

Caracterización del PIB español a partir de modelos univariantes no lineales*

José Manuel Martínez
Antoni Espasa

Universidad Carlos III de Madrid. Departamento de Estadística y Econometría.

Recibido: septiembre de 1997

Aceptado: abril de 1998

Resumen

En este trabajo se estudia el comportamiento dinámico del PIB español a partir de modelos de forma final (univariante). Los modelos empleados son del tipo: (a) autorregresivos por umbrales, (b) con una raíz unitaria y (c) segmentaciones en el nivel medio. Se discuten las principales direcciones de investigación sobre modelos con regímenes cambiantes, optándose por desarrollar para el caso español una orientación similar a la seguida por Tiao y Tsay (1994). Los resultados que destacan sobre el ciclo del PIB español son: (1) el crecimiento medio, la dinámica y la varianza condicional son dependientes de la fase cíclica; (2) la entrada y salida de una recesión no se deben a la dinámica del sistema, se producen por innovaciones; (3) el saldo comercial internacional parece ser un factor importante en las salidas de las crisis económicas.

Palabras clave: ciclos de actividad, SETAR, medias segmentadas, raíces unitarias, regímenes cambiantes, asimetría, ciclo límite.

Abstract

This paper studies the dynamic behaviour of Spanish GDP starting from final form (univariate) models. The models employed are of the following type: (a) threshold autoregressive, (b) with a unit root and (c) with shifts in the mean. The main directions of published research on switching regime models and the main results obtained are discussed. The option taken for the Spanish case is to develop on the TAR models proposed by Tiao and Tsay (1994) with two useful modifications. The outstanding results concerning the Spanish GDP cycle are: (1) mean growth, the dynamics and the conditional variance are dependant on the cyclical phase; (2) going into and coming out of a recession does not happen due to the dynamics of the system, only come by shocks; (3) The international trade balance is a determining factor in finding a way out of economic recessions.

Key words: Business Cycle, SETAR, Segmented Means, Unit Roots, Switching Regimes, Asymmetry, Limit Cycle.

* Este trabajo se ha realizado dentro de los proyectos PB95-0299 y APC95-0090 de la DGE y ha sido financiado por la Fundación Universidad Carlos III. Estamos agradecidos a los comentarios de dos evaluadores anónimos que han permitido realizar una presentación que resulta más clarificadora y mejor conectada con la literatura existente sobre el tema.

1. Introducción

El escaso interés que se le ha dedicado en España al seguimiento de la dinámica de la serie del Producto Interior Bruto (PIB) contrasta con su enorme importancia, siendo la variable que recoge globalmente la actividad económica del Estado, constituye el objetivo final de la política económica y de ella se derivan las medidas de renta que son un componente básico en cualquier indicador agregado de bienestar.¹ 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. La CNTR no cubre satisfactoriamente el vacío estadístico existente. Por un lado, la serie histórica sólo resulta disponible desde 1970, por lo que los comentarios históricos que se realizan en este trabajo se refieren siempre a un período que empieza en dicho año. Además, es una serie sintética construida a partir de la interpolación trimestral de series anuales por medio de indicadores económicos previamente manipulados para extraer de ellos, por procedimientos básicamente lineales, una estimación de su componente tendencial.² En cualquier caso, los datos de la CNTR es la única información sobre el PIB trimestral de que dispone el investigador.

En este trabajo se utiliza la terminología propuesta por Espasa y Cancelo (1993) y generalizada en Espasa y 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 sobre la variable diferenciada, m toma el valor cero si la media es nula y el valor m^0 si dicha media viene dada por un polinomio de tiempo de orden (m^0-1) . Siguiendo Espasa y Senra (1998), si la media o polinomio temporal en la variable 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 se preocupen por el esquema estadístico más adecuado de su representación, obliga a dedicar un esfuerzo en este sentido. El comportamiento del PIB puede ser compatible con procesos integrados, pero no se puede descartar otras explicaciones, por ejemplo comportamientos estacionarios en torno a tendencias polinomiales con segmentación determinística o estocástica y alternativas intermedias, con lo que el analista tiene que llevar a cabo un procedimiento que le permita realizar una elección razonable. La importancia de esta elección, en particular, la discusión sobre el número de raíces unitarias autorregresivas que caracterizan el proceso, 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 la media de la serie en primeras diferencias, situación puesta de manifiesto posteriormente en Andrés y otros (1990) y Doménech y

1. Espasa (1984) constituye uno de los primeros trabajos sobre una serie trimestral del PIB.
2. Ver INE (1993) para una descripción de su elaboración, Guerrero (1997) y discusión posterior en el *Boletín IPC de análisis macroeconómico* del mes de marzo sobre una discusión de su fiabilidad.

Taguas (1996). En estas circunstancias los contrastes usuales de raíces unitarias no son válidos, excepto cuando se conoce con certeza la estructura polinomial, segmentada o no, presente en los datos, tal y como demuestran Campbell y Perron (1991) y se enfatiza en Cochrane (1991).

Es importante señalar el posible interés económico de esquemas sobre la base de medias segmentadas para el crecimiento trimestral del PIB, ya que los puntos de ruptura se pueden interpretar, si resulta pertinente, como cambios estructurales. Por el contrario, basándose en modelos con dos raíces unitarias, el crecimiento a largo plazo cambia con cada innovación, no revierte a ningún valor medio y la incertidumbre sobre su valor a largo plazo va de más a menos infinito. Estos aspectos, sobre todo el último, pueden no ser fácilmente interpretables desde la teoría económica. Un modelo con medias segmentadas permite discriminar entre ciertos tipos de innovaciones: las que causan la segmentación y, por tanto, con implicaciones de largo plazo y las que constituyen el componente residual (ruido blanco) del modelo, que sólo tienen efectos transitorios en la tasa de crecimiento de la variable. 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 esquema que explique la aparición de las segmentaciones, su interés hacia el futuro se reduce sólo a períodos sobre los que se espera que continúe el segmento observado en el momento de realizar la predicción. De todos modos, es muy probable que muchas segmentaciones resulten ser realmente impredecibles y de ahí su posible calificación como cambios estructurales. En economía existe una controversia importante (véase, por ejemplo, King y otros (1989), Grossman y Helpman (1991a, 1991b), Jones (1995), etc. y referencias allí citadas), sobre si el crecimiento económico a largo plazo depende básicamente de un progreso técnico exógeno (crecimiento exógeno), o si cambios permanentes en variables de política económica generan cambios permanentes en el crecimiento económico (crecimiento endógeno). Conviene señalar, que al contemplar modelos univariantes con segmentaciones aleatorias (véase, por ejemplo, Chen y Tiao (1990)), el tipo de procesos $I(1,1^s)$ puede representar tanto a variables con crecimiento exógeno como endógeno. En este último caso, un modelo de la clase $I(1,1^s)$ recoge cambios permanentes en el crecimiento, pero éstos sólo se producen de tanto en tanto en los momentos correspondientes a las segmentaciones especificadas en el modelo. Además, a diferencia de los modelos integrados de segundo orden, los modelos $I(1,1^s)$ permiten que a largo plazo pueda darse una reversión a la media, aunque ésta no se pueda estimar y establecen una incertidumbre acotada sobre ella.

Además de truncamientos tendenciales, es frecuente que variables macroeconómicas como el PIB registren importantes cambios en su nivel que están asociados a los ciclos de actividad económica. En este caso, la especificación de un esquema sobre los cambios de nivel se tiene que realizar, generalmente, a través de modelos no lineales debido entre otras cosas a que en los ciclos económicos no se da una estructura simétrica. Los modelos con regímenes cambiantes constituyen una clase muy amplia que está resultando útil para representar series macroeconómicas. La literatura econométrica sobre estos modelos se remonta al menos al trabajo de Quandt (1958) y Goldfeld y Quandt (1972), y ha cogido un

auge especial tras la aparición de los trabajos de Tong y Lim (1980), sobre modelos autorregresivos por umbrales y de Hamilton (1989), sobre modelos con esquemas markovianos de cambio. Los modelos con regímenes cambiantes incluyen una variable indicador que señala en que régimen se encuentra el sistema en cada momento. Además, se pueden clasificar según el carácter endógeno o exógeno de los cambios y que la variable indicador sea o no observable.

En el modelo de Hamilton, los cambios se producen exógenamente a través de una variable de estado que no se observa, pero sobre la que se postula que sigue un esquema markoviano con dos regímenes y probabilidades fijas de transición de uno a otro. Posteriormente, han aparecido un buen número de trabajos ampliando el modelo de Hamilton en cuanto al número de fases, Sichel (1994), en cuanto a las probabilidades de transición, Filardo (1994), Durland y McCurdy (1994), etc., en cuanto a su aplicación a la varianza condicional, Cai (1994), Franco y Roussignol (1997) etc., en su conexión con modelos de factores dinámicos, Diebold y Rudebusch (1996), y en otras varias direcciones. Estos modelos con esquemas markovianos de cambio son muy sugestivos, pero la estimación e inferencia en ellos debido a la no observabilidad de la variable estado, resulta muy compleja, o incluso no está resuelta. Este es el caso cuando el modelo inicial de Hamilton se amplía en varias direcciones a la vez, aspecto que parece necesario para el tratamiento de los datos económicos (véase, por ejemplo, Goodwin (1993)). Por ello, resulta de interés contemplar modelos que, manteniendo la idea de que el nivel y estructura 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 autorregresivos por umbrales, TAR. Dentro de los modelos TAR, aquéllos en los que la variable indicador depende de los propios retardos de la variable endógena se les denomina autoprovocados (SETAR), y son los que han recibido mayor atención, aunque sólo sea por la enorme comodidad que supone no tener que buscar las variables exógenas de las que puede depender el indicador. La aplicación de los modelos SETAR a series macroeconómicas se centró inicialmente en modelos con dos regímenes, en los que el indicador dependía de un retardo d de la variable endógena. No obstante, al igual que en el caso de modelos con esquemas markovianos de cambio, se ha ido viendo la necesidad de ampliar el número de regímenes cuando se trata con series macroeconómicas. En esta ampliación se han seguido básicamente dos direcciones. Una, representada por Tiao y Tsay (1994), T-T en adelante, en la que el mayor número de regímenes —cuatro en este caso— se definen a partir de un indicador que es función de más de un retardo. Otra, la empleada en Beaudry y Koop (1993) y desarrollada con gran amplitud en Pesaran y Potter (1997), P-P en adelante. En este último caso, el número de regímenes puede ser bastante amplio, pero al coste de imponer fuertes restricciones entre los regímenes. En el caso de P-P, la variable indicador depende de parámetros que necesitan ser estimados junto con los parámetros del modelo, lo cual deriva en una complicación computacional apreciable.

Es posible señalar una motivación común en los trabajos de T-T y P-P consistente en la pretensión de definir los diferentes regímenes, en función de lo que se considera que son las características básicas de crecimiento de las series

macroeconómicas en las distintas fases cíclicas. Esta vinculación común, hace que ambos modelos estén mucho más próximos entre sí de lo que parece inicialmente. Sin embargo, la estimación del modelo de T-T es muchísimo más simple que la de P-P. Ambos trabajos se aplican sobre el PIB de EE UU y obtienen resultados similares. Además, en ambos se ha puesto especial cuidado en captar el hecho de cambio de signo en la media de la tasa de crecimiento al pasar de un régimen de desaceleración a uno de recesión. En conclusión, se puede decir que enfoques no lineales diferentes —Hamilton (1989), Tiao y Tsay (1994) y Pesaran y Potter (1997)— parecen dar resultados similares, con lo que posiblemente, al menos para la serie mencionada, se trata de aproximaciones equivalentes del universo no lineal que se pretende modelizar.

De lo que anterior se deriva, que un modelo TAR sobre las primeras diferencias del PIB con posibles segmentaciones en los niveles medios constituye un esquema sencillo, pero con suficiente flexibilidad, para captar lo que pueden ser los principales aspectos no lineales presentes en la tendencia y componente cíclico de dicha variable. El operador de primeras diferencias junto con la segmentación en la media de la serie diferenciada, permiten recoger una evolución tendencial que siendo no lineal sí que lo es a grandes tramos. Sobre la utilidad de la aproximación lineal en economía, existe bastante consenso de que sin dar siempre una explicación adecuada de los datos da «una buena primera aproximación del mundo real» (véase Tong, 1990: 7), por eso ha sido universalmente empleada durante más de seis décadas. Las tendencias de las variables económicas suelen desviarse del esquema lineal por recoger truncamientos bruscos en su evolución ligados a importantes avances tecnológicos, guerras, crisis internacionales como las energéticas de 1973-1974 y 1979-1980, cambios sociopolíticos importantes, etc. (véase Granger, 1993: 310) y eso se puede aproximar mediante modelos integrados $I(1,1^s)$. Granger (1993), en un intento de entresacar los rasgos que estilizan una serie macroeconómica, señala que éstas están generadas por «procesos casi exactamente de raíz unitaria», que él denomina procesos de raíz unitaria genérica (GUR, «generic unit root») y, en consecuencia, advierte que para series macroeconómicas «es casi imposible distinguir entre miembros de esa clase general, siendo los intentos por encontrar métodos que puedan discriminar en la práctica de utilidad limitada», (Granger, 1993: 309-310). Así, el contraste de la hipótesis nula de una raíz unitaria llevado a cabo sobre una serie GUR no rechazará en la inmensa mayoría de los casos la hipótesis nula. Los modelos $I(1,1^s)$ incluyen una raíz unitaria y con las posibles segmentaciones en la media, se intenta aproximar las distorsiones que las tendencias lineales sufren en las series macroeconómicas.

El componente cíclico de variables como el PIB español suele tener comportamientos no lineales más sofisticados que los señalados para la tendencia, debido a la falta de simetría entre una recesión y una recuperación y en la posible presencia de ciclos límite. Este tipo de comportamientos, tal y como se ha discutido anteriormente, puede aproximarse mediante modelos TAR.

El objetivo de este trabajo es realizar un análisis univariante relativamente exhaustivo sobre el PIB español. El trabajo se sitúa sobre un esquema bastante general como son los modelos TAR sobre series diferenciadas con medias seg-

mentadas y pretende demostrar, que este tipo de modelos son adecuados para representar las características del PIB español con estructuras que resultan más congruentes con ciertos requerimientos de la teoría económica como: (a) crecimiento estocástico y con cambios permanentes esporádicos e incertidumbre futura acotada, (b) asimetría en la evolución cíclica, etc.

El trabajo está organizado de la siguiente forma. En la sección 2, se procede realizando un análisis centrado en las características tendenciales, utilizando modelos $I(d, m^s)$. Una vez fijados ciertos resultados en cuanto a la tendencia, se explora una modelización más flexible para el componente cíclico mediante modelos TAR autoprovocados en la sección 3. La especificación de la función que define el indicador en términos de los retardos, así como de los umbrales que determinan el número de regímenes no está resuelto en la literatura. Además, con la dimensión de las muestras disponibles no es de esperar que tal problema se resuelva de modo relativamente general. Cuando las mencionadas funciones son un retardo d de la variable endógena sí que existen en la literatura soluciones parciales para el procedimiento de identificación (véase, por ejemplo, Tsay (1989)). Sin embargo, tal tipo de función es arbitrario y parece claro que la búsqueda de una función aceptable deberá realizarse a partir de información *a priori*, como se hace en T-T y P-P. En ese sentido, parece razonable establecer que si el modelo TAR intenta captar los diferentes regímenes de crecimiento en los ciclos económicos, éstos tengan que definirse en función de las características de crecimiento inmediatamente anteriores, básicamente: crecimiento negativo, acelerado o desacelerado. Así se procede en este artículo, en el que se modifica la estrategia de T-T. A diferencia del procedimiento de Tsay (1989) en el que las funciones que definen los regímenes se determinan estadísticamente, el procedimiento seguido en este trabajo se le denomina «basado en criterios económicos» o en criterios *a priori*. Finalmente, en la sección 4 se recogen las principales conclusiones.

2. Modelos lineales y modelos con segmentación tendencial

El comportamiento del PIB resulta ser compatible con procesos $I(1, 1^s)$ y con procesos $I(2, 0)$. El orden de integrabilidad de las series tiene importantes consecuencias teóricas sobre el largo plazo. No obstante, en la práctica, cuando se trabaja en

Tabla 1. Contrastes de Dickey-Fuller aumentados para raíces unitarias incorporando siete retardos (datos para el PIB (1970:1-1994:4)).

	I	II
Hipótesis nula del contraste	$\log \text{PIB}^1$	$\log \text{PIB}^2$
(i) Constante	-2.99*	-0.97
(ii) Constante y Tendencia	-2.95	-2.73

* Rechazo de la hipótesis nula al 5%. Los valores críticos de los contrastes al 5% son -2.89 y -3.46 para (i) y (ii) respectivamente.

1. Variable integrada de orden 2.
2. Variable integrada de orden 1.

pequeñas muestras, puede resultar imposible distinguir entre procesos $I(2,0)$ y $I(1,1^s)$, principio de equivalencia observacional (véase Blough (1992)). Para avanzar en esta cuestión se han realizado contrastes usuales de raíces unitarias, Dickey-Fuller aumentados incorporando siete retardos. Los resultados se presentan en la tabla 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 $I(1)$. 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%.

No obstante, como se comentó anteriormente, estos contrastes sólo son válidos, 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 el PIB español en modelos $I(2,0)$ y en $I(1,1)$ con o sin rupturas en su media.

En la figura 1 se representan las series del $\log \text{PIB}_t$, $\Delta \log \text{PIB}_t$ y $\Delta^2 \log \text{PIB}_t$, respectivamente. La serie $\log \text{PIB}_t$ está completamente dominada por su tendencia tal como refleja la figura. 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 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. 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

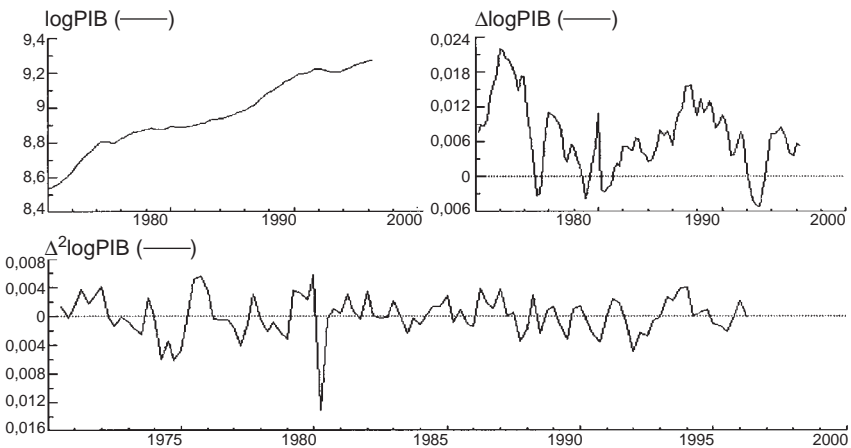


Figura 1. El PIB español en términos reales a precios de mercado. Serie en logaritmos ($\log \text{PIB}$) y sus primeras ($\Delta \log \text{PIB}$) y segundas ($\Delta^2 \log \text{PIB}$) diferencias.

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 ha sido también temporal, pudiendo darse por finalizado a principios de 1994. A partir del análisis gráfico se puede conjeturar 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.

Con el objetivo de analizar estas hipótesis, sobre todo la más importante relativa al número de cambios estructurales y su localización, se realizan dos contrastes, uno paramétrico planteado en Bai (1994), y otro no paramétrico sugerido por Delgado y 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. Los resultados obtenidos para el crecimiento trimestral del PIB concluyen la existencia de un cambio estructural en 1974: 1 (véase la 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 primer cambio se aplica nuevamente el contraste a la serie resultante, no encontrándose 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, los cambios pueden asociarse con variaciones en el valor de uno o más regresores. En el supuesto de la existencia de dos cambios estructurales en los momentos T_0 y en T_1 , se supone que bajo H_0 el modelo está representado por:

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

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 .³ Este parámetro se define como $h = CT^{-1/\alpha}$, donde C es una constante, T el número de observaciones y α es un parámetro que depende del número de regresores (véase Delgado y Hidalgo (1996) para una exposición detallada).

Los resultados obtenidos se recogen también en la tabla 2 e indican la existencia un cambio estructural localizado entre el primer y segundo trimestre de 1974. Con la aplicación de estrategias secuenciales en el enfoque no paramétrico tampoco se encuentran rupturas adicionales significativas, aunque apuntan la opción de fechar el inicio de la última crisis española entre el tercer y cuarto trimestre de 1991.

La aplicación de contrastes de detección de atípicos, aplicando una variante del método de Chen y Liu (1993) implantada en el programa TRAMO (véase

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

Tabla 2. Contrastes para detectar cambios estructurales, PIB español real a precios de mercado (1970:1-1995:4).

	T_0			T_1		
	Fecha	Salto	<i>p</i> -valor	Fecha	Salto	<i>p</i> -valor
Contraste paramétrico de Bai	74:1	-0,0103	0,018	90:3	-0,0070	0,644
Contraste no paramétrico						
<i>C</i> = 0,4	74:2	-0,0171	0,053	91:4	-0,0096	0,644
<i>C</i> = 0,5	74:2	-0,0143	0,043	91:4	-0,0046	0,817
<i>C</i> = 0,6	74:1	-0,0139	0,036	91:3	-0,0038	0,800

Gómez y Maravall (1995)), 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%, confirmando los resultados obtenidos anteriormente.

Los contrastes anteriores permiten concluir con un cambio estructural, pero no han proporcionado información relevante sobre la existencia de posibles cambios transitorios de nivel. Para profundizar en esta cuestión se ha construido un modelo ARIMA con análisis de intervención (Box y Tiao (1975)). En esta aplicación es necesario tener un conocimiento *a priori* sobre la localización de los puntos de ruptura y del tipo de efecto. Particularmente en este caso, la información *a priori* señalaría el interés de estudiar las consecuencias de las otras dos crisis que han afectado a la serie del PIB, comentadas brevemente en el análisis gráfico. Estas son la segunda crisis del petróleo, que comenzó en 1979-1980, y la última crisis de la economía española que se inició a principios de los noventa. Se han contrastado diferentes alternativas para fijar el inicio y el fin de las dos últimas crisis, estableciéndose como mejores opciones las fechas: 1980:2⁴-1981:4, 1991:4-1993:4 para el inicio y fin de ambas respectivamente. Los resultados de la estimación muestran que la reducción de la tasa de crecimiento medio en las tres crisis contempladas tiene un carácter brusco, permitiendo una aproximación satisfactoria mediante un cambio permanente en la media en el primer caso y mediante escalones truncados en los otros dos. Es importante señalar además, la presencia de un residuo atípico de tipo impulso en 1980:1 sin justificación aparente pero muy significativo, su existencia podría ser consecuencia de algún aspecto metodológico en la construcción de la serie.

Para continuar el estudio se ha estimado la función de autocorrelación y autocorrelación parcial de la serie $\Delta \log \text{PIB}_t$, y también de dicha serie corregida de los tres efectos determinísticos asociados a las crisis económicas mencionadas. Estos correlogramas se representan en la figura 2. Se han utilizado los datos correspondientes a la Contabilidad Nacional Trimestral (CNTR) publicada por el INE al dar por primera vez el dato correspondiente al cuarto trimestre de 1995, manteniéndose

4. En 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 construido en Rodríguez y Sanz (1982).

se dicha muestra 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 CNTR 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, resultado que ya se encuentra en Espasa (1984). Se ha obtenido un modelo ARMA (9,1) restringido, al que en lo sucesivo se le denominará modelo 1 (véase la tabla 3). 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. El parámetro correspondiente al retardo de orden nueve, ϕ_9 , causante de este ciclo no es significativo al nivel usual del 5%. En pequeñas muestras, ésto no debería ser suficiente para rechazar la presencia de

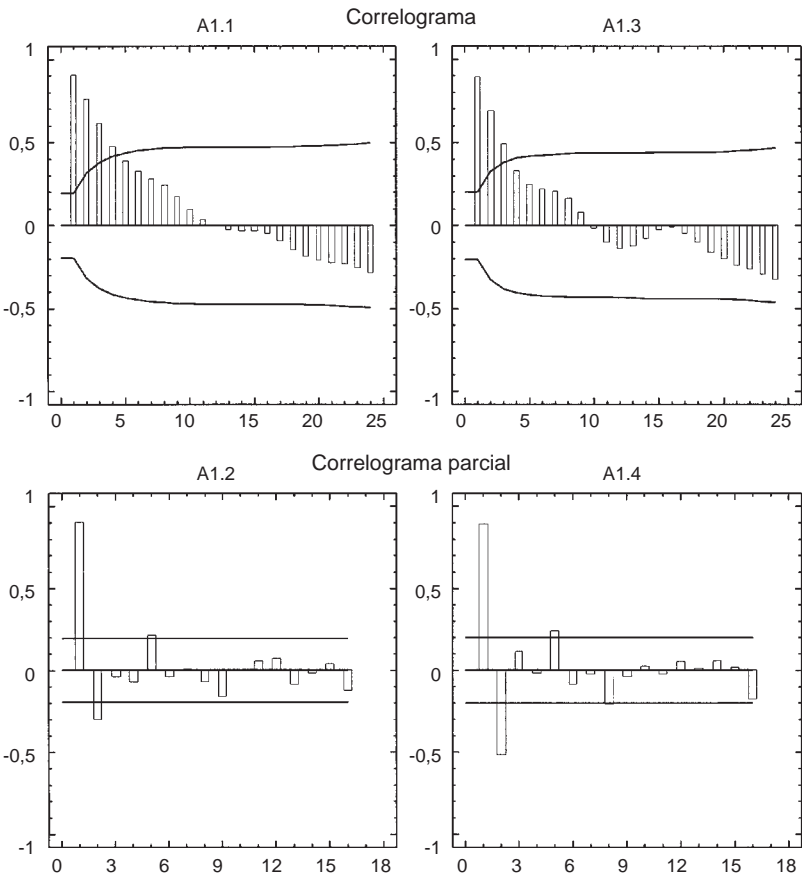


Figura 2. Correlograma y correlograma parcial para $\Delta \log \text{PIB}_t$ (A1.1-A1.2) y para dicha serie corregida de los componentes determinísticos —E74:2, E802:814, E914:934— (A1.3-A1.4).

ciclos relativamente largos en la economía española, porque ciclos con un período de 26 trimestres no se pueden estimar bien utilizando muestras de 25 años. Cuando se considera que ϕ_9 no es significativo, entonces un modelo simplificado que podría representar adecuadamente los datos con una precisión similar a la del modelo 1 es el esquema ARMA(1,1)(1,0)₄, al que se denomina modelo 2 (véase la tabla 3). 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. Los valores medios estimados para $\Delta \log \text{PIB}_t$ hasta 1974:1 (μ_1) y desde 1974:2 en adelante (μ_2) es similar en ambos modelos: 1,13% y 0,67% (modelo 1) y 1,16% y 0,66% (modelo 2). Estos dos modelos se consideran satisfactorios para representar al PIB como un proceso $I(1,1^s)$.

Los modelos con dos diferencias, que en este caso implica considerar a la tasa de crecimiento del PIB como variable no estacionaria, tienen por construcción la característica de ser menos sensibles a cambios estructurales, en particular a los

Tabla 3.

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)

$$+ \frac{(1 + 0,45859L)}{(4,32)} \alpha_t$$

$$+ \frac{(1 - 0,90653L + 0,35300L^4 - 0,27476L^5 + 0,0988L^9)}{(-13,14) \quad (3,13) \quad (-2,64) \quad (1,78)} \alpha_t$$

$\hat{\mu}_1 = 0,0113, \quad \hat{\mu}_2 = 0,00665$

$\sigma = 0,0019026, \quad D - W = 2,12, \quad Q(16) = 9,42$

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)

$$+ \frac{(1 + 49104L)}{(4,31)} \alpha_t$$

$$+ \frac{(1 - 0,84239L)(1 + 0,32316L^4)}{(-15,02) \quad (3,02)} \alpha_t$$

$\hat{\mu}_1 = 0,01164, \quad \hat{\mu}_2 = 0,00657$

$\sigma = 0,0019171, \quad D - W = 2,02, \quad Q(16) = 9,42$

Modelo 3

$$\Delta^2 \log \text{PIB}_t = -0,00701 I802 + (1 + 0,60591L)(1 - 0,27675L^4) \alpha_t$$

(-7,83) (6,64) (-2,74)

$\sigma = 0,002205, \quad D - W = 2,12, \quad Q(16) = 12,95$

Nota. Entre paréntesis aparecen los *t*-valores correspondientes a cada parámetro, mostrándose además los estadísticos de Durbin-Watson y Ljung-Box obtenidos para 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 y cero en otro caso, $I802_t = 1$ en 1980:2 y cero en otro caso.

que afectan al valor de la media de largo plazo, pero con ellos se obtiene una caracterización de persistencia aleatoria en la tasa de crecimiento del PIB que puede resultar difícil de justificar desde la teoría. A efectos empíricos, en lo que se refiere a la modelización de la serie $\Delta^2 \log \text{PIB}$, una opción que representa razonablemente bien los datos es un $\text{ARMA}(0,1)(0,1)_4$, modelo 3. La varianza residual es superior a la obtenida para los modelos anteriores, derivándose por tanto un peor ajuste muestral e indicando que el modelo III podría rechazarse en favor de los otros dos.

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 su evaluación en predicción. En las tablas 4.1 y 4.2 se muestran los resultados en predicción con uno y cuatros períodos

Tabla 4.1. Evaluación de predicciones con un período de antelación (1994:1-1996:4).

Fecha		Observado	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3
1994	II	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
Desviación típica fuera de muestra			0,001210	0,001181	0,001204
Desviación típica en muestra			0,001741	0,001807	0,002197

Tabla 4.2. Evaluación de predicciones con cuatro períodos de antelación (1994:4-1996:4).

Fecha		Observado	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 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
$\sqrt{\text{ECM}}^*$			0,003071	0,001960	0,003188
Desviación típica en muestra			0,004556	0,004185	0,006356

*ECM (error cuadrático medio).

dos 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 resumen, se tiene que los datos muestran mejor ajuste con los modelos $I(1,1^s)$ que son estables post-muestralmente. Dentro de la clase $I(dm^s)$ los modelos 1 y 2 presentan ajustes muestrales similares, marginalmente el ajuste del modelo 1 tiene menor varianza residual en las dos muestras consideradas en la estimación. En la predicción con un período de antelación se obtienen también resultados similares. En la predicción a un horizonte mayor, cuatro períodos, el modelo 2 tiene mejor comportamiento y puede tomarse como modelo preferible en dicho sentido. No obstante, conviene resaltar la propiedad cíclica con una periodicidad alta, más de seis años, que se recoge en el modelo 1. Este tipo de periodicidades en muestras de poco más de veinte años se estiman mal y, en consecuencia, los modelos que las incluyen no son necesariamente aquellos que mejor predicen, pero ponen de manifiesto una posible característica de los datos que pueden resultar de gran interés en análisis cuantitativos distintos al de predicción. 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. Con el modelo $I(1,1^s)$ se ha obtenido, que la tasa de crecimiento del PIB en la economía española sigue un modelo de media segmentada con un comportamiento estacionario y cíclico sobre la misma. La estructura de media segmentada admite la interpretación 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 transitorios que pueden ser referidos a la situación cíclica de la variable (E80: 2-81: 4 y E91: 4-93: 4), ambos aspectos pueden resultar apropiados para una interpretación económica de la evolución del PIB.

El crecimiento del PIB tiene una evolución cíclica evidente y, es probable además, que su comportamiento dinámico sea dependiente de la situación cíclica, resultando con ello un comportamiento asimétrico del PIB en las diferentes fases del ciclo. Este hecho no puede ser tenido en cuenta por un modelo lineal. Una clase de modelos no lineales capaces de representar este tipo de comportamientos son los modelos TAR, que se analizan en la siguiente sección.

3. Modelos no lineales TAR para el PIB en la economía española

Uno de los aspectos de interés de los modelos univariantes es que facilitan una descripción sencilla de las características tendenciales, cíclicas y erráticas de la variable en cuestión. Pero para que tal descripción sea mínimamente aceptable, los modelos deben alejarse de la hipótesis lineal cuando los datos lo requieran. En la práctica econométrica está muy asentado que para construir un modelo se proceda de un esquema general a uno más particular para los datos en cuestión. No obstante, toda esta orientación está concebida para universos supuestamente lineales, ya que en tal caso aproximar de partida un esquema general es relativamente factible. Cuando se contempla la posibilidad de universos no lineales, una aproximación

aceptable del esquema general no es factible y entonces el procedimiento aconsejable es de lo particular (lineal) a lo general (algún tipo de esquema no-lineal). De modo, que detectando los fallos que estructuras lineales (parciales) tienen en los datos empleados, se puede apreciar una dirección de progreso específica (algún esquema no lineal), pero en absoluto general, que englobe la hipótesis de partida que resulta inadecuada. En este trabajo, procediendo de lo particular a lo general, se entra en un esquema no lineal —modelos TAR autoprovocados sobre series diferenciadas con medias segmentadas—. Este es suficientemente amplio para captar lo que se creen que son las principales características no lineales de la tendencia y componente cíclico del PIB, ya discutidas en la introducción.

Un modelo autorregresivo por umbrales (TAR) para una variable y_t , es un modelo autorregresivo en el que sus parámetros varían de acuerdo con los valores de una función, que se puede denominar indicador, sobre un número finito de retardos de una variable aleatoria z_t . En el caso general en que y_t y z_t sean variables diferentes se dice que el modelo TAR tiene provocación externa, y si $y_t = z_t$ que está autoprovocado (SETAR). Normalmente la función indicador se restringe a que sea el retardo d de la variable endógena, es decir y_{t-d} . En tal caso, un modelo SETAR con l regímenes de ordenes autorregresivos k_1, k_2, \dots, k_l se puede representar como:

$$y_t = \Phi_0^h + \Phi_1^h y_{t-1} + \Phi_2^h y_{t-2} + \dots + \Phi_k^h y_{t-k} + \varepsilon_t^h, \quad [1]$$

si $y_{t-d} \in R^{(h)}, h = 1, 2, \dots, l.$

donde $R^{(1)}, \dots, R^{(l)}$ son subconjuntos de la línea real \mathfrak{R}^1 que definen una partición en intervalos disjuntos $(-\infty, r_1], (r_1, r_2], \dots, (r_{l-1}, \infty)$, $R^{(1)}$ determina el intervalo $(-\infty, r_1]$ y $R^{(l)}$ el intervalo (r_{l-1}, ∞) . Cada $\{\varepsilon_t^{(h)}\}$ constituye un proceso ruido blanco, siendo todos ellos independientes entre sí y $p = \max(k_1, k_2, \dots, k_l)$. Este modelo se puede representar como SETAR (l, k_2, \dots, k_l) , con r_1, r_2, \dots, r_{l-1} los parámetros umbrales y d el retardo umbral. Para estimar todos estos parámetros, Tsay (1989) sugiere emplear un proceso basado en las propiedades estadísticas de los datos que empieza por un contraste de no linealidad. Otra alternativa es utilizar el conocimiento que el analista tiene sobre los datos para definir la función indicador y los umbrales r_j . Ambos enfoques serán considerados a continuación.

3.1. Modelos TAR especificados a partir de criterios estadísticos

En lo que sigue se adoptará la estrategia de modelización diseñada por Tsay (1989) para especificar un modelo TAR para la tasa de crecimiento trimestral del PIB español. En primer lugar se realizará el contraste de no-linealidad comentado anteriormente, a partir de autorregresiones AR(5) tipificadas. Los resultados obtenidos indican que se rechaza la hipótesis de linealidad para $d=4$ y $d=5$ (véase la tabla 5). El valor crítico asociado a $d=4$ es superior, seleccionándose por tanto como variable umbral a $\Delta \log(\text{PIB}_{t-4})$.

La posterior aplicación de la metodología de Tsay lleva a la especificación de dos regímenes determinados por un umbral de valor 0,004. El modelo TAR defi-

Tabla 5. Contraste de no-linealidad por umbrales.

<i>d</i>	1	2	3	4	5
<i>F(p, d)</i>	1,00	1,36	1,21	4,34**	3,20**

*, ** denotan significatividad al 5% y 1% respectivamente.

nitivo con 31 y 71 observaciones en cada uno de los regímenes seleccionados viene representado por:

$$\begin{cases}
 y_t = 0,002 + 1,060y_{t-1} - 0,305y_{t-2} - 0,0142I_{802t} + \alpha_{1t}, & \text{si } y_{t-4} < 0,004, \sigma = 0,0016 \\
 \quad (5,31) \quad (10,84) \quad (-3,21) \quad (-7,62) \\
 y_t = 0,0004 + 1,411y_{t-1} - 0,481y_{t-2} - \alpha_{2t}, & \text{si } y_{t-4} \geq 0,004, \sigma = 0,0021 \\
 \quad (0,84) \quad (12,858) \quad (-4,00)
 \end{cases}$$

donde $y_t = \Delta \log(\text{PIB}_t)$ y las desviaciones típicas de ambos regímenes se denotan por σ_1 y σ_2 , respectivamente.⁵ La desviación típica residual global del modelo es de 0,001977. En este caso el modelo es capaz de aproximar mejor la fuerte subida del primer trimestre de 1980, que fue analizada en el apartado 2, pero la brusca caída posterior tiene que ser intervenida mediante una variable artificial tipo impulso en el régimen I. 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. Se han obtenido los estadísticos Box-Ljung sobre los residuos normalizados una vez que se han tenido en cuenta las distintas varianzas en cada una de las fases ($Q(10) = 11,2$) y no existe evidencia de estructura dinámica en los mismos. Sin embargo, el modelo muestra serios síntomas de inestabilidad. Los parámetros de los términos independientes y el autorregresivo de orden dos de ambos regímenes son inestables. La primera crisis del petróleo podría ser la causa de la inestabilidad. Sin embargo, sólo las observaciones del régimen II están afectadas por este acontecimiento y una intervención tipo escalón a partir de 1974:2 no resuelve el problema de estabilidad. El nivel medio y la estructura dinámica siguen manteniéndose inestables, aunque el modelo del régimen II se estime omitiendo las doce primeras observaciones afectadas por este acontecimiento. Estas deficiencias parecen indicar que este modelo no ha captado adecuadamente el componente cíclico de la serie.

La interpretación del modelo anterior tampoco es convincente, en el sentido que al situarse la variable umbral lejana en el tiempo, un año, se pierde referencia de la situación en la que se encuentra el PIB cuando se da un cambio de régimen. El cambio de régimen en t se debe, por ejemplo, a que en $t-4$ el PIB registraba tasas de variación negativas (situación de recesión), pero en los trimestres intermedios tal situación ha podido cambiar, en cuyo caso, no sería correcto situar al PIB

5. Los resultados de aplicar secuencialmente la metodología de Tsay se encuentran disponibles solicitándolos a los autores.

en el momento t dentro del primer régimen. Esto sugiere que los regímenes necesitan una definición más compleja que la empleada al implantar el procedimiento de Tsay. En particular, los regímenes tendrían que definirse a partir de ciertas funciones que involucren a varios retardos de las tasas de crecimiento del PIB y recojan la situación cíclica del PIB en el período inmediatamente anterior. Identificar tales funciones sin información *a priori* no es posible. En el epígrafe siguiente se especifica un modelo con tales condiciones, por lo que se le denomina «basado en consideraciones económicas» o, si se prefiere, «basado en información *a priori*».

3.2. Un modelo TAR basado en consideraciones económicas

El procedimiento ideal para determinar los distintos regímenes vinculados a la evolución cíclica del PIB, podría basarse en los máximos y mínimos relevantes de la serie correspondiente a sus tasas de crecimiento trimestrales. Así, si éstos fuesen conocidos, podríamos diferenciar al menos las siguientes situaciones: una fase de debilitamiento entre un máximo y el siguiente cero, una fase de recesión entre este cero y siguiente mínimo, y una fase de recuperación-expansión entre este mínimo y el siguiente máximo. Además, podría ser relevante distinguir dentro de esta última, entre recuperación, observaciones entre el mínimo y cero, y expansión caracterizando a las observaciones comprendidas entre cero y el máximo. El problema de este enfoque es que los máximos y mínimos relevantes no se conocen con lo que habría que estimarlos. La alternativa es establecer unos criterios de crecimiento negativo, crecimiento acelerado y desacelerado en función de los datos. Las opciones que se podrían plantear son las siguientes. Una posibilidad sería definir la situación en t como función de algún indicador adelantado. Esta opción es de gran interés, pero determinar un indicador de tales características para variables como el PIB trimestral español es realmente complejo, pues tal indicador tendrá que definirse sobre un número elevado de variables. La solución que se ha adoptado en este trabajo ha sido definir la situación en t en función de información sobre el PIB conocida en $t-1$. Esta solución es similar a la seguida por otros autores en contextos diferentes. Por ejemplo, Engle y Smith (1997) en la definición de sus modelos STOPBREAK, la operatividad o no en el momento t de una raíz unitaria en la parte de medias móviles del modelo univariante considerado depende de la innovación en $(t-1)$. Dichos autores reconocen el inconveniente que supone poder estar detectando el régimen correspondiente con un período de retraso, pero son rotundos señalando que eso puede ser preferible que la sobreparametrización que puede suponer el empleo de un indicador adelantado que, como en general será el caso, dependa de muchas variables. En esta línea, T-T proponen incorporar en la definición de los distintos regímenes información sobre el crecimiento relativo del PIB hasta el período anterior. Estos autores proponen un modelo TAR para el crecimiento trimestral del PIB de EEUU considerando los cuatro regímenes siguientes:

- Régimen 1. $y_{t-1} \leq y_{t-2} \leq 0$. Este régimen denota en $t-1$ un período de recesión, es decir, con tasas de variación trimestral no positivas, que se mantienen en valores absolutos iguales o mayores que en el período anterior $t-2$.
- Régimen 2. $y_{t-1} > y_{t-2}$ con $y_{t-2} \leq 0$. La economía en $t-1$ está en recesión pero mejorando.

- Régimen 3. $y_{t-1} \leq y_{t-2}$ con $y_{t-2} > 0$. Este régimen corresponde a un período en el que la economía está creciendo de forma desacelerada.
- Régimen 4. $y_{t-1} > y_{t-2} > 0$. La economía está en un período de expansión o crecimiento acelerado.

Esta definición es atractiva y razonable, pero su aplicación a la economía española no es recomendable. Por un lado, en este caso las observaciones correspondientes a los dos primeros regímenes son muy escasas, con cuatro y diez datos respectivamente. Por otro, hay demasiada alternancia entre los regímenes III y IV, que no parece vinculada a razones económicas sino simplemente a la erraticidad con que se miden los datos. Además, dado que la muestra sólo es 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 con la información disponible. La opción de trabajar con tres regímenes distintos podría ser suficiente para caracterizar los ciclos en el crecimiento del PIB español. Cuando se consideran tres regímenes, la caracterización que parece útil es la de: (I) régimen de recesión, (II) régimen de recuperación y crecimiento acelerado y (III) régimen de crecimiento desacelerado. La equivalencia entre estos tres regímenes y los de la definición anterior es clara en cuanto a que el régimen 1 pertenece al de recesión (I), el régimen 4 al de recuperación y crecimiento acelerado (II) y el 3 al de crecimiento desacelerado (III), pero se plantea el problema de cómo asignar las observaciones del régimen II. Para resolverlo es necesario introducir un criterio de recuperación de modo que si no se supera se está en recesión (régimen I) y, en caso contrario, se está en el régimen II. Con ello, el crecimiento negativo en $t-1$ ha de ser asociado, en general, con recesión en t , pero también puede ser relevante la diferencia entre el crecimiento en los instantes $t-1$ y $t-2$. Así, si $y_{t-2} \geq 0$ con $y_{t-1} < 0$, entonces la observación t se incluirá, tal y como se ha señalado, en el régimen de recesión. Es también claro que si $y_{t-2} < 0$ con $y_{t-1} < y_{t-2}$, el régimen en t se clasificará como de recesión. Pero si ocurre que $y_{t-2} < 0$ con $0 > y_{t-1} > y_{t-2}$, la calificación de recesión en t dependerá de que la magnitud de la recuperación experimentada en $t-1$, sea o no suficiente para determinar que en $t-2$ se produjo un mínimo relevante. Teniendo esto en cuenta para la definición de un régimen de recesión, se propone la siguiente familia de modelos TAR que dan una caracterización razonable del componente cíclico:

- Régimen I: $y_{t-1} < 0$ e $y_{t-1} < y_{t-2} + A$, con $A > 0$. Este régimen caracteriza una situación de recesión, en línea con lo discutido anteriormente. La idea es que $(0 > y_{t-1} \geq y_{t-2} + A)$ sea un suceso poco probable si la observación $t-1$ está realmente asociada a recesión.
- Régimen II: $0 \leq y_{t-1} < (y_{t-2} + y_{t-3} + y_{t-4} + y_{t-5})/4$, con $y_{t-2} > 0$.⁶ En esta fase la economía está creciendo, pero desacelerándose. La diferencia entre esta definición y la que proponen Tiao y Tsay (1994) radica en la introducción de una

6. Dada la importancia que tiene el valor cero en la definición, a efectos empíricos debido a la erraticidad de los datos, se permitirá un nivel de tolerancia de (-10^{-4}) . Esto implicará que se empezarán a considerar tasas de crecimiento negativas por debajo de este valor.

media móvil, con lo que se fija de forma más estable el valor con el que hay que comparar la tasa de crecimiento en $t-1$.

- Régimen III: En caso contrario. Este régimen se corresponde con un período donde la economía está en $t-1$ en una fase de crecimiento acelerado o, encontrándose en recesión, está cambiando a mejor, al menos se ha producido una recuperación de magnitud A .

En la especificación de este modelo quedaría por discutir el valor adecuado de A . Se podría esperar a priori que A no fuese muy elevado. Dado que existe un rango estrecho de valores de A que determinen distintas clasificaciones de los datos (véase la tabla 6), parece razonable elegir a aquel valor que proporciona un mejor ajuste. Otra opción es fijar a priori un valor de A en una cantidad tal que sea razonable pensar que en $t-2$ se produjo un mínimo relevante. Los resultados que se obtienen con la aplicación de las dos estrategias propuestas en la determinación de A se muestran a continuación.

3.2.1. A se obtiene a partir de un criterio de ajuste

Tanteando con distintos valores de A , el mejor ajuste se obtiene con $0 \leq A < 0,0003$. Para este conjunto de valores de A , la clasificación de las observaciones de la muestra considerada no varía y dado el despreciable rango de valores posibles, puede considerarse el valor de $A=0$ como la solución del problema de estimación. Cuando A toma el valor cero el modelo se simplifica ligeramente en su definición resultando:

- Régimen I: $y_{t-1} < 0$, con $y_{t-2} > y_{t-1}$.
- Régimen II: $0 \leq y_{t-1} < (y_{t-2} + y_{t-3} + y_{t-4} + y_{t-5})/4$, con $y_{t-2} > 0$.
- Régimen III: En caso contrario.

Con la aplicación del criterio de ajuste en la determinación de A se obtiene que, siendo y_{t-1} negativo, con cualquier variación al alza de y_{t-1} sobre y_{t-2} , por pequeña e insignificante que sea, ha concluido la recesión. Es decir, con el criterio de ajuste para determinar A y con los datos disponibles sobre el PIB se obtiene que de una recesión se sale necesariamente más o menos pronto, por el mero azar, sin que sean la dinámica del sistema o la aparición de un impacto positivo cualificado los factores que determinen el cambio de régimen. La definición de los regímenes con este valor de A , que se representan en la figura 3, ha de considerarse poco apropiada. Así, observaciones como 1975: 3, 1981: 1-2 y 1993: 2 se califi-

Tabla 6. Observaciones del régimen I de acuerdo con distintos valores de A .

Valores de A	Observaciones en el régimen I
$A = 0$	75:2, 79:1, 79:2, 80:3, 80:4, 92:3, 92:4, 93:1
$A = 0,00030$	Anteriores ($A = 0$) y 81:2
$A = 0,00033$	Anteriores ($A = 0,00030$) y 75:3
$A = 0,00054$	Anteriores ($A = 0,00033$) y 93:2
$A = 0,00094$	Anteriores ($A = 0,00054$) y 81:1
$A = 0,0031$	Anteriores ($A = 0,00094$) y 93:3

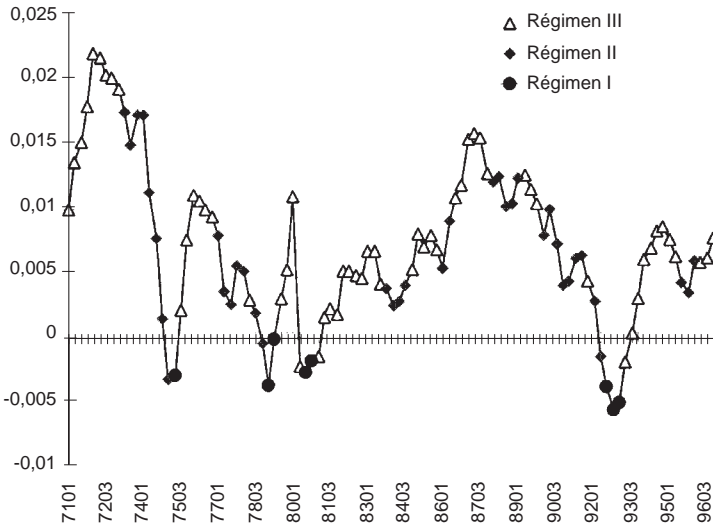


Figura 3. Evolución del crecimiento trimestral del PIB a partir de los tres regímenes definidos ($A = 0$).

can como pertenecientes a un régimen de expansión, mientras que con información exclusiva de su pasado no hay base para ello, compárense figuras 3 y 4. Este problema de obtener estimaciones inadecuadas de A con muestras tan pequeñas para dicho fin, pone de manifiesto el interés que tiene investigar la posibilidad de definir los regímenes cíclicos en función de indicadores adelantados.

El modelo TAR que se obtiene con la clasificación mencionada, $A = 0$, es⁷:

$$\left\{ \begin{array}{l}
 y_t = -0,0031 + 0,15y_{t-1} + \alpha_{1t} \quad (\sigma_1 = 0,0016) \text{ Régimen I} \\
 \quad \quad \quad (-2,19) \quad (0,38) \\
 y_t = 0,89y_{t-1} + \alpha_{2t} \quad (\sigma_2 = 0,0023) \text{ Régimen II} \\
 \quad \quad \quad (22,77) \\
 y_t = 0,0011 + 1,40y_{t-1} - 0,64y_{t-2} + 0,23y_{t-3} - \\
 \quad \quad \quad (-2,05) \quad (2,21) \quad (-3,16) \quad (1,64) \quad (\sigma_3 = 0,0017) \text{ Régimen III} \\
 \quad \quad \quad \quad \quad \quad (-9,57)
 \end{array} \right.$$

El número de observaciones en cada régimen son 8, 40 y 54 respectivamente (véase figura 3).⁸ La observación correspondiente a 1980: 2, perteneciente al régimen III, se tiene que intervenir mediante una variable de tipo impulso sobre la

7. Entre paréntesis aparecen los t -valores correspondientes a cada parámetro.

8. Las diez observaciones que pertenecían al régimen II según la definición de T-T se encuentran ahora en el régimen III.

variable y_t . Efectuada esta intervención, el modelo no muestra indicios de mala especificación mostrando un estadístico Box-Ljung $Q(10) = 8,6$ y residuos aproximadamente normales. El modelo para y_t muestra un comportamiento muy distinto en cada uno de los regímenes. En el régimen III 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 (t -valor $< 0,5$), 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. El crecimiento trimestral medio condicional decae exponencialmente a una tasa del 11% hacia cero. Es importante señalar la mayor varianza que se encuentra en el régimen II, indicando un comportamiento heterocedástico del PIB. La varianza es dependiente de la situación cíclica. La fase de contracción está caracterizada por un crecimiento medio negativo con una estructura dinámica, que con la muestra empleada no resulta ser estadísticamente significativa según los criterios usuales. En cualquier caso, esa dinámica lleva a mantener tasas de variación negativas.

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 de un posible cambio tendencial producido por la primera crisis del petróleo no se ha tenido en cuenta. De no existir cambio tendencial, el modelo debería mostrar estabilidad durante esa crisis, en particular en las observaciones próximas a 1974: 2. Los regímenes con observaciones anteriores a esta fecha son el II y III, especialmente el III, ya que el segundo no tiene media significativa. El modelo requiere la inclusión de una variable artificial de tipo escalón a partir de 1974: 2 para conseguir estabilidad, ninguna otra intervención es necesaria manteniéndose notablemente estable.⁹ La estimación del modelo con una media segmentada a partir de 1974: 2 es la siguiente:

$$\left\{ \begin{array}{l} y_t = -0,003 + 0,15y_{t-1} + \alpha_{1t} \quad (\sigma_1 = 0,0016) \text{ Régimen I} \\ \quad \quad \quad (-2,19) \quad (0,38) \\ y_t = 0,89y_{t-1} + \alpha_{2t} \quad (\sigma_2 = 0,0023) \text{ Régimen II} \\ \quad \quad \quad (22,77) \\ y_t = 0,004 - 0,0026E742_t + 1,25y_{t-1} - 0,57y_{t-2} + 0,23y_{t-3} - 0,22y_{t-4} + \\ \quad \quad \quad (3,90) \quad (-3,20) \quad (9,79) \quad (-3,37) \quad (1,66) \quad (-2,11) \\ \quad \quad \quad + 0,13y_{t-5} - 0,0146I802_t + \alpha_{3t} \quad (\sigma_3 = 0,0014) \text{ Régimen III} \\ \quad \quad \quad (2,08) \quad (-8,52) \end{array} \right.$$

9. En el régimen II el modelo se muestra satisfactoriamente estable en toda la muestra. Una intervención equivalente a la establecida para el régimen III no resulta significativa en el régimen II.

La desviación típica residual global del modelo final es 0,00184. El modelo TAR estimado presenta residuos aproximadamente normales e independientes. 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. 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.

3.2.2. El valor de A se fija *a priori*

Habiendo visto los inconvenientes de estimar A cuando el número de observaciones afectadas por su valor es muy pequeño, es recomendable poner la atención en un modelo que fije el valor de A de antemano en una magnitud, ciertamente mayor que cero, que permita con mayor fiabilidad establecer que cuando se cumpla que $\{0 > y_{t-1} > y_{t-2} + A\}$ se ha producido un punto de giro en la recesión. Suponiendo que y_{t-1} e y_{t-2} pertenecen al régimen I se tiene

$$p(0 > y_{t-1} > y_{t-2} + A) < p(y_{t-1} > y_{t-2} + A) = p(\Delta y_{t-1} > A)$$

Dada la desviación estándar residual del régimen I estimada en el modelo anterior en 0,0016, y con un valor de $A = 0,0020$, la probabilidad de que permaneciendo realmente en recesión se cumpla $p(0 > y_{t-1} > y_{t-2} + A)$ es inferior al 10%. Si realmente la economía permanece en recesión en la observación t , el suceso $\{0 > y_{t-1} > y_{t-2} + 0,0020\}$ es raro. Por tanto, puede tomarse como razonable dicho valor de A . La determinación de los regímenes con este nuevo criterio se representa en la figura 4. Realizada la clasificación de los datos muestrales con el valor $A = 0,0020$ se observa que la clasificación no cambia para cualquier valor de A en el intervalo $[0,00094, 0,0031]$. Además, con $A \geq 0,0031$ sólo cambia la clasificación de una observación, 1993:3, que pasa del régimen III ($A = 0,0020$) al régimen I ($A \geq 0,0031$). Es decir, para determinar el régimen en el momento t condicional a la información hasta $(t-1)$ no parece que exista información suficiente, en la muestra, para distinguir cuando una tasa de variación negativa en $(t-1)$ está ya indicando una recuperación.

Con $A = 0,0020$, o con $0,00094 \leq A < 0,0031$ (resulta equivalente para esta muestra) se obtiene el siguiente modelo:

$$\left\{ \begin{array}{l} y_t = -0,0011 + 0,33y_{t-1} + \alpha_{1t} \quad (\sigma_1 = 0,0024) \text{ Régimen I} \\ \quad \quad \quad (-0,75) \quad \quad (0,67) \\ y_t = 0,89y_{t-1} + \alpha_{2t} \quad (\sigma_2 = 0,0023) \text{ Régimen II} \\ \quad \quad \quad (22,77) \\ y_t = 0,0034 - 0,0023E742_t + 1,31y_{t-1} - 0,55y_{t-2} + 0,24y_{t-3} - 0,32y_{t-4} + \\ \quad \quad \quad (2,73) \quad \quad (-2,54) \quad \quad (8,52) \quad \quad (-2,86) \quad \quad (1,56) \quad \quad (-2,30) \\ \quad \quad \quad + 0,18y_{t-5} - 0,0150I802_t + \alpha_{3t} \quad (\sigma_3 = 0,001564) \text{ Régimen III} \\ \quad \quad \quad (1,90) \quad \quad (-8,56) \end{array} \right.$$

El modelo que se ha obtenido es similar al anterior, pero en este caso la media del régimen I no es estadísticamente significativa, reflejando lo mal que se estima

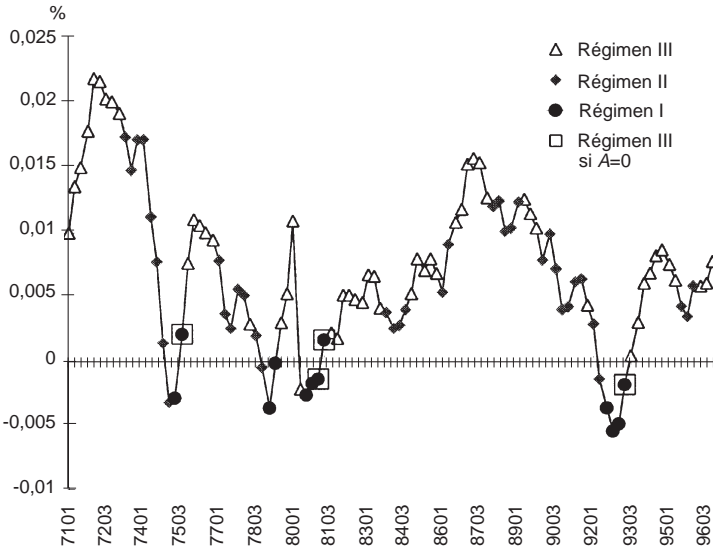


Figura 4. Evolución del crecimiento trimestral del PIB a partir de los regímenes definidos ($A = 0,002$).

este régimen sobre el que se tienen muy pocas observaciones. Obsérvese que en el modelo considerado, la estimación deficiente de un régimen no contamina la estimación de los otros, pero este resultado alerta de lo cuidadoso que se debe ser al emplear modelos TAR con restricciones entre regímenes como en el caso de P-P. El régimen II no se ve alterado porque no cambia su definición y el régimen III tampoco varía significativamente. En este régimen la dinámica está representada por un AR(5) con dos pares de raíces complejas de períodos asociados 6,21 y 9,65 trimestres. El ajuste obtenido es ligeramente inferior obteniéndose una desviación típica global de 0,00210. Tampoco en este caso la dinámica estimada para el régimen I es capaz de sacar al sistema de una recesión, la salida ha de producirse mediante una innovación.

En este modelo, cuatro de las observaciones que se clasificaron anteriormente en el régimen III ahora se asignan al régimen I. Como puede observarse en la figura 4, tres de estas observaciones que ahora se clasifican en recesión corresponden *a posteriori* —conocido y_t — claramente a períodos de recuperación. El modelo con $A = 0$ es empíricamente mejor porque determina mejor los máximos y los mínimos relevantes de la serie, ya que coinciden en mayor medida con la elección que de los mismos se podría hacer *a posteriori*. No obstante, es importante reiterar que el coste de un mejor ajuste se paga con una definición poco apropiada del régimen de recesión, que sólo con información pasada de la variable no puede justificarse. Por otro lado, el resultado evidencia que con el apoyo de información adicional, indicadores adelantados, quizás podría apoyarse la clasificación de las observaciones obtenida con $A = 0$ y la estimación obtenida con $A = 0,0020$ resultaría ser más fiable que la obtenida con $A = 0,0020$.

Tabla 7.1. Evaluación de predicciones con un período de antelación (1994:1 - 1996:4).

Fecha		Observado	TAR(2)	TAR(3), A=0	TAR(3), A=0,002
1994	I	0,006076	0,00447	0,00489	0,00548
	II	0,006928	0,00722	0,00711	0,00739
	III	0,008286	0,00750	0,00695	0,00722
	IV	0,008660	0,00868	0,00858	0,00878
1995	I	0,007575	0,00867	0,00815	0,00788
	II	0,006308	0,00692	0,00711	0,00693
	III	0,004231	0,00565	0,00518	0,00562
	IV	0,003507	0,00331	0,00326	0,00377
1996	I	0,005898	0,00330	0,00258	0,00312
	II	0,005863	0,00703	0,00735	0,00696
	III	0,006110	0,00583	0,00607	0,00602
	IV	0,007771	0,00669	0,00683	0,00706
Desviación típica fuera de muestra			0,001119	0,001197	0,00106
Desviación típica en muestra			0,001977	0,001812	0,00210

() Número de regímenes.

Tabla 7.2. Evaluación de predicciones con cuatro períodos de antelación (1994:4 - 1996:4).

Fecha		Observado	TAR(2)	TAR(3), A=0	TAR(3), A=0,002*
1994	IV	0,008660	0,00778	0,00722	0,00609
1995	I	0,007575	0,00823	0,00730	0,00690
	II	0,006308	0,00770	0,00600	0,00704
	III	0,004231	0,00813	0,00665	0,00652
	IV	0,003507	0,00800	0,00581	0,00535
1996	I	0,005898	0,00612	0,00489	0,00370
	II	0,005863	0,00519	0,00396	0,00391
	III	0,006110	0,00333	0,00271	0,00453
	IV	0,007771	0,00477	0,00222	0,00536
$\sqrt{\text{ECM}}$ *			0,002469	0,002510	0,001900

() Número de regímenes.

* Obtenido por simulación.

El comportamiento en predicción de los dos modelos no lineales estimados puede seguirse en las tablas 7.1 y 7.2. Las predicciones con 4 períodos de antelación para el modelo TAR con tres regímenes se han obtenido de dos formas. Por un lado, a partir de una única realización, lo que se corresponde con predicciones clásicas y, por otro, mediante la realización de 1.000 simulaciones en cada período. El valor medio de estas 1.000 simulaciones se considera como la predicción.¹⁰ Dada la poca diferencia entre las predicciones realizadas por los modelos con $A = 0$ y $A = 0,0020$, en la tabla 7.2 se han omitido las realizadas con el primero de ellos. En cuanto al modelo TAR con dos regímenes, la estrategia de simulación

10. Véase Clements y Smith (1997) para una evaluación de los distintos métodos de predicción con modelo SETAR.

no parece necesaria ya que no existe incertidumbre adicional sobre el régimen a este horizonte. Los modelos TAR pueden competir con los modelos $I(1, 1^s)$ e $I(2, 0)$ en predicción. En particular el modelo TAR con tres regímenes muestra muy buenas propiedades tanto a corto como a medio plazo, incluso mejorando la predicción que se obtiene con las formulaciones lineales.

Los resultados anteriores indican que el PIB español puede representarse mediante un modelo univariante que recoge comportamientos no lineales en la tendencia y en el componente cíclico. En el primer caso, se trata de un truncamiento permanente en la media de la tasa de crecimiento con ocasión de la primera crisis energética. En el segundo, de niveles medios, dependencia dinámica y varianzas residuales diferentes según las tres fases cíclicas especificadas. La estimación del modelo no lineal se enfrenta con el inconveniente de que existen muy pocas observaciones correspondientes a una etapa de recesión que, independientemente de la definición precisa que se adopte, está relacionada con tasas de variación negativas. En consecuencia, los parámetros del modelo en dicho régimen, incluido el parámetro A empleado en su definición se estiman mal. A pesar de ello, de las estimaciones obtenidas con el modelo TAR con tres regímenes, independientemente del valor considerado para A , se desprenden características de interés para el PIB español. En primer lugar, los ciclos no son simétricos. Las desaceleraciones son suaves, mientras que las recuperaciones son oscilantes con ciclos cortos. Segundo, las innovaciones del PIB no son homocedásticas, encontrándose menor varianzas en las recuperaciones. Este hecho implica que los residuos obtenidos para los modelos $I(1, 1^s)$ son heterocedásticos. En efecto, cuando estos errores se clasifican por regímenes, siguiendo los criterios propuestos para $A = 0$ y $A = 0,0020$, la hipótesis de igualdad de varianzas en los regímenes II y III puede rechazarse al 99% y 95% para $A = 0$ y $A = 0,002$ respectivamente. Tercero, las desaceleraciones tienden a una situación de crecimiento nulo, por lo que en las recesiones no se entra por la dinámica del sistema sino por una perturbación negativa. Cuarto, en la fase de recesión no existe una dinámica que favorezca la salida de la misma. Así pues, la salida sólo se produce cuando aparecen innovaciones positivas cualificadas. Con la estimación para $A = 0,0020$ (igualmente ocurre con $A = 0$), se tiene que en recesión no existe dinámica que agrave permanentemente una perturbación negativa, con lo que tras una perturbación suficientemente negativa el sistema, con la definición empleada, saldría siempre de la recesión. Esta salida se produce por el hecho de que si y_{t-2} es muy negativa y_{t-1} cumplirá con el criterio de recuperación que situaría al sistema en el momento t fuera del régimen de recesión. Esta conclusión no conviene confundirla con el efecto de equilibrador intrínseco del sistema que encuentra Potter (1995) y también aparece en T-T, por el que la dinámica del sistema en las fases de recesión lleva a que se salga siempre de ella. El resultado mencionado para el modelo sobre el PIB español no se debe a la dinámica del sistema, sino a la fijación de los valores umbrales utilizados en su definición. Así, con $A = 0$ el sistema se caracteriza por salir antes de las recesiones que con un valor positivo de A . Los resultados anteriores indican que la dinámica del régimen II no lleva a tasas de variación negativas del PIB (condición generalmente asociada a las recesiones), y la dinámica del régimen I mantiene al sistema en tasas negativas sin recuperación (condición con frecuencia asociada a las recesiones). Es, por tanto, completamente válida la conclusión de

que en los modelos no lineales estimados sobre el PIB español no existe una dinámica interna que introduzca o saque al sistema de una recesión. En este sentido existe una separación entre los regímenes de este modelo. Sobre los datos reales se producen transiciones desde las fases de desaceleración a las de recesión y de éstas a las de recuperación debido a las innovaciones que llegan al sistema. No obstante, esta transición entre regímenes viene influida por los valores umbrales empleados en sus definiciones. Así, con $A = 0$ el sistema no tiene que superar ningún criterio de recuperación para pasar de I a III, con lo que se produce un paso natural entre ambos regímenes y simulando el modelo con innovaciones aleatorias se tiene que los pasos entre dichos regímenes tienden a realizarse de forma rápida, bajo tales condiciones. Del mismo modo, si se define el régimen II con la condición $(0 < y_{t-1} < (y_{t-2} + y_{t-3} + y_{t-4} + y_{t-5}) / 4)$, es decir eliminando los valores $y_{t-1} = 0$ de este régimen II y asignándolas al régimen I, ya no existe ruptura entre ambos regímenes.

Se tiene pues, que la eliminación del valor cero de la definición del régimen II y la utilización del valor $A = 0$ en la definición del I conduce a una evolución natural entre regímenes debida a la definición muy particular de los mismos. Tales hipótesis no se pueden contrastar adecuadamente con los datos disponibles y deben sustituirse por hipótesis razonables para las características de los datos bajo estudio. En tal sentido, excluir tasas de variación nulas en la definición del comienzo de una recesión e imponer un criterio A de recuperación al final de la recesión parece bastante acorde con los datos utilizados, pero ciertamente no son características extraídas de los datos mediante un procedimiento firme de estimación.

Los resultados de este trabajo indican que hay propiedades de los datos que se estiman con bastante firmeza, como sus características en los procesos de aceleración y desaceleración, y otros que, por falta de observaciones relevantes, se estiman mal, como los relacionados con las recesiones. Si las recesiones son esporádicas, cortas y, además, escasas en la muestra utilizada, los datos serán poco informativos sobre este régimen. Entre los resultados firmes destaca un comportamiento dinámico diferente según las fases cíclicas, que se caracteriza por no conducir al sistema a una recesión ni sacarla de ella. Ambas cosas se producen por innovaciones o por una fijación de los valores umbrales del sistema que lleve a que en éste se generen ciclos límite. Estos ciclos en cualquier caso serían largos, ya que la fase de desaceleración es lenta y, aunque la periodicidad de los ciclos depende de las condiciones iniciales, se puede decir que dicha periodicidad será alta y con frecuencia superior a la estimada con los modelos $I(1, 1^s)$.

3.3. *¿Qué factores pueden apoyar la rápida recuperación del crecimiento tras una crisis?*

El proceso de debilitamiento económico que indica el modelo TAR se realiza de forma pausada y con la aparición de innovaciones negativas importantes da paso a una etapa de crecimientos negativos. Sin embargo, una vez que debido a una innovación positiva de cierta magnitud se sale de la recesión, la recuperación

resulta ser muy rápida debido al cambio en la media de crecimiento. Por tanto, es de interés plantearse qué factores pueden impulsar la caída del PIB en las contracciones y, sobre todo, la rápida recuperación del crecimiento en los primeros períodos de las recuperaciones. En la literatura internacional se han encontrado también patrones cíclicos de tres o cuatro fases como una opción razonable para representar el PIB de otras economías. El origen de este comportamiento, en economías grandes y cerradas como la de EEUU, se ha fundamentado a partir de la inversión en existencias, que con un fuerte dinamismo hace recuperarse al ingreso, aportando elevadas contribuciones a su crecimiento en los períodos iniciales tras una crisis, véase Blinder y otros (1986) y Sichel (1994) entre otros.

En este trabajo no se estudian las causas que pueden llevar a una crisis o sacarla de ella a la economía española. Lo que sigue es una reflexión, que pretende apoyar la idea de que los factores que llevan a una recuperación en la economía española pueden estar relacionados con el comercio exterior y la competitividad de las exportaciones. En la economía española no parece que la oferta se anticipe a la demanda, produciendo el efecto de inversión en existencias mencionado para EEUU y, en cualquier caso, los datos sobre inversión en existencias son poco fiables. Un agregado que puede estar relacionado con las fases en el ciclo de actividad español es el saldo comercial. Por ejemplo, en Buisán y Gordo (1993) y Alonso (1996) se le asigna un elevado protagonismo en la recuperación económica, principalmente en el último ciclo. Así mismo, Dolado y 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 durante 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 la figura 5 se representan las contribuciones del saldo comer-

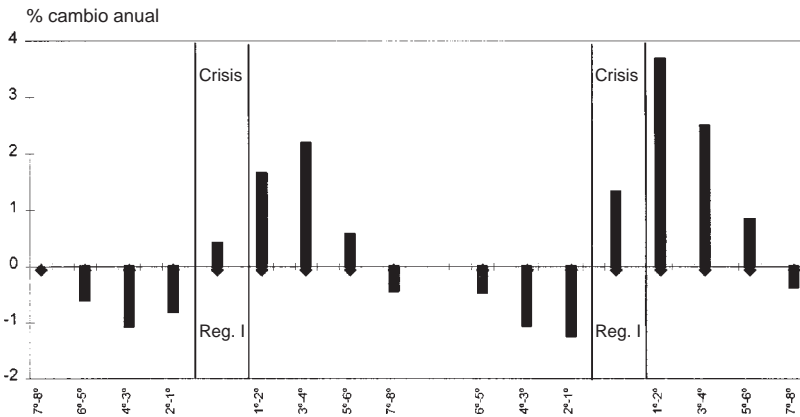


Figura 5. Contribución del saldo comercial real al crecimiento del PIB. Recoge los períodos anteriores, de crisis y los inmediatamente posteriores. Las crisis se corresponden a las dos últimas fases con régimen I, 1980:3-1980:4 y 1992:3-1993:1 respectivamente.

cial real al crecimiento del PIB, para los trimestres con observaciones del régimen I correspondientes a las dos últimas crisis, y sus períodos inmediatamente anteriores y posteriores. En la figura 6 se muestra la evolución dinámica del crecimiento trimestral del PIB, junto a la contribución a su crecimiento del saldo comercial y la demanda interna. En estas dos figuras se observa que una parte de la caída del ingreso que precede a las crisis y, principalmente, la rápida recuperación del crecimiento en los primeros trimestres posteriores, procede del extraordinario dinamismo del saldo comercial real. Una vez iniciada la recuperación componentes menos dinámicos pero más estables, como el consumo privado o la inversión, pueden ir tomando el relevo al sector exterior, aportando la mayor parte de la contribución al crecimiento del PIB y consolidando la recuperación económica.

4. 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 su representación formulado únicamente a partir de raíces unitarias se muestra insuficiente. Un mejor ajuste se obtiene cuando se plantea un modelo de medias segmentadas para la tasa de crecimiento trimestral del PIB, modelo que 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 tasa de crecimiento de equilibrio han sido de carácter transitorio.

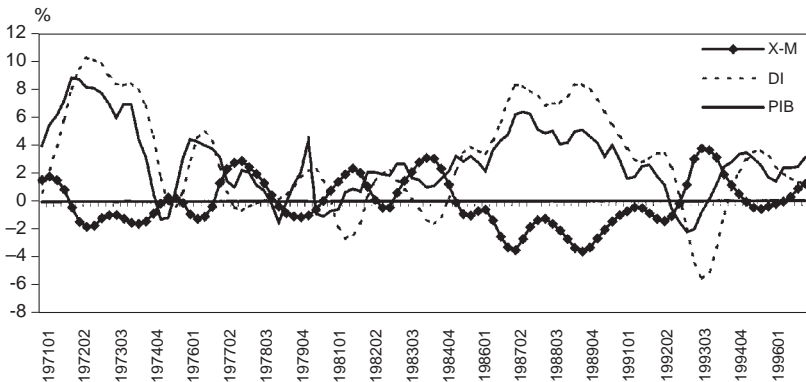


Figura 6. Crecimiento trimestral del PIB anualizado y la contribución a su crecimiento de la demanda interna y el saldo comercial en términos anuales.

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 definidos en función de la evolución de las tasas de crecimiento, permite una explicación que recoge asimetrías y heterocedasticidad en las fases cíclicas. La dinámica del PIB está caracterizada por una evolución cíclica donde se suceden alternativamente tres fases. Breves períodos de contracción con tasas de variación negativas, períodos de recuperación que dan lugar a elevados crecimientos y períodos de debilitamiento que siguen a las fases de recuperación. La hipótesis de que la entrada y salida de los períodos de contracción se deben a innovaciones que llegan al sistema y no a la propia dinámica de éste, parece congruente con los modelos estimados. El hecho de que el crecimiento medio, la dinámica del PIB y la varianza condicional son dependientes de la situación cíclica es un resultado que se obtiene independientemente del criterio seguido en la determinación de los distintos regímenes. También en lo relativo a predicción, los modelos no lineales pueden conseguir mejoras respecto a las predicciones obtenidas por los modelos lineales.

El saldo comercial real y, posiblemente la competitividad de las exportaciones, podrían jugar un papel muy relevante en el patrón de las tres fases, ocasionando parte de la caída del PIB en las fases de debilitamiento y aportando la mayor parte del crecimiento durante los períodos iniciales de las recuperaciones.

Referencias bibliográficas

- ALONSO, J.A. (1996). «Sector exterior y crecimiento económico». En España 1995. Un Balance, 69, 156-167. Colegio de Economistas de Madrid.
- ANDERSON, T.W. (1971). *The Statistical Analysis of Time Series*. Nueva York: Wiley.
- ANDRÉS, J.; DOLADO, J.J.; MOLINAS, C.; SEBASTIÁN, M.; ZABALZA, A. (1990). «The Influence of Demand and Capital Constraints on Spanish Unemployment». En DRÈZE, J.; BEAN, Ch. (ed.). *Europe's Unemployment Problem*. MIT Press.
- BAI, J. (1994). «Least Squares Estimation of a Shift in Linear Processes». *Journal of the Time series análisis*, 15, 453-472.
- BEAUDRY, P.; KOOP, G. (1993). «Do Recessions Permanently Affect Output?». *Journal of Monetary Economics*, 31, 149-163.
- BLINDER, A., HOLTZ-EAKIN, D. (1986). «Inventory Fluctuations in the United States since 1929». En GORDON CHICAGO, R. (ed.). *American Business Cycle: Continuity and Change*, p. 183-236. NBER and University of Chicago Press.
- 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.; TIAO, G.C. (1975). «Intervention Analysis with Applications to Economic and Environmental Problems». *Journal of the American Statistic Association*, 70, 70-79.
- BUISÁN, A.; GORDO, E. (1993). «Recuperación económica, competitividad y saldo exterior». *Papeles de Economía Española*, 56, 46-57.
- CAI, J. (1994). «A Markov Model of Unconditional Variance in ARCH». *Journal of Business and Economic Statistics*, 12, 309-316.

- CAMPBELL, J.Y.; PERRON, P. (1991). «Pitfalls and Opportunities: what Macroeconomists Should Know About Unit Roots». En BLANCHARD, F.; FISCHER, S. (ed.). *NBER Economics Annual*, p. 142-219. MIT Press.
- CHEN, R.; LIU, L.M. (1993). «Joint Estimation of Model Parameters and Outlier Effects in Time Series». *Journal of the American Statistical Association*, 88, 284-297.
- CHEN, R.; TIAO, G.C. (1990). «Random Level-shift Time Series Models, ARIMA Aproximations, and Level-shift Detection». *Journal of Business and Economic Statistics*, 8, 83-97.
- CLEMENTS, M.P.; SMITH, J. (1997). «The Performance of Alternative Forecasting Methods for SETAR Models». *International Journal of Forecasting*, 13, 463-475.
- COCHRANE, J.H. (1991). «A Critique of the Application of Unit Root Test». *Journal of Economics Dynamics and Control*, 15, 275-284.
- DELGADO, M.A.; HIDALGO, J. (1996). «Non Parametric Inference on Structural Breaks». Working Paper. Universidad Carlos III. Departamento de Estadística y Econometría.
- DIEBOLD, F.X.; RUDEBUSCH, G.D. (1996). «Measuring Business Cycles: a Modern Perspective». *The Review of Economic and Statistics*, 78(1), 67-77.
- DOLADO, J. J.; SICILIA, J. C. (1995). «Explicaciones de la recesión en Europa: un enfoque de VAR estructural». *Investigaciones Económicas*, XIX, 203-231.
- DOMÉNECH, R.; TAGUAS, D. (1996). «Funciones de exportacion e importacion de bienes y servicios». Abril 1996, versión preliminar.
- DURLAND, J.M.; MCCURDY, T.H. (1994). «Duration-dependent Transitions in a Markov Model of U.S. GNP growth». *Journal of Business and Economic Statistics*, 12, 279-288.
- ENGLE, R.F.; SMITH, A.D. (1997). «Stochastic Permanent Breaks». Trabajo no publicado, Universidad de California, Departamento de Economía, San Diego.
- 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 MENTZ, R.P. y otros (ed. 1989). *Statistical Methods for Cyclical and Seasonal Analysis*, p. 400-432.
- ESPASA, A.; CANELO, J.R. (1993). *Métodos cuantitativos para el análisis de la coyuntura económica*. ESPASA, A.; CANELO, J.R. (eds.). Alianza Editorial, p. 107.
- ESPASA, A.; PEÑA, D. (1995). «The Descomposition of Forecast in Seasonal Arima Models». *Journal of Forecasting*, 14, 565-583.
- ESPASA, A.; SENRA, E. (1998). «Evolución tendencial de las series económicas». Versión preliminar. Universidad Carlos III. Departamento de Estadística y Econometría.
- FILARDO, A.J. (1994). «Business-cycle Phases and Their Transitional Dynamic». *Journal of Business and Economic Statistics*, 12, 299-308.
- FRANCQ, C.; ROUSSIGNOL, M. (1997). «On white Noises Driven by Hidden Markov Chains». *Journal of the Time Series Analysis*, 18, 553-578.
- GOLDFELD, S.M.; QUANDT, R.E. (1972). *Non-linear Methods in Econometrics*. Amsterdam: North-Holland.
- GÓMEZ, V.; MARAVALL, A. (1995). «Programs Tramo and Seats. Update: December 1995». European University Institute, Working Paper ECO 95/46.
- GOODWIN, T.H. (1993). «Business Cycle Analysis with a Markov-switching-model». *Journal of Business and Economic Statistics*, 11, 331-339.
- GRANGER, C.W.J. (1993). «What Are We Learning About the Long Run?». *The Economic Journal*, 103, 307-317.

- GROSSMAN, G.; HELPMAN, E. (1991a). *Innovation and Growth in the Global Economy*. Cambridge: MIT Press.
- (1991b). «Quality Ladders in the Theory of Growth». *Review of Economic Studies*, 58, 43-61.
- 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 de 1997. Madrid: Universidad Carlos III.
- HAMILTON, J.D. (1989). «A new Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and the Business Cycle». *Econometrica*, 57, 357-384.
- INE (1993). «Metodología de la contabilidad nacional trimestral de España». *Instituto Nacional de Estadística*, abril de 1993.
- JONES, C.I. (1995). «Time Series Tests of Endogenous Growth Model». *Quarterly Journal of Economics*, 110(2), 495-525.
- KING, R.G.; PLOSSER, C.I.; REBELO, C. (1989). «Production, Growth and Business Cycles: II new Directions». *Journal of Monetary Economics*, 21, 195-232.
- PERRON, P. (1989). «The great Crash, the Oil Price Shock and the Unit Root Hypothesis». *Econometrica*, 57, 1361-1401.
- PESARAN, M.H.; POTTER, S.M. (1997). «A Floor and Ceiling Model of US output». *Journal of Economic Dynamic and Control*, 21, 661-695.
- POTTER, S.M. (1995). «A Nonlinear Approach to US GNP». *Journal of Applied Econometrics*, 10, 109-125.
- QUANDT, R.E. (1958). «The Estimation of Parameters of Linear Regression System Obeying Two Separate Regimes». *Journal of the American Statistical Association*, 55, 873-880.
- RODRÍGUEZ, J.; SANZ, R. (1982). «Trimestralización del Producto Interior Bruto por ramas de actividad». Banco de España, Servicio de Estudios, Documento de trabajo 8211.
- SICHEL, D. (1994). «Inventories and the three Phases of the Business Cycle». *Journal of Business y Economic Statistics*, 12, 269-277.
- TSAY, R.S. (1989). «Testing and Modelling threshold Autoregressive Processes». *Journal of the American Statistical Association*, 84, 231-240.
- TIAO, G.C.; TSAY, R.S. (1994). «Some Advances in non-linear and Adaptive Modelling in Time-series». *Journal of Forecasting*, 13, 109-131.
- TONG, H. (1990). *Non-linear Time series: A Dynamic Systems Approach*. Oxford: Oxford University Press.
- TONG, H.; LIM, K.S. (1980). «Threshold Autoregression, Limited Cycles and Cyclical Data». *Journal of the Royal Statistical Society, Series B*, 42, 245-292.