

Documento de Trabajo 97-10
Serie de Estadística y Econometría 03
Septiembre 1997

Departamento de Estadística y Econometría
Universidad Carlos III de Madrid
Calle Madrid, 126
28903 Getafe (Madrid)
Fax (91) 624-9849

CARACTERIZACIÓN DE LA TENDENCIA Y COMPONENTE CÍCLICO DEL PIB ESPAÑOL A TRAVÉS DE MODELOS NO LINEALES.

José Manuel Martínez y Antoni Espasa*

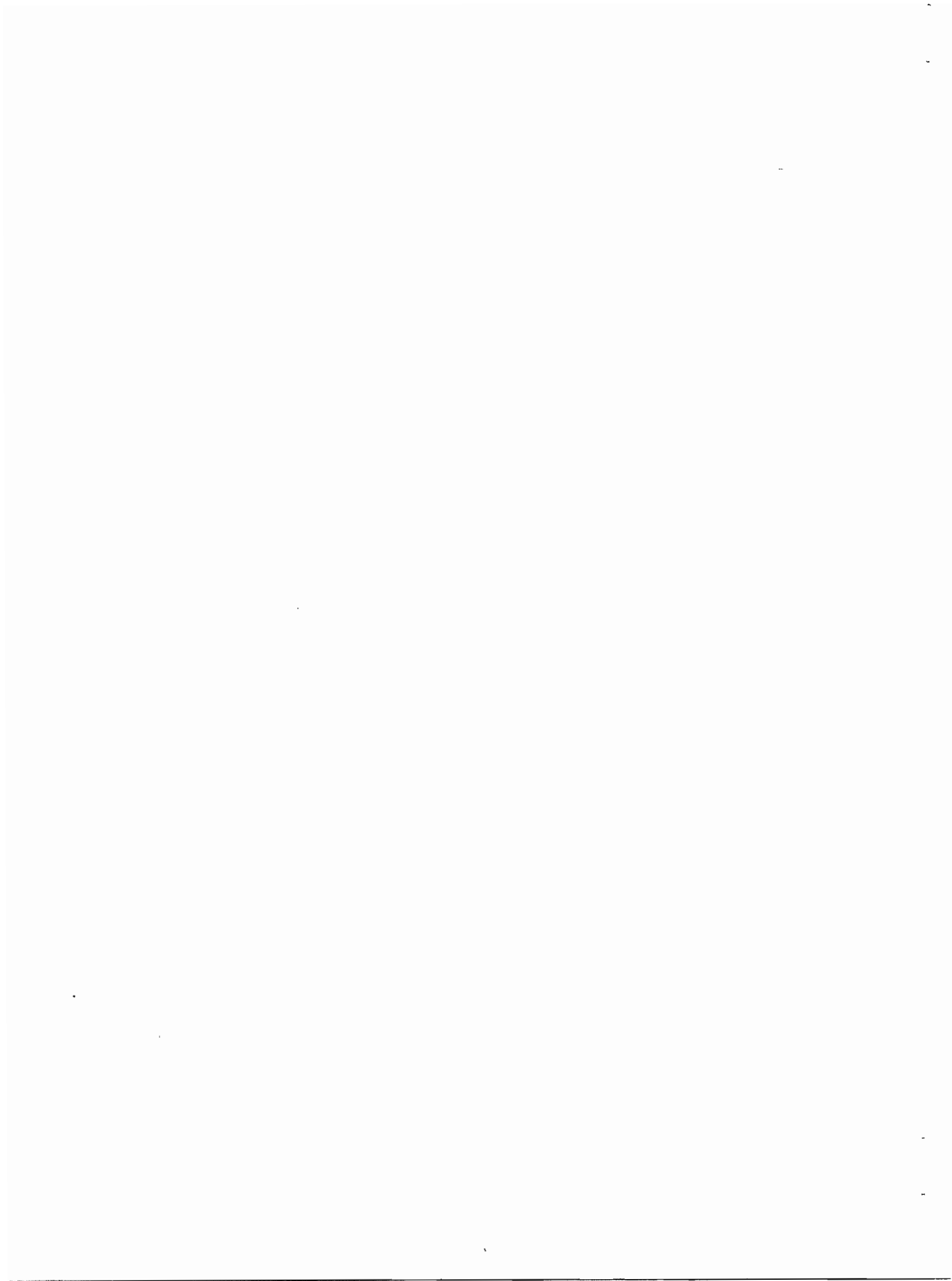
Resumen

En este trabajo se presenta un análisis sobre el comportamiento dinámico del crecimiento trimestral del PIB español, analizándose su modelización y cuáles han sido las innovaciones más importantes que han afectado a su crecimiento en los últimos 26 años. Se consideran modelos univariantes lineales ARIMA, representaciones con medias segmentadas y modelos no lineales TAR. El hecho de que el comportamiento del PIB español sea distinto durante los períodos de expansión y de recesión justifica la aplicación de modelos no lineales para intentar captar tales características que permiten una interpretabilidad económica más adecuada para esta variable. Los ciclos en el crecimiento del PIB español se pueden caracterizar con tres fases: recesión, crecimiento acelerado y crecimiento desacelerado. En la primera apenas existe dependencia dinámica, en la segunda se registran oscilaciones cíclicas de períodos cortos y en la última la desaceleración es lenta. La entrada y salida de una fase de recesión se debe a perturbaciones que llegan al sistema y no a la propia dinámica de éste. El saldo comercial juega un papel muy relevante en el patrón cíclico de las tres fases del PIB, aportando la mayor parte del crecimiento en el inicio de las recuperaciones.

Palabras clave:

Ciclos de actividad, TAR, medias segmentadas, ARIMA, predicción, raíces unitarias, procesos integrados.

*Martínez, Departamento de Estadística y Econometría, Universidad Carlos III de Madrid. e-mail: jmm@est-econ.uc3m.es; Espasa, Departamento de Estadística y Econometría, Universidad Carlos III de Madrid. Este trabajo ha sido realizado dentro de los proyectos PB95-0299 y APC95-0090 de la DGES.



Caracterización de la tendencia y componente cíclico del PIB español a través de modelos no lineales

José Manuel Martínez y Antoni Espasa (*)

Universidad Carlos III, Madrid.

Septiembre 1997

Versión preliminar

Resumen

En este trabajo se presenta un análisis sobre el comportamiento dinámico del crecimiento trimestral del PIB español, analizándose su modelización y cuáles han sido las innovaciones más importantes que han afectado a su crecimiento en los últimos 26 años. Se consideran modelos univariantes lineales ARIMA, representaciones con medias segmentadas y modelos no lineales TAR. El hecho de que el comportamiento del PIB español sea distinto durante los períodos de expansión y de recesión justifica la aplicación de modelos no lineales para intentar captar tales características que permiten una interpretabilidad económica más adecuada para esta variable. Los ciclos en el crecimiento del PIB español se pueden caracterizar con tres fases: recesión, crecimiento acelerado y crecimiento desacelerado. En la primera apenas existe dependencia dinámica, en la segunda se registran oscilaciones cíclicas de períodos cortos y en la última la desaceleración es lenta. La entrada y salida de una fase de recesión se debe a perturbaciones que llegan al sistema y no a la propia dinámica de éste. El saldo comercial juega un papel muy relevante en el patrón cíclico de las tres fases del PIB, aportando la mayor parte del crecimiento en el inicio de las recuperaciones.

1. Introducción

El escaso interés que se le ha dedicado en España al seguimiento de la dinámica de la serie del PIB contrasta con su enorme importancia, siendo la variable clave para dirigir la política económica¹. Una posible justificación de esta situación ha sido la deficiencia de la base estadística española, que ha impedido disponer de datos oficiales del PIB con frecuencia trimestral hasta la aparición de la Contabilidad Nacional Trimestral (CNTR) en 1993. No obstante la CNTR no cubre satisfactoriamente el vacío estadístico existente. Por un lado la serie histórica sólo resulta disponible desde 1970, y además es una serie sintética construida a partir de la interpolación trimestral de la serie anual por medio de indicadores económicos desestacionalizados². La metodología empleada genera una serie del PIB sin variaciones estacionales y con información sobre el futuro en la estimación de sus valores presentes.

Se utilizará la terminología propuesta por Espasa & Cancelo (1993) y generalizada en

(*)Este trabajo ha sido realizado dentro de los proyectos PB95-0299 y APC95-0090 de la DGES.

¹Espasa (1984) constituye uno de los primeros trabajos sobre una serie trimestral del PIB.

²Ver INE (1993) para una descripción de su elaboración, Guerrero (1997) y discusión posterior en el BOLETIN IPC DE ANALISIS MACROECONOMICO del mes de Marzo sobre una discusión de su fiabilidad.

Espasa & Peña (1995), donde se propone definir una variable integrada de orden $I(d, m)$ como una variable que necesita d veces el operador de diferencias para ser estacionaria, y m toma el valor cero si la media de la variable diferenciada es nula y el valor m^0 si dicha media viene dada por un polinomio de tiempo de orden (m^0-1) . Siguiendo Espasa & Senra (1997) si la media constante o polinomio temporal en la serie diferenciada son segmentados la terminología anterior se puede generalizar incluyendo en el término m el superíndice s .

La escasez de estudios previos actualizados, la muestra empleada por Espasa (1984) va hasta 1982, que describan el comportamiento del PIB, y que en particular que se preocupen por el esquema estadístico más adecuado de su representación obliga a dedicar un esfuerzo en este sentido. El comportamiento de la variable es compatible con series integradas, pero tampoco pueden descartarse otras explicaciones, por ejemplo comportamientos estacionarios en torno a tendencias polinomiales segmentadas. La importancia de esta elección, en particular, la discusión sobre el número de raíces unitarias autoregresivas que lo caracterizan fue puesta de manifiesto en el caso americano por Perron (1989), y discutido ampliamente desde entonces en la literatura. En el caso del PIB español Espasa (1984) sugiere la posibilidad de que sea un proceso $I(1,1^s)$ es decir, considerando segmentaciones en su media, situación puesta de manifiesto posteriormente en Andrés et al. (1990) y Doménech & Taguas (1996). En estas circunstancias los contrastes usuales de raíces unitarias sólo son correctos si se conoce la segmentación, tal como demuestran Campbell & Perron (1991) y se enfatiza en Cochrane (1991), y un análisis más intenso debe ser realizado.

Es importante señalar el mayor interés económico de esquemas sobre la base de medias segmentadas para el crecimiento trimestral del PIB donde se pueden interpretar los puntos de ruptura desde un punto de vista macroeconómico como cambios estructurales. Por el contrario, basándose en modelos con dos raíces unitarias el crecimiento a largo plazo cambia con cada innovación. Así, un modelo con medias segmentadas permite discriminar entre ciertos tipos de innovaciones facilitando la identificación de los componentes permanente y transitorio. El problema de seleccionar las fechas de los cambios de media en las formulaciones $I(1,1^s)$ se intentará resolver en su mayor parte sobre la base de criterios estadísticos, mediante técnicas paramétricas y no paramétricas. No obstante un esquema de medias segmentadas tampoco resulta del todo satisfactorio, por un lado puede representar bien el pasado y presente de la variable pero al no ofrecer un modelo que explica la aparición de las segmentaciones, su interés hacia el futuro se reduce sólo a periodos sobre los que se espera que continúe el segmento observado en el momento de realizar la predicción. De todos modos, en general son impredecibles y de ahí su calificación como cambios estructurales. Además de truncamientos tendenciales es frecuente encontrar que variables macroeconómicas como el PIB registran también importantes cambios en su nivel que están asociados a los ciclos de actividad económica. En este caso, se puede

especificar un esquema sobre los cambios de nivel, generalmente a través de modelos no lineales. Hamilton (1989) introduce un tipo de modelos a tal fin, que es altamente sugestivo, pero que sin duda requiere ampliaciones, por ejemplo, contemplar más de dos fases en la definición del ciclo. Sin embargo, esas ampliaciones dificultan la aplicación del modelo de Hamilton que inicialmente ya tiene una estructura compleja. Resultan de interés modelos que, manteniendo la idea de que el nivel y dependencia temporal en un fenómeno económico dependan de la fase cíclica en la que éste se encuentre, sean más simples de especificar y estimar. Entre estas alternativas se encuentran los modelos TAR. Este tipo de modelos fue propuesto originariamente por Tong (1978) y Tong & Lim (1980). En los últimos años han ganado popularidad debido a que entre otras propiedades son capaces de producir ciclos límite y comportamientos asimétricos entre distintas fases del ciclo. Además, la clasificación de las observaciones en distintos regímenes suele tener habitualmente una fácil interpretación.

Los resultados obtenidos para el PIB español con modelos TAR, que también incluyen medias segmentadas en el crecimiento tendencial, permiten concluir que la primera crisis del petróleo tuvo un carácter excepcional, un auténtico cambio estructural, alterando considerablemente el crecimiento del PIB a largo plazo. En particular causó una caída permanente en su crecimiento medio anual en torno al 2%. El resto de las innovaciones relevantes han tenido un carácter cíclico y forman parte del componente transitorio. La evolución dinámica del PIB español en términos reales puede caracterizarse por una secuencia alternante de tres fases - Contracciones, recuperaciones con alto crecimiento y períodos de crecimiento moderado siguiendo a las recuperaciones -. El saldo comercial real ha tenido un papel relevante en el patrón de las tres fases, contribuyendo a la caída del crecimiento en las contracciones y aportando buena parte del crecimiento en la fase inicial de las posteriores recuperaciones.

Los modelos no lineales no sólo proporcionan una caracterización teórica más atractiva, sino que además pueden mejorar las predicciones que se obtienen a partir de los modelos lineales. Como se demuestra en este trabajo caracterizar los ciclos de actividad económica también resulta de utilidad en la predicción a corto y medio plazo. El resto del trabajo se organiza como sigue. En el apartado 2 se intentará distinguir entre los componentes permanente y transitorio de la dinámica del PIB español, discutiendo sobre el carácter de las innovaciones que lo han afectado en los últimos 26 años. Una primera aproximación del problema se realizará sobre metodologías lineales. Para ello se desarrollarán modelos ARIMA y representaciones de medias segmentadas en la tasa de crecimiento. Para complementar el estudio y darle un mayor fundamento teórico se desarrollarán modelos no lineales, TAR. Por último en el apartado 3 se presentarán las principales conclusiones obtenidas sobre la base de las metodologías aplicadas.

2. Métodos y Modelos Estadístico-Econométricos

El interés por modelizar adecuadamente a nivel univariante el crecimiento trimestral del PIB se centra fundamentalmente en dos aspectos: uno con fines predictivos y otro con el objetivo de representar las principales características de dicho crecimiento. En cuanto al primer aspecto hay que señalar que la predicción del PIB realmente de interés es la basada en modelos econométricos, pues a partir de ellos no sólo se puede obtener una predicción del PIB sino también cómo contribuyen a ella diferentes factores económicos, lo cual resulta de especial interés para la política económica. No obstante, el PIB es un agregado que recoge toda la actividad económica de un país y un modelo econométrico causal sobre él tiene que ser necesariamente complejo, pues los factores determinantes de sus diferentes componentes son muy diversos. En consecuencia, sólo grandes instituciones son capaces de realizar inversiones amplias que acaben proporcionando modelos econométricos globales para el PIB de un país concreto. Incluso en tales casos estos modelos pueden proporcionar estimaciones muy valiosas sobre determinadas características de una economía nacional, pero su desempeño predictivo puede no ser muy satisfactorio y no superar en bastantes ocasiones las predicciones obtenidas de los modelos univariantes. Estos últimos son muy simples y baratos de construir con relación a los modelos econométricos sobre el PIB y, en consecuencia, la predicción univariante de esta variable se toma como un indicador de la mínima precisión que habitualmente debe lograr un modelo econométrico en sus predicciones. Por otra parte, muchos agentes pueden estar interesados en tener sus propias predicciones de referencia sobre el PIB y los modelos univariantes pueden ser un instrumento accesible y útil a tal fin. Sin embargo, en determinados momentos los modelos univariantes lineales sobre el PIB dan malas predicciones, por lo que en la utilización para la predicción de éstos es importante que recojan las rupturas tendenciales y características cíclicas comentadas en la sección anterior.

Un segundo aspecto de interés de estos modelos es que facilitan una descripción sencilla de las características tendenciales, cíclicas y erráticas del PIB. Pero para que tal descripción sea mínimamente aceptable los modelos deben alejarse de la hipótesis lineal cuando los datos lo requieran.

En esta sección se empezará estimando un modelo lineal para el PIB español. Adicionalmente se planteará un esquema a partir de medias segmentadas intentando discriminar entre las distintas innovaciones producidas. Se espera que el crecimiento a largo plazo del PIB no se vea afectado con cada innovación que se incorpora al sistema, sino que tenga un carácter más firme. Así será importante distinguir entre las innovaciones que afectan y las que no afectan a la dinámica de largo plazo. Además, también será conveniente distinguir dentro de estas últimas, entre aquéllas que si bien no han afectado a la senda de largo plazo sí han producido una desviación transitoria pero sistemática de la misma, de aquellas innovaciones que no producen

desviaciones significativas. La identificación de los posibles cambios estructurales se apoyará en herramientas estadísticas paramétricas y no-paramétricas. Para avanzar en la interpretabilidad económica del modelo se tendrá en cuenta la no linealidad de la tasa de crecimiento del PIB, desarrollando modelos autorregresivos por umbrales. Se presentarán dos modelos TAR, uno construido a partir de la metodología propuesta por Tsay (1986), donde la variable que determina los distintos regímenes es elegida únicamente a partir de métodos estadísticos, y el otro modelo construido incorporando criterios económicos a priori en esta elección. Los modelos no lineales complementan las conclusiones extraídas a partir de los modelos de medias segmentadas, permitiendo una mejor caracterización del importante componente transitorio que forma parte de la dinámica del crecimiento trimestral del PIB. Finalmente se mostrará la relación tan importante que hay entre el saldo comercial y el patrón cíclico sugerido por los modelos no lineales.

2.1. Modelos lineales

El comportamiento a largo plazo del PIB es compatible con procesos $I(1,1^s)$ y con procesos $I(2,0)$. El orden de integrabilidad de las series es un supuesto importante en los estudios econométricos y tiene grandes importantes consecuencias teóricas. No obstante en la práctica y sobre todo cuando se trabaja en pequeñas muestras puede resultar imposible distinguir entre procesos $I(2,0)$ y $I(1,1^s)$ debido al principio de equivalencia observacional, véase Blough (1992). Esta conclusión es también defendida en Cochrane (1991), Campbell & Perron (1991) y Granger (1993) entre otros. Para avanzar en esta cuestión se han realizado contrastes usuales de raíces unitarias, Dickey-Fuller aumentados, incorporando siete retardos. Los resultados se presentan en el cuadro 1. En la columna I del mismo se muestra los resultados correspondientes a contrastar si la serie es $I(2)$ frente a la hipótesis alternativa de que es $I(1)^3$. Análogamente los resultados del contraste de que la serie es $I(1)$ frente a que es estacionaria se encuentran en la columna II. La hipótesis de la segunda raíz unitaria sólo puede rechazarse para uno de los contrastes, encontrándose además en el límite de la significatividad del 95%

³El proceso adecuado para contrastar la presencia de varias raíces unitarias ha tenido discusión en la literatura. Dickey & Pantula (1987) sugieren que el proceso secuencial más idóneo para el contraste consiste en empezar por el mayor número de raíces unitarias que pudiesen estar presentes en teoría, (en la práctica esto implica suponer que la serie es $I(2)$), y entonces reducir el orden de diferenciación cada vez que la hipótesis nula es rechazada, continuando así hasta la primera vez que no lo sea.

Tabla 1. Contrastes de Dickey-Fuller aumentados para raíces unitarias: Datos para el PIB (1970:1-1994:4)		
	$lpib_t^1$	$lpib_t^2$
(i) Constante	-2.99*	-0.97
(ii) Constante y Tendencia	-2.95	-2.73
(*), (**) Rechazo de la hipótesis nula al 5% y al 1% respectivamente, los valores críticos de los contrastes al 5% son -2.89 y -3.46 para (i) y (ii) respectivamente. (1) Hipótesis nula del contraste: variable integrada de orden 2. (2) Hipótesis nula del contraste: variable integrada de orden 1.		

No obstante estos contrastes solamente son válidos, véase por ejemplo Campbell & Perron (1991) y Cochrane (1991), si se conocen los elementos determinísticos presentes en los datos. En consecuencia, si el crecimiento del PIB se caracteriza por tener medias segmentadas los contrastes anteriores no son correctos. Por ello conviene centrar la discusión sobre modelos lineales para el PIB español en modelos $I(2,0)$, o bien $I(1,1)$ con rupturas en su media. La situación más habitual en la práctica cuando se asume una representación a partir de tendencias segmentadas es suponer conocidos los instantes donde se producen los cambios de tendencia. En general, ese conocimiento no se tiene pero la presencia de dichos cambios se puede contrastar mediante métodos estadístico-econométricos⁴. En este caso se aplicarán técnicas paramétricas y no-paramétricas para determinar tanto la existencia de las rupturas, como su localización. La metodología Box-Jenkins con análisis de intervención se empleará para completar el análisis. Para realizar el estudio se utilizará el total de la información disponible para esta serie, esto es incorporando la información a partir de 1970:1⁵. El resultado al que se llega es que un esquema $I(1,1^s)$, que por tanto incluye medias segmentadas en la tasa de crecimiento, es la representación lineal de mayor interés para la serie del PIB español.

En el gráfico 1 se representan la serie del log PIB, $(1-L)\log \text{PIB}$ y $(1-L)^2\log \text{PIB}$ respectivamente. La serie log PIB está completamente dominada por su tendencia tal como refleja el gráfico. El análisis de la serie diferenciada muestra que la media no ha permanecido constante en toda la muestra, sino que presenta al menos un cambio brusco a principios del año

⁴En Bajo y Montero (1995) se supone la presencia de dos tendencias segmentadas para la variable renta real con fechas 1985:3 y 1991:4 respectivamente. Para el caso del PIB, Espasa (1984) encuentra dos rupturas y las relaciona con las dos crisis del petróleo. En este último caso si se realiza un detallado estudio univariante, que concluye con un modelo ARMA con medias segmentadas como la mejor representación para la serie $(1-L)\log \text{PIB}_t$.

⁵Para la determinación de cambios estructurales es necesario disponer de muestras largas, en particular la necesidad es más importante cuando se aplican enfoques no paramétricos como será el caso.

1974, consecuencia de la primera crisis del petróleo y fechada en Espasa (1984) en 1974:2. El crecimiento medio trimestral fue del 1.6% entre los años 1970-1974 y de apenas el 0.5% en el resto de la muestra. Además, las elevadas tasas de crecimiento ocurridas durante el principio de los setenta no se han vuelto a alcanzar, ni siquiera durante la aceleración ocurrida en la segunda mitad de los años ochenta⁶. Este hecho parece indicar que el efecto de la primera crisis del petróleo ha supuesto una caída permanente en el crecimiento medio del PIB. El efecto de la segunda crisis del petróleo, fechada su inicio en Espasa (1984) en 1979:4, no parece ahora con una muestra más allá de 1982 tan importante, ni tampoco está claro que haya causado una caída permanente sobre el nivel medio de la serie. Por último, otra caída brusca se produce entre los años 1991-1992 y parece que su efecto puede darse por finalizado a principios de 1994. Como conclusión a partir del análisis gráfico se puede intuir la existencia de un cambio estructural importante, consecuencia de la primera crisis del petróleo que supuso una disminución permanente en la tasa de crecimiento del PIB y dos caídas de nivel, posiblemente de carácter transitorio como consecuencia de las dos crisis posteriores.

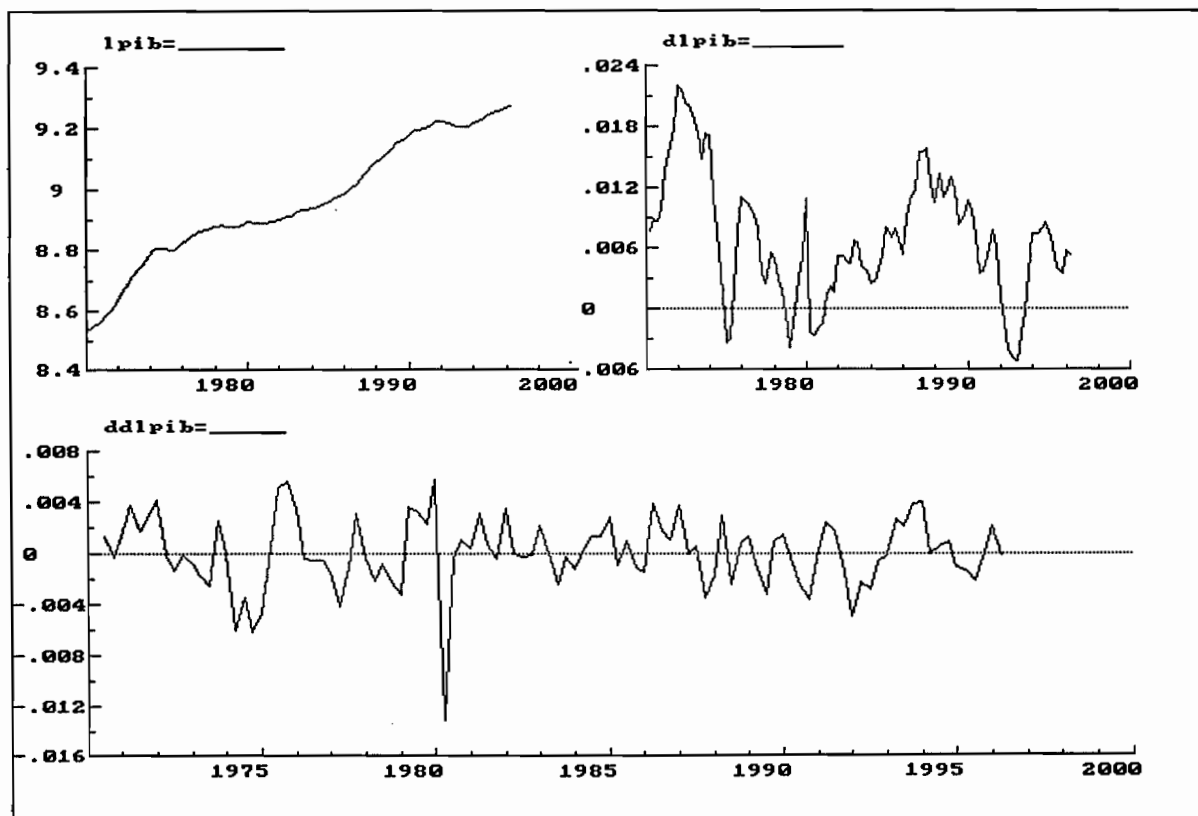


Gráfico 1. El PIB español en términos reales a precios de mercado. Serie en logaritmos y sus 1ª y 2ª diferencias.

⁶El elevado crecimiento venía produciéndose desde mediados de los años 60, pero no resulta disponible una serie histórica homogénea tan larga.

Con el objetivo de revisar estas hipótesis, sobre todo la más importante relativa al número de cambios estructurales y su localización, realizaremos dos contrastes, uno paramétrico planteado en Bai (1994), y otro no paramétrico sugerido por Delgado & Hidalgo (1996). El primer contraste considera un cambio en la media en un instante desconocido para un proceso lineal, y estima el punto de cambio por el método de mínimos cuadrados ordinarios (MCO). Suponiendo el caso más simple donde la media del proceso μ_t sólo toma dos valores diferentes, μ_1 antes del instante k_0 y μ_2 después de k_0 . El estimador MCO \hat{k} del punto de cambio k_0 se define como:

$$\hat{k} = \arg \min_k \left\{ \min_{\mu_1, \mu_2} \left\{ \sum_{t=1}^k (Y_t - \mu_1)^2 + \sum_{t=k+1}^T (Y_t - \mu_2)^2 \right\} \right\}$$

El estimador es obtenido minimizando la suma de cuadrados residuales entre todas las posibles particiones muestrales. Denotando a la media de las k primeras observaciones como \bar{y}_k y la media de las últimas $T-k$ observaciones por \bar{y}_k^* , si el cambio en la media ocurre en k , entonces \bar{y}_k e \bar{y}_k^* son los estimadores MCO para μ_1 y μ_2 . La correspondiente suma de cuadrados residuales viene dada por

$$S^2_k = \left\{ \sum_{t=1}^k (Y_t - \bar{y}_k)^2 + \sum_{t=k+1}^T (Y_t - \bar{y}_k^*)^2 \right\}$$

de este modo $\hat{k} = \arg \min_k (S^2_k)$ y se define el estimador del cambio estructural como $\hat{\tau} = \hat{k} / T$. Los resultados obtenidos concluyen la existencia de un cambio estructural en 1974:1, véase tabla 2. Para estudiar la presencia de un segundo cambio estructural se ha utilizado una estrategia secuencial, es decir una vez eliminado el efecto del primero aplicar nuevamente el contraste a la serie resultante, no evidenciándose rupturas adicionales.

En cuanto a la aplicación no paramétrica indicada muestra mayor flexibilidad para afrontar el problema de que el cambio estructural no sea único, y además éstos pueden ser explicados por el valor que toman uno o más regresores. En el supuesto de la existencia de dos cambios estructurales en T_0 y en T_1 , se supone que bajo H_0 el modelo está representado por

$$\Delta \log PIB_t = g(\Delta \log PIB_{t-1}, \Delta \log PIB_{t-2}, \Delta \log PIB_{t-3}, t) + \beta_0 I(t \geq T_0) + \beta_1 I(t \geq T_1)$$

se trata por tanto de dar una estimación no paramétrica de T_0 y T_1 y contrastar la significatividad de β_0 y β_1 . La estimación se realiza a partir de funciones de kernel y los resultados obtenidos deben mantenerse razonablemente estables ante las variaciones del parámetro de suavizado h^7 . Este

⁷El parámetro de suavizado h tiene importancia adicional porque entre otras cosas determina la tasa de convergencia del

parámetro se define como $h=Cn^{-1/\alpha}$, donde C es una constante, n el número de observaciones y α es un parámetro que depende del número de regresores, véase Delgado & Hidalgo (1996) para una exposición detallada. Los resultados obtenidos se recogen en la tabla 2. A la vista de los cuales parece clara la existencia un cambio estructural localizado entre el primer y segundo trimestre de 1974. La opción de fechar el inicio de la última crisis española entre el tercer y cuarto trimestre de 1991, tal y como sugiere el contraste no paramétrico, parece muy razonable y será tomada en cuenta en el posterior análisis. La aplicación de estrategias secuenciales en el enfoque no paramétrico como las planteadas para el contraste de Bai tampoco han dado fruto, no obteniéndose ningún resultado significativo. Así mismo la aplicación de contrastes de detección de atípicos aplicando una variante del método de Chen & Liu (1993) implantada en el programa TRAMO detecta un cambio transitorio de nivel en 1980:1 muy significativo, y un cambio permanente de nivel en 1974:2 con una caída importante próxima al 0.42%⁸, confirmando los resultados obtenidos anteriormente.

Tabla 2. Contrastes para detectar cambios estructurales, PIB español real a precios de mercado, 1970:1-1995:4.		
	T ₀	T ₁
Contraste paramétrico de Bai		
fecha	74:1	90:3
Salto	-0.0103	-0.0070
p-valor	0.018	0.644
Contraste no paramétrico		
C=0.4		
fecha	74:2	91:4
Salto	-0.0171	-0.0096
p-valor	0.053	0.944
C=0.5		
fecha	74:2	91:4
Salto	-0.0143	-0.0046
p-valor	0.043	0.817
C=0.6		
fecha	74:1	91:3
Salto	-0.0139	-0.0038
p-valor	0.036	0.800

Los contrastes indicados nos han permitido localizar un cambio estructural pero no han proporcionado información relevante sobre la existencia de cambios transitorios de nivel. Para avanzar en esta cuestión la metodología Box-Jenkins (1976) con análisis de intervención sigue siendo de gran utilidad. No obstante presenta el inconveniente de que se debe tener cierto conocimiento a priori sobre la localización de los puntos de ruptura y el tipo de efecto.

estimador.

⁸Véase Gómez & Maravall (1996) para una detallada descripción del programa TRAMO.

Particularmente en nuestro caso sería de interés estudiar las consecuencias de las otras dos crisis que han afectado a la serie del PIB, y que se discutieron brevemente en el análisis gráfico. La segunda crisis del petróleo a principios de los ochenta, y la última crisis de la economía española que se inició a principios de los noventa. Se espera que la caída de la tasa de crecimiento en tales crisis se haya producido de forma rápida seguida de una fase de recuperación algo más lenta. Este tipo de comportamientos puede representarse bien mediante variables de tipo escalón truncado e impulso con filtros ARMA. Se han contrastado numerosas alternativas para fijar el inicio y el fin de las dos últimas crisis, estableciéndose como mejores opciones las fechas: 1980:2⁹-1981:4, 1991:4-1993:4 para el inicio y final de ambas respectivamente. La utilización de los filtros ARMA para captar el tipo de comportamiento sugerido no ha dado fruto, obteniéndose como mejor opción una naturaleza brusca en los cambios. La reducción de la tasa de crecimiento medio en las tres crisis contempladas tiene siempre un carácter brusco, permitiendo una aproximación satisfactoria mediante un cambio en la media en el primer caso y mediante escalones truncados en los otros dos. Es importante señalar la presencia de un atípico tipo impulso en 1980:1 sin justificación aparente pero muy significativo, su existencia puede ser consecuencia de algún aspecto metodológico en la construcción de la serie¹⁰. Para continuar el estudio se han obtenido la función de autocorrelación y autocorrelación parcial de la serie $\Delta \log \text{PIB}_t$ y de sus desviaciones sobre las medias y escalones truncados, representándose en el gráfico A1.1 del Anexo I. Se han utilizado los datos correspondientes a la Contabilidad Nacional Trimestral (CNT) publicada por el INE para el cuarto trimestre de 1995 y se mantiene constante en la estimación de los modelos. No obstante en lo relativo a predicción los datos que se considerarán como observados serán los últimos disponibles, en este caso los publicados en la CNT para el cuarto trimestre de 1996. El correlograma de la serie corregida indica la existencia de estructura, un esquema AR con alguna raíz positiva alta y varios ciclos, por tanto se necesitará de un orden AR largo, que ya se encuentra en Espasa (1984). Se ha obtenido un modelo ARMA (9,1) restringido, modelo 1¹¹. Es de destacar la presencia de un par de raíces complejas con período de 26 trimestres y módulo 0.89 que indicarían una fuerte oscilación cíclica presente en los datos. No obstante el parámetro correspondiente al retardo de orden nueve

⁹En Espasa (1984) se fecha el inicio de la segunda crisis del petróleo en 1979:4. Esta discrepancia de dos trimestres puede ser debida a la distinta serie utilizada, siendo además construida con distinta metodología. En su caso fue el PIB no agrario a coste de los factores.

¹⁰En el caso del atípico sí se encontraron estructuras autoregresivas más complejas con cierto interés, sin embargo la ganancia no era significativa. La naturaleza de este dato es compleja no estando claro si debe intervenir con carácter único o tienen que ser intervenidos algunos datos posteriores. Los modelos no lineales aportarán algo más a esta discusión.

¹¹Entre paréntesis aparecen los t-valores correspondientes a cada parámetro, mostrándose además los estadísticos de Durbin-Watson y Ljung-Box correspondientes a cada modelo. Las variables de intervención consideradas se definen como: $E742_t=1$ desde 1974:2 en adelante y cero para fechas anteriores; $I801_t=1$ en 1980:1 y cero en otro caso; $E802:814_t=1$ desde 1980:2 hasta 1981:4 y cero en el resto; $E914:934_t=1$ desde 1991:4 hasta 1993:4 y cero en otro caso.

causante de este ciclo no es significativo a los niveles usuales de aceptación, si bien se encuentra próximo a la significatividad. Cuando se considera que no es significativo, entonces un modelo simplificado que podría representar adecuadamente los datos con una precisión similar a la del modelo 1 es un ARMA(1,1)(1,0)₄, modelo 2. En ningún caso se evidencian síntomas de mala especificación, señalando que la estructura determinística del modelo se mantiene muy estable respecto a la naturaleza del filtro ARMA elegido. Estos dos modelos se consideran satisfactorios para representar al PIB como un proceso I(1,1^s), posteriormente se decidirá entre ambos sobre la base de su comportamiento en predicción. El crecimiento a largo plazo del PIB que se estima en estos dos modelos se sitúa en torno a un 2.7% anual.

Modelo 1

$$\Delta \log \text{PIB}_t = 0.0113 - 0.00465 E742_t + 0.00524 I801_t - 0.00488 E802:814_t - 0.00351 E914:934_t$$

(6.82) (-3.04) (4.24) (-3.29) (-2.87)

$$(1 + 0.46659 L)$$

(4.32)

$$+ \frac{a_t}{(1 - 0.93174 L + 0.31880 L^2 - 0.25036 L^3 + 0.10500 L^4)}$$

(-11.14) (2.71) (-2.26) (1.78)

$\sigma = 0.0019026, D-W = 2.12, Q(16) = 9.42$

Modelo 2

$$\Delta \log \text{PIB}_t = 0.01164 - 0.00507 E742_t + 0.005 I801_t - 0.00447 E802:814_t - 0.00357 E914:934_t$$

(6.49) (-3.34) (4.31) (-3.05) (-3.07)

$$(1 + 0.49104 L)$$

(4.31)

$$+ \frac{a_t}{(1 - 0.84239 L)(1 + 0.32316 L^4)}$$

(-15.02) (3.02)

$\sigma = 0.0019171, D-W = 2.02, q(16) = 9.92$

En cuanto a los esquemas en dos diferencias, es decir considerando a la tasa de crecimiento del PIB como variable no estacionaria, tienen la ventaja de ser menos sensibles a cambios estructurales, en particular a los que afectan al valor de la media de largo plazo,

véase Clements & Hendry (1997), sin embargo con ellos se obtiene una caracterización de persistencia aleatoria en la tasa de crecimiento del PIB que no parece aceptable teóricamente. A efectos empíricos en lo que se refiere a la modelización de la serie $\Delta^2 \log \text{PIB}$, una opción que representa razonablemente los datos es un $\text{ARMA}(0,1)(0,1)_4$, modelo 3¹². La varianza es superior a la obtenida para los modelos anteriores, obteniéndose por tanto un peor ajuste muestral.

Para comparar el comportamiento de los tres modelos en predicción se han estimado a partir de la muestra 1970:1-1993:4 mostrando en todos los casos buena especificación, y se han dejado el resto de observaciones disponibles, las comprendidas entre 1994:1-1996:4, para realizar predicciones a tiempo real. En las tablas 3.1 y 3.2 se muestran los resultados en predicción con uno y cuatros períodos de antelación respectivamente para cada uno de los modelos estimados. Los resultados indican que los modelos continúan siendo estables en el período post-muestral. En cualquier caso los datos muestran mejor ajuste con un modelo $I(1,1^s)$ que continua siendo estable post-muestralmente, y es el modelo que puede tomarse como más adecuado para su representación. Además se puede decir que con un modelo $I(1,1^s)$ se pueden explicar los resultados del modelo $I(2,0)$ -principio de comprensión (“encompassing”)- en el sentido de que la segunda raíz de este último aproxima el efecto de las medias segmentadas y escalones truncados que hay en el primero. Así mismo, una formulación a partir de dos raíces unitarias supondría que la evolución a largo plazo de la tasa de crecimiento del PIB se ve alterada con cada innovación que se incorpora al sistema, lo cual como se ha indicado antes no resulta convincente. Una explicación teóricamente más aceptable se obtiene cuando se supone un esquema $I(1,1^s)$. En este caso el análisis lineal del PIB español refleja que su tasa de crecimiento sigue un modelo de media segmentada con un comportamiento estacionario y cíclico sobre la misma. La estructura de media segmentada puede interpretarse en el sentido de que el crecimiento del PIB a largo plazo tiene naturaleza estocástica, pero las perturbaciones que cambian su valor de largo plazo sólo se producen de tanto en tanto. Además, la segmentación obtenida muestra que el nivel de crecimiento se ve afectado por cambios referidos a largo plazo (E74:2), y también por cambios que pueden ser referidos a la situación cíclica de la variable (E80:2-81:4 y E91:4-93:4), ambos aspectos son de especial interés para una interpretación económica de la evolución del PIB. Estos modelos representan bien el pasado y presente de la variable pero no dan una caracterización adecuada de su futuro. Tampoco incorporan factores que sean capaces de predecir el comportamiento asimétrico de la tasa durante las fases de contracción económica y fuerte recuperación económicas. El crecimiento del PIB tiene una evolución cíclica evidente y es probable además

¹²La variable de intervención en este modelo se define como $I802_t=1$ en 1980:2 y cero en otro caso.

que su comportamiento dinámico sea dependiente de la situación cíclica. Este hecho no puede ser tenido en cuenta por un modelo lineal, y tampoco por modelos I(1,1^s). Una clase de modelos no lineales capaces de representar este tipo de comportamientos son los modelos TAR, que se analizan a continuación.

Modelo 3

$$\Delta^2 \log PIB_t = -0.00701 I802_{t+} + (1 + 0.60591 L)(1 - 0.27675 L^4) a_t$$

(-7.83)
(6.64)
(-2.74)

$\sigma = 0.002205, D-W = 2.12, Q(16) = 12.95$

Tabla 3.1. Evaluación de Predicciones un período hacia delante (1994:1-1996:4). Datos correspondientes al $\Delta \log(\text{PIB})$ real a precios de mercado estimado con la muestra (1970:2-1993:4).

Fecha	Observado	Predicción Mod. 1	Predicción Mod. 2	Predicción Mod. 3	
1994:	I	0.006076	0.006645	0.006780	0.003779
	II	0.006928	0.005643	0.006846	0.006743
	III	0.008286	0.007808	0.008703	0.006492
	IV	0.008660	0.008671	0.005951	0.008715
1995:	I	0.007575	0.009479	0.005484	0.007642
	II	0.006308	0.007389	0.008195	0.007012
	III	0.004231	0.006030	0.005523	0.005264
	IV	0.003507	0.003755	0.004300	0.003243
1996:	I	0.005898	0.003970	0.003024	0.003616
	II	0.005863	0.007295	0.007962	0.007397
	III	0.006110	0.005937	0.005436	0.005282
	IV	0.007771	0.006474	0.006889	0.006629
Desv. Típica fuera de muestra		0.001210	0.001542	0.001204	
Desv. Típica en muestra		0.001741	0.001807	0.002197	

Tabla 3.2. Evaluación de Predicciones cuatro períodos hacia delante (1994:4-1996:4). Datos correspondientes al $\Delta \log(\text{PIB})$ real a precios de mercado estimado con la muestra (1970:2-1993:4).					
Fecha		Observado	Predicción Mod. 1	Predicción Mod. 2	Predicción Mod. 3
1994:	IV	0.008660	0.00710	0.00530	0.00181
1995:	I	0.007575	0.00726	0.00547	0.00471
	II	0.006308	0.00910	0.00669	0.00449
	III	0.004231	0.00964	0.00578	0.00678
	IV	0.003507	0.00951	0.00621	0.00638
1996:	I	0.005898	0.00783	0.00776	0.00621
	II	0.005863	0.00693	0.00620	0.00518
	III	0.006110	0.00600	0.00574	0.00377
	IV	0.007771	0.00570	0.00547	0.00427
\sqrt{ECM}^*			0.003071	0.001960	0.003188
Desv. Típica en muestra			0.004556	0.004185	0.006356
(*)ECM Error Cuadrático Medio					

2.2. Modelos no lineales TAR.

Un TAR es un modelo lineal autorregresivo por tramos en el espacio definido por una determinada variable llamada variable umbral, por lo que en general resulta ser un modelo temporal no lineal. Un modelo TAR sobre una serie temporal y_t con su retardo y_{t-d} como variable umbral, donde d es un entero positivo denominado retardo umbral, se define como sigue. Una vez determinada una partición del espacio de y_{t-d} , en

$$-\infty < a_0 < a_1 < \dots < a_n < \infty$$

el modelo TAR de orden p para y_t viene representado por

$$y_t = \Phi_0^{(h)} + \Phi_1^{(h)} y_{t-1} + \Phi_2^{(h)} y_{t-2} + \dots + \Phi_p^{(h)} y_{t-p} + \varepsilon_{h,t}, \text{ si } a_{h-1} < y_{t-d} < a_h \quad h = 1, \dots, n. \quad (1)$$

la partición $a_{h-1} < y_{t-d} < a_h$ se corresponde con el h -ésimo régimen del modelo. Los coeficientes $\Phi_i^{(h)}$'s son números reales y los $\{\varepsilon_{h,t}\}$ son secuencias de variables aleatorias normales independientes e idénticamente distribuidas con media cero y varianza σ_h^2 . Además, $\{\varepsilon_{h,t}\}$ y $\{\varepsilon_{k,t}\}$ son independientes sí $h \neq k$.

Para resolver el problema de detectar los cambios estructurales que supone un modelo como (1) en cada umbral se adoptará la idea de autorregresión tipificada de Tsay (1989). Si para un modelo como el descrito anteriormente se plantea la autorregresión clásica

$$y_t = \phi_0 + \phi_1 y_{t-1} + \phi_2 y_{t-2} + \dots + \phi_p y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (2)$$

ésta no será de utilidad ya que los coeficientes ϕ_i son distintos en cada régimen definido. Por otra parte, si las observaciones se ordenan de acuerdo con el valor de su variable umbral de menor a mayor puede considerarse la autorregresión

$$y_{(t-d)+d} = \phi_0 + \phi_1 y_{(t-d)+d-1} + \dots + \phi_d y_{(t-d)} + \dots + \phi_p y_{(t-d)+d-p} + \varepsilon_{(t-d)+d} \quad (3)$$

donde $y_{(t-d)}$ denota el estadístico ordenado (t-d) de y_{t-d} . Así, $y_{(1)}$ será el valor más pequeño de y_{t-d} . A partir de las ecuaciones (2) y (3) se obtienen los mismos estimadores MCO cuando se utiliza toda la muestra para la estimación. Sin embargo, se obtienen estimadores muy diferentes en la estimación secuencial para ambas regresiones. En la estimación secuencial, el modelo (3) comienza con los datos que tienen un menor valor de la variable umbral $y_{(t-d)}$, producirá por tanto estimadores MCO consistentes hasta que dicha variable excede el primer umbral. Por el contrario, la estimación secuencial en el modelo clásico (2) es siempre inconsistente. Tsay sugiere utilizar los errores de predicción de (3) para realizar un contraste de no-linealidad basándose en un estadístico con distribución asintótica F. La idea básica del contraste es que estos errores obtenidos deberían ser independientes a los regresores de (3) bajo la hipótesis de que no existe cambio estructural en el modelo. Por otra parte cualquier cambio estructural podría destruir la independencia.

2.2.1 Modelos TAR basados únicamente en criterios estadísticos.

En lo que sigue adoptaremos la estrategia de modelización diseñada por Tsay (1989) para especificar un modelo TAR para el crecimiento trimestral del PIB español. En primer lugar se realizará el contraste de no linealidad comentado anteriormente, a partir de autorregresiones AR(2) tipificadas, análogas a las descritas anteriormente, para distintos valores de $d=1,2,3,4$. Para cada uno de estos valores, los datos se han clasificado de acuerdo al orden del valor correspondiente a $\Delta \log(\text{PIB}_{t-d})$. Los resultados obtenidos indican que la no linealidad es significativa cuando $d=4$, véase la tabla 4¹³, seleccionando por tanto como variable umbral a $\Delta \log(\text{PIB}_{t-d})$. Existen múltiples contrastes de no linealidad en la literatura de series temporales, por lo que de forma adicional se podrían haber considerado otras opciones, como los contrastes de Tsay (1986), Luukkonen et al. (1988), Engle (1982) entre otros.

d	1	2	3	4
F(p,d)	1.00	1.37	1.21	4.34**
(*),(**) denotan significatividad al 5% y 1% respectivamente.				

Para determinar el número de posibles umbrales, y sus correspondientes valores, resultarán de utilidad los gráficos que representan los t-valores secuenciales de los distintos coeficientes autorregresivos en las autorregresiones tipificadas como (3), respecto a la variable

¹³La hipótesis de linealidad también se rechaza para $d=5$ pero su valor crítico asociado es mayor seleccionándose por tanto el valor de $d=4$ para determinar la variable umbral.

umbral $\Delta \log(\text{PIB}_{t-4})$, tomándose un valor de p igual a 2^{14} . Los mayores cambios en la pendiente de estos t -valores sugieren cambios de régimen, véase Tsay (1989) para una detallada explicación sobre el interés de estos gráficos. Los correspondientes a los retardos 1 y 2 no son de mucha ayuda en la elección de los umbrales, véanse los gráficos A1.3 y A1.4 del anexo I. En cambio según se observa en el gráfico A1.2, correspondiente al término independiente ($\hat{\Phi}_0^{(h)}$), podrían identificarse hasta tres regímenes distintos en el proceso, pudiendo localizarse dos umbrales, uno ligeramente inferior a 0.005 y otro en torno a 0.01.

Un análisis más formal en función del criterio de información de AIC permite abandonar la posibilidad de tres regímenes en favor de dos, fijándose un único umbral en el valor 0.004¹⁵. El modelo TAR definitivo con 31 y 71 observaciones en cada uno de los regímenes respectivamente viene representado por

$$\begin{cases} y_t = 0.002 + 1.060 y_{t-1} - 0.305 y_{t-2} + a_{1t} & \text{si } y_{t-4} < 0.004, \quad \sigma_1 = 0.001628 \\ \quad \quad \quad (5.31) \quad (10.84) \quad (-3.21) \\ y_t = 0.0004 + 1.411 y_{t-1} - 0.481 y_{t-2} + a_{2t} & \text{si } y_{t-4} \geq 0.004, \quad \sigma_2 = 0.002061 \\ \quad \quad \quad (0.84) \quad (12.58) \quad (-4.00) \end{cases}$$

Donde $y_t = \Delta \log(\text{PIB}_t)$ y las desviaciones típicas de ambos regímenes se denotan por σ_1 y σ_2 respectivamente. La desviación típica total del modelo es de 0.001977. El dato atípico correspondiente al primer trimestre de 1980 que fue analizado en el apartado 2.1 pertenece al régimen 1 y tiene que ser intervenido mediante una variable artificial tipo impulso. Los residuos normalizados una vez que se han tenido en cuenta las distintas varianzas en cada una de las fases presentan un estadístico Box-Ljung $Q(10)=11.2$. La hipótesis de normalidad de los residuos es también validada según se recoge en los gráficos A1.5. El polinomio autorregresivo del primer régimen tiene un par de raíces complejas, con período de 22 trimestres, indicando cierto comportamiento cíclico en el PIB en ese régimen. Por otra parte, el polinomio autorregresivo del segundo régimen tiene dos raíces reales sugiriendo que la economía tiende a decaer exponencialmente en el régimen II.

2.2.3. Un modelo TAR basado en criterios económicos.

Un modelo TAR más intuitivo puede ser especificado siguiendo la idea planteada en Tiao & Tsay (1994), incorporando en la definición de los distintos regímenes información sobre el crecimiento relativo del PIB en cada período. En ese sentido estos autores proponen un modelo

¹⁴Si se contempla un esquema AR más amplio de orden cuarto los retardos 3 y 4 no son significativos.

¹⁵En Tong & Lim (1980) se describe detalladamente un proceso secuencial para la elección óptima para el valor de los umbrales a partir del criterio de AIC.

TAR para el crecimiento trimestral del PIB americano considerando cuatro regímenes distintos con un interés económico evidente:

- Régimen I. $y_{t-1} \leq y_{t-2} \leq 0$. Este régimen denota un período de recesión en el que la economía en (t-1) cambia a peor.
- Régimen II. $y_{t-1} > y_{t-2}$ con $y_{t-2} \leq 0$. La economía está en recesión pero mejorando.
- Régimen III. $y_{t-1} \leq y_{t-2}$ con $y_{t-2} > 0$. Este régimen corresponde a un período en el que la economía está creciendo de forma desacelerada.
- Régimen IV. $y_{t-1} > y_{t-2} > 0$. La economía está en un período de expansión o crecimiento acelerado.

A pesar del enorme atractivo de este modelo una réplica para la economía española no resulta recomendable. Por un lado en nuestro caso las observaciones correspondientes a los dos primeros regímenes son muy escasas, con cuatro y nueve datos respectivamente. Por otro, hay demasiada alternancia entre los regímenes III y IV, sin una justificación clara y que rompen en exceso la dimensión temporal de la variable. Además dado que la muestra sólo está disponible a partir de 1970 y que se pierden algunas observaciones con la diferenciación de la serie y la clasificación de las primeras observaciones, considerar cuatro regímenes distintos parece excesivo. El interés se centra por tanto en proponer un modelo más parco en el número de regímenes, que muestre cierta continuidad entre los mismos y mantenga una justificación económica. Con estos principios y tras barajarse otras alternativas de interés se propone el siguiente modelo TAR con tres regímenes, el cual mantiene una interpretación económica clara:

- Régimen I: $y_{t-1} < 0$, con $y_{t-2} > y_{t-1}$. Este régimen corresponde a un período de recesión en el que la economía cambia a peor.
- Régimen II: $0 \leq y_{t-1} < (y_{t-2} + y_{t-3} + y_{t-4} + y_{t-5})/4$, con $y_{t-2} > 0$. En esta fase la economía está creciendo, pero desacelerándose.
- Régimen III: En caso contrario¹⁶. Este régimen se corresponden con un período donde la economía está en una fase de crecimiento acelerado o encontrándose en recesión está cambiando a mejor.

Aunque el régimen III parece obtenido por descarte, y no presenta una expresión matemática simple, puede comprobarse que está bien definido y todas las observaciones

¹⁶La expresión matemática que caracteriza a este régimen viene dada por: $\{0 > y_{t-1} > y_{t-2}\} \cup (\{y_{t-1} > 0\} \cap (\{y_{t-1} > (y_{t-2} + y_{t-3} + y_{t-4} + y_{t-5})/4\} \cup \{y_{t-2} < 0\}))$

pertenecientes al mismo se corresponden con períodos de inicios de recuperaciones o de expansión económica, véase la nota A2.1 del anexo II. La distinta clasificación del crecimiento trimestral del PIB en los distintos regímenes obtenidos se presenta en el gráfico 2. El modelo TAR que se obtiene a partir de esta clasificación viene dado por

$$\begin{cases}
 y_t = -0.0031 + 0.150 y_{t-1} + a_{1t} & (\sigma_1 = 0.001620) & \text{Régimen I} \\
 y_t = 0.8903 y_{t-1} + a_{2t} & (\sigma_2 = 0.002300) & \text{Régimen II} \\
 y_t = 0.0011 + 1.400 y_{t-1} - 0.6419 y_{t-2} + 0.234 y_{t-3} \\
 \quad - 0.251 y_{t-4} + 0.1787 y_{t-5} + a_{3t} & (\sigma_3 = 0.001604) & \text{Régimen III}
 \end{cases}$$

La evolución dinámica del PIB de acuerdo con los distintos regímenes definidos puede seguirse en el gráfico 3.

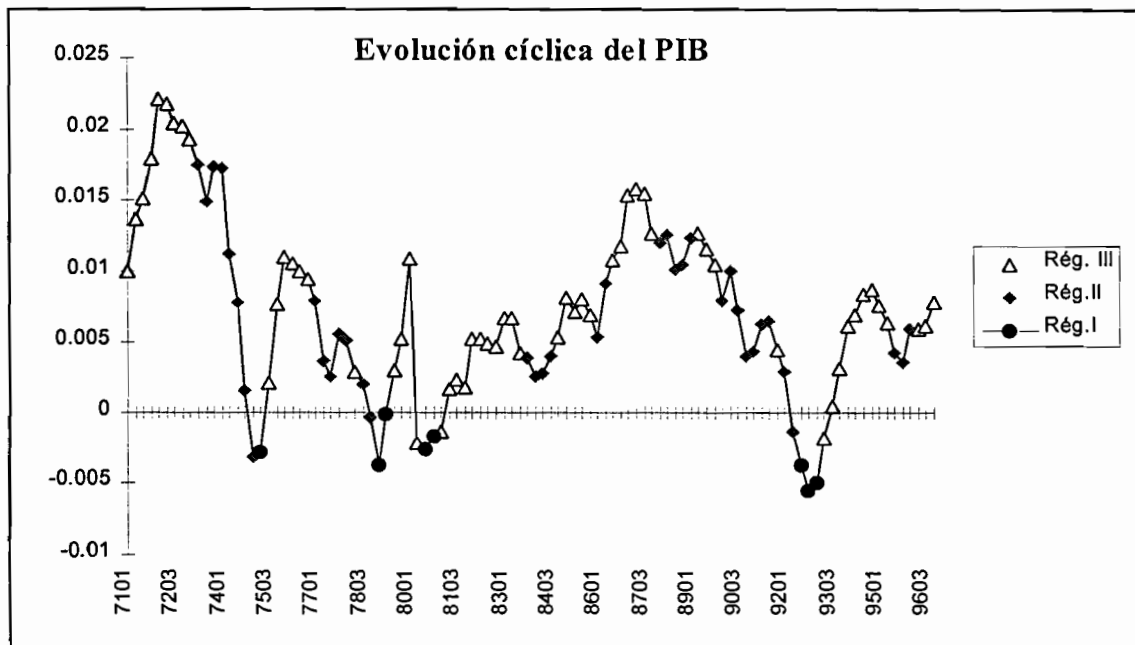


Gráfico 3. Evolución del crecimiento trimestral del PIB a partir de los tres regímenes definidos.

El número de observaciones en cada régimen son 8, 40 y 54 respectivamente. La observación correspondiente a 1980:1 pertenece al régimen III y al igual que ocurría en el resto de los modelos estimados tiene que ser intervenida nuevamente. La situación que se crea en 1980:1 y 1980:2 tiene un carácter excepcional. Por un lado parece claro que el dato correspondiente a 1980:1 es excesivamente elevado, además en 1980:2 se produce un paso directo del régimen III al I, lo que ocasiona un importante error de predicción para 1980:2. Este hecho ocurre únicamente en este caso, siendo el proceso natural pasar del régimen III al II, y posteriormente al I. Además resulta poco creíble pasar de estar creciendo al 1,1% en 1980:1 a

un crecimiento negativo del -0.2% en 1980:2, por lo que podría ser razonable una corrección de los datos, a la baja en el primer caso y al alza en el segundo. La intervención es por tanto delicada, una opción para interferir mínimamente en la dinámica y eludir en parte el problema es mediante dos intervenciones tipo impulso¹⁷. Una vez solucionado esto el modelo no muestra indicios de mala especificación mostrando un estadístico Box-Ljung $Q(10)=8.6$ y residuos aproximadamente normales según se puede deducir a partir de los gráficos A1.6.

El modelo para y_t muestra un comportamiento muy distinto cada uno de los regímenes. En particular el régimen III es el de mayor continuidad, el crecimiento trimestral del PIB sigue un proceso AR(5) estacionario con cuatro raíces complejas, indicando un comportamiento cíclico. Los períodos asociados a cada par de raíces complejas son 6.20 y 8.96 trimestres respectivamente. El crecimiento medio en este régimen para el PIB se sitúa en torno a un 5.5% por año. El modelo del régimen II no tiene el término constante significativo a los niveles usuales del 5%, no obstante tiende a tener una media condicional positiva en esta fase dado que las observaciones correspondientes al régimen II vienen siguiendo a observaciones que proceden del régimen III. Es importante señalar la mayor varianza que se encuentra en el régimen II. La interpretación económica de este modelo es convincente, siendo capaz de explicar distintos crecimientos medios en distintas fases del ciclo. Así la fase de contracción está caracterizada por un crecimiento medio negativo con poca estructura dinámica. En la fase de recuperación-expansión el PIB muestra mayor riqueza dinámica y un crecimiento trimestral medio elevado en torno al 1.38%, alcanzándose la parte alta del ciclo. En la fase de debilitamiento el crecimiento trimestral medio condicional decae exponencialmente situando a la economía en la parte baja del ciclo.

Una cuestión importante queda todavía por discutir, el alto crecimiento medio interanual del 5.5% que muestra el modelo en el Régimen III puede ser excesivo. Este hecho pudiera deberse a las elevadas tasas de crecimiento ocurridas a principios de los setenta. El efecto que ha podido causar la primera crisis del petróleo no se ha tenido en cuenta, por lo que se le ha dado un carácter totalmente cíclico. De ser esto así, el modelo debería mostrar estabilidad durante esta crisis, en particular en las observaciones próximas a 1974:2 que es donde se ha fechado la misma según se discutió en el apartado anterior. Los regímenes con observaciones anteriores a esta fecha son el II y III, por lo que son los principales afectados, principalmente el III, ya que el segundo no tiene media incondicional significativa. Una evaluación a partir del contraste de Chow permite comprobar indicios de inestabilidad, rechazándose la hipótesis de parámetros constantes para el modelo en el régimen III, véase la tabla 5¹⁸. El modelo requiere una

¹⁷El impulso asociado a 1980:1 tiene un parámetro con valor 0.0039 (2.71) y el correspondiente a 1980:2 se estima en -0.0145 (-9.57). Entre paréntesis aparecen los t-valores correspondientes.

¹⁸En el régimen II el modelo se muestra satisfactoriamente estable en toda la muestra. Una intervención equivalente a la

intervención tipo escalón a partir de 1974:2 para conseguir estabilidad, ninguna otra intervención es necesaria manteniéndose notablemente estable. Además, cuando éste se estima omitiendo las seis primeras observaciones no afectadas por la crisis, el modelo obtenido para el régimen III es el mismo que se obtiene cuando se estima con la muestra completa una vez realizada la intervención. El modelo final teniendo en cuenta el efecto de la primera crisis del petróleo, una vez que se ha corregido la situación atípica correspondiente a los periodos 1980:1 -1980:2, queda establecido como:

$$\left\{ \begin{array}{ll} y_t = -0.0031 + 0.150 y_{t-1} + a_{1t} & (\sigma_1 = 0.001620) \quad \text{Régimen I} \\ y_t = 0.8903 y_{t-1} + a_{2t} & (\sigma_2 = 0.002300) \quad \text{Régimen II} \\ y_t = 0.004 - 0.0026 E742_t + 1.2473 y_{t-1} - 0.5669 y_{t-2} \\ + 0.2285 y_{t-3} - 0.2210 y_{t-4} + 0.1334 y_{t-5} + a_{3t} & (\sigma_3 = 0.0013814) \quad \text{Régimen III} \end{array} \right.$$

donde E74:2, es una variable tipo escalón que empieza en el primer dato del régimen III inmediatamente posterior a 1974:2, ya que esta fecha tiene asociado un régimen II. La desviación típica del modelo final es 0.00181. El modelo TAR estimado presenta residuos aproximadamente normales e independientes tal y como muestran los gráficos A1.7. Sobre la base de los resultados se confirma el carácter excepcional de la crisis del petróleo, que alteró el crecimiento a largo plazo del PIB disminuyéndolo considerablemente, suponiendo un importante cambio estructural. No obstante, la magnitud del efecto en este régimen puede aparecer sesgado al haber considerado únicamente 7 observaciones anteriores a la crisis. El crecimiento medio en el régimen III es de un 3.15% anual a partir de 1974:2, una vez que se ha tenido en cuenta el efecto de la crisis. Ahora queda más claro el interés de los modelos de tendencias segmentadas y su gran utilidad en el análisis, permitiéndonos dar una explicación coherente sobre el carácter de las innovaciones más relevantes que han afectado al PIB en los últimos 26 años.

T	6	5	4	3	2	1
Modelo sin tener en cuenta la 1ª crisis del petróleo	2.14	0.43	0.04	7.25**	2.70	0.34
Modelo considerando el efecto de la crisis	0.00	0.16	0.30	2.78	0.45	0.68
Distrib. de los estadísticos	F(1,41)	F(1,42)	F(1,43)	F(1,44)	F(1,45)	F(1,46)

establecida para el régimen III no resulta significativa.

El comportamiento en predicción de los dos modelos no lineales estimados puede seguirse en las tablas 6.1 y 6.2. Ambos modelos pueden competir con los modelos lineales en predicción. En particular el modelo TAR con tres regímenes muestra muy buenas propiedades tanto a corto como a medio plazo mejorando la predicción que se obtiene con las formulaciones lineales. La modelización no lineal propuesta es capaz de dar una explicación creíble de la evolución futura del PIB sobre la base de la alternancia de fases cíclicas, dando una caracterización de lo que pueden ser los ciclos de actividad para la economía española.

Tabla 6.1. Evaluación de Predicciones 1 período hacia delante (1994:1-1996:4). Datos correspondientes al $\Delta \log(\text{PIB})$ real a precios de mercado, modelos no lineales estimados con la muestra (1970:2-1993:4).				
Fecha	Observado--Reg.	Predic. TAR (2)*	Predic. TAR(3)*	
1994:	I	0.006076 (III)	0.00447	0.00489
	II	0.006928 (III)	0.00722	0.00711
	III	0.008286 (III)	0.00750	0.00695
	IV	0.008660 (III)	0.00868	0.00858
1995:	I	0.007575 (III)	0.00861	0.00815
	II	0.006308 (III)	0.00692	0.00711
	III	0.004231 (II)	0.00565	0.00518
	IV	0.003507 (II)	0.00331	0.00326
1996:	I	0.005898 (II)	0.00301	0.00258
	II	0.005863 (III)	0.00707	0.00735
	III	0.006110 (III)	0.00583	0.00607
	IV	0.007771 (III)	0.00669	0.00683
Desv. Típica fuera de muestra		0.001189	0.001197	
Desv. Típica en muestra		0.001977	0.001812	
(*)Número de regímenes				

Tabla 6.2. Evaluación de Predicciones 4 períodos hacia delante (1994:4-1996:4). Datos correspondientes al $\Delta \log(\text{PIB})$ real a precios de mercado, modelos no lineales estimados con la muestra (1970:2-1993:4).				
Fecha	Observado	Predic. TAR (2)*	Predic. TAR(3)*	
1994:	IV	0.008660	0.00778	0.00619
1995:	I	0.007575	0.00823	0.00686
	II	0.006308	0.00770	0.00674
	III	0.004231	0.00813	0.00652
	IV	0.003507	0.00800	0.00545
1996:	I	0.005898	0.00612	0.00382
	II	0.005863	0.00519	0.00381
	III	0.006110	0.00333	0.00455
	IV	0.007771	0.00477	0.00576
\sqrt{ECM}		0.002489	0.001850	
(*)Número de regímenes				

2.2.4 ¿Cómo se justifica la rápida recuperación del crecimiento tras una crisis?

El proceso de debilitamiento económico que indica el modelo TAR se realiza de forma pausada concluyéndose en una etapa de crecimientos negativos. Sin embargo una vez que se frena la caída la salida de la crisis es muy rápida. Por tanto es de interés plantearse qué motiva la caída del PIB en las contracciones, y sobre todo una explicación para la rápida recuperación del crecimiento en los primeros periodos de las recuperaciones. En la literatura internacional se han encontrado también patrones cíclicos de tres fases como la mejor opción para representar al PIB. El origen de este comportamiento se ha fundamentado a partir de la inversión en inventarios, que con un fuerte dinamismo hace recuperarse al ingreso, aportando elevadas contribuciones a su crecimiento en los periodos iniciales tras una crisis, véase Blinder et al. (1986) y Sichel (1994) entre otros. Sin embargo la economía española no es tan eficiente como para que la oferta se anticipe a la demanda produciendo tal efecto, y en cualquier caso los datos sobre inversión en inventarios son poco fiables. Por otra parte un agregado con el suficiente dinamismo para poder explicar la fuente del patrón de tres fases en el ciclo de actividad español es el saldo comercial. Por ejemplo, en Buisán & Gordo (1993) y Alonso (1996) se le asigna un elevado protagonismo en la recuperación económica, principalmente en el último ciclo. Así mismo, Dolado & Sicilia (1995) a partir de un enfoque VAR estructural determinan que la secuencia de shocks negativos que dan una explicación más adecuada a las perturbaciones negativas de demanda en el periodo afectado por la última crisis son los asociados al saldo comercial, y también este componente es el que marca el comienzo de la recuperación a partir de 1993. En el gráfico 4 se representan las contribuciones del saldo comercial real al crecimiento del PIB para los trimestres con observaciones del régimen I correspondientes a las dos últimas crisis, y sus periodos inmediatamente anteriores y posteriores relativos al régimen II y III respectivamente, una evaluación en mayor detalle puede seguirse a partir de la tabla A2.1. En el gráfico 5 puede verse además la evolución dinámica del crecimiento trimestral del PIB junto a la contribución a su crecimiento del saldo comercial y la demanda interna. Es claro que una parte de la caída del ingreso que precede a la crisis, y principalmente la rápida recuperación del crecimiento en los primeros trimestres posteriores, puede venir explicada por el extraordinario dinamismo del saldo comercial real. Por otra parte, como puede observarse en el gráfico A1.8, los otros componentes importantes del PIB en lo que respecta a la demanda no pueden explicar este comportamiento. Una vez iniciada la recuperación componentes menos dinámicos pero más estables, como el consumo privado o la inversión, van tomando el relevo al sector exterior, aportando la mayor parte de la contribución al crecimiento del PIB y consolidando la recuperación económica.

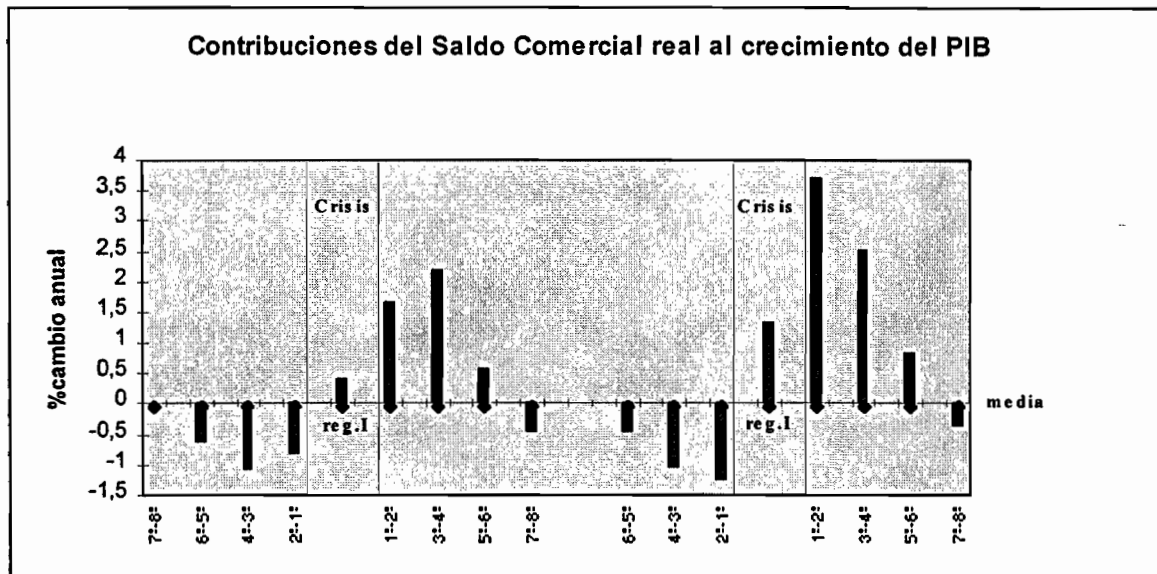


Gráfico 4. Contribución del Saldo Comercial real al crecimiento real del PIB. Recoge los periodos anteriores, de crisis y los inmediatamente posteriores. Las crisis se corresponden a los dos últimas fases con régimen I, 1980:3-1980:4 y 1992:3-1993:1 respectivamente.

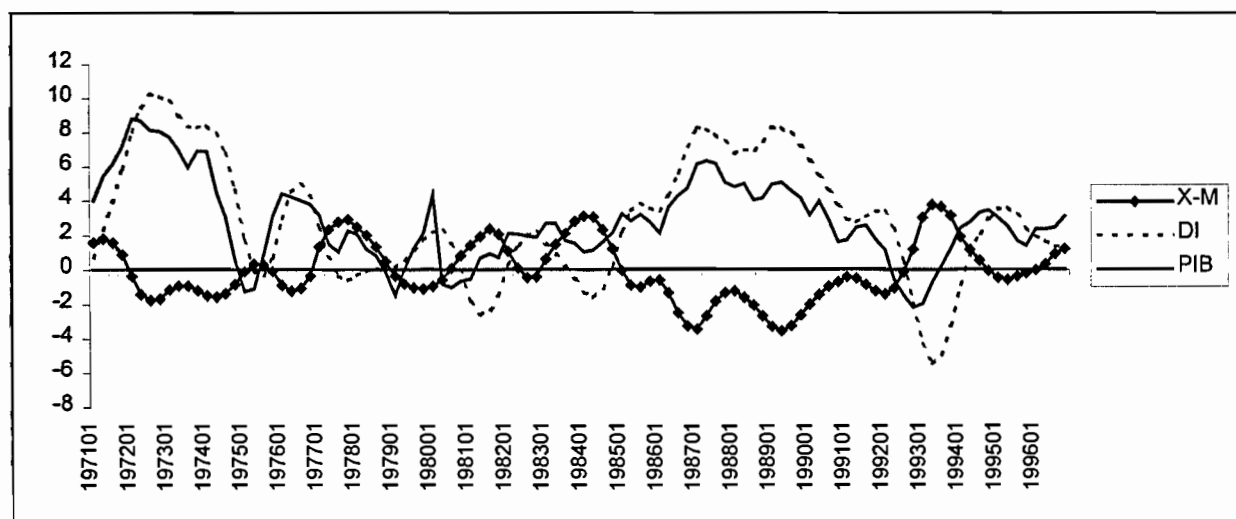


Gráfico 5. Contribución trimestral del PIB anualizado y la contribución a su crecimiento de la demanda interna y el saldo comercial en términos anuales.

3. Conclusiones

La configuración de los ciclos de actividad en la economía española requiere realizar un detallado análisis univariante de la serie del PIB. La posibilidad de discriminar entre las distintas innovaciones que han afectado a esta variable en el período de estudio es fundamental para caracterizar los ciclos económicos. Un esquema estadístico para esta variable formulado únicamente a partir de raíces unitarias se muestra insuficiente. Un mayor interés teórico se obtiene cuando se plantea un modelo de medias segmentadas para la tasa de crecimiento

trimestral del PIB, este modelo permite discriminar entre cierto tipo de innovaciones. Así la primera crisis del petróleo fechada en 1974:2 ocasionó una caída permanente en el nivel medio de la serie, disminuyendo el crecimiento medio anual del PIB en torno a un 2%. El resto de innovaciones no han tenido efectos permanentes sobre el crecimiento del PIB, y las desviaciones sobre su crecimiento de equilibrio han sido de carácter transitorio. Cuando se reconoce que la naturaleza dinámica del PIB es más compleja que la explicación que puede extraerse a partir de modelos lineales, puede darse un nuevo avance en el análisis. Un modelo TAR con tres regímenes con una sencilla interpretación económica permite una explicación teóricamente más atractiva. La dinámica del PIB está caracterizada por una evolución cíclica donde se suceden alternativamente tres fases. Breves períodos de contracción con crecimientos negativos, períodos de recuperación que dan lugar a elevados crecimientos y períodos de debilitamiento que siguen a las fases de recuperación. La entrada y salida de los períodos de contracción se debe a innovaciones que llegan al sistema, no por la propia dinámica de éste. El saldo comercial real juega un papel muy relevante en el patrón de las tres fases, ocasionando parte de la caída del PIB en las contracciones y aportando la mayor parte del crecimiento durante los períodos iniciales de las recuperaciones.

La intuición extraída a partir de la modelización lineal se ve notablemente enriquecida con el enfoque no lineal. También en lo relativo a predicción el modelo TAR consigue mejoras, respecto a las predicciones obtenidas por los modelos lineales, sobre todo a medio plazo.

ANEXO I

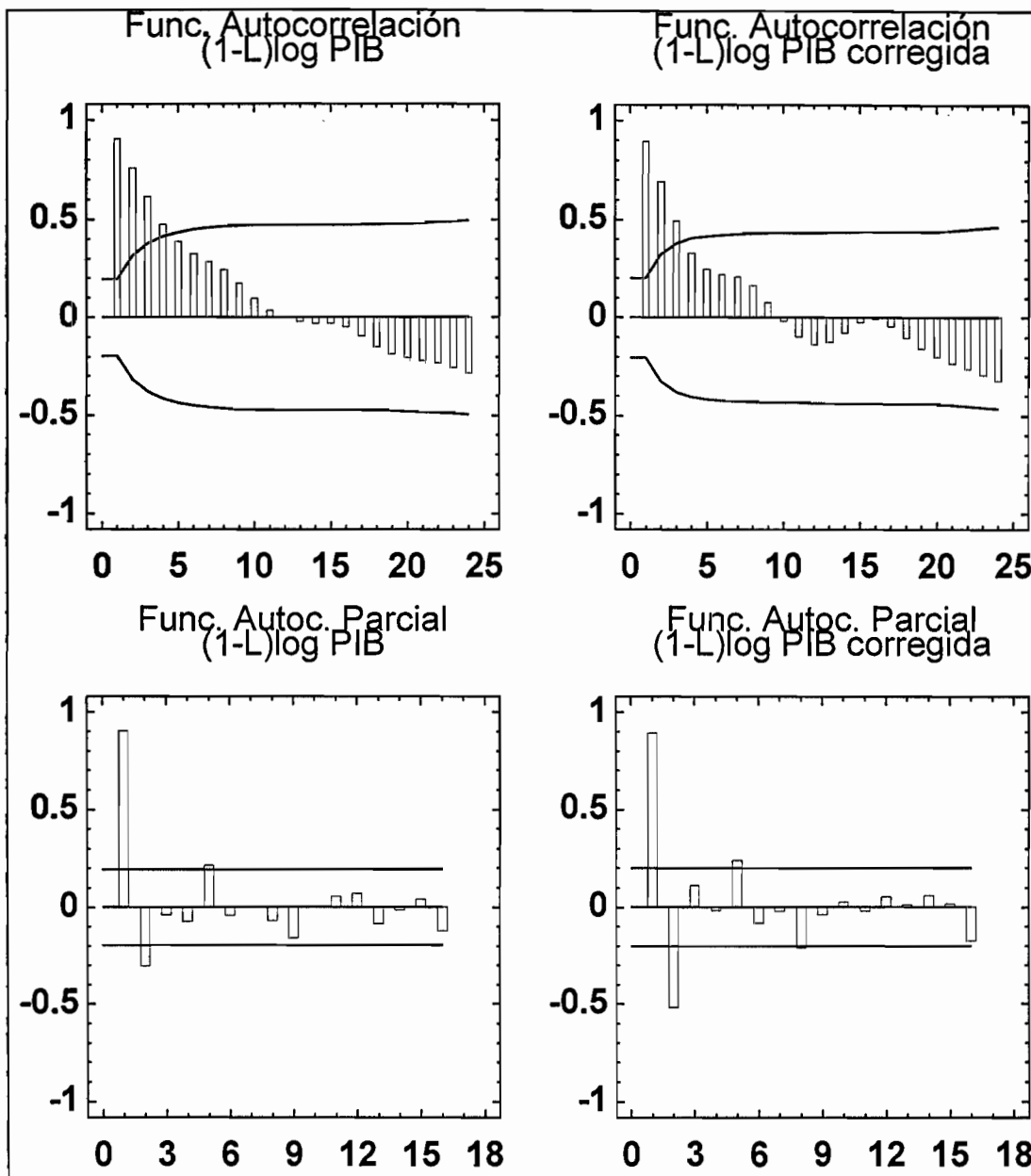


Gráfico A1.1. Funciones de autocorrelación y autocorrelación. parcial para las series log PIB y su versión en desviaciones sobre las medias y escalones truncados: E74:2, E802:814, E914:934.

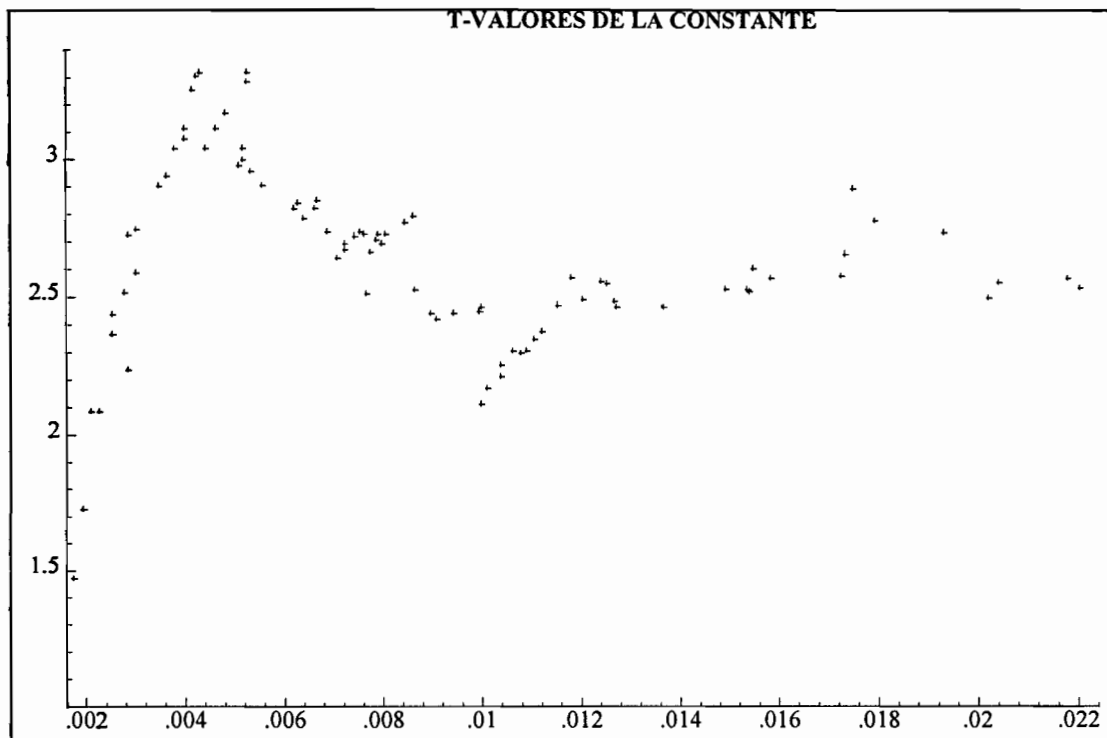


Gráfico A1.2. t-valores de la constante respecto a la variable umbral.

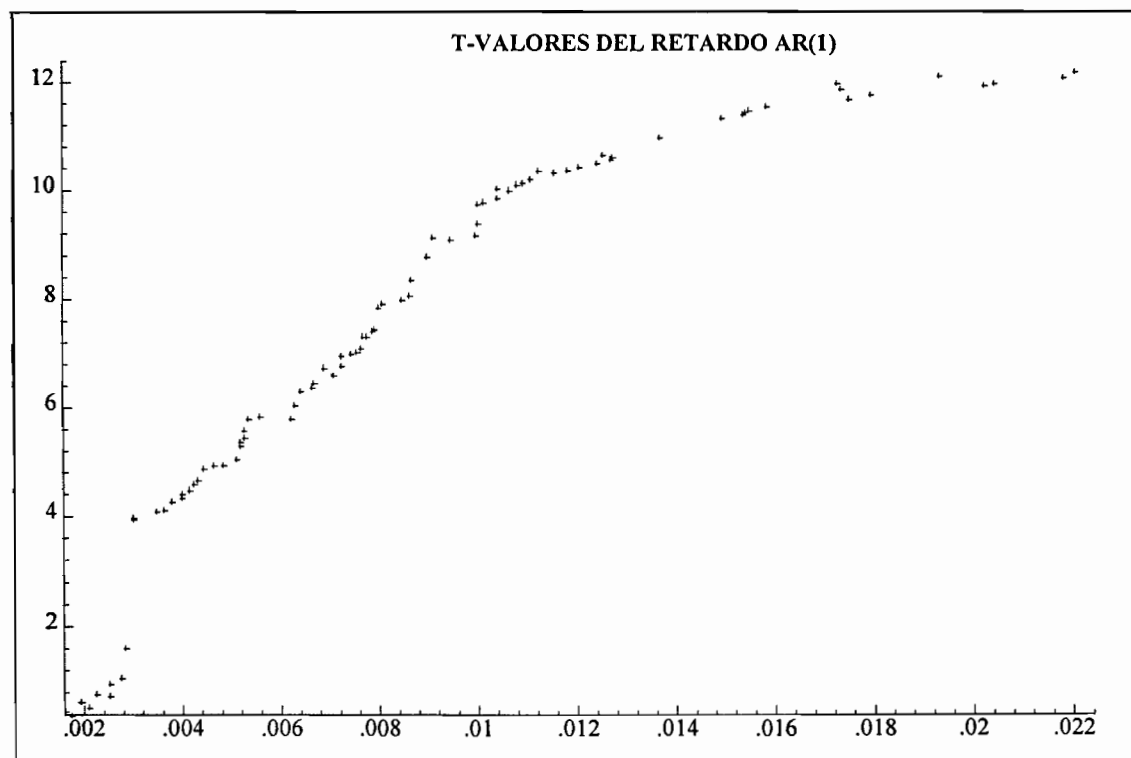


Gráfico A1.3. t-valores del parámetro autorregresivo de primer orden respecto a la variable umbral.

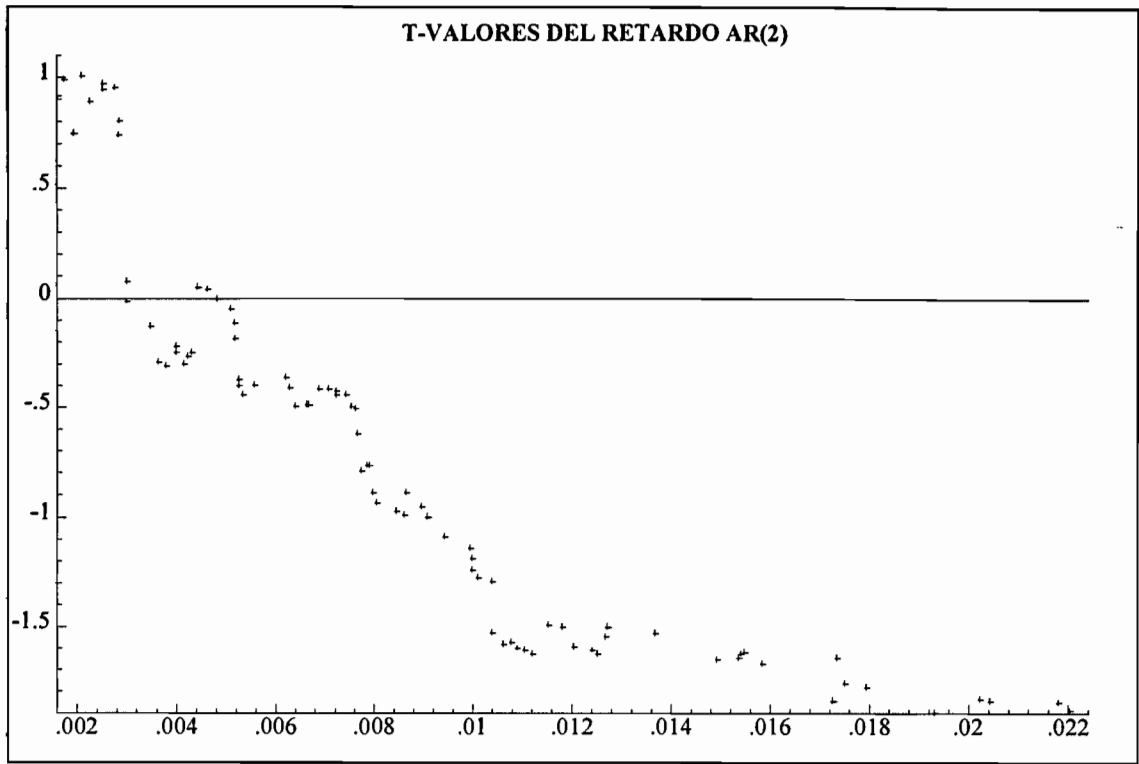


Gráfico A1.4 .t-valores del parámetro autorregresivo de segundo orden respecto a la variable umbral.

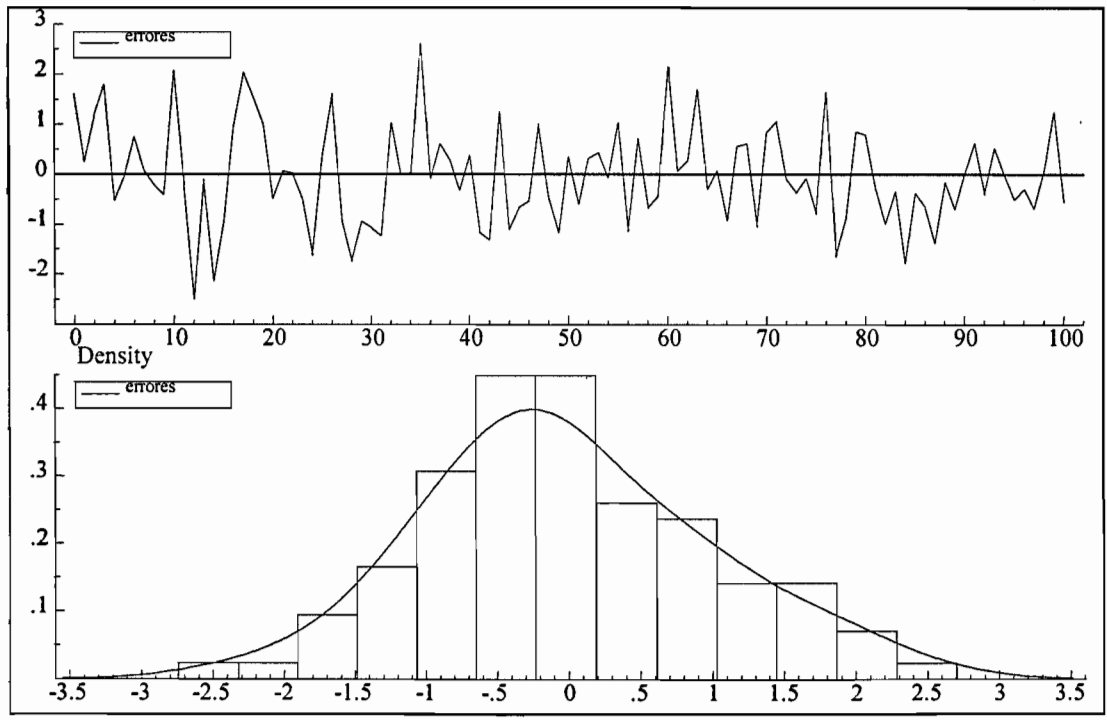


Gráfico A1.5. Errores del modelo TAR con dos regímenes

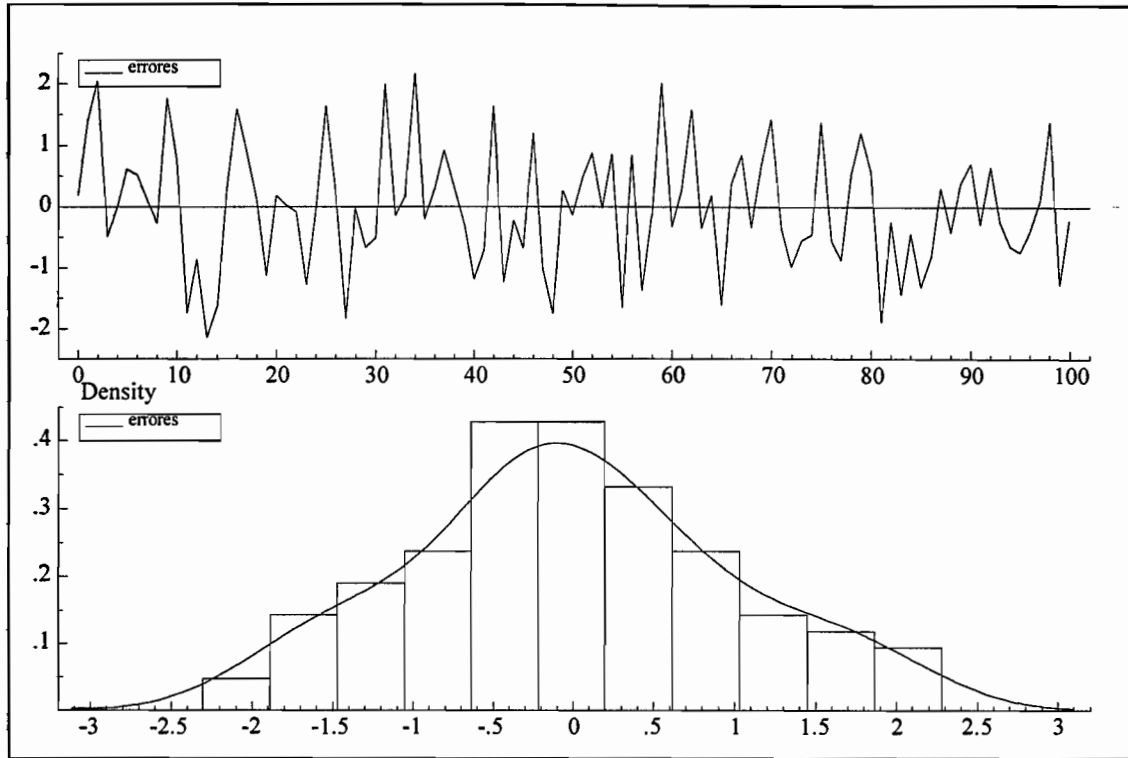


Gráfico A1.6. Errores del modelo TAR con tres regímenes no corregido del efecto de la 1ª crisis.

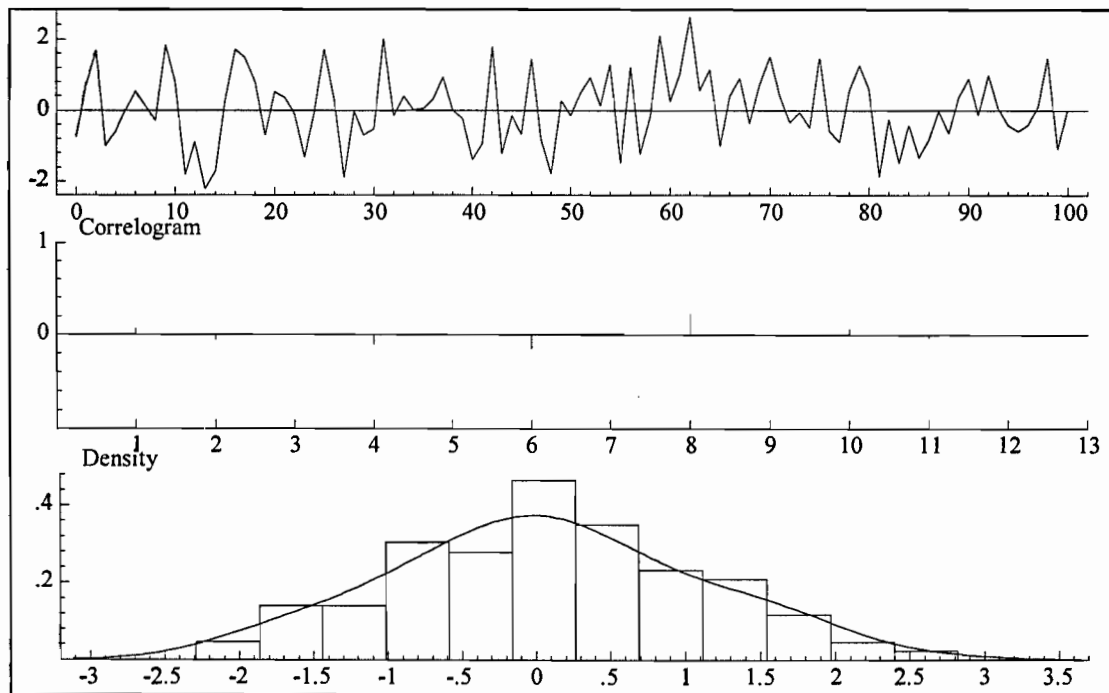


Gráfico A1.7. Errores del modelo TAR con tres regímenes final.

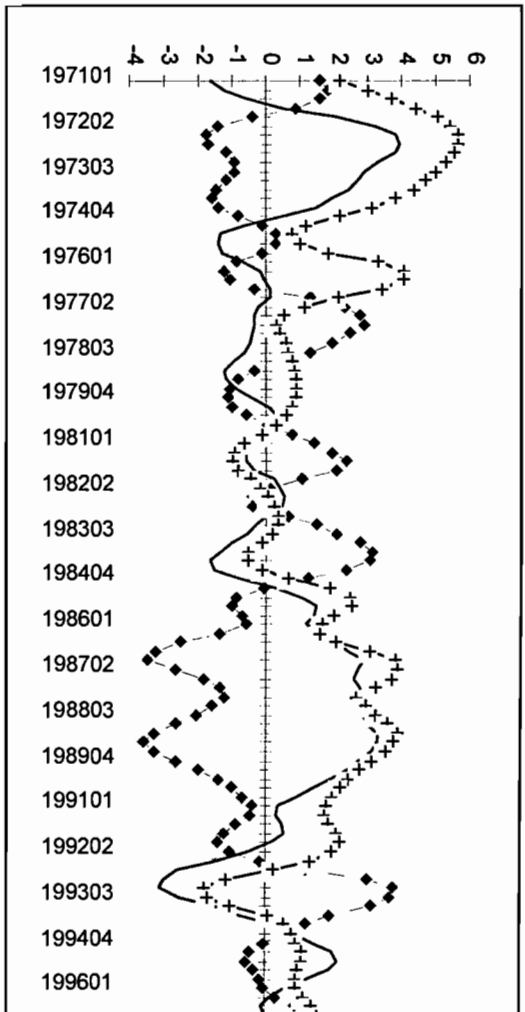


Gráfico A1.8. Contribución al crecimiento del PIB de sus principales componentes en términos

ANEXO II

Nota A2.1

Si y_t pertenece al régimen III puede venir precedido por:

- (i) $y_{t-1} < 0$. De ser así se tendría $y_{t-2} < y_{t-1}$, ya que de otra forma y_t no pertenecería al régimen III, por tanto la observación y_t corresponde a un inicio de recuperación tras una crisis.
- (ii) $y_{t-1} > 0$. En este caso se podrían plantear las siguientes situaciones:
- $y_{t-2} \leq 0$. Entonces y_t también corresponde al inicio de una fase de recuperación.
 - $y_{t-2} > 0$ con $y_{t-1} > (y_{t-2} + y_{t-3} + y_{t-4} + y_{t-5})/4$. En este caso y_t forma parte de un periodo de consolidación económica.

Por lo tanto el régimen III engloba a los periodos donde la economía estaba en una fase de expansión y pasa a mejor, o bien son el inicio de una recuperación tras una fase de recesión, tal y como se discutió con anterioridad, caracterizando al inicio y consolidación de las fases de expansión económica.

Cuadro A2.1. Contribución del Saldo Comercial real al crecimiento del PIB			
		% cambio anual	Fecha
Trimestres	Crisis-regI (1980:3)	0.42	1980:3-1980:4
	q_1-q_2	1.66	1981:1-1981:2
	q_3-q_4	2.20	1981:3-1981:4
	q_5-q_6	0.58	1982:1-1982:2
	q_7-q_8	-0.44	1982:3-1982:4
Bienios	3°-4° años	2.42	1983-1984
	5°-6° años	-1.3	1985-1986
	7°-8° años	-2.1	1987-1988
Trimestres anteriores a la crisis	q_6-q_5	-0.46	1991:1-1991:2
	q_4-q_3	-1.05	1991:3-1991:4
	q_2-q_1	-1.24	1992:1-1992:2
	Crisis-regI (1992:3)	1.33	1992:3-1993:1
	q_1-q_2	3.69	1993:2-1993:3
	q_3-q_4	2.51	1993:4-1994:1
	q_5-q_6	0.84	1994:2-1994:3
	q_7-q_8	-0.36	1994:4-1995:1
	Bienio	3°- 4° años	0.05
Contribución media		-0.06	

REFERENCIAS

Alonso José A. (1996); "Sector exterior y crecimiento económico". En *España 1995. Un Balance*, Colegio de Economistas de Madrid, nº69, 156-167.

Andrés , J.; Dolado, J. J.; Molinas, C.; Sebastián, M.; y A. Zabalza (1990); "The influence of demand and capital constraints on spanish unemployment". En J. Drèze y Ch. Bean (eds.), *Europe's Unemployment Problem*, MIT Press.

Bai, J. (1994); "Least squares estimation of a shift in linear processes". *Journal of the time series análisis*, vol. 15, 453-472.

Bajo, O. y M. Montero (1995); "Un modelo econométrico ampliado para el comercio exterior español, 1977-1992". *Moneda y Crédito*, 201, 153-182.

Blinder, A., y Holtz-Eakin, D. (1986). "Inventory fluctuations in the United States since 1929". In *American Business Cycle: Continuity and Change*, ed. R. Gordon, Chicago: NBER and University of Chicago press, 183-236.

Blough, S. R. (1992); "The relationship between power and level for generic unit roots test in finite samples". *Journal of Applied Econometrics*, 7, 295-308.

Box, G. E. P. and Jenkins, G. M. (1976); *Time series analisis: forecasting and control*. Holden Day, San Francisco.

Busián A. y Gordo E. (1993). "Recuperación económica, competitividad y saldo exterior". *Papeles de Economía Española* nº 56, 46-57.

Cambhell J.Y. and Perron P (1991).; "Pitfalls and opportunities: what macroeconomists shold know about unit roots". In Blanchard, F. and Fischer, S. (eds.), *NBER Economics Annual*, MIT press, Pag. 142-219.

Chen and Liu (1993) "Joint estimation of model parameters and outlier effects in time series". *Journal of the American Statistical Association* 88, 284-97.

Chow, G. C. (1960); "Tests of equality between sets of coefficients in two linear regressions".

Econometrica, 28, 591-605.

Clements and Hendry (1997); "Forecasting economic processes". Working Paper, version preliminar.

Cochrane, J. H. (1991); "A critique of the application of unit root test". *Journal of Economics Dynamics and Control* 15, 275-84.

Delgado M.A. y Hidalgo J. (1996); "Non parametric inference on structural breaks". Working Paper, Universidad Carlos III. Version preliminar, 1996.

Dickey, D.A. and S. G. Pantula (1987); "Determining the order of differencing in autoregressive processes". *Journal of Business and Economic Statistics*, 15, 455-61.

Dolado J. J. y Sicilia J. C. (1995). "Explicaciones de la recesión en Europa: un enfoque de VAR estructural". *Investigaciones Económicas*, vol XIX.

Doménech R. y D. Taguas (1996); "Funciones de exportacion e importacion de bienes y servicios". Abril 1996, versión preliminar.

Engle, R. F. (1982); "Autoregressive conditional heterocedasticity with estimates of the variance of UK inflation". *Econometrica*, 50, 987-1008.

Espasa, A. (1984); "The estimation of trends with breaking points in their rate of growth: the case of the spanish GDP". *Documento de Trabajo del Servicio de Estudios del Banco de España*, publicado posteriormente en *Statistical Methods for Cyclical and Seasonal Analysis*, Mentz R.P. et al. (eds. 1989) 400-432.

Espasa, A. y Cancelo J. R. (1993); *Métodos cuantitativos para el análisis de la coyuntura económica*. Antoni Espasa y José Ramón Cancelo eds, cap. II, pag. 107, Alianza Editorial.

Espasa, A. y D. Peña (1995); "The descomposition of forecast in seasonal arima models". *Journal of Forecasting*, 14, 565:83.

Espasa, A. y E. Senra (1997); "Evolución tendencial de las series económicas". Versión preliminar.

Guerrero V. (1997); "Obtención de información macroeconómica, desagregada trimestralmente, a partir de datos anuales: el caso español". En: Tema a debate, *Boletín IPC de Análisis Macroeconómico*, Marzo 1997, Universidad Carlos III, Madrid.

Gómez, V.y A. Maravall. (1994). "Programs Tramo and Seats. update: december 1995". European University Institute, Working Paper ECO N° 95/46.

Granger C. W. J.(1993);"What are we learning about the long run?". *The Economic Journal*, 103, 307-317.

Hamilton J. D. (1989); "A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and the business cycle". *Econometrica* 57, 357-84.

INE (1993); "Metodología de la contabilidad nacional trimestral de España". Instituto Nacional de Estadística, Abril 1993.

Luukkonen, R., Saikkonen, P. and Terasvirta, T. (1988). "Testing linearity against smooth transition autoregressive models". *Biometrika* 75, 491-99.

Perron, P. (1989);"The great crash, the oil price shock and the unit root hypothesis". *Econometrica*, 57, 1361-1401.

Sichel D. (1994); "Inventories and the three Phases of the Business Cycle". *Journal of Business & Economic Statistics*, Vol.12, 269-277.

Tsay R. S. (1986); "Nonlinearity tests for time series". *Biometrika*, 73, 461-466.

Tsay R. S. (1989); "Testing and modeling threshold autoregressive processes". *Journal of the American Statistical Association*, 84, 231-40.

Tiao G. C. and R. S. Tsay (1994). "Some advances in non-linear and adaptive modelling in time-series". *Journal of Forecasting*, Vol. 13, 109-31.

Tong H. (1978); "On a threshold model". In Chen, C. H. (eds.), *Pattern Recognition and Signal Processing*, Amsterdam: Sijhojj & Noordoff.

Tong H. and K. S. Lim (1980); "Threshold autoregression, limited cycles and cyclical data".
Journal of the Royal Statistical Society, Series B, 42, 245-92.