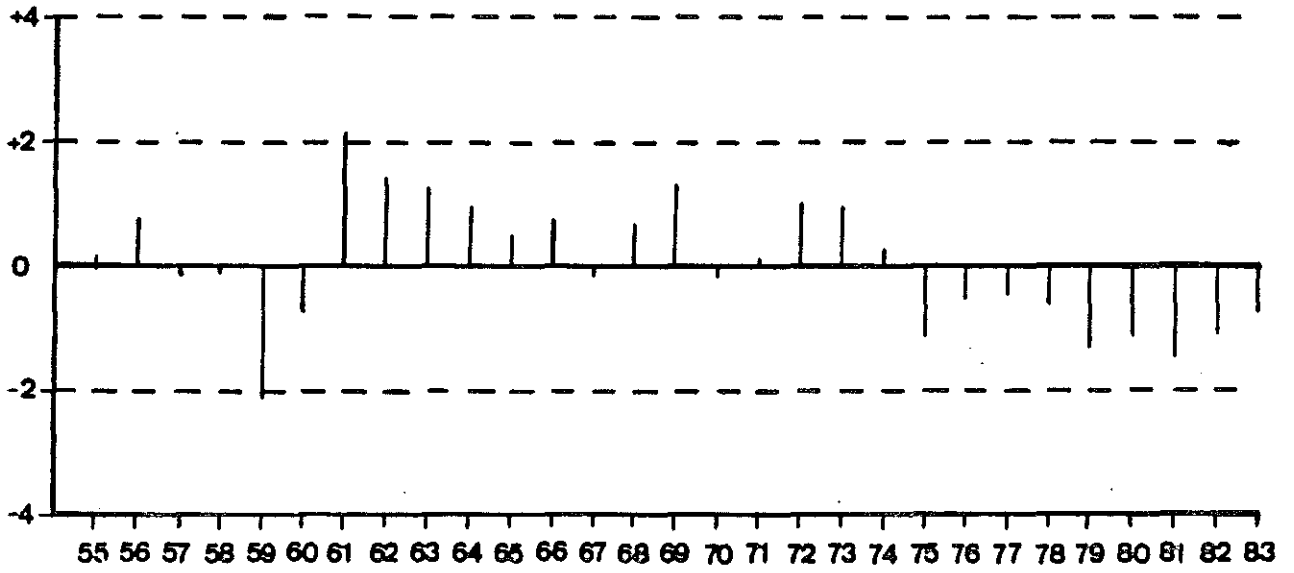


GRAFICO 6 - $\nabla \ln \text{PIBE}$

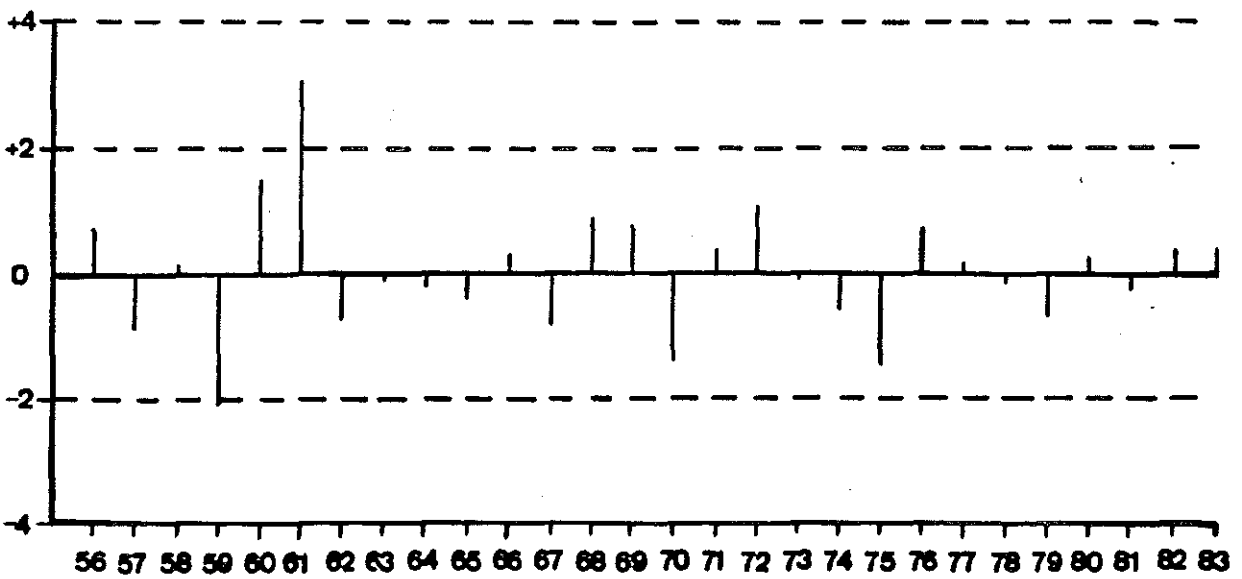


GRAFICO 7 - $\nabla^2 \ln \text{PIBE}$

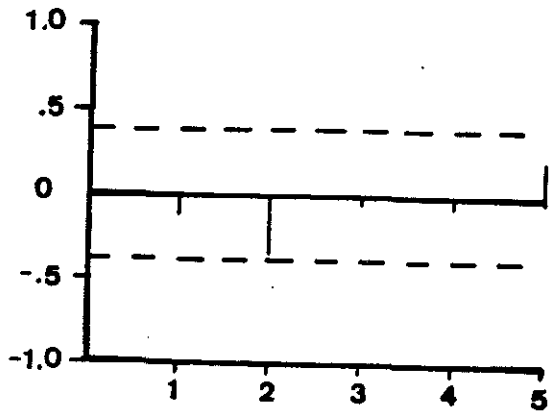
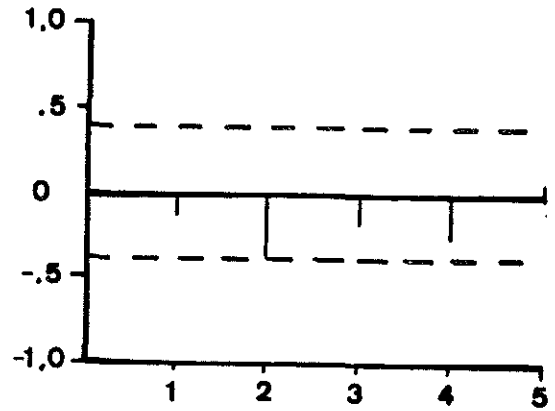
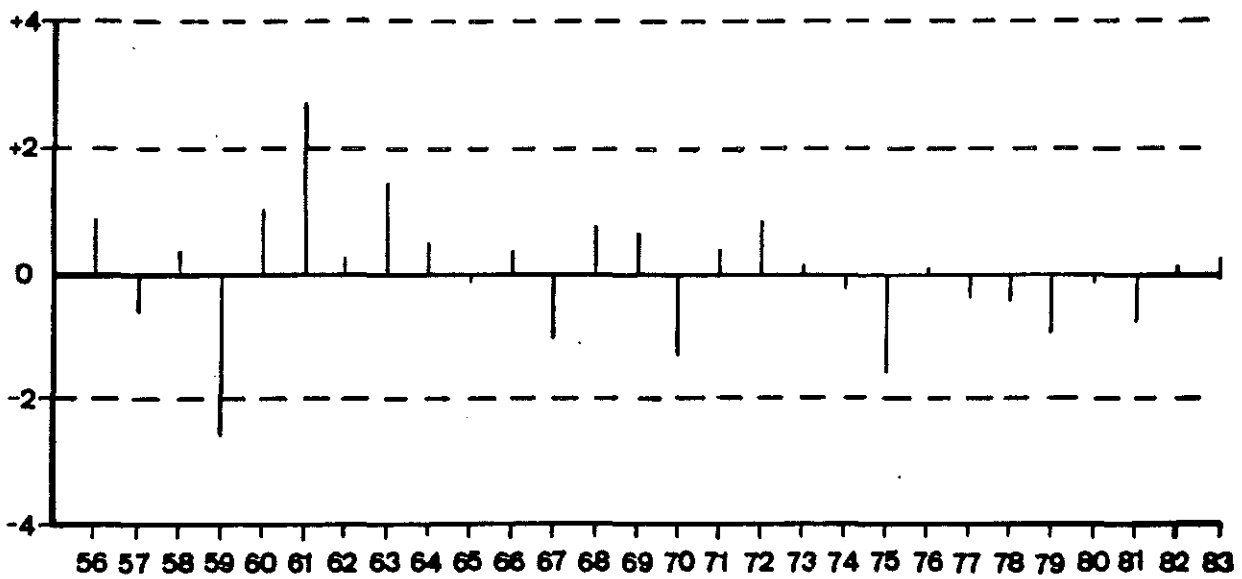
GRAFICO 8 - acf v^2 lnPIBEGRAFICO 9 - pacf v^2 lnPIBE

GRAFICO 10 - RESIDUOS MODELO US: PIBE

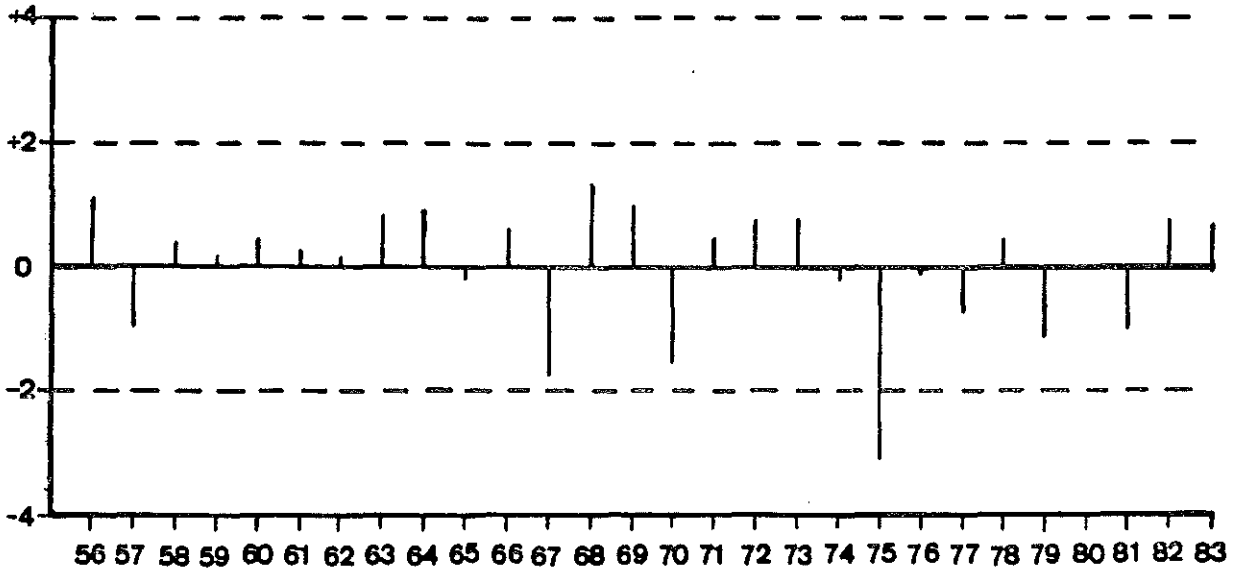


GRAFICO 11 - RESIDUOS MODELO UTI: PIBE

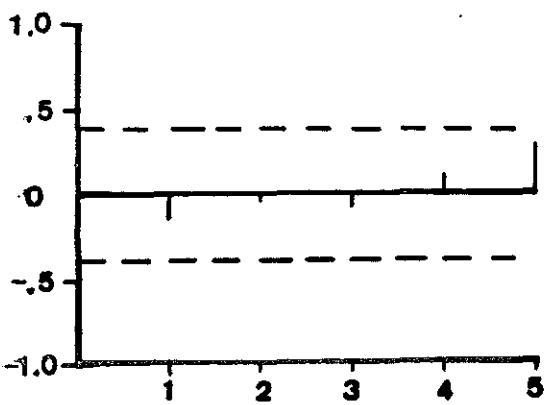


GRAFICO 12
acf Residuos Mod. UTI: PIBE1

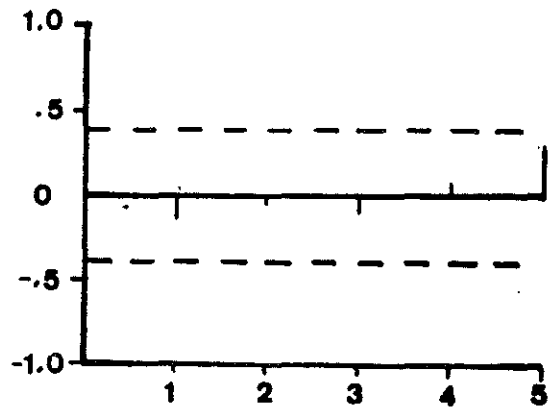


GRAFICO 13
pacf Residuos Mod. UTI: PIBE1

II.2 Producto Nacional Bruto de Estados Unidos (PNBU)

El Gráfico 14 de la serie $\ln \text{PNBU}_t$ muestra una clara tendencia y la necesidad de aplicar al menos una primera diferencia. Este aspecto lo confirma también el correlograma de la serie, Gráfico 15.

La serie $\nabla \ln \text{PNBU}_t$ parece estacionaria tal como indica el Gráfico 16. La media resulta estadísticamente distinta de cero y positiva (ver Hoja Resumen 2), indicando la presencia de una tendencia determinista.

Tanto la acf como la pacf para la serie diferenciada (Gráfico 17 y Gráfico 18 respectivamente), indican que esta se comporta como ruido blanco, lo que implica que el Producto Nacional Bruto estadounidense crece de modo aproximadamente constante a un ritmo del 3% anual; esto es, la serie $\ln \text{PNBU}_t$ se comporta como un paseo aleatorio con constante.

Dudas acerca de la estacionariedad de $\nabla \ln \text{PNBU}_t$ nos obligan a investigar la serie $\nabla^2 \ln \text{PNBU}_t$ (Gráfico 19). Tanto su correlograma simple como el correlograma parcial (Gráfico 20 y Gráfico 21) sugieren la presencia de una media móvil de primer orden. La estimación de este modelo $\text{IMA}(2,1)$ confirma la sospecha de sobrediferen-

ciación, dando como resultado una estimación del parámetro θ en .98 con una desviación típica de .05.

Al no ser posible captar otra estructura que la inicial sobre $\nabla \ln \text{PNBU}_t$ (la estimación de modelos mas elaborados, ARI(2,1), ARI(2,2) y ARIMA(2,2,1) no dan resultados satisfactorios), optamos por representar la estructura de correlaciones en la serie $\ln \text{PNBU}_t$ por el simple paseo aleatorio con constante. Asi el modelo finalmente estimado es:

$$\nabla \ln \text{PNBU}_t = .030 + a_t$$

(.005)

HOJA RESUMEN 2EST. US: PNBUI

N = 30 (1.953 - 1.983)

$$\nabla \ln \text{PNBU}_t = .030 + a_t \\ (.005)$$

$$\begin{aligned} \hat{\sigma}_a^2 &= .634 \times 10^{-3} \\ \hat{\sigma}_a \times 100 &= 2.5 \\ Q(7) &= 2.1 \end{aligned}$$

Situación de la estimación bien definida

$$\begin{aligned} \bar{a} &= .1 \times 10^{-4} \\ \hat{\sigma}_{\bar{a}} &= .5 \times 10^{-2} \end{aligned}$$

$$\pm 2/\sqrt{29} = \pm .38$$

acf : No se aprecian estructuraspacf : No se aprecian estructuras

Residuos anómalos

Num. Obs.	Fecha	Valor en Unid. σ 's	Distorsion % en σ^2
30	1.982	- 2.1	15

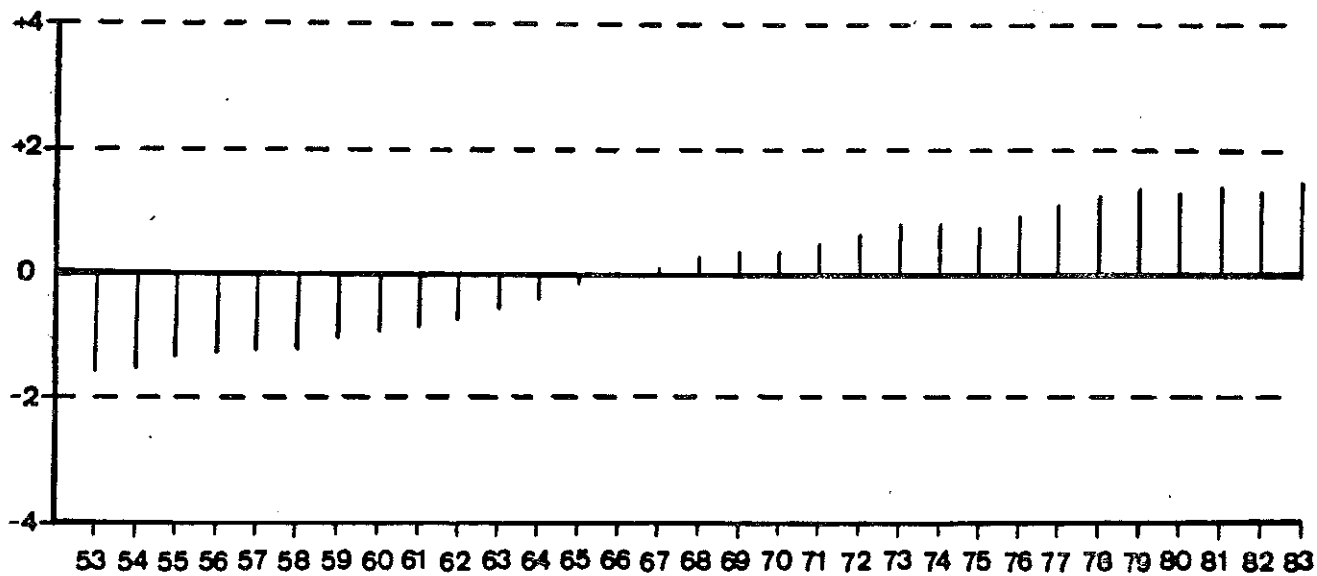


GRAFICO 14 - lnPNBU

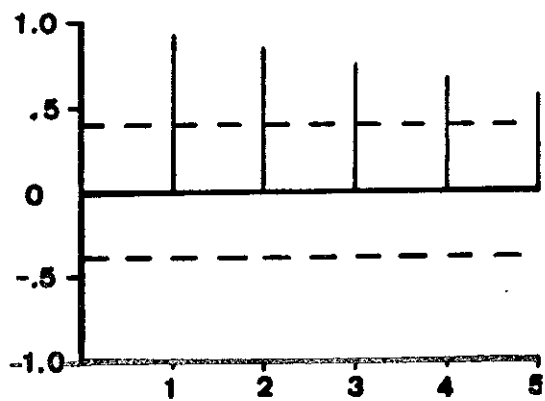


GRAFICO 15 - acf lnPNBU

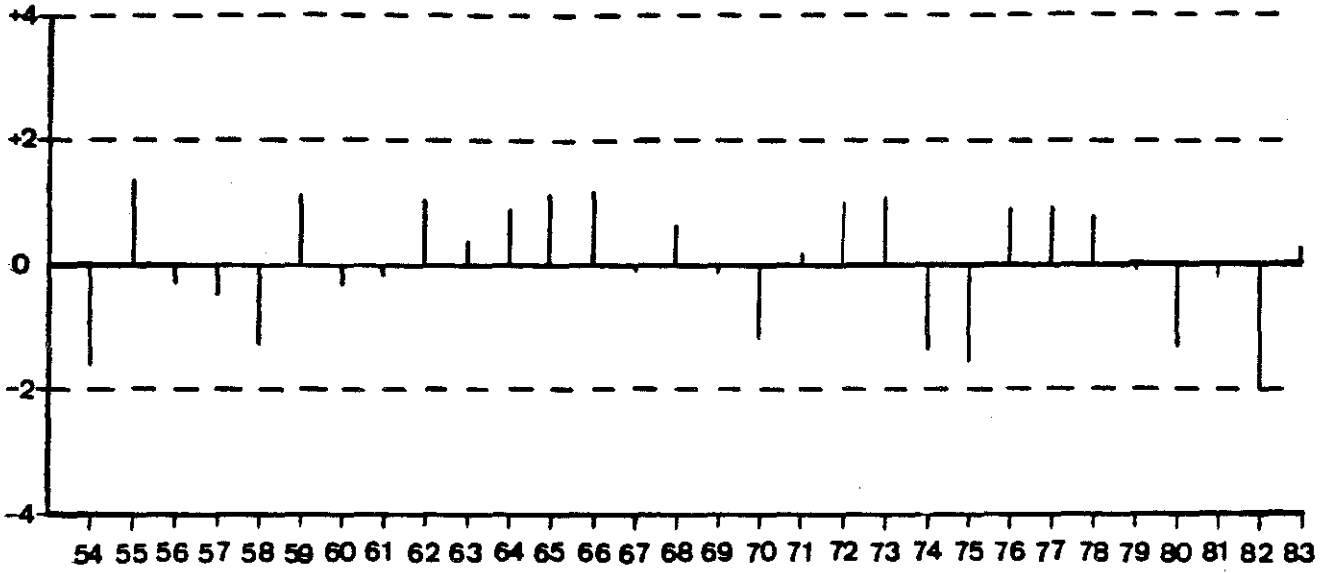


GRAFICO 16 - $\nabla \ln \text{PNBU}$

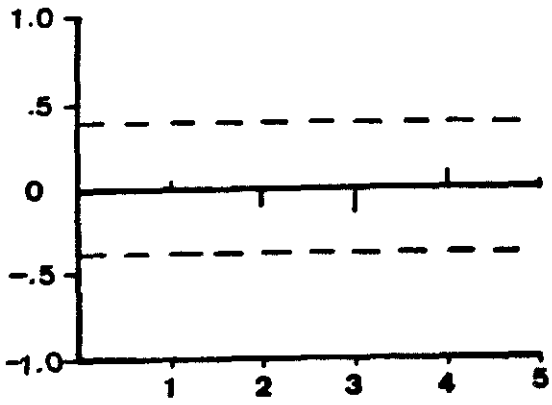


GRAFICO 17 - acf $\nabla \ln \text{PNBU}$

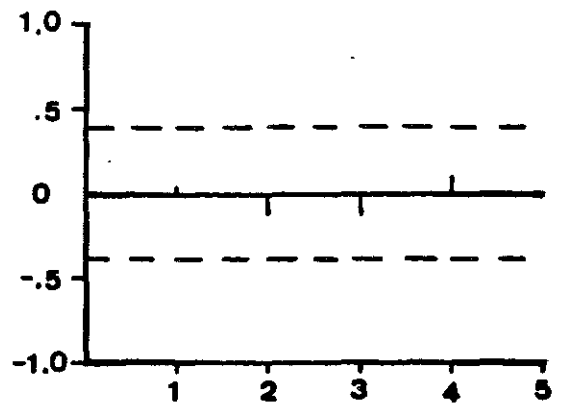


GRAFICO 18 - pacf $\nabla \ln \text{PNBU}$

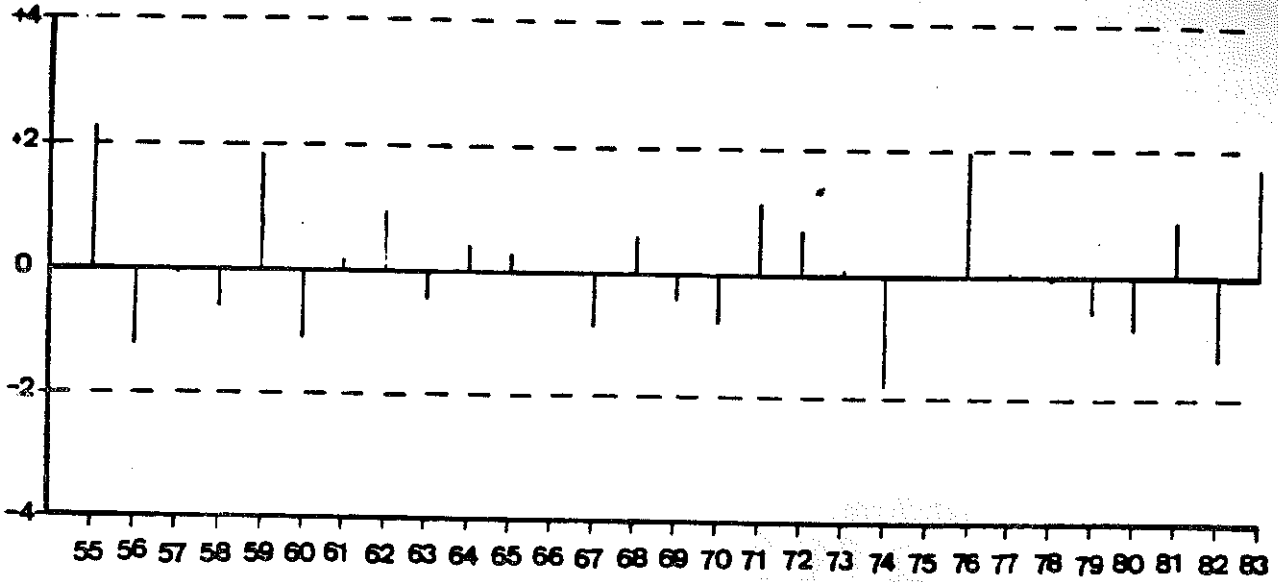


GRAFICO 19 - $v^2 \lnPNBU$

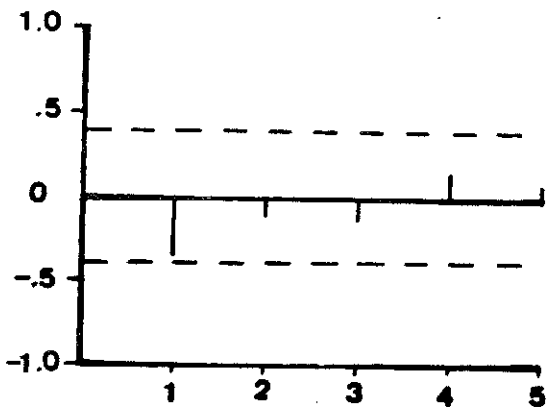


GRAFICO 20 - acf $v^2 \lnPNBU$

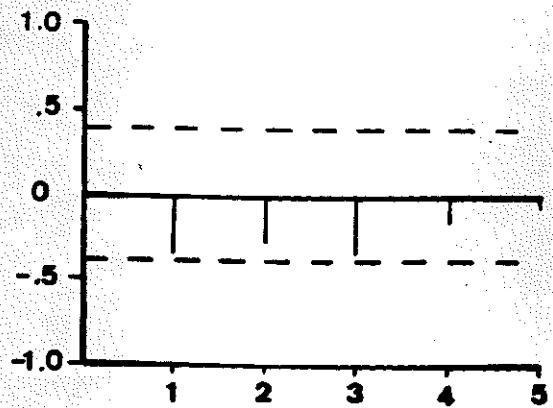


GRAFICO 21 - pacf $v^2 \lnPNBU$

II.3 Producto Nacional Bruto de los Países Industriales (PNBI)

Igual que en los casos anteriores el gráfico de la serie logarítmica (Gráfico 22) muestra la necesidad de aplicar al menos una diferencia. También el Gráfico 23 de la función de autocorrelación muestra el comportamiento típico para una serie no estacionaria en el primer momento.

Si bien el correlograma de la serie $\sqrt{\ln \text{PNBI}_t}$ (Gráfico 24) no parece indicar problemas de no-estacionariedad, se aprecian claramente en el Gráfico 25 rachas largas tanto de valores positivos como negativos, poniendo de manifiesto su carácter no estacionario. Esto nos lleva a diferenciar por segunda vez consiguiendo que $\sqrt{2} \ln \text{PNBI}_t$ se comporte de forma estacionaria (Gráfico 26).

Se identifica como proceso generador un modelo ARIMA(2,2,1) (vease Gráfico 27 y Gráfico 28). Una anomalía aparece en el año 1.974 de aproximadamente -2.1σ 's, no habiendo ninguna otra cosa que llame nuestra atención, tal como muestran los gráficos de residuos, acf, pacf (Gráficos 29, 30 y 31 respectivamente) y demás estadísticos que se presentan en la Hoja Resumen 3.

HOJA RESUMEN 3EST. US: PNBI1

N = 30 (1.953 - 1.983)

$$(1 - \frac{.06B}{(.19)} + \frac{.55B^2}{(.15)}) \nabla^2 \ln \text{PNBI}_t = (1 - \frac{.62B}{(.19)}) a_t$$

Factor de amortiguamiento = .74
 Periodo = 4.1 años

Con criterio mínimo cuadrático con retrovisión

$$\begin{aligned} \hat{\sigma}_a^2 &= .312 \times 10^{-3} \\ \hat{\sigma}_a \times 100 &= 1.8 \\ Q(3) &= 2.0 \end{aligned}$$

Situación de la estimación bien definida

$$\begin{aligned} \bar{a} &= - .001 \\ \hat{\sigma}_{\bar{a}} &= .003 \end{aligned}$$

$$\pm 2/\sqrt{29} = \pm .38$$

acf : No se aprecian estructuras
pacf : No se aprecian estructuras

Residuos anómalos

Num. Obs.	Fecha	Valor en Unid. σ 's
22	1.974	- 2.1

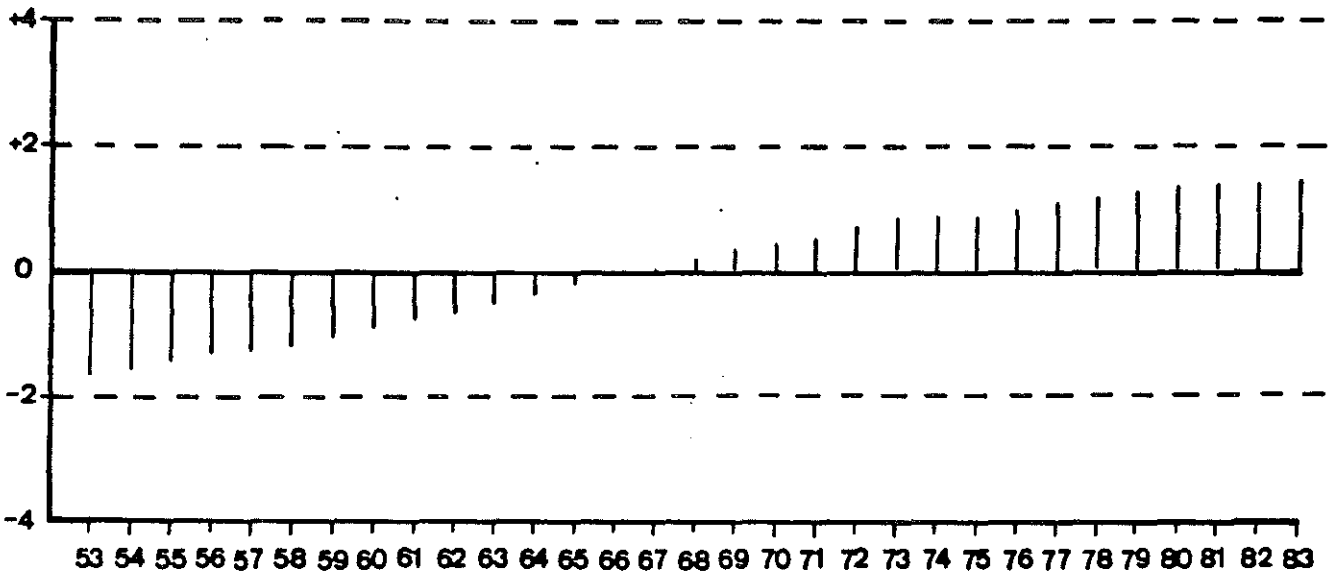


GRAFICO 22 - lnPNBI

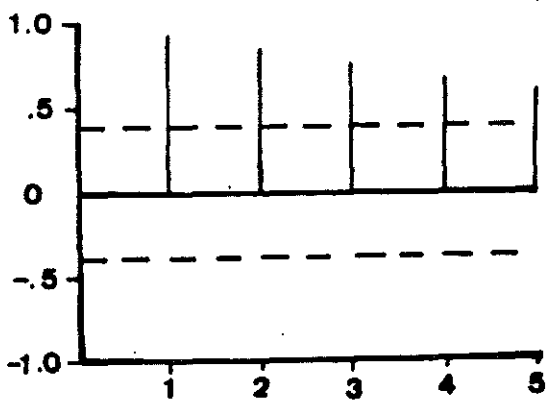


GRAFICO 23 - acf lnPNBI

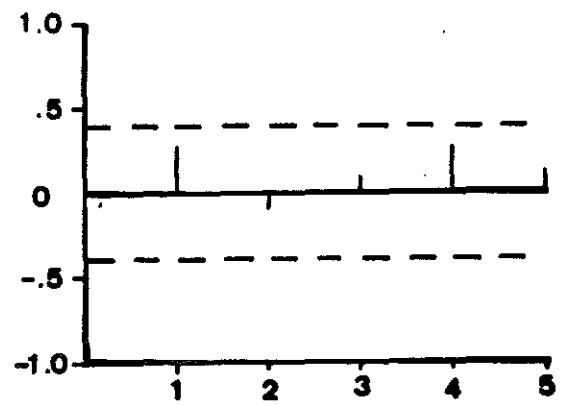
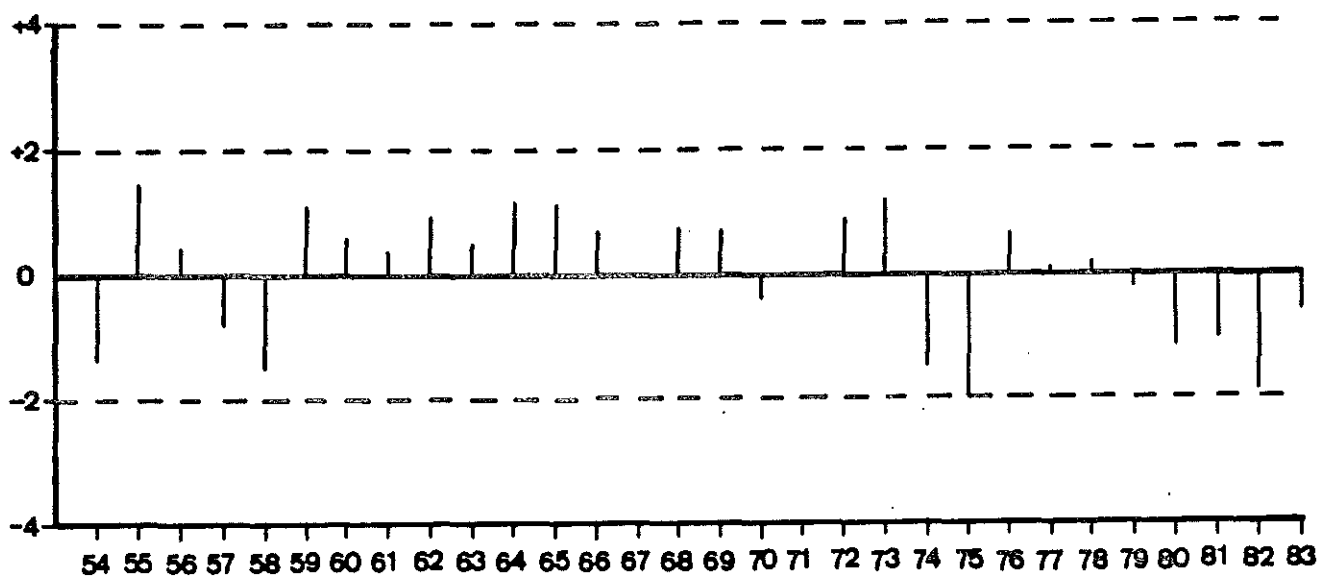
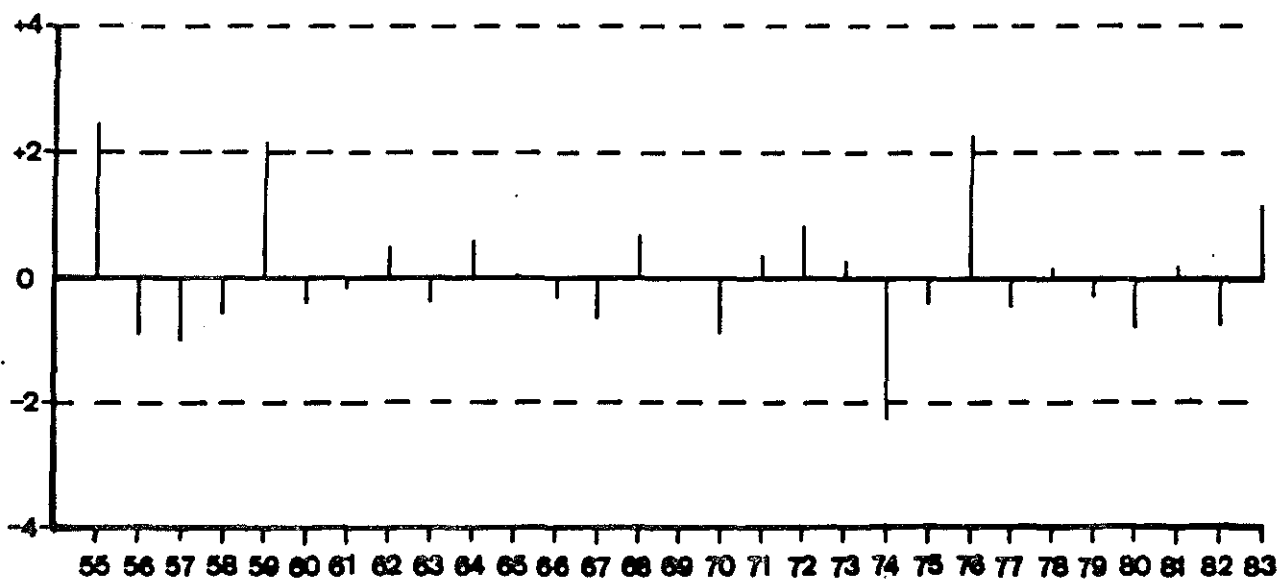


GRAFICO 24 - acf ∇ lnPNBI

GRAFICO 25 - $\nabla \ln PNBI$ GRAFICO 26 - $\nabla^2 \ln PNBI$

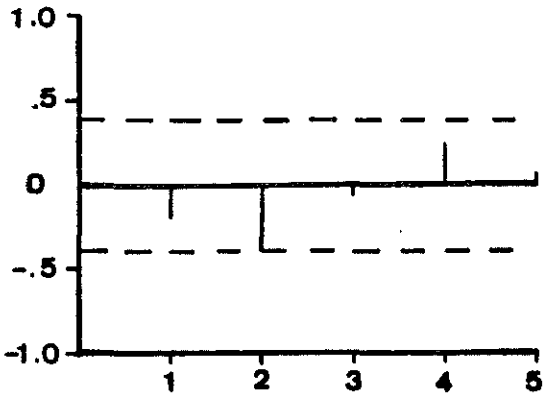


GRAFICO 27 - acf v^2 lnPNBI

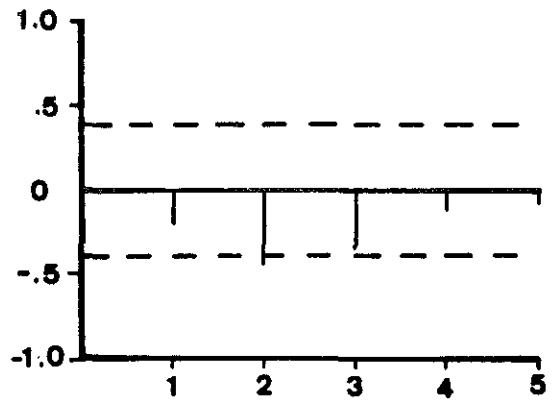


GRAFICO 28 - pacf v^2 lnPNBI

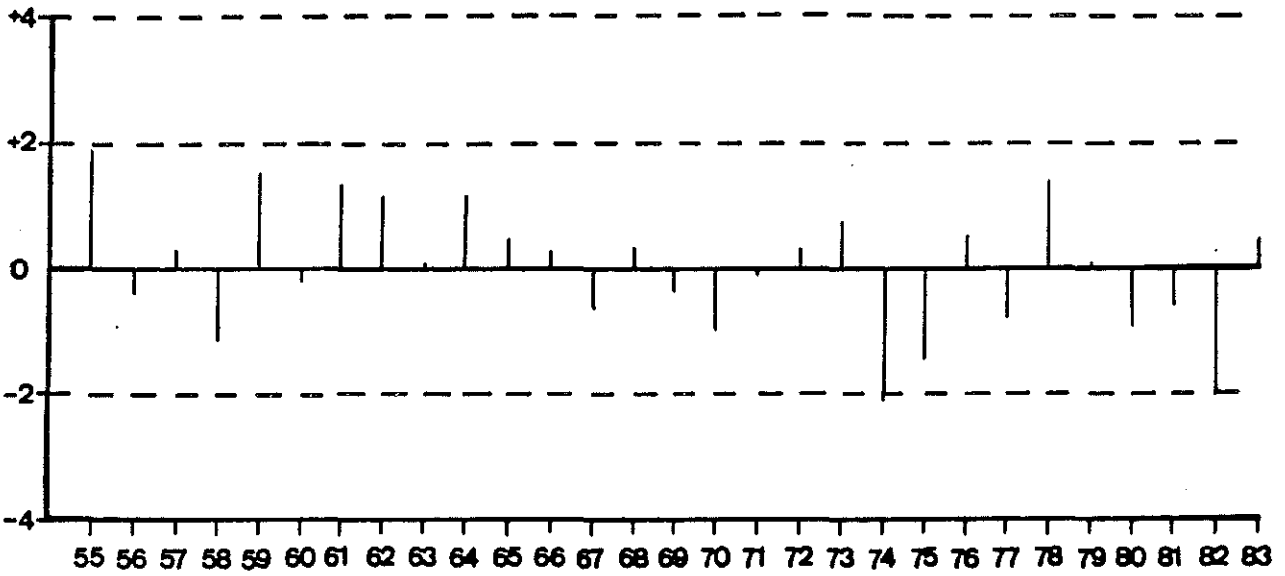


GRAFICO 29 - RESIDUOS MODELO US: PNBI

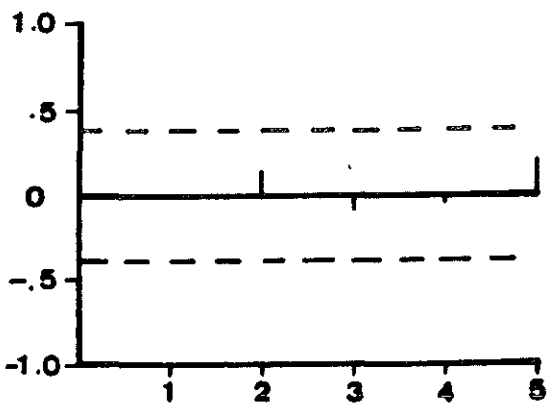


GRAFICO 30
acf Residuos Mod. US: PNBI1

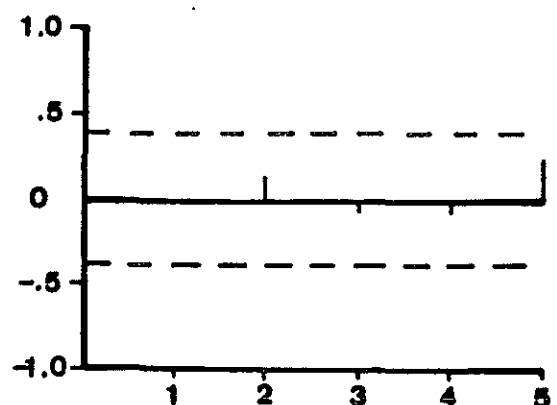


GRAFICO 31
pacf Residuos Mod. US: PNBI1

III. ANALISIS DE TRANSFERENCIA

El modelo de transferencia del PIBE versus el PNB y PNBI supone implícitamente la existencia de una relación unidireccional de las variables "input" hacia la variable "output". Esto es, que los niveles del Producto Nacional Bruto de Estados Unidos y Producto Nacional Bruto del conjunto de países industriales, en un periodo de tiempo "t", pueden influir en el nivel del Producto Interior Bruto español para los periodos "t", "t+1", "t+2", etc., pero no al contrario. Se supone que la economía española es muy pequeña en relación con cualquiera de las otras en cuestión. Esta ausencia de realimentación fue contrastada como dijimos en la introducción de este capítulo, a través del examen de las funciones de correlación cruzada entre los residuos de las series preblanqueadas con sus respectivos modelos univariantes, estimados eficientemente de forma conjunta dentro de un modelo ARMA trivariante diagonal.

En primer lugar, y antes de cualquier análisis de relación, se procede a corregir la serie del Producto Interior Bruto español de los efectos del primer Plan de Estabilización, ya que estos, como se vió en el apartado anterior, provocan fuertes anomalías en los años 1.959, 1.960 1.961 y 1.962, y pueden dar lugar a confusión al interpretar las funciones de correlacion cruzada estimadas. Por el momen-

to, se supone que estos hechos son ajenos a las influencias del exterior, aunque al final del análisis se estimará un modelo conjunto para evaluar esta hipótesis.

En segundo lugar, se elabora un modelo estocástico bivariante para $\ln\text{PNBU}$ y $\ln\text{PNBI}$. El modelo resultante es un modelo ARMA diagonal formado por los modelos univariantes de cada una de las series. Las funciones de correlación cruzada correspondientes, indican la total ausencia de efectos retardados en cualquiera de los dos sentidos (Gráficos 34 y 35). Lo más destacado y relevante de este análisis es la fuerte correlación contemporánea entre las dos series de residuos (.91). Esta correlación indica un alto grado de colinealidad entre ellas, debido, al gran peso específico que tiene la producción de Estados Unidos en el PNBI, y a los presumibles efectos de la economía estadounidense sobre la del resto de países industriales. Si suponemos que las variaciones en el PNB de EE.UU. tienen su origen fundamentalmente en perturbaciones internas, siendo despreciables las externas en términos comparativos, se podrían ignorar para esta investigación los posibles efectos de realimentación del resto de países industriales sobre el PNBU.

Dada la menor fuerza de los argumentos favorables a una interpretación distinta de la correlación contemporánea, se para en este

punto el proceso de búsqueda de evidencia empírica en favor de una dirección u otra. Teóricamente, dicho proceso consistiría en elaborar modelos multivariantes cada vez mas desagregados, tanto en el tiempo como por conceptos, hasta que se llegara a un nivel en que el modelo resultante diera una matriz de varianzas-covarianzas de caracter diagonal. Se deja abierta la investigación en esta linea, ya que no disponemos de datos para el PIBE ni para el PNBI de intervalo muestral inferior al año.

Resumiendo, el modelo bivariante confirma en parte lo que en un principio indican de forma intuitiva, el alto grado de agregación temporal de las variables y la gran importancia del PNBU en el Producto Nacional total de los paises industrializado. Si bién el alto grado de correlación contemporánea mantiene la duda acerca de la dirección de la relación, existe cierto consenso en desestimar las perturbaciones exteriores de cualquier clase como causas del comportamiento de la actividad económica de Estados Unidos, dada la importancia que para la economía de ese país tienen su demanda y oferta interiores.

La incorporación de este último supuesto reduce el modelo bivariante al siguiente modelo de transferencia con un solo input y un

solo output (Hoja Resumen 4):

$$\ln \text{PNBI}_t = \begin{pmatrix} .57 \\ (.05) \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} .09B \\ (.05) \end{pmatrix} \ln \text{PNBU}_t + \text{RPNBI}_t$$

$$\text{ganancia} = \begin{pmatrix} .67 \\ (.08) \end{pmatrix}$$

$$\left(1 + \begin{pmatrix} .25B \\ (.15) \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} .61B^2 \\ (.14) \end{pmatrix} \right) \nabla^2 \text{RPNBI}_t = a_t$$

El término $\omega_1 B$ de la función de transferencia aparece como resultado del proceso de diagnosis llevado a cabo sobre un modelo anterior, en el que la función de transferencia consta tan solo del término ω_0 , y no por identificación directa a partir de la función de correlación cruzada correspondiente. Como se aprecia el efecto es pequeño, pero formalmente significativo al 95% de probabilidad.

Interpretados los residuos de este modelo (RPNBI) como la parte de la variable $\ln \text{PNBI}$ no explicada por el $\ln \text{PNBU}$, pueden ser introducidos en lugar de la variable $\ln \text{PNBI}$ como variable input en el modelo de transferencia $\ln \text{PIBE}$ versus $\ln \text{PNBU}$, $\ln \text{PNBI}$. Dichos residuos y el $\ln \text{PNBU}$ son prácticamente ortogonales (vease Gráfico 36). De esta manera se consigue aislar los efectos que sobre el $\ln \text{PIBE}$ ten-

drían un incremento del lnPNBU y un incremento autónomo del lnPNB del resto de países industrializados.

Con inputs prácticamente ortogonales se identifican, como si se tratase de dos modelos de transferencia con un solo input cada uno, las funciones de transferencia del modelo que a continuación se presenta (veanse Gráficos 32 y 33). Sin embargo la estimación de ambas se realiza de forma conjunta utilizando el criterio de minimización de la suma de cuadrados de los residuos con retrovisión:

$$\begin{aligned} \ln \text{PIBE}_t &= \left(\begin{array}{cccc} -.08 & -.12B & -.06B^2 & -.02B^3 \\ (.01) & (.01) & (.01) & (.01) \end{array} \right) \epsilon_t^{I,59} + \\ &+ \left(\begin{array}{cc} (.29 & + .28B) \\ (.10) & (.10) \end{array} \right) \ln \text{PNBU}_t + \left(\begin{array}{c} .74 \\ (.32) \end{array} \right) \text{RPNBI}_t + N_t \\ g &= \begin{array}{c} .57 \\ (.15) \end{array} \end{aligned}$$

$$\sigma^2_{N_t} = \left(\begin{array}{c} 1 - .39B \\ (.19) \end{array} \right) a_t$$

Cabe poner de manifiesto la escasa variación que sufren las estimaciones de los parámetros correspondientes a la variable ficticia, respecto a las obtenidas en el modelo de intervención del PIBE.

Parece pues aceptable la hipótesis de que los valores extremos del PIBE durante los años 1.959-1.962 no son debidos a factores externos.



El segundo input en el modelo de transferencia es el nivel de la variable $\ln \text{PNBU}$; su función de transferencia indica que un aumento de un punto porcentual en el nivel del Producto Nacional Bruto de Estados Unidos para un año "t" provocaría un incremento de aproximadamente .29 puntos porcentuales en el nivel del PIB español para ese mismo año "t" y un incremento de .28 puntos porcentuales en el PIBE del año siguiente. Ambas elasticidades son estadísticamente distintas de cero al 95% de probabilidad, tal como indican sus errores estandar estimados (.10 en ambos casos).

Existe pues un efecto expansivo del Producto Nacional Bruto estadounidense sobre el Producto Interior Bruto español, que podría estar compuesto (por ejemplo) de un efecto directo sobre nuestras exportaciones a Estados Unidos y otro indirecto, al aumentar nuestras exportaciones al resto de países industrializados, debido al efecto expansivo que también el PNBUS parece tener sobre las economías de cada uno de ellos. Esta interpretación no deja de ser una hipótesis, ya que también puede haber dependencia por razones de flujos de capital. No obstante, dicha hipótesis se podría contrastar analizando las series de exportaciones de España y el conjunto de países industrializados.

La tercera variable recoge el efecto que sobre el PIBE tendría un incremento autónomo en el PNB del resto de países industriales, esto es, un incremento ajeno a la influencia del PNB de Estados Unidos. El efecto de esta variable es positivo e instantáneo, indicando que un aumento de un punto porcentual en la misma, incrementaría .74 puntos porcentuales el PIB español. Este resultado pone de manifiesto al igual que en el caso de Estados Unidos, el carácter motor que para nuestra economía tendría un aumento del PNB de esos países. La introducción de retardos en la función de transferencia de esta variable no resulta estadísticamente aceptable.

Al comparar el proceso seguido por el ruido de este modelo con el resultante del análisis de intervención de la serie $\ln \text{PIBE}_t$, destaca la desaparición del proceso autorregresivo de segundo orden. Este resultado es interesante ya que refleja la desaparición del ciclo empresarial en el PIBE, una vez que se introducen como variables explicativas de su comportamiento las variables PNB_U y RPNBI. Dicho resultado sería compatible también con la idea de que el ciclo observado en el comportamiento de la actividad económica real de España tiene su origen en factores externos y no estadounidenses.

Comparando los residuos de los modelos PIBE1 y PIBE2 (Gráfico 11 y Gráfico 40) llama la atención el residuo del año 1.975. Se aprecia

una cierta reducción en el mismo al pasar del modelo PIBE1 al modelo PIBE2. Es evidente que PNB_U como PNB_I juegan un papel importante en la explicación del PIBE de ese año. No obstante, es precisamente al depurar esta variable de los efectos del sector exterior, cuando surgen ciertos valores preocupantes (racha negativa 1.975 - 1.979) no detectados en un principio, y que hacen pensar en alguna causa interna (¿expansión monetaria?) como posible origen de los mismos. Se deja esta vía abierta para una posterior investigación.

Utilizando las mismas variables con datos desde 1964, se han realizado los mismos análisis descritos en este capítulo,. Los resultados, al ser prácticamente idénticos a los presentados con series más largas, ponen de manifiesto la estabilidad y robustez de las estructuras estimadas por nosotros. Cabe mencionar que la única diferencia destacable es la permanencia del proceso AR(2) complejo en el ruido de su modelo del tipo PIBE2; este hecho arroja dudas sobre el origen, interno o externo, del ciclo observado en el comportamiento del PIBE, ya que este desaparece al incorporar el resto de las observaciones.

Un resultado interesante es la reducción experimentada por el R^2 desde el modelo PIBE1 (.61) al modelo PIBE2 (.75) de aproximadamente un 23%, hecho que pone de manifiesto la importancia de los inputs

estocásticos introducidos. Se observa también que las elasticidades a largo plazo de PIBE versus PNBU y PIBE versus PNBI residual no difieren estadísticamente, lo que sugiere que el PNBU tiene aproximadamente el mismo efecto relativo sobre el PIBE que el PNBI del resto de países industrializados.

Por último, con los modelos PIBE1 y PIBE2, se han realizado previsiones para los años 1984, 1985 y 1986. Los resultados se presentan en el Cuadro 1.

CUADRO 1
Previsiones del Producto Interior Bruto Español
Origen 1983

<u>Año</u>	<u>Valor Real</u>	<u>Prev. PIBE1</u>	<u>Prev. PIBE2</u>
1984	7005.6	6945.0	7038.4
1985	7167.0	7008.0	7212.3
1986	7403.3	7101.6	7399.6

La inspección del Cuadro 1 muestra como el modelo PIBE2 supera al modelo PIBE1. Para el año 1984, previsión un periodo hacia adelante, el modelo PIBE1 comete un error del .87% mientras que el modelo PIBE2 lo comete de un .47%. Para el año 1985, dos periodos hacia adelante,

el modelo PIBE1 comete un error del 2.22% mientras que el modelo PIBE2 lo comete del .62%. Por último para el año 1986, tres periodos hacia adelante, los errores son del 4.08% para PIBE1 y .05% para PIBE2.

En la Hoja Resumen 5 aparecen los resultados del proceso de diagnosis del modelo PIBE2.

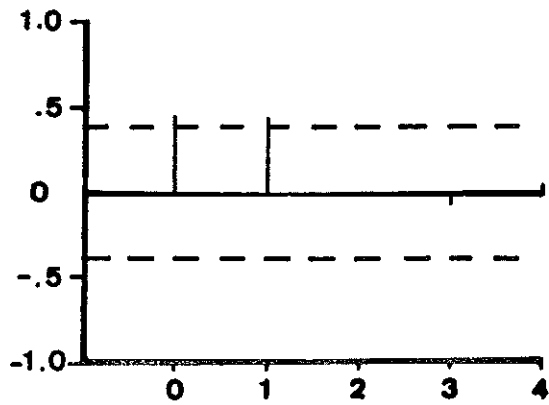


GRAFICO 32
ccf lnPIBE vs. lnPNBU

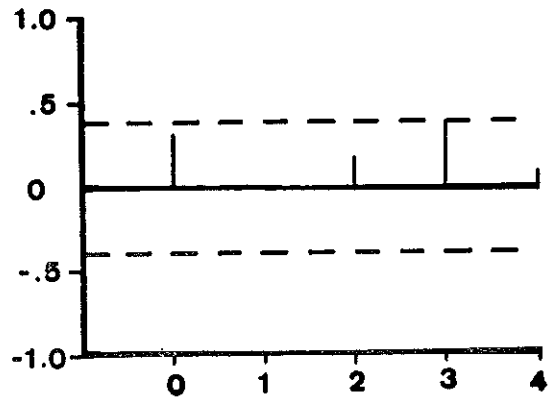


GRAFICO 33
ccf lnPIBE vs. RPNBI

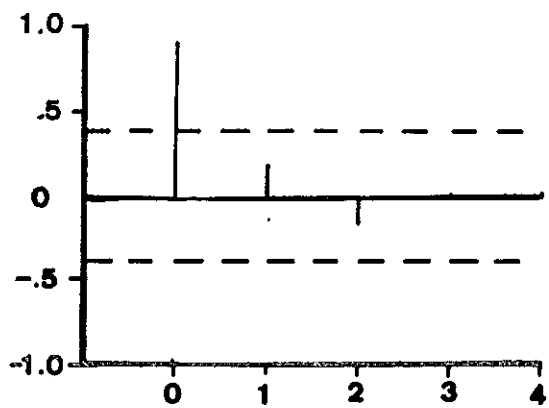


GRAFICO 34
ccf Res. lnPNBI vs Res. lnPNBU

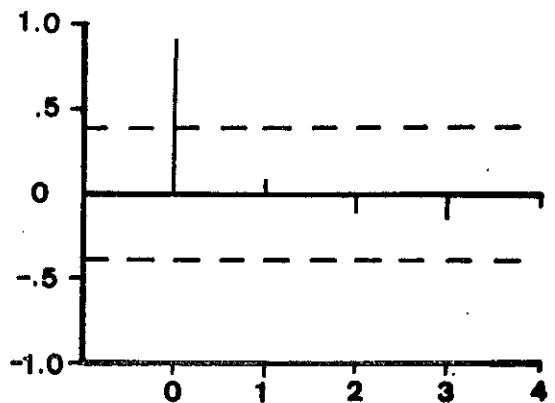


GRAFICO 35
ccf Res. lnPNBU vs Res. lnPNBI

HOJA RESUMEN 4EST. UT: PNBI2

N = 30 (1.954 - 1.983)

$$\ln \text{PNBI}_t = \begin{pmatrix} .57 \\ (.05) \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} .09B \\ (.05) \end{pmatrix} \ln \text{PNBU}_t + \text{RPNBI}_t$$

$$\text{ganancia} = \begin{pmatrix} .67 \\ (.08) \end{pmatrix}$$

$$(1 + \begin{pmatrix} .25B \\ (.15) \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} .61B^2 \\ (.14) \end{pmatrix}) \nabla^2 \text{RPNBI}_t = \hat{a}_t$$

Factor de amortiguamiento = .74
 Periodo = 4.1 años

Con criterio mínimo cuadrático con retrovisión

$$\begin{aligned} \hat{\sigma}_a^2 &= .051 \times 10^3 \\ \hat{\sigma}_a \times 100 &= .7 \\ Q_{\text{ccf}}(2) &= .2 \\ Q_{\text{acf}}(2) &= 1.4 \end{aligned}$$

Situación de la estimación bien definida

$$\begin{aligned} \bar{a} &= - .001 \\ \hat{\sigma}_{\bar{a}} &= .002 \end{aligned}$$

$$\pm 2/\sqrt{29} = \pm .38$$

acf : No se aprecian estructuraspacf : No se aprecian estructuras

Residuos anómalos

Num. Obs.	Fecha	Valor en Unid. σ 's
21	1.974	- 2.1

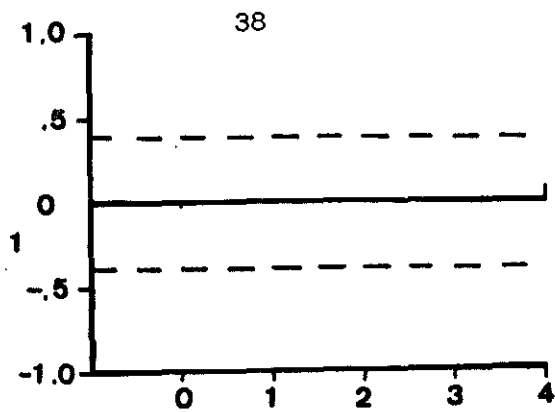


GRAFICO 36 - ccf RPNBI vs. lnPNBU

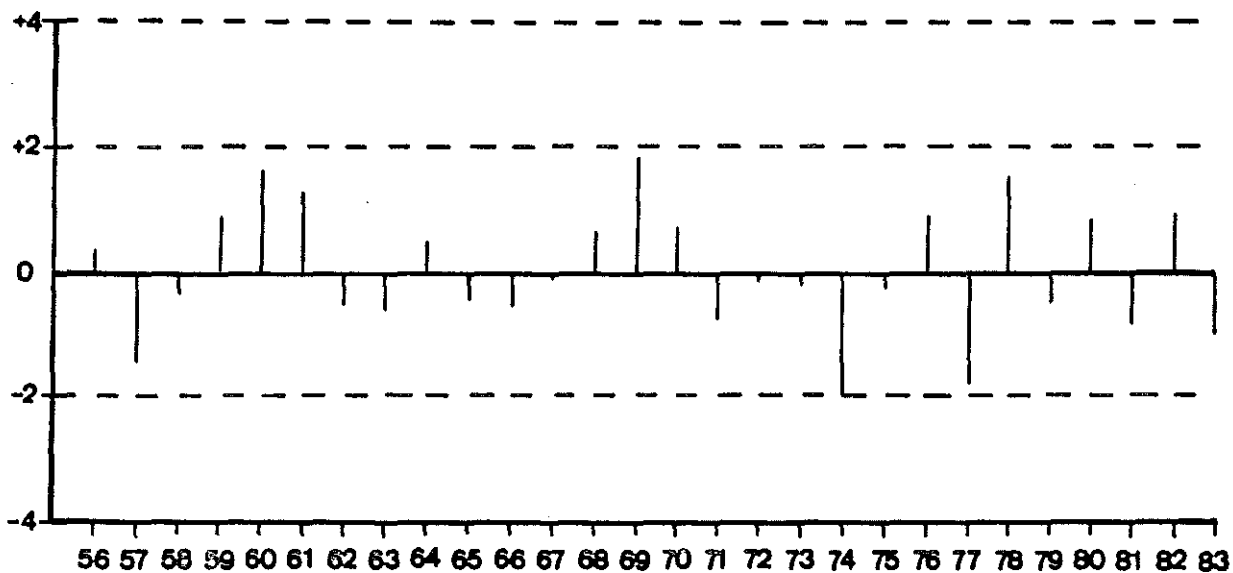


GRAFICO 37 - RESIDUOS MODELO UT: PNBI2

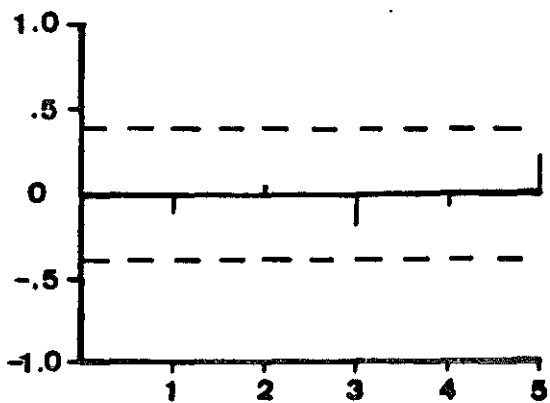


GRAFICO 38
acf Residuos Mod. UT: PNBI2

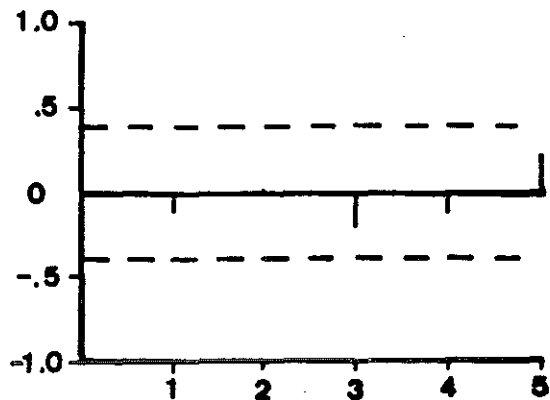


GRAFICO 39
pacf Residuos Mod. UT: PNBI2

HOJA RESUMEN 5EST. UT: PIBE2

N = 30 (1.954 - 1.983)

$$\ln \text{PIBE}_t = \begin{pmatrix} -.08 \\ (.01) \end{pmatrix} - \begin{pmatrix} .12B \\ (.01) \end{pmatrix} - \begin{pmatrix} .06B^2 \\ (.01) \end{pmatrix} - \begin{pmatrix} .02B^3 \\ (.01) \end{pmatrix} \epsilon_t^{I,59} +$$

$$+ \begin{pmatrix} .29 \\ (.10) \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} .28B \\ (.10) \end{pmatrix} \ln \text{PNBU}_t + \begin{pmatrix} .74 \\ (.32) \end{pmatrix} \text{RPNBI}_t + N_t$$

$$g = \begin{pmatrix} .57 \\ (.15) \end{pmatrix}$$

$$\sqrt{N}_t = (1 - \begin{pmatrix} .39 \\ (.19) \end{pmatrix} a_t), \quad \epsilon_t^{I,59} \begin{cases} = 1 & \text{si } t = 1959 \\ = 0 & \text{si } t \neq 1959 \end{cases}$$

Con criterio mínimo cuadrático con retrovisión

$$\begin{aligned} \hat{\sigma}_a^2 &= .159 \times 10^{-3} \\ \hat{\sigma}_a \times 100 &= 1.3 \\ \text{Qccf1}(2) &= 1.1 \\ \text{Qccf2}(2) &= 3.0 \\ \text{Qacf}(2) &= .9 \end{aligned}$$

Situación de la estimación bien definida

$$\begin{aligned} \hat{a} &= -.002 \\ \hat{\sigma}_a &= .080 \end{aligned}$$

$$\pm 2/\sqrt{29} = \pm .38$$

acf : No se aprecian estructuras
pacf : No se aprecian estructuras

Residuos anómalos: No se aprecian

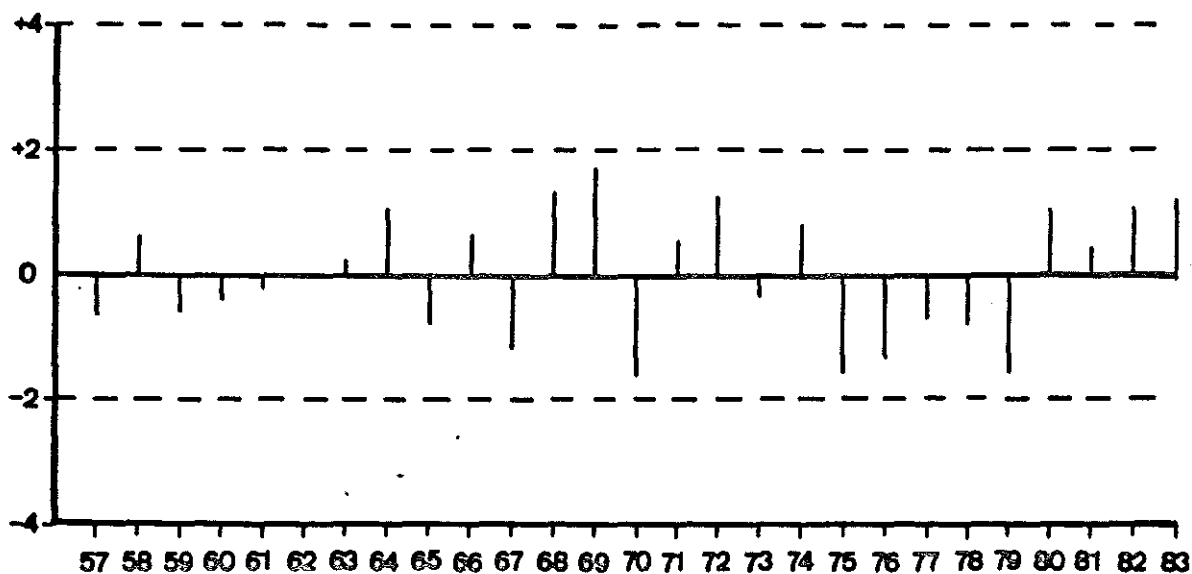


GRAFICO 40 - RESIDUOS MODELO UT: PIBE2

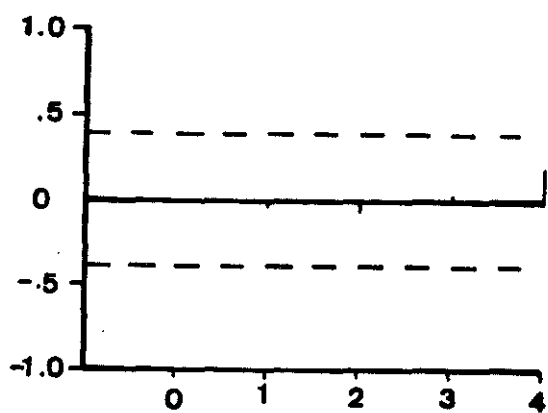


GRAFICO 41
ccf Res. Mod. PIBE2 vs. lnPIBE

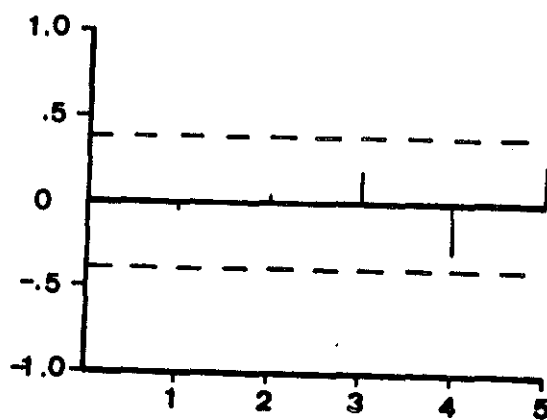


GRAFICO 42
acf Residuos Mod. UT:PIBE2

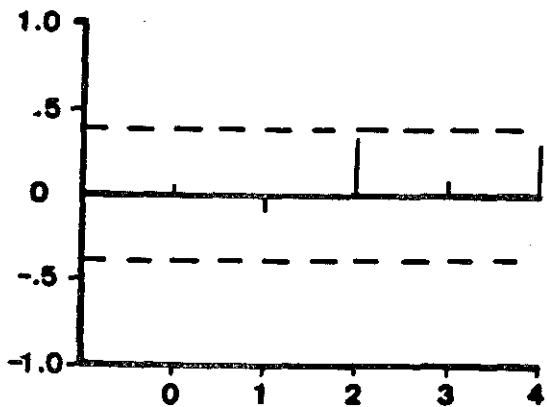


GRAFICO 43
ccf Res. Mod. PIBE2 vs. RPNBI

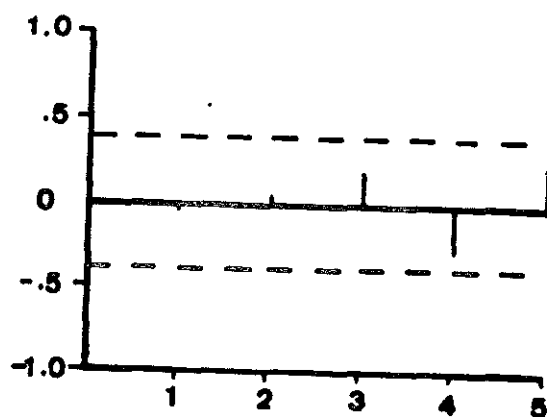


GRAFICO 44
pacf Residuos Mod. UT:PIBE2

IV. RESULTADOS

Este trabajo muestra dos resultados importantes:

1) La existencia de efectos claros del PNB_U y del PNB_I sobre el PIB_E, que se traducen en una mejora evidente de las previsiones para este último.

2) La desaparición del ciclo observado en el modelo univariante del PIB_E, una vez se introducen el PNB_U y el PNB_I como inputs en el modelo de transferencia.

En el modelo teórico de las relaciones entre el PIB_E, PNB_U y PNB_I se han introducido dos hipótesis sin contrastación previa. La primera es la hipótesis de ausencia de realimentación contemporánea del Producto Interior Bruto español en la relación PIB_E versus PNB_U y PNB_I, necesaria para la elaboración del modelo UT, PIB_E2. El poco peso específico de la economía española en las economías de Estados Unidos y del conjunto de países industrializados justifica su introducción. La segunda hipótesis es la de ausencia de realimentación contemporánea del PNB_I en la relación PNB_I versus PNB_U. Esta hipótesis no es esencial para el modelo teórico aunque si conveniente, ya que con ella se evita el problema de colinealidad entre el PNB_U y el PNB_I, inputs fundamentales del modelo de previsión PIB_E2. El gran peso específico de la oferta y

demanda internas en EE.UU., hace pensar que el comportamiento del Producto Nacional Bruto de Estados Unidos viene determinado fundamentalmente por factores internos, siendo los factores externos despreciables en comparación. Estas dos hipótesis son discutibles, no obstante, su incorporación lleva consigo una mejora substancial de las previsiones del PIBE, uno, dos y tres periodos hacia adelante.

Otro hecho destacable es la desaparición del proceso AR(2) en el modelo PIBE2, presente en el modelo PIBE1. La desaparición del cuasi ciclo descrito por este AR(2) es compatible con la idea de que el ciclo observado en el comportamiento de la actividad económica real de España tiene su origen en factores externos. Esta sería una hipótesis sugerente para una posterior investigación.

El conjunto de información que incorpora el modelo PIBE2 está formado por los valores presentes y pasados de los productos de EE.UU. y del conjunto de Países Industrializados, así como por la historia pasada del PIB español. Sería pues interesante, incorporar a ese conjunto de información, variables de la economía española tales como la expansión monetaria, el Tipo de Interés y Saldos Reales Monetarios. Su incorporación tendría como fin elaborar un modelo econométrico sencillo para la economía española. Este modelo serviría para calibrar con mayor precisión la importancia

del PNBU y del PNBI en la explicación del comportamiento del PIBE.
Sin duda alguna esta línea de investigación sería una de las primeras a tener en cuenta.

NOTAS

(1) Los resultados que se presentan en este artículo forman parte de los obtenidos en la tesis doctoral que con el título "Análisis Econométrico sobre la Incidencia de la Economía de Estados Unidos y Economía Mundial sobre la Economía Española" he realizado bajo la dirección del profesor Arthur B. Treadway.

(2) Este modelo ha motivado la elaboración de un modelo econométrico dinámico de la economía de Estados Unidos del que trataremos en un artículo posterior.

(3) Las observaciones correspondientes a los años 1984, 1985 y 1986 no se utilizan en la elaboración de los modelos presentados con el fin de evaluar, en la sección III, la capacidad predictiva de los mismos.

REFERENCIAS BIBLIOGRAFICAS

- Alavi, A.S. y G.M. Jenkins (1981): "Some aspects of modelling and forecasting multivariate time series". Journal of Time Series Analysis, núm. 2, pág. 1-47.
- Box, G.E.P. y G.M. Jenkins (1970): Time Series Analysis Forecasting and Control. Holden-Day San Francisco, ed. revis. 1976.
- Box, G.E.P. y G.C. Tiao (1975): "Intervention analysis with applications to economics and environmental problems". Journal of the American Statistical Association, núm. 70, pág. 70-79.
- García-Ferrer A., Highfield R.A., Palm F., Zellner A. (1987): "Macroeconomic forecasting using pooled international data". Journal of Business & Economic Statistics, vol. 5, núm. 1, pág. 53-67.
- Tiao, G.C. y G.E.P. Box (1981): "Modelling multiple time series with applications". Journal of the American Statistical Association, núm. 75, pág. 802-816.
- Treadway A.B., R. Carbajo y J. García-Pardo (1986): Los Efectos de la Expansión Monetaria sobre la Economía Real Española. Fundación Ramón Areces, Madrid.