

# **Aproximación lineal por tramos a comportamientos no lineales: estimación de señales de nivel y crecimiento (\*)**

por

**LUIS JULIAN ALVAREZ**

Banco de España

**JUAN CARLOS DELRIEU**

Banco de España

**ANTONI ESPASA**

Universidad Carlos III, de Madrid

## **RESUMEN**

En este trabajo se propone una señal del nivel y del crecimiento tendencial de una variable económica, cuando ésta ha pasado por un período temporal específico en que determinados acontecimientos especiales han truncado su tendencia. Para ello se analizan las consecuencias de emplear modelos univariantes no lineales, así como análisis de intervención. En el supuesto de ruptura estocástica, una alternativa a modelos no lineales se obtiene con modelos lineales para cada

---

(\*) Agradecemos los comentarios y sugerencias de C. Ballabriga, W. Bell, J. M. Bonilla, J. J. Dolado, E. Gordo, M. L. Matea, T. Sastre y M. Sebastián, así como las discusiones mantenidas en el XVI Simposio de Análisis Económico (Barcelona, 1991), en el *International Workshop on Seasonal Adjustment Methods and Diagnostics* (Washington, 1992) y las sugerencias realizadas por dos evaluadores anónimos. Este artículo ha sido realizado dentro del programa de investigación de la cátedra Argentaria de la Universidad Carlos III, de Madrid. El tercer autor desea expresar también su agradecimiento a la ayuda recibida del proyecto PB90-0267 de la DGICYT.

tramo, modificando así las condiciones iniciales del esquema en diferencias finitas estocásticas que regula la generación del proceso a partir del punto de ruptura. El procedimiento propuesto, que precisa disponer de un cierto número de observaciones tras el momento de ruptura, permite obtener la evolución subyacente de una serie en el entorno del período temporal específico evitando los inconvenientes de los procedimientos anteriores. Con el objeto de desarrollar esta idea, el trabajo analiza la serie de importaciones no energéticas.

*Palabras clave:* evolución subyacente, modelos univariantes no lineales, análisis de intervención, señales de nivel.

*Clasificación AMS:* 62M10, 60G35.

## 1. INTRODUCCION

El objeto de este trabajo es el de obtener correctamente una señal del nivel y del crecimiento tendencial de una variable económica, cuando ésta ha pasado un período temporal específico en el que determinados acontecimientos especiales han truncado su comportamiento tendencial. Este comportamiento anormal de las series económicas se presenta con cierta frecuencia y se puede apreciar, por ejemplo, en la evolución, a mediados de 1989, del PIB en España o en el índice de producción industrial de buena parte de los países industrializados (1). Los efectos de estos acontecimientos irregulares, que se caracterizan por truncar el comportamiento tendencial de una variable, tienen, fundamentalmente, relevancia local, por lo que la hipótesis de linealidad en una muestra relativamente amplia respecto al período de efectos especiales suele ser una aproximación aceptable. De ahí, el uso universalizado de los modelos ARIMA. Sin embargo, a un nivel superior de precisión en la aproximación a la realidad, la hipótesis de una estructura no lineal, importante localmente, es más adecuada, especialmente cuando se ha atravesado el período de comportamiento atípico y el analista tiene que diagnosticar sobre la evolución presente de la variable en relación con la etapa anómala reciente.

Estos comportamientos irregulares tienen implicaciones para la realización de análisis económico en dos aspectos destacables:

a) Se presenta un problema en las señales de nivel de la serie (tendencias y series ajustadas), ya que, en general, los procedimientos de extracción de señales habituales, empiricistas o basados en modelos de forma reducida o estructurales como los de los programas X-11-ARIMA, SEATS o STAMP, no son

---

(1) Evidencia gráfica sobre este comportamiento aparece en la versión de documento de trabajo (Alvarez, Delrieu y Espasa, 1992).

localmente válidos por utilizar filtros simétricos que distorsionan la señal estimada cuando existen comportamientos no lineales.

b) Independientemente de lo anterior, los mencionados acontecimientos especiales afectan al perfil de crecimiento de la variable. En efecto: si se desea que los crecimientos anuales estén en fase con los mensuales (2), el cálculo de medidas de crecimiento en tales momentos requiere estimar el impacto de estos acontecimientos especiales y adjudicarlo adecuadamente a la señal de crecimiento utilizada, pues, de lo contrario, una tasa anual centrada tenderá a suavizar y a desplazar hacia períodos anteriores el comienzo de la ruptura, y una tasa anual no centrada desfasará, en períodos de evolución estable, la tasa anual respecto a la mensual.

En consecuencia, dado que el análisis económico suele realizarse en base a crecimientos de alguna de las señales extraídas de la serie original, es claro que cuando se dispone de un cierto número de observaciones con posterioridad al momento de cambio tendencial, el analista tenderá a desplazar hacia períodos anteriores al de la ruptura el comienzo de la misma, errando, de esta manera, el diagnóstico de la situación económica en torno al punto de ruptura. En particular, si la información proporcionada por estas variables se utiliza como indicador para generar magnitudes trimestrales, a partir de los datos anuales de la Contabilidad Nacional, como suele realizarse en la mayoría de los países (3), los resultados de la estimación mostrarán, si no se toman medidas al respecto, un perfil trimestral inadecuado alrededor de los puntos de giro.

Las alternativas para incorporar a la modelización univariante los efectos atípicos que sufre una variable cuando se dispone de un cierto número de observaciones tras un episodio especial son, básicamente, dos. Una de ellas consiste en la aplicación del análisis de intervención. Esta solución es sencilla y, con frecuencia, constituye una aproximación que da buenos ajustes muestrales. Sin embargo, se dificulta la valoración de la información reciente en las expectativas de crecimiento tendencial a medio plazo. Además, como es bien sabido, si la intervención no está justificada por información extramuestral, este tipo de análisis tiene implicaciones nocivas sobre la previsión a medio y largo plazo.

La segunda alternativa consiste en formular modelos univariantes no lineales. Sin embargo, con dichos modelos se suelen obtener sobreajustes y existen pocos desarrollos en el campo de la extracción de señales [véase Kitagawa (1987)]. Sin embargo, dada la complejidad del enfoque no lineal (4), en este trabajo se propone modelizar la correspondiente serie temporal mediante aproxima-

---

(2) Véase Espasa y Cancelo (1993).

(3) Este punto tiene, en la actualidad, una gran relevancia en España porque el Instituto Nacional de Estadística viene publicando estimaciones de la Contabilidad Nacional Trimestral.

(4) Esta complejidad, sin embargo, no impide que se hayan producido importantes avances, especialmente en los aspectos teóricos. Véase Tong (1983, 1990) y Granger y Teräsvirta (1993).

ciones lineales por tramos. Con ello, y a falta de conocimiento específico sobre la naturaleza no lineal de los datos, se persigue contaminar lo menos posible un régimen con la información correspondiente a otro y se evitan las distorsiones en las señales de nivel estimadas. Con el objeto de desarrollar esta idea, el trabajo analiza con profundidad la serie de importaciones no energéticas españolas.

El resto del artículo está estructurado de la siguiente forma: en el epígrafe dos se ofrece evidencia sobre la existencia de un punto de ruptura en la serie de importaciones no energéticas. La determinación de este punto es básica a la hora de considerar los tramos de la propuesta que se realiza en este trabajo. En el epígrafe tres, se destacan las ventajas e inconvenientes que supone el tratamiento de cambios tendenciales a partir de una rampa lineal determinista. En el cuarto, se argumenta el comportamiento no lineal que ha caracterizado a esta variable, sugiriendo que una aproximación lineal por tramos es una manera razonable de abordar esta evolución. Con esta perspectiva, en el epígrafe cinco se ofrecen las soluciones que se consideran más apropiadas para disponer de una señal del nivel y del perfil de crecimiento tendencial de una variable económica que ha sufrido, en un período reciente, un cambio brusco en su evolución. En el siguiente epígrafe, se utiliza este indicador de importaciones para conseguir una trimestralización de las correspondientes cifras anuales de la Contabilidad Nacional.

## 2. DETERMINACION DEL PUNTO DE RUPTURA

El análisis de la economía española en 1989 muestra que ciertas medidas económicas, que vinieron a reforzar el mantenimiento de una política monetaria restrictiva desde el otoño de 1988 y que precedieron a un período de recesión económica internacional, indujeron una moderación en el ritmo de crecimiento de la economía. En particular, en lo que al comercio exterior se refiere, estas medidas tuvieron un efecto importante sobre las importaciones no energéticas. Concretamente, podría esperarse que la fecha de ruptura se debería situar entre septiembre y octubre de 1989, ya que las recomendaciones para limitar el crecimiento del crédito al sector privado se comunicaron a las entidades bancarias en los últimos días del mes de julio, de manera que, probablemente, hasta septiembre éstas no pudieron adoptar decisiones de ajuste. Sin embargo, los resultados estadísticos que se exponen a continuación sugieren que el momento de ruptura pudo haberse situado antes.

Teniendo en cuenta que el punto de partida es el modelo ARIMA univariante para el logaritmo de las importaciones no energéticas, conviene, en primer lugar, analizar los residuos que se derivan al estimar por máxima verosimilitud el modelo (5) con la muestra hasta diciembre de 1990 (véase el cuadro 1). Así, en el gráfico de residuos que aparece en el cuadro 1 se aprecia que los residuos

(5) La representación gráfica de la serie puede verse en Alvarez *et al.* (1992).

**Cuadro 1**  
**IMPORTACIONES TOTALES NO ENERGETICAS**

$$\begin{aligned} \Delta\Delta_{12} \ln MTNE_t = & -0.18 \Delta\Delta_{12} D8208_t - 0.17 \Delta\Delta_{12} D8409_t + \\ & + 0.21 \Delta\Delta_{12} D8512_t + 0.20 \Delta\Delta_{12} D8610_t + \\ & + (1 - 0.73 L) (1 - 0.57 L^{12}) a_t \end{aligned}$$

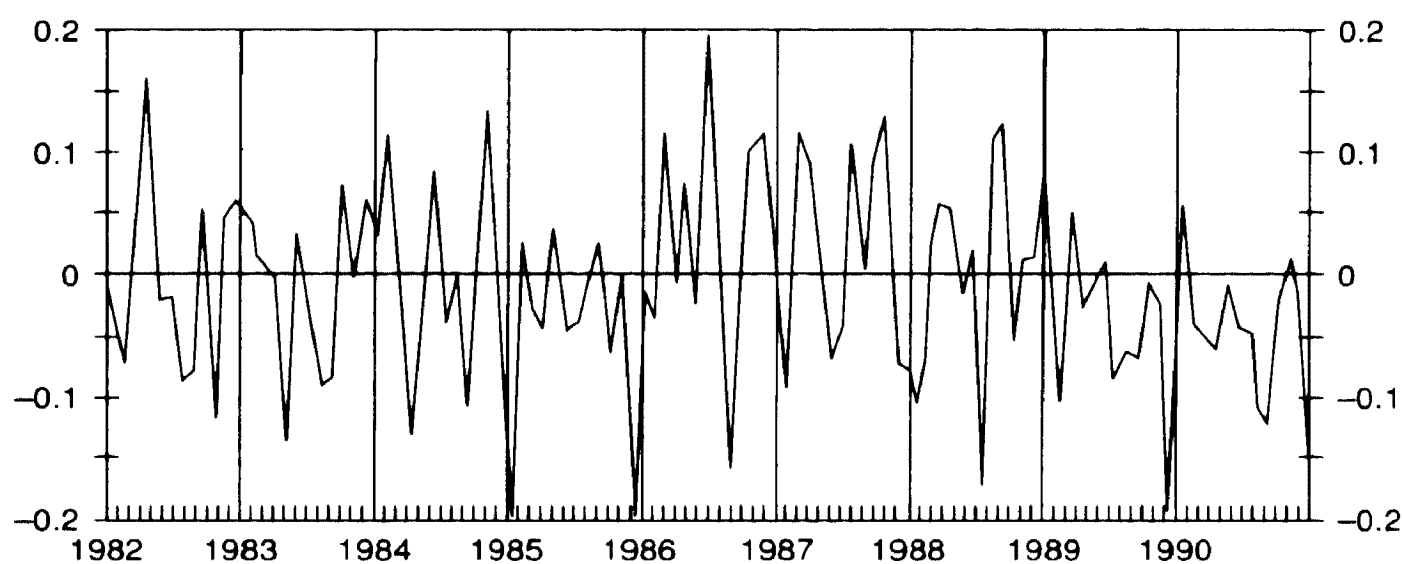
(-2.4)
(-2.4)
(2.9)
(2.9)
(10.6)
(7.0)

Entre paréntesis el estadístico *t* correspondiente a cada coeficiente.

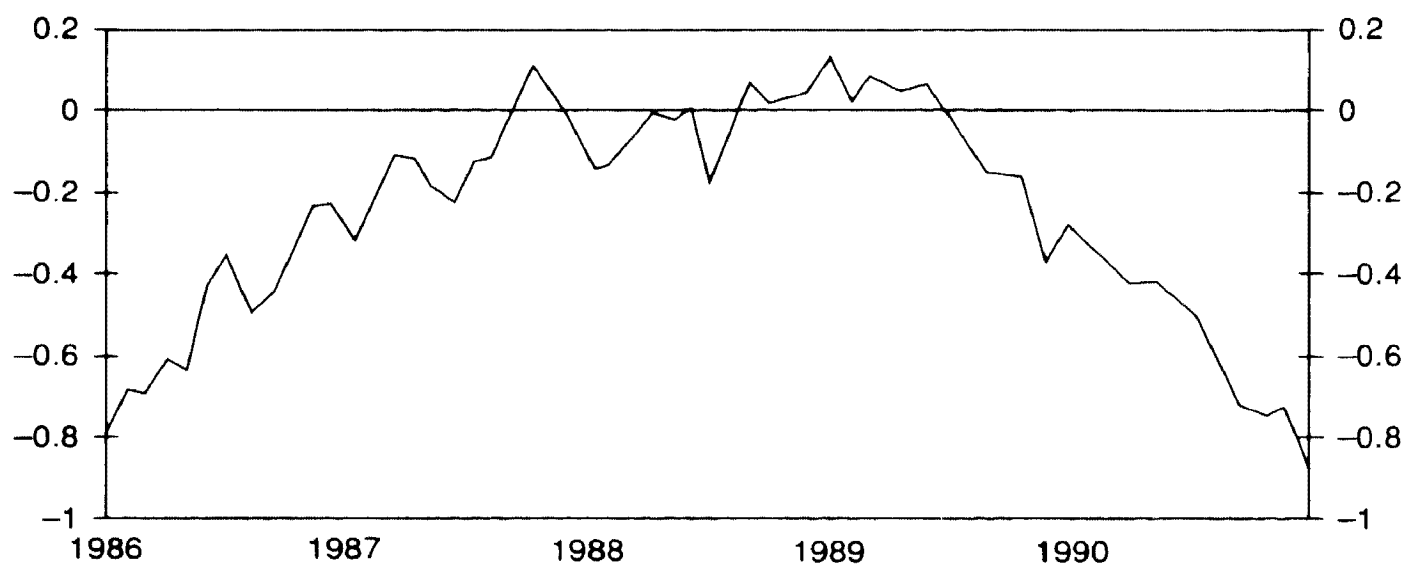
PERIODO MUESTRAL:	1981/1 - 1990/12
SUMA DE CUADRADOS DE RESIDUOS:	0.7921
VARIANZA RESIDUAL:	0.007576
DESVIACION TIPICA RESIDUAL:	0.0860
ESTADISTICO BOX-PIERCE-LJUNG:	Q (12) = 10.9 Q (24) = 24.2 Q (36) = 36.5
ESTADISTICO <i>t</i> DE LA MEDIA:	-1.00
ESTADISTICOS ESTABILIDAD POSTMUESTRAL (un período hacia delante):	
enero 1990 - diciembre 1990:	12.8 < $\chi^2_{12}$ ; RMSE = 0.0899
enero 1991 - diciembre 1991:	10.8 < $\chi^2_{12}$ ; RMSE = 0.0827
enero 1991 - diciembre 1992:	17.5 < $\chi^2_{24}$ ; RMSE = 0.0744
ESTABILIDAD POSTMUESTRAL a 12 períodos desde diciembre 1990: $\chi^2_{12} = 8.4$	
ESTABILIDAD POSTMUESTRAL a 24 períodos desde diciembre 1990: $\chi^2_{24} = 18.7$	

**IMPORTACIONES TOTALES NO ENERGETICAS**

**Residuos**



**Suma acumulada de residuos**

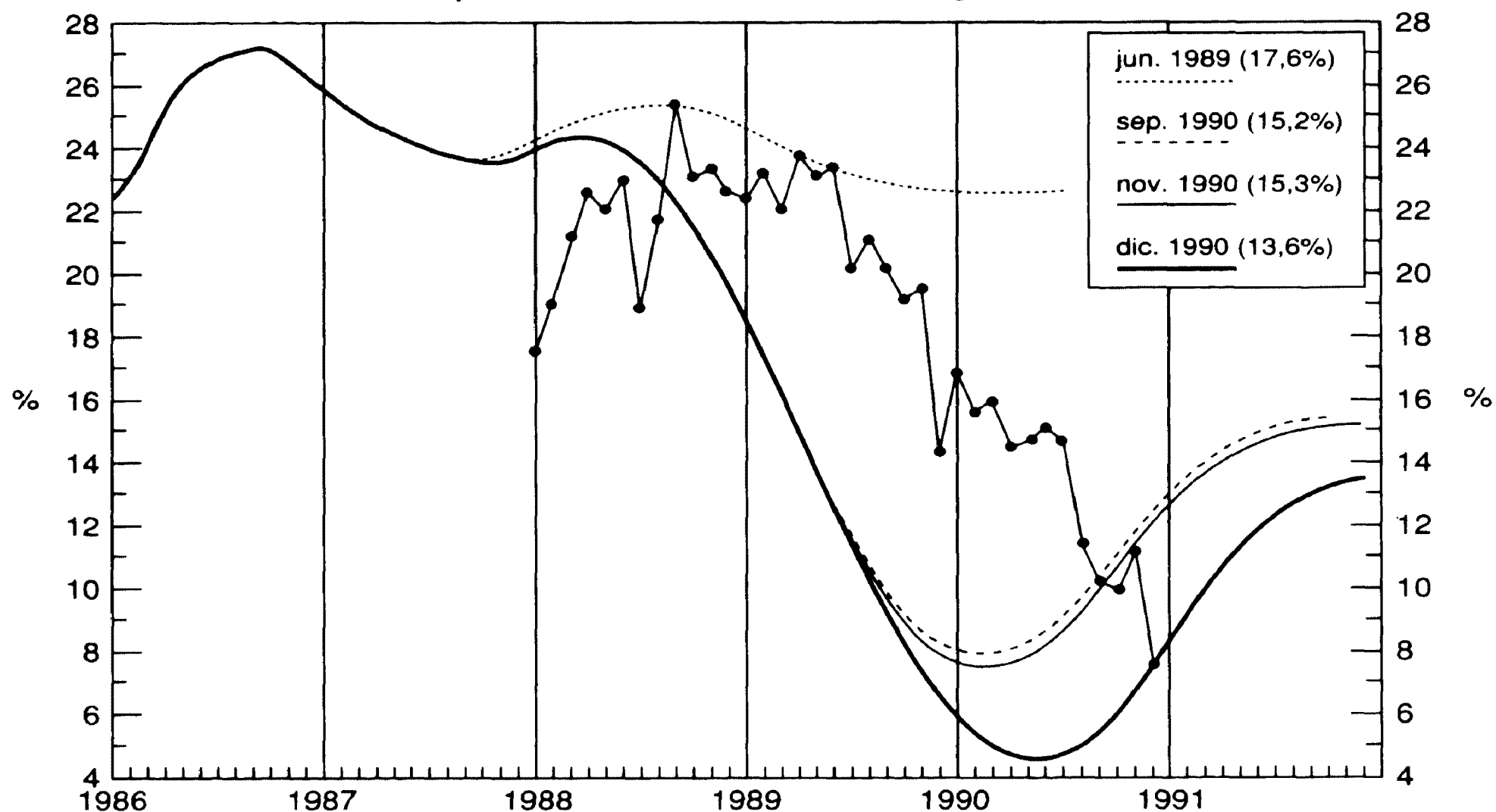


muestran un conjunto de dieciséis valores negativos desde julio de 1989 al final de la muestra, con una media significativamente distinta de cero. El estadístico  $t$  de la media de este subconjunto de residuos alcanza un valor de  $-3,4$ , lo que implica que el proceso que generaba la serie de importaciones ha dejado, localmente, de estar respaldado por los datos.

Por otro lado, Brown, Durbin y Evans (1975) proponen la suma acumulada de los residuos para contrastar si existe un cambio estructural en el modelo, en la hipótesis nula de constancia en los parámetros. En el segundo gráfico del cuadro 1 se aprecia que en julio de 1989 existe un punto de inflexión, sugiriendo una alteración de las propiedades estocásticas de la serie que se estudia.

Otra forma alternativa de confirmar si la serie mantiene una evolución estable o está sujeta a variaciones importantes se deriva al analizar la tasa de crecimiento anual centrada sobre la tendencia contemporánea (6). Así, en el gráfico 1 se observa que la serie de tasas centradas contemporáneas (valor estimado en  $t$  para  $t$ ) refleja un descenso sistemático a partir de julio de 1989.

**Gráfico 1**  
CAMBIO DE PERSPECTIVAS EN LA TASA DE CRECIMIENTO  
Importaciones totales no energéticas



(6) Véase Box y Pierce (1981) y Box, Pierce y Newbold (1987) para el desarrollo de este concepto. Una utilización del mismo se propone en Espasa *et al.* (1987) y Espasa (1990).

La evidencia mostrada por este análisis de residuos y crecimientos tendenciales contemporáneos sugiere la inclusión de alguna corrección que tenga en cuenta dicha alteración. Ciñéndonos a correcciones deterministas de tipo escalón o rampa y experimentando con fechas diferentes a lo largo del segundo semestre de 1989 para el comienzo de la intervención, se concluye que la especificación que proporciona mejores resultados, en términos de ajuste, es la que incorpora una rampa lineal a lo largo del período comprendido entre julio de 1989 y diciembre de 1990 (véase cuadro 2). Este resultado refuerza la idea de que el origen de la ruptura se sitúe a comienzos del segundo semestre de 1989 (7).

Finalmente, si se estima por máxima verosimilitud el modelo univariante con la muestra enero 1981-junio 1989 y se realiza, cada mes, a partir de junio de 1989 hasta noviembre de 1990, la predicción del mes siguiente, se tiene que la suma de cuadrados de los correspondientes errores de predicción normalizada por la varianza residual del período muestral de la estimación toma el valor de 21,19. En la hipótesis nula de ausencia de ruptura, este estadístico sigue una distribución  $\chi_m^2$ , siendo  $m$  el número de predicciones efectuadas. Teniendo en cuenta que el valor de la  $\chi^2$  con 18 grados de libertad al 90% de confianza es 25,99, se puede concluir que en la varianza de los errores no se detecta un problema de mala especificación del modelo.

No obstante, siguiendo a Box y Tiao (1976), se puede descomponer este estadístico en elementos asociados a factores que podrían justificar un posible cambio sufrido por el sistema en julio de 1989 y valorar la contribución de cada uno de estos factores en las discrepancias entre la predicción y la realidad. Este procedimiento no sólo ayuda a determinar las modificaciones que se deben emprender en el modelo, sino que la potencia de los contrastes aumenta respecto a la del contraste global, pues las hipótesis alternativas son más específicas. La idea básica de este procedimiento consiste en hacer una regresión de los errores de predicción un período por delante sobre la posible variación teórica que se produciría en los mismos, como consecuencia de cambios en los parámetros del modelo y/o sobre determinadas variables artificiales potencialmente explicativas (8).

Los resultados de las descomposiciones aplicadas al estadístico  $\chi_m^2$  se exponen a continuación. En el cuadro 3 aparecen las regresiones que se han efectuado de los residuos de las importaciones no energéticas, suponiendo que el modelo válido antes del punto de ruptura (julio de 1989) sigue siendo estable,

---

(7) El procedimiento de Chen, Liu y Huddak (1990), que no contempla intervenciones de tipo tendencial, no detectaba ningún atípico a partir del segundo semestre de 1989.

(8) Sobre los detalles de este procedimiento, véase Box y Tiao (1976) o el apéndice 2 de Alvarez *et al.* (1992).

**Cuadro 2**  
**IMPORTACIONES TOTALES NO ENERGETICAS**  
(incluye rampa determinista desde julio de 1989 a diciembre de 1990)

$$\begin{aligned} \Delta\Delta_{12} \ln MTNE_t = & -0.18 \Delta\Delta_{12} D8208_t - 0.17 \Delta\Delta_{12} D8409_t + 0.19 \Delta\Delta_{12} D8512_t + \\ & + 0.20 \Delta\Delta_{12} D8610_t - 0.016 \Delta\Delta_{12} TJ89D90_t + \\ & + (1 - 0.82 L) (1 - 0.60 L^{12}) a_t \end{aligned}$$

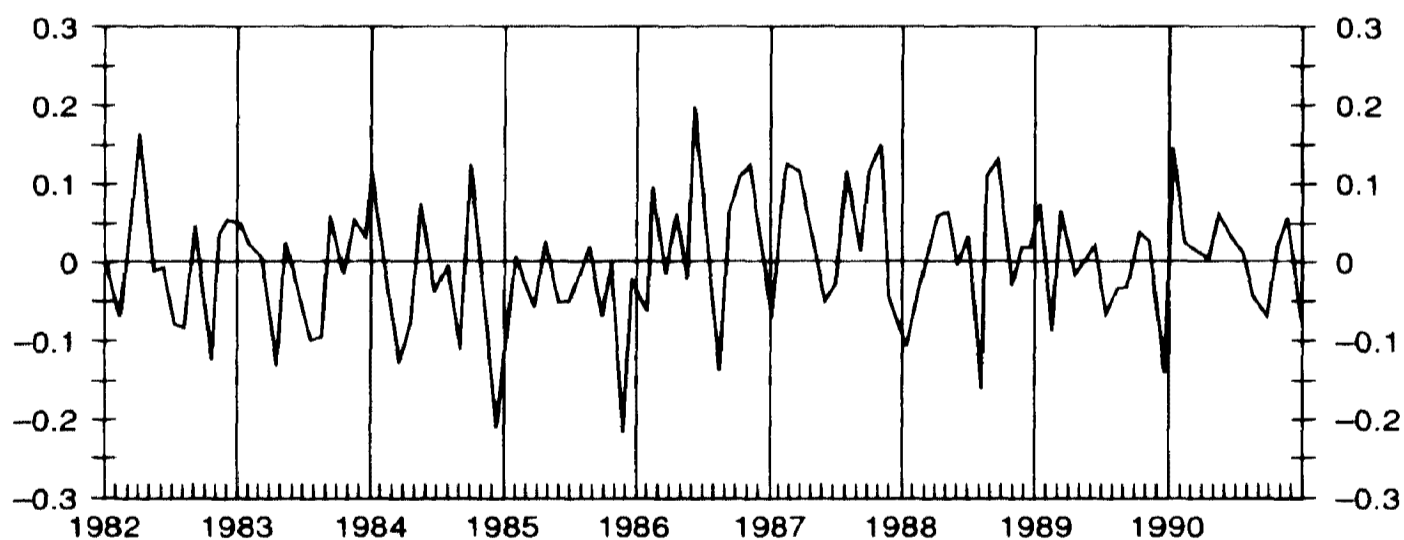
(-2.4) (-2.4) (2.6)  
(2.9) (-3.2)  
(14.5) (7.6)

Entre paréntesis el estadístico  $t$  correspondiente a cada coeficiente.

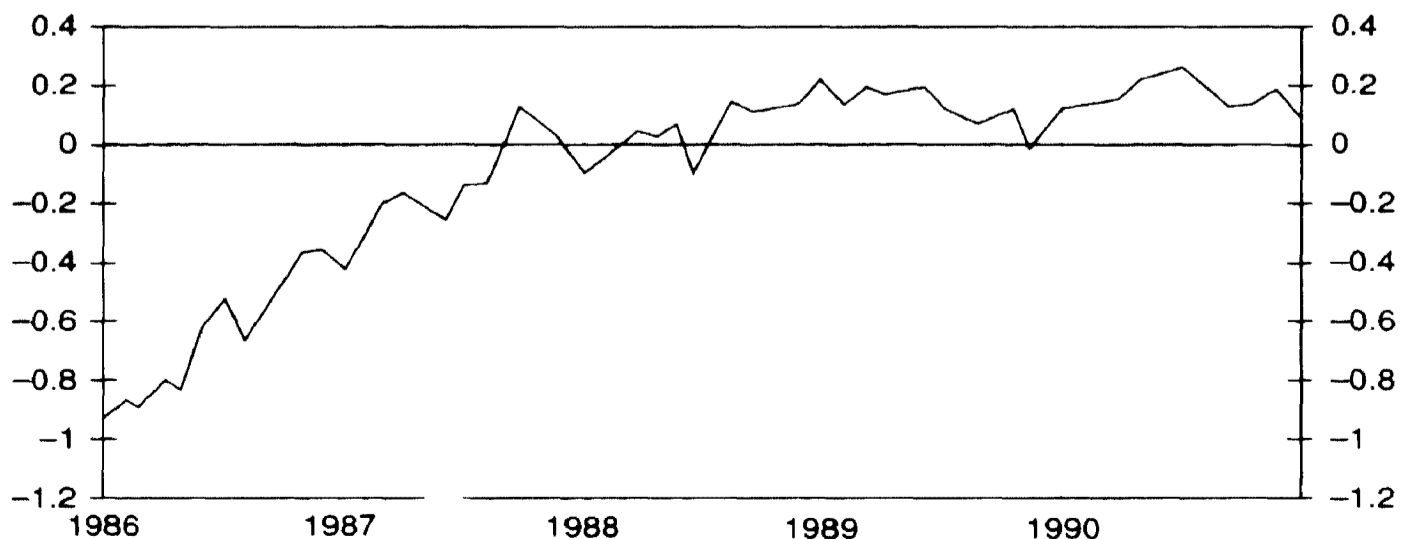
PERIODO MUESTRAL:	1981/1 - 1990/12
SUMA DE CUADRADOS DE RESIDUOS:	0.7321
VARIANZA RESIDUAL:	0.007090
DESVIACION TIPICA RESIDUAL:	0.0827
ESTADISTICO BOX-PIERCE-LJUNG:	$Q(12) = 9.3$ $Q(24) = 22.0$ $Q(36) = 32.8$
ESTADISTICO $t$ DE LA MEDIA:	0.1
ESTADISTICOS ESTABILIDAD POSTMUESTRAL (un período hacia delante):	
enero 1990 - diciembre 1990:	$8.4 < \chi_{12}^2$ ; $RMSE = 0.0719$
enero 1991 - diciembre 1991:	$12.4 < \chi_{12}^2$ ; $RMSE = 0.0851$
enero 1991 - diciembre 1992:	$26.3 < \chi_{24}^2$ ; $RMSE = 0.0876$
ESTABILIDAD POSTMUESTRAL a 12 períodos desde diciembre 1990:	$\chi_{12}^2 = 11.6$
ESTABILIDAD POSTMUESTRAL a 24 períodos desde diciembre 1990:	$\chi_{24}^2 = 73.5$

**IMPORTACIONES TOTALES NO ENERGETICAS**

Residuos



Suma acumulada de residuos





**Cuadro 3**  
**COEFICIENTES ESTIMADOS AL TRATAR DE DETERMINAR CAMBIOS**  
**EN LOS PARAMETROS [Método Box-Tiao (1976)]**  
**VARIABLES EXPLICATIVAS**

	Variación en el parámetro $\Theta_1$	Variación en el parámetro $\Theta_{12}$	Tendencia lineal a partir de julio de 1989	
1	0,22 (2,69)	—	—	$R^2 = 0,30$
2	—	0,20 (1,05)	—	$R^2 = 0,06$
3	—	—	-0,01598 (-3,60)	$R^2 = 0,43$
4	0,22 (2,70)	0,20 (1,19)	—	$R^2 = 0,36$
5	-0,23 (-1,08)	—	-0,02853 (-2,29)	$R^2 = 0,47$
6	—	0,21 (1,44)	-0,01606 (-3,73)	$R^2 = 0,50$
7	-0,25 (-1,23)	0,22 (1,55)	-0,02985 (-2,49)	$R^2 = 0,54$

*Nota:* Estadístico  $t$  entre paréntesis.

y en el cuadro 4 se realizan las descomposiciones del estadístico  $\chi_m^2$  correspondientes a las diferentes regresiones efectuadas. De las mismas se deduce que:

- Todas las regresiones son unánimes al presentar una estimación no significativa del posible cambio en el parámetro  $\Theta_{12}$ .
- La tendencia determinística lineal y la posible variación del parámetro  $\Theta_1$  contribuyen significativamente a la discrepancia entre predicción y realidad.

El contraste global sobre estabilidad postmuestral a partir de julio de 1989, utilizando el estadístico  $\chi^2$  mencionado, no rechazaba tal hipótesis nula, pero las regresiones sobre posibles factores explicativos para los residuos de ese período indican que tanto un efecto determinístico tendencial como un cambio en el parámetro  $\Theta_1$  ayudan a explicar el comportamiento de los residuos. Estos resultados, junto con el referido a la media residual en la última parte de la muestra, constituyen una evidencia determinante de que el modelo inicial no está correctamente especificado. De la evidencia anterior se deduce que un análisis de

**Cuadro 4**  
**ANÁLISIS DE  $\chi^2$  MOSTRANDO LA CONTRIBUCIÓN**  
**DE LAS POSIBLES DISCREPANCIAS**

1	Fuente	Grados de libertad	$\chi^2$
	Cambio en $\Theta_1$	1	6,27
	Resto	17	14,92
	Total	18	21,19

2	Fuente	Grados de libertad	$\chi^2$
	Cambio en $\Theta_{12}$	1	1,25
	Resto	17	19,94
	Total	18	21,19

3	Fuente	Grados de libertad	$\chi^2$
	Tendencia	1	9,20
	Resto	17	11,99
	Total	18	21,19

4	Fuente	Grados de libertad	$\chi^2$
	Cambio en $\Theta_1$	1	6,27
	Cambio en $\Theta_{12}$	1	1,25
	Resto	16	13,67
	Total	18	21,19

5	Fuente	Grados de libertad	$\chi^2$
	Cambio en $\Theta_1$	1	6,27
	Tendencia	1	3,62
	Resto	16	11,30
	Total	18	21,19

**Cuadro 4 (continuación)**

6	Fuente	Grados de libertad	$\chi^2$
	Cambio en $\Theta_{12}$	1	1,25
	Tendencia	1	9,20
	Resto	16	10,74
	<b>Total</b>	<b>18</b>	<b>21,19</b>

7	Fuente	Grados de libertad	$\chi^2$
	Cambio en $\Theta_1$	1	6,27
	Cambio en $\Theta_{12}$	1	1,25
	Tendencia	1	4,04
	Resto	15	9,63
	<b>Total</b>	<b>18</b>	<b>21,19</b>

la serie de importaciones no energéticas, para el período muestral analizado, debería realizarse considerando los tramos correspondientes a las siguientes submuestras:

- enero de 1981 a junio de 1989, y
- julio de 1989 a diciembre de 1990.

Debe tenerse en cuenta que, para que la propuesta sea operativa, es preciso disponer de un conjunto más o menos amplio de observaciones correspondientes al subperíodo muestral tras la ruptura. En concreto, en el caso que nos ocupa, se dispone de 18 observaciones con posterioridad al punto de ruptura.

### 3. EXTRACCION DE SEÑALES DE NIVEL Y CRECIMIENTO TENDENCIAL CON ANALISIS DE INTERVENCION

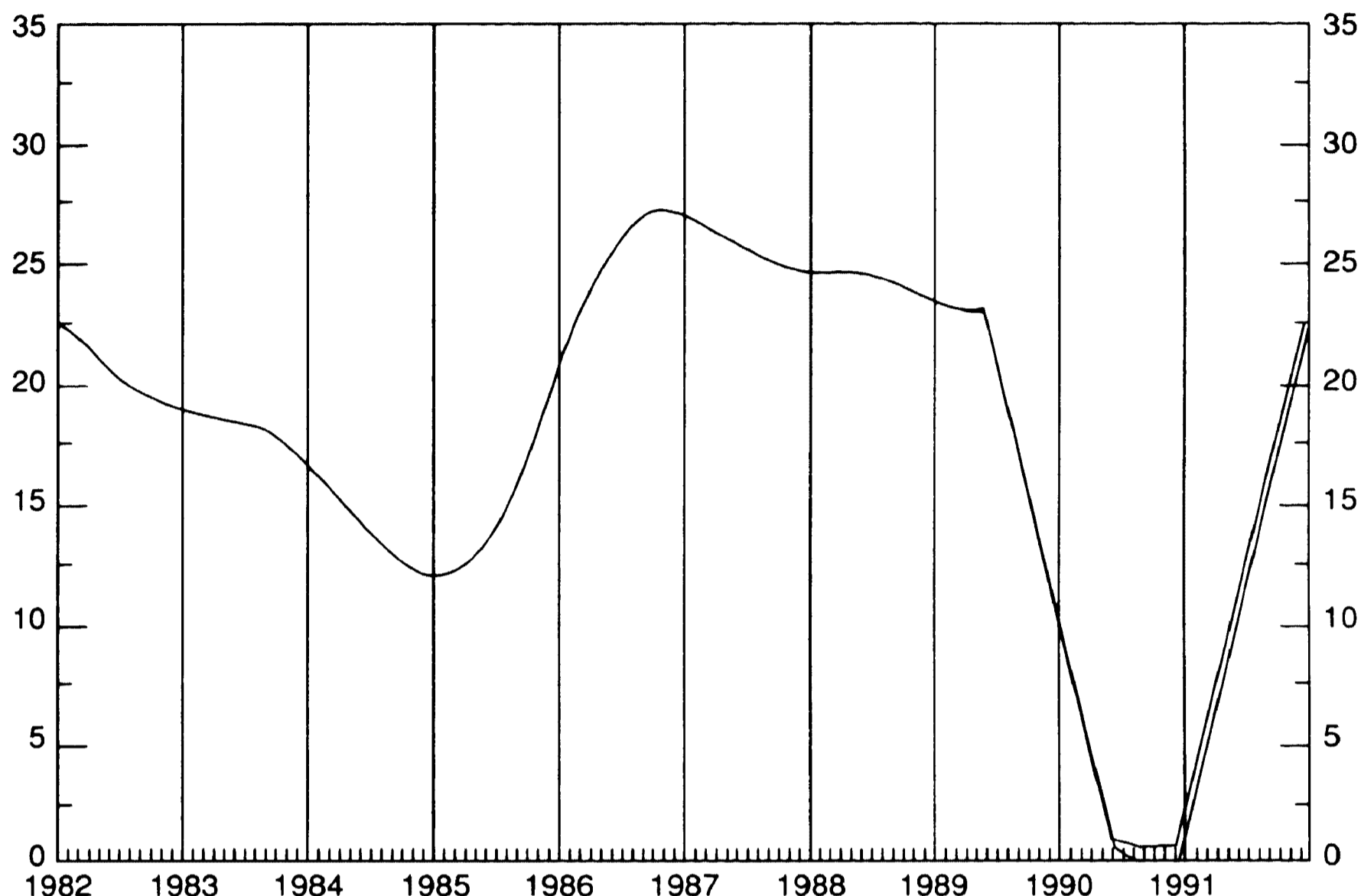
Habiendo detectado la existencia de un punto de ruptura y disponiendo de información exógena en el mismo sentido, el problema de obtención de una señal de nivel y crecimiento tendencial puede abordarse a partir del modelo ARI-MA con análisis de intervención que mejor se ajuste a los datos. Esta solución vendría sugerida por los resultados del procedimiento de Box y Tiao (1976) y es la que se estudia en este epígrafe.

La pronunciada desaceleración mostrada por la serie original, así como el comportamiento de los residuos durante la última parte de la muestra, indican que una rampa lineal es una variable de intervención adecuada en términos de ajuste, pues elimina el problema de la existencia de una racha de residuos con una media negativa estadísticamente significativa. De hecho, entre todas las especificaciones determinísticas que se han manejado, la que proporciona un mejor ajuste es la que incorpora una tendencia determinista truncada durante el período de julio de 1989 a diciembre de 1990 (véase cuadro 2).

El problema de obtención de una señal de tendencia cuando el modelo univariante precisa análisis de intervención ha sido abordado por Hillmer, Bell y Tiao (1983). Estos autores proponen estimar el modelo con análisis de intervención para poder eliminar el efecto de la intervención. Sobre la serie corregida, el estimador óptimo de la tendencia (en el sentido de minimizar el error cuadrático medio) se puede ver como la aplicación sobre la serie original de un filtro simétrico, en el operador de retardos y adelantos cuya estructura de ponderaciones depende del modelo ARIMA estimado. Para obtener la señal tendencial final, es preciso añadir los componentes deterministas con efectos a largo plazo (por ejemplo, escalones o rampas), eliminados en la primera fase, a la tendencia estocástica calculada sobre la serie corregida. Este procedimiento, a diferencia de lo que sucedería si se aplicara un filtro invariante sobre la serie original, permite evitar distorsiones. En concreto, se evita que la señal recoja los movimientos atípicos con anterioridad al momento en que éstos, efectivamente, se producen (obsérvese que esta situación es posible porque la señal óptima para un momento  $t$  depende de observaciones futuras). Asociada a esta solución, tal y como se expone en el epígrafe 5.2, es posible derivar una señal de crecimiento tendencial no distorsionada. No obstante, debe advertirse que estas soluciones son aceptables cuando el momento de la intervención con efecto a largo plazo se encuentra suficientemente alejado del final de la muestra. En este caso, es posible obtener soluciones satisfactorias con aproximaciones deterministas.

Ahora bien, cuando la evolución irregular aparece al final de la muestra, los resultados que se derivan en términos de crecimiento tendencial al utilizar elementos deterministas son insatisfactorios, aunque se adopte el procedimiento de Hillmer, Bell y Tiao (1983), por cuanto impiden hacer, a medida que llegan nuevos datos, una valoración de la influencia de la información reciente en las expectativas tendenciales de crecimiento a medio plazo. En efecto, el análisis de intervención con una tendencia truncada supone que la serie registra una cierta recesión, pero ésta es meramente pasajera y no debilita en ningún momento el crecimiento tendencial a medio plazo de la serie original. En el gráfico 2 se aprecia que el crecimiento tendencial a medio plazo que se estima tras el truncamiento de la rampa (22,5%) es similar a la tasa de crecimiento que esta variable

**Gráfico 2**  
**IMPORTACIONES TOTALES NO ENERGETICAS**  
 Crecimiento subyacente - Análisis de intervención



1. Última observación disponible: diciembre 1990.
2. Última observación disponible: marzo 1991.

registró inmediatamente antes de la ruptura (9). Asimismo, al evaluar los costes predictivos del modelo con la perspectiva que da el paso del tiempo, con y sin rampa lineal, se percibe la nociva incidencia sobre la predicción de los elementos deterministas. Así, en el primer caso, el error de predicción que se comete a medio plazo es notablemente superior al del modelo sin tendencia determinista, como se aprecia al comparar el valor del error cuadrático medio de la predicción un período hacia delante en los cuadros 1 y 2.

Por otro lado, el análisis de intervención, cuando no existe información adicional que lo justifique, tiene el problema de que necesita determinar el período afectado por la tendencia determinista. Ante esta incertidumbre sobre el momento del truncamiento final, podría plantearse hipotéticamente la especificación de una tendencia lineal sin truncamiento. Esto implicaría que en el futuro la tendencia total de la serie tendría para siempre un componente determinístico importante, una hipótesis poco verosímil.

(9) Para calcular el crecimiento subyacente se emplea la tendencia obtenida siguiendo el procedimiento de Hillmer, Bell y Tiao (1983). El cálculo de la señal de crecimiento se efectúa siguiendo a Espasa y Cancelo (1993).

#### 4. ANALISIS POR SUBMUESTRAS COMO APROXIMACION A COMPORTAMIENTOS NO LINEALES

El análisis de intervención aplicado en la sección anterior supone que un factor exógeno que aparece en un momento determinado,  $t$ , tiene un efecto sobre la evolución futura de la serie,  $X_t$ , bajo un esquema determinístico, pudiendo afectar de forma transitoria o permanente al crecimiento de dicha serie. Si el factor exógeno es estocástico, podría admitirse que los datos vienen generados por un modelo univariante no lineal.

La propuesta que aquí se realiza puede tener ventajas sobre la de pretender identificar y estimar un modelo no lineal específico, ya que los resultados obtenidos bajo formulaciones no lineales *ad hoc*, no son necesariamente mejores que los obtenidos por el procedimiento que se desarrollará en el siguiente epígrafe. Además, en la práctica, se observa que es difícil rechazar la hipótesis nula de linealidad frente a una hipótesis alternativa general de no linealidad (10). Por otra parte, los modelos no lineales que más se han desarrollado suelen referirse a procesos autorregresivos [véase Tong (1983, 1990)] y sin oscilaciones estacionales. Por todo esto, el hecho de trabajar con el supuesto de procesos lineales por tramos no sólo es más simple que el uso de modelos no lineales, sino que incluso puede ser más flexible. Por otro lado, ha de tenerse en cuenta que existen pocos desarrollos teóricos en el campo de la extracción de señales referidos a modelos no lineales [véase Kitagawa (1987)].

Así, una alternativa a modelos no lineales se puede obtener operando con modelos lineales para cada régimen, con lo que las innovaciones se incorporarán a  $X_t$ , para valores de  $t$  anteriores al punto de ruptura  $t^*$ , de acuerdo con un esquema lineal  $E_0$ , y, para valores a partir de  $t^*$ , con otro esquema diferente  $E_1$ . En consecuencia, si en el nuevo régimen, esquema lineal  $E_1$ , se quiere explicar el valor de  $X_{t^*}$  y observaciones inmediatamente posteriores, mediante innovaciones anteriores a  $t^*$ , se tiene que éstas no se pueden obtener, porque no existen datos de  $X_t$  anteriores a  $t^*$ , correspondientes al nuevo esquema lineal. En efecto, tales innovaciones no son las que se derivan del esquema en diferencias finitas estocásticas que, inicialmente, regulaba la generación del proceso, aunque la estructura del nuevo modelo estocástico sea similar o incluso idéntica. Este modelo corresponde a un nuevo régimen, por lo que sus condiciones iniciales son diferentes de las que se derivan del modelo del régimen anterior.

Para gran parte de efectos exógenos, la estructura estacional del proceso generador de los datos puede permanecer inalterada (11), y dado que, en cual-

(10) De hecho, al someter los datos al contraste del correlograma de los residuos al cuadrado de un modelo lineal —véase, por ejemplo, Maravall (1983)—, no se puede rechazar la hipótesis nula de linealidad.

(11) Recuérdese que con el procedimiento de Box y Tiao (1976) no se aprecia un cambio significativo del parámetro estacional.

quier caso, en los momentos inmediatamente posteriores al punto de ruptura, no se tiene información suficiente para estimar la especificación de una nueva estructura estacional, en este trabajo se supondrá que ésta no se ve alterada por el factor exógeno.

## **5. LA APROXIMACION LINEAL POR TRAMOS**

Cuando existe un punto de ruptura, el análisis de coyuntura se ve afectado, como ya se ha señalado, en dos direcciones complementarias:

1. las medidas de comportamiento tendencial (evolución subyacente) obtenidas a partir de los procedimientos habituales sufren un adelantamiento de la ruptura, así como una suavización de la misma, y
2. las medidas de crecimiento, debidamente centradas, presentan un perfil distorsionado alrededor del momento del cambio.

Esta sección presenta propuestas operativas que tratan de resolver estos dos problemas, teniendo en cuenta que los enfoques no lineales no son actualmente alternativas válidas sobre las que se deba basar un análisis de coyuntura sistemático y las soluciones deterministas dificultan el análisis de las observaciones nuevas en términos de expectativas de crecimiento tendencial a medio plazo cuando se producen movimientos especiales al final de la muestra.

### **5.1. Estimación de la evolución subyacente: solución al problema de desplazamiento**

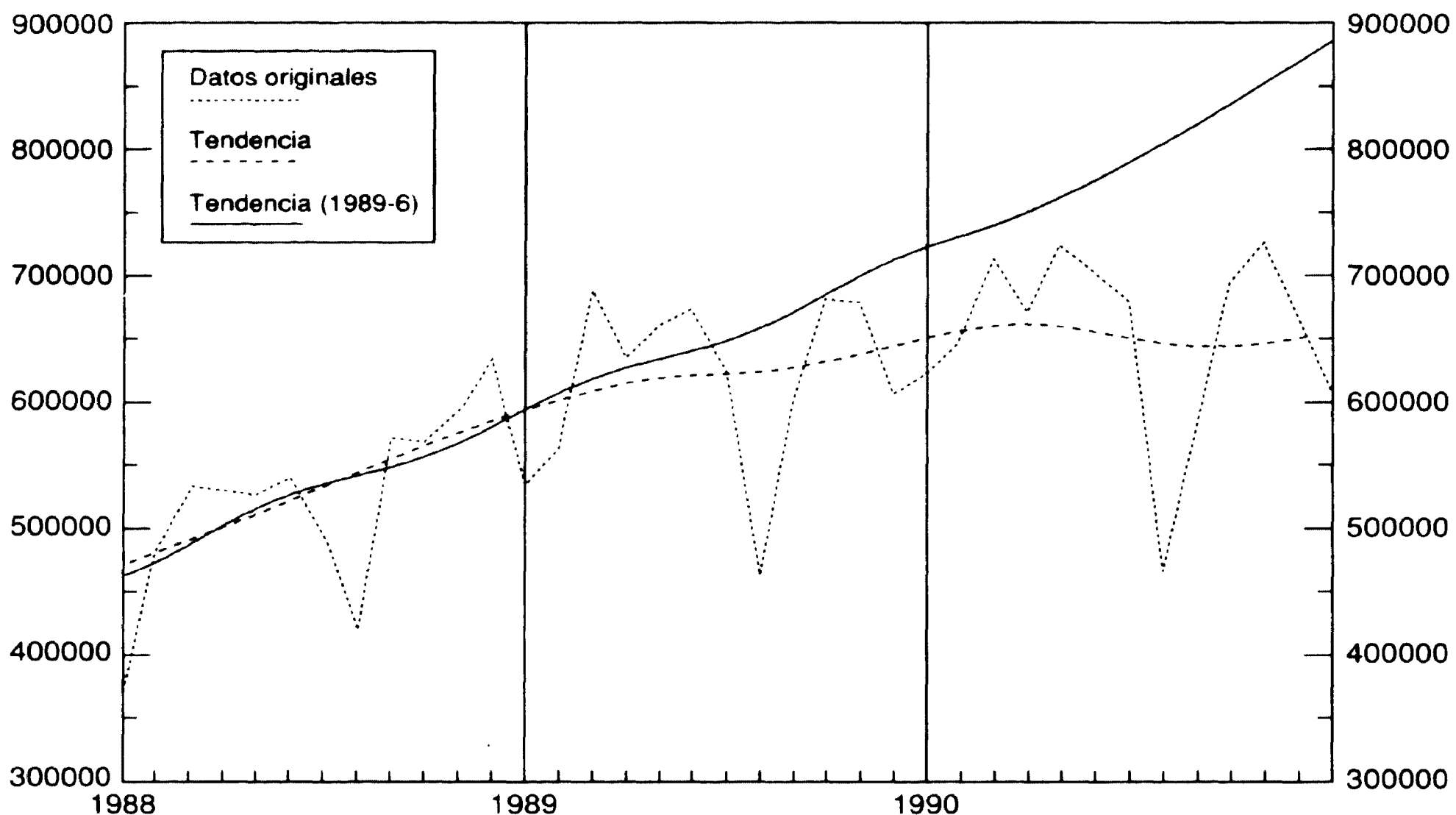
La extracción de señales mediante los procedimientos usuales (empiricistas o basados en modelos) cuando la serie original muestra comportamientos no lineales es deficiente. En efecto, téngase en cuenta que los procedimientos se basan en la aplicación de medias móviles de parámetros fijos, que encuentran una adecuada justificación teórica cuando la serie viene generada por un modelo ARIMA (12); sin embargo, cuando existen comportamientos no lineales carecen de justificación teórica y distorsionan el perfil de la señal estimada [véase el gráfico 3, donde la línea de tendencia muestra una ruptura muy suave que comienza con anterioridad a julio de 1989; las tendencias están obtenidas siguiendo el procedimiento basado en modelos ARIMA de Hillmer y Tiao (1982)].

No obstante, si el punto de cambio en el patrón evolutivo de la serie se encuentra suficientemente alejado del final del período muestral, una forma que,

---

(12) Véase, por ejemplo, Cleveland y Tiao (1976), Hillmer y Tiao (1982), Burridge y Wallis (1984) o Maravall (1987).

**Gráfico 3**  
**IMPORTACIONES TOTALES NO ENERGETICAS**



Punto de ruptura: junio 1989.

como hemos indicado con anterioridad, con frecuencia resulta adecuada para tener en cuenta los acontecimientos especiales consiste en derivar el estimador óptimo de la tendencia cuando la serie se puede caracterizar con un modelo ARIMA ampliado con análisis de intervención [sobre este desarrollo, véase Hillmer, Bell y Tiao (1983)].

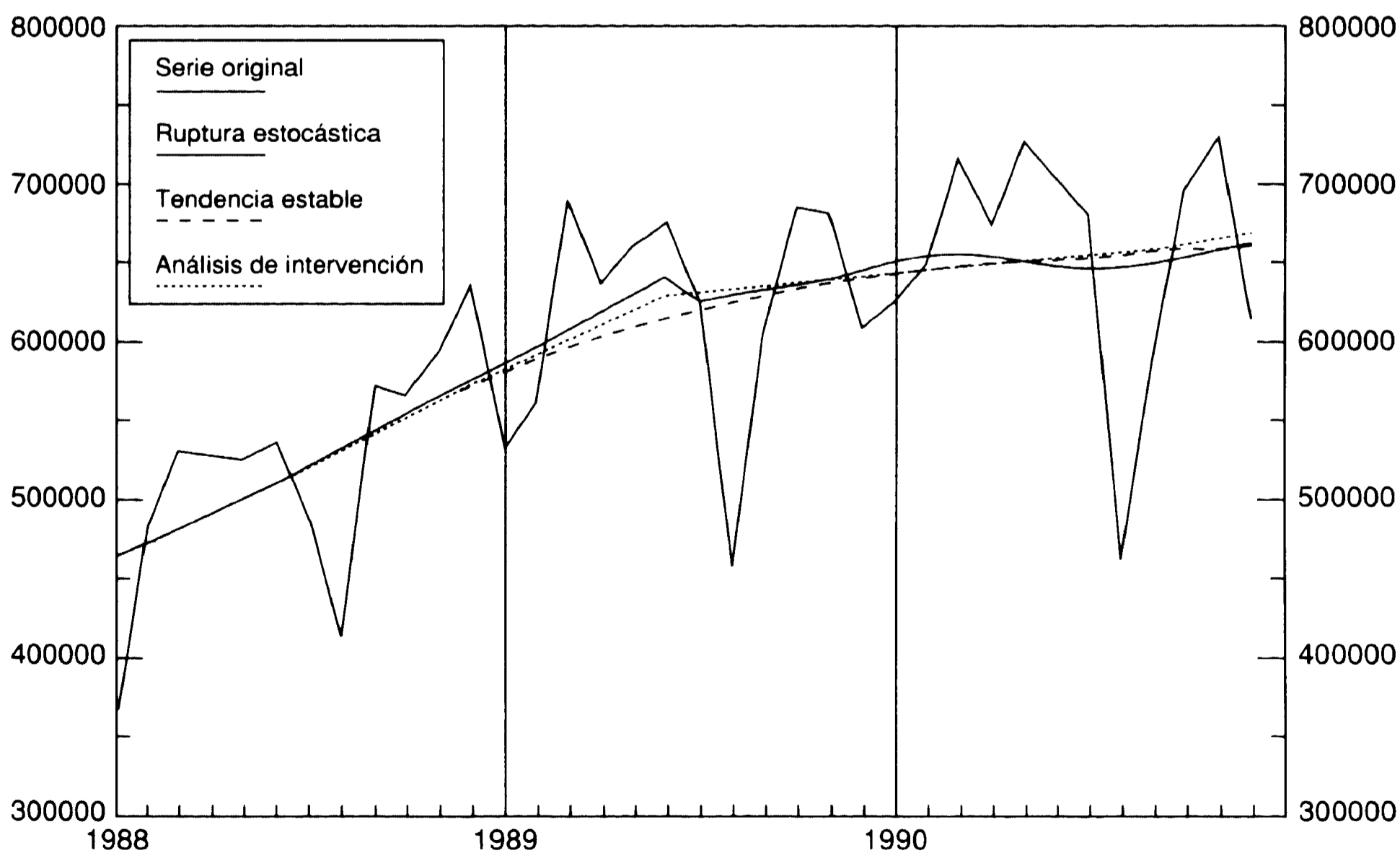
Ahora bien, si el punto de ruptura aparece próximo al final de la muestra, debido a los problemas expuestos en el epígrafe 3, se propone realizar una aproximación lineal por tramos para obtener la tendencia. Así, para resolver los problemas de extracción de señales, se puede dividir la serie en dos regímenes diferentes, de modo que se consideren dos submuestras distintas. En el caso de las importaciones no energéticas, según la evidencia del epígrafe 2, el punto de ruptura se debe fijar en julio de 1989. La extracción de señales en el primer régimen ha de realizarse sobre la serie original ampliada con predicciones, utilizando la información disponible hasta la ruptura. De esta forma, se obtiene una mayor eficiencia en la estimación de la tendencia en el período final del primer tramo. En el segundo régimen, han de utilizarse tanto previsiones como retroprevisiones para ampliar la serie y antes de emplear el filtro óptimo, con el objeto de obtener una estimación con mínima varianza. Con este fin, si no hay datos suficientes en la segunda muestra para obtener una estimación razonable del modelo, se pue-



de emplear el modelo del régimen anterior. Esta forma de proceder garantiza que un régimen se contamine lo menos posible con las innovaciones resultantes del régimen anterior y permite la utilización en cada una de las submuestras de los procedimientos habituales de extracción de señales. Debe quedar claro, en cualquier caso, que un cambio en el modelo supone una modificación del filtro óptimo. En el caso concreto de la serie que nos preocupa, el análisis del correlograma de la transformación estacionaria de la serie no ofrece evidencia de cambio en la estructura dinámica del modelo. Sin embargo, el parámetro de la media móvil regular pasa de 0,80 cuando la muestra termina en junio de 1989 a 0,59 para el período comprendido entre julio de 1989 y diciembre de 1990. Este resultado es acorde con el análisis seguido en el procedimiento de Box y Tiao (1976). Como consecuencia, el filtro óptimo concede una menor importancia a las observaciones alejadas del momento presente que el filtro óptimo en el primer tramo del análisis.

Sin embargo, la evolución tendencial de un régimen a otro no está clara, y falta, por tanto, determinar cómo se unen dichas tendencias. Es decir, se dispone de dos líneas de tendencia referidas a dos tramos distintos. La unión de las tendencias correspondientes a las distintas submuestras no es una solución generalmente satisfactoria, puesto que implica una caída brusca en el nivel de la serie (véase la línea de ruptura estocástica del gráfico 4 y la caída que presenta

**Gráfico 4**  
**IMPORTACIONES TOTALES NO ENERGETICAS**

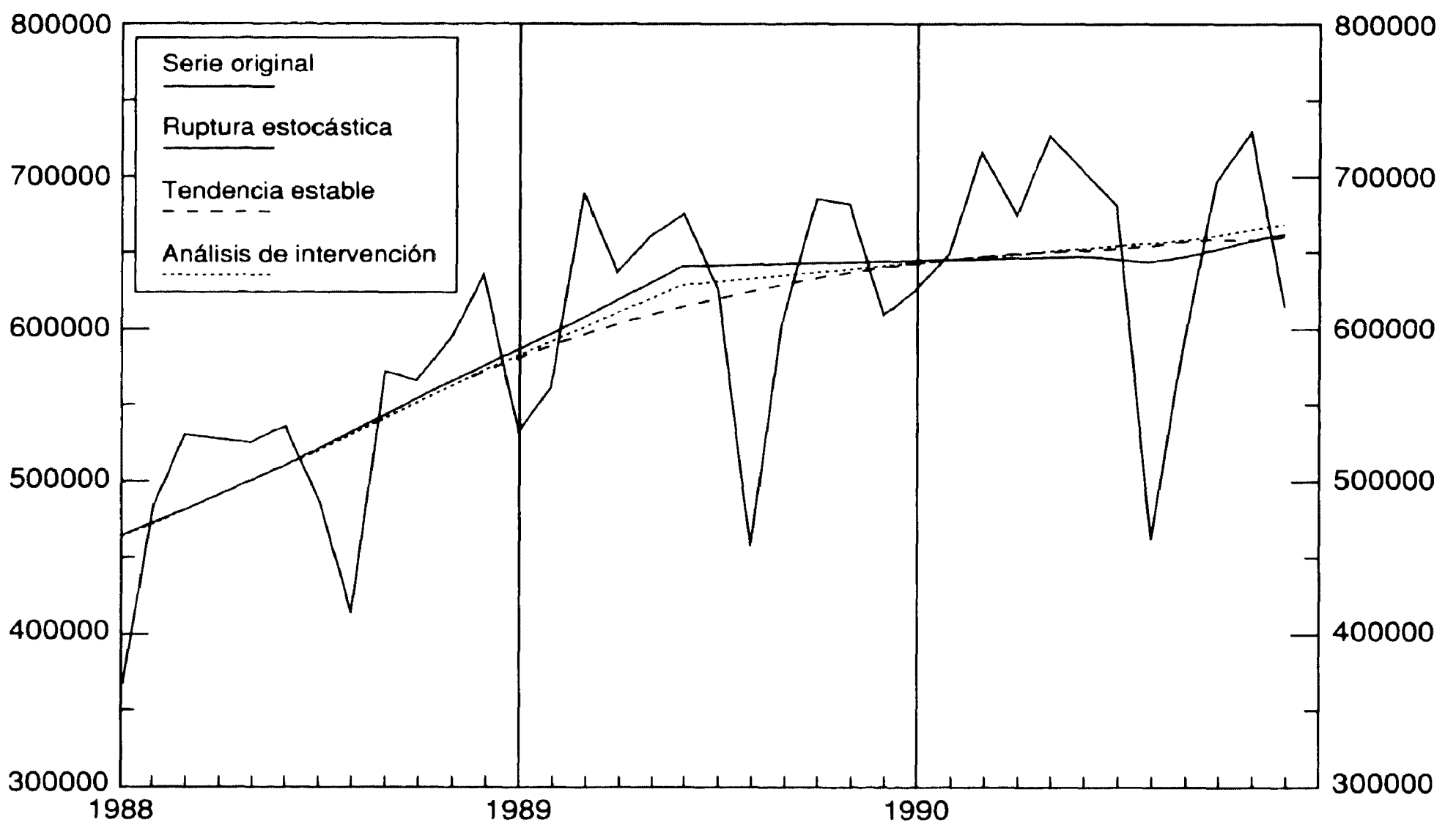


en julio de 1989). Por este motivo, se hace preciso emplear alguna hipótesis sobre el comportamiento de la tendencia de la serie en un período transitorio.

Cuando el analista dispone de información sobre el paso de un régimen a otro, debe hacer uso de ésta para conseguir una caracterización más adecuada del fenómeno. Por el contrario, si no resulta posible determinar la ley de probabilidad que sigue el componente no observable en el momento de la ruptura, se puede, en cualquier caso, respetar la ecuación en diferencias finitas estocásticas, aunque se hayan visto alteradas las condiciones iniciales. El analista puede, entonces, estimar los valores iniciales de la tendencia estocástica de la segunda submuestra empleando resultados de interpolación óptima [Brubacher y Tunnicliffe-Wilson (1976)]. En concreto, para calcular la esperanza condicionada de los valores ausentes con respecto a los valores inicialmente estimados, se debe tener en cuenta que la tendencia de la serie sigue un proceso IMA (2,2) [Hillmer y Tiao (1982)], con lo que ésta adopta un comportamiento localmente lineal, aunque adaptando el nivel y el crecimiento a las observaciones disponibles. De esta manera, aunque se haya producido una ruptura, no se ven alteradas localmente las propiedades estadísticas del fenómeno analizado.

Así, se puede obtener, tal y como se presenta en el gráfico 5, una línea de evolución tendencial en la que el cambio entre un régimen y otro se realice gra-

**Gráfico 5**  
**IMPORTACIONES TOTALES NO ENERGETICAS**



dualmente. De hecho, el análisis de este gráfico nos permite subrayar las diferencias que existen entre la tendencia interpolada (ruptura estocástica), la resultante en la hipótesis de linealidad (tendencia estable) y la estimada al considerar que el efecto exógeno queda modelizado mediante un esquema determinista (análisis de intervención). En el primer caso, el momento de la ruptura se recoge de manera adecuada en julio de 1989, lo que facilita un análisis de coyuntura apropiado. En el segundo, se observa que la tendencia estable adelanta y suaviza el cambio respecto del momento de la ruptura, existiendo diferencias apreciables seis meses antes y seis después, y, en el tercero, aunque el punto de cambio se capta correctamente, la evolución futura que impone la especificación determinista es poco probable.

## **5.2. Asignación correcta de fenómenos atípicos sobre el perfil de crecimiento**

La propuesta de análisis que se considera en este trabajo con el objetivo de disponer de una estimación del ritmo de avance conduce a reconsiderar la caracterización del perfil de crecimiento de un fenómeno económico. Como se discute en Espasa (1991), el perfil de crecimiento de un fenómeno que se observa mensualmente viene reflejado en la serie de crecimientos mensuales, aunque esta serie, en sí misma, suela presentar una elevada variabilidad, por lo que resulta de escasa utilidad como indicador.

Un buen indicador de crecimiento debe mostrar un perfil libre de oscilaciones equívocas, y debe estar en fase con la serie de crecimientos mensuales de la serie original, es decir, los máximos y mínimos referentes a las tasas del indicador y de la serie original han de coincidir. Así, un indicador sólido del crecimiento de un fenómeno económico es la tasa anual centrada de su tendencia, que denominamos crecimiento subyacente. Sin embargo, en los períodos en que existe un cambio de comportamiento en la evolución de la serie, aunque la tendencia final se obtenga mediante interpolación óptima de las tendencias correspondientes a cada uno de los tramos, cualquier tasa de crecimiento, debidamente centrada, puesto que utiliza implícitamente medias móviles en su construcción (13), tenderá a suavizar y a desplazar hacia períodos anteriores los efectos de dicha ruptura.

Cuando el cambio de nivel en  $X_t$  se capta mediante un esquema determinista como en el epígrafe 3, la imputación de los efectos de la ruptura ha de hacerse sobre la tasa de crecimiento de una señal correspondiente a una serie depurada de la ruptura. En efecto, supóngase que una serie mensual  $X_t$  ha sido tratada mediante un análisis de intervención en  $t^*$  ( $A I_t$ ) para corregir el efecto de

---

(13) Sobre filtros lineales y tasas de variación, véase Melis (1991).

un cambio de la tasa de crecimiento. Además, se ha estimado la tendencia estocástica ( $T_t$ ) de la serie original. Si se desea obtener el crecimiento subyacente de  $X_t$ , se deberá calcular la tasa interanual de crecimiento ( $T_{12}^1$ ) centrada de la tendencia estocástica, y a esta tasa se le imputará el efecto, expresado en tasa de crecimiento mediante una  $T_{12}^1$  sin centrar, del componente determinista.

Así, si  $TT$ ,  $T$  y  $A$  son la tendencia total, la estocástica y el componente debido al análisis de intervención, entre ellas se cumple que (14)

$$TT_t = T_t \cdot A I_t \quad [1]$$

de modo que

$$\frac{TT_{t+6} - TT_{t-6}}{TT_{t-6}} = \frac{T_{t+6} - T_{t-6}}{T_{t-6}} + \frac{T_{t+6}}{T_{t-6}} \frac{A I_{t+6} - A I_{t-6}}{A I_{t-6}} \quad [2]$$

Ahora, lo que falta es asignar los crecimientos en [2] a un momento concreto del tiempo. Si  $A I$  fuese la unidad, es decir, si no hubiese análisis de intervención, asignaríamos las  $T_{12}^1$  a la observación  $t$  para que dicha tasa estuviese en fase con los crecimientos mensuales. Por tanto, en [2] asignaremos  $T_{12}^1(TT)$  y  $T_{12}^1(T)$  a  $t$  y las denominaremos  $T_{12}^1(TT)_t^c$  y  $T_{12}^1(T)_t^c$ .

La intervención debe asignarse en el momento en que se produce. Por lo tanto, en  $t$  habrá que asignarle  $(A I_t - A I_{t-12}) / A I_{t-12}$ , que denominaremos  $T_{12}^1(A I)_t^F$ , con lo que la tasa interanual de la tendencia total, debidamente centrada, se puede aproximar por la siguiente expresión, tomada de Espasa y Canelo (1992):

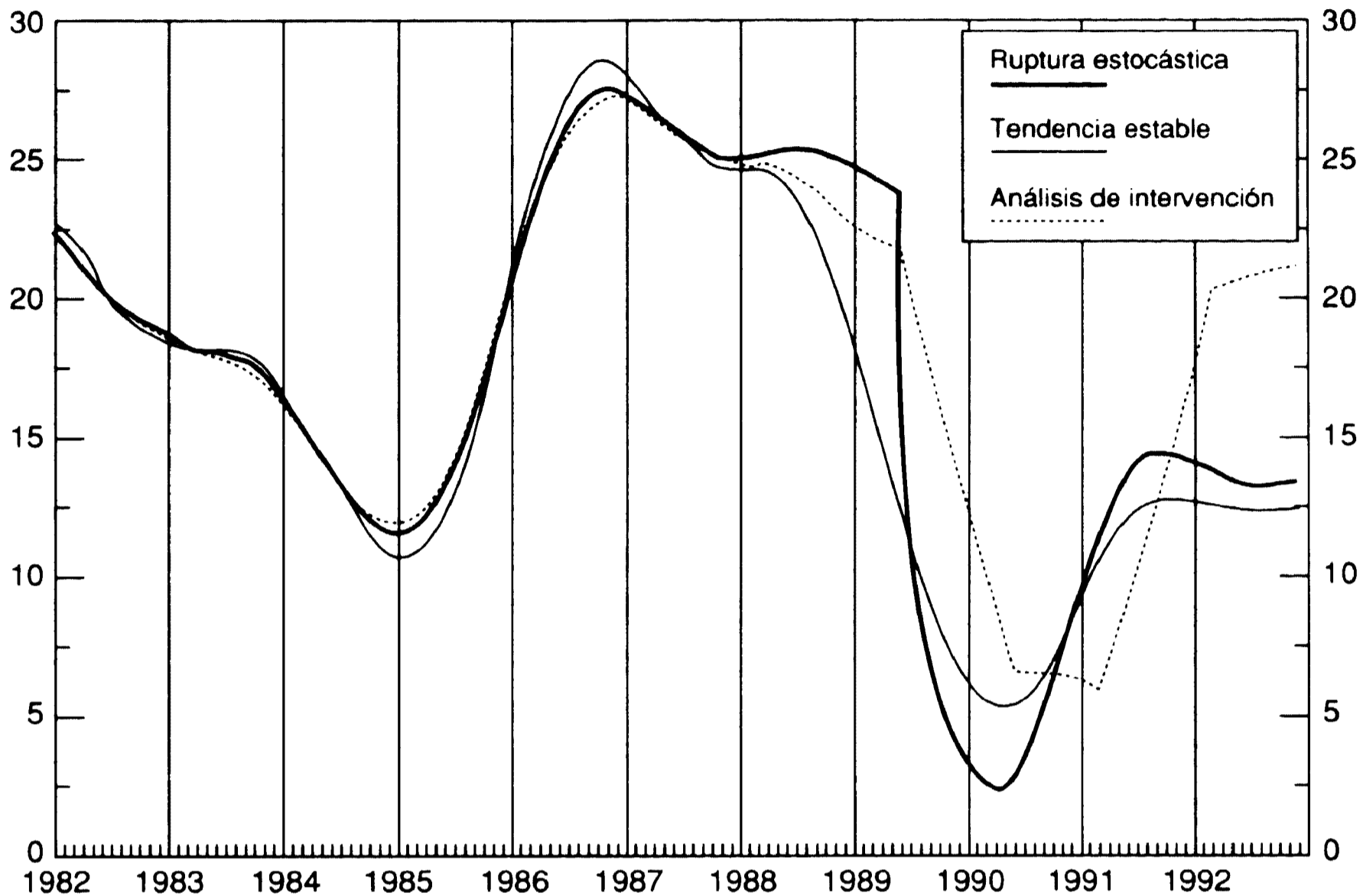
$$T_{12}^1(T)_t^c + \frac{T_{t+6}}{T_{t-6}} T_{12}^1(A I)_t^F \quad [3]$$

que ha sido la excepción empleada, en los gráficos 2 y 6, para caracterizar la línea de ruptura determinista.

Alternativamente, cuando la existencia de un punto de ruptura no se capta mediante variables deterministas, sino *analizando cada una de las submuestras*, como sucede en el gráfico 6 (líneas de ruptura estocástica), la asignación correcta del mencionado cambio sobre el perfil de crecimiento debe realizarse mediante la unión de las sendas de las tasas de crecimiento anual, siempre debidamente centradas, de las tendencias correspondientes a cada una de las sub-

(14) Esta relación multiplicativa es la más habitual en series económicas, pero de forma análoga podría tratarse el caso en que la relación es aditiva.

**Gráfico 6**  
**IMPORTACIONES TOTALES NO ENERGETICAS**



muestras. Para ello, téngase en cuenta que una tasa de crecimiento anual centrada en  $t$  compara un nivel ( $N$ ) que se obtiene utilizando información posterior a  $t$ , con un nivel ( $D$ ), correspondiente a información anterior a  $t$ . Así, si se denomina  $\tau_t$  a dicha tasa, se tiene que

$$1 + \tau_t = \frac{N}{D} - 1 \quad [4]$$

En consecuencia, la tasa  $\tau_t$  se calculará hasta  $(t^* - 1)$  de acuerdo con [4], pero sin incluir nunca en  $N$  valores posteriores a  $(t^* - 1)$ . En vez de observaciones, se utilizarán predicciones. A partir de  $t^*$ , se aplicará [4], utilizando para  $N$  las observaciones disponibles y las predicciones necesarias para completar el cálculo, y para  $D$ , las observaciones correspondientes. El resultado final al que se llega, en el caso de las importaciones no energéticas, se refleja en la línea más gruesa del gráfico 6.

El diagnóstico que se deriva de dicho gráfico —realizado con datos hasta febrero de 1992— indica que, tras una etapa de crecimiento acelerado desde mediados de 1985, se alcanza, a finales de 1986, un máximo que se mantiene, relativamente estable alrededor del 25%, durante los años siguientes, hasta julio

de 1989, momento en el que la serie se ve afectada por un cambio brusco en su tasa de crecimiento, lo que supone una situación de crecimiento desacelerado desde ese momento hasta mediados de 1990, recuperándose, posteriormente, hasta alcanzar una tasa de crecimiento cercana al 15%. Se debe tener en cuenta que, si no se lleva a cabo el tratamiento propuesto, y se calcula el crecimiento tendencial bajo el supuesto de estabilidad del proceso (línea de tendencia estable), entonces el proceso de intensa desaceleración se inicia a finales del primer trimestre de 1988; es decir, se adelanta el momento de la ruptura en quince meses y se comete un error de bulto en el análisis. Al mismo tiempo, la desaceleración estimada es mucho menos abrupta. Por otro lado, si se utiliza el procedimiento de Hillmer, Bell y Tiao (1982) para la extracción de la tendencia y se calcula el crecimiento con la expresión [3], el momento del cambio se capta con exactitud, aunque se presenta un problema grave sobre el crecimiento tendencial de la serie, especialmente en 1992, situándose éste ocho puntos porcentuales por encima del estimado con el procedimiento propuesto de ruptura estocástica.

## 6. TRIMESTRALIZACIÓN DE LAS IMPORTACIONES NO ENERGÉTICAS

El objetivo de este apartado es el de presentar las consecuencias que tiene el empleo de las diferentes tendencias del gráfico 5 como indicadores en el proceso de trimestralización de las estimaciones anuales de la Contabilidad Nacional. En particular, se comparan los resultados a los que se llega según se utilice la tendencia basada en la hipótesis de interpolación óptima, la tendencia estable que se estima si se considera que la hipótesis de linealidad no se ha visto alterada y la tendencia que se obtiene según el procedimiento de Hillmer, Bell y Tiao (1982).

La elección del indicador o indicadores pertinentes cuando se desea interpolar trimestralmente una magnitud de la Contabilidad Nacional anual debe basarse en consideraciones teóricas. Sin embargo, la información mensual disponible sobre el comercio de bienes y servicios con el exterior aproxima con enorme precisión las magnitudes correspondientes de la Contabilidad Nacional Anual. En el caso concreto de las cifras sobre importaciones de productos no energéticos, que publica la Dirección General de Aduanas, éstas se corresponden prácticamente con las estimadas por el Instituto Nacional de Estadística. No obstante, conviene recordar que las cifras de Aduanas infravaloran las de la Contabilidad Nacional Anual, dado que esta última incluye, además, las importaciones de armamento militar, así como otras partidas de escasa relevancia. De hecho, en la década de los ochenta, la divergencia entre las cifras de Aduanas y las del INE se ha situado entre el 2 y el 4% (15).

---

(15) Como es bien sabido, la Contabilidad Nacional de España no publica ninguna desagregación del comercio de bienes. Por esta razón, en este apartado se han empleado las estimaciones anuales sobre importaciones no energéticas que se realizan en el Servicio de Estudios del Banco de España.

Puesto que el interés de la estimación de cifras de nivel y crecimiento de las cifras trimestrales se centraba en la evolución subyacente, en este epígrafe se ha empleado como indicador la tendencia de las importaciones no energéticas, en los diferentes supuestos contemplados (16). Por otro lado, la previsión para 1992 sobre el crecimiento nominal anual en términos de Contabilidad Nacional corresponde a la estimación realizada en el Servicio de Estudios del Banco de España.

La obtención de series trimestrales supone escoger un método concreto de estimación. Los múltiples métodos que existen (17) y que consideran la información contenida en otras series se basan en la estimación de una relación econométrica entre las cifras anuales que se desea desagregar y los totales anuales de los indicadores considerados. En este epígrafe se ha empleado el ajuste multiplicativo del procedimiento propuesto por Denton (1971), el cual supone implícitamente que existe una elasticidad unitaria entre las cifras anuales de los indicadores y de la magnitud que se ha de desagregar. De hecho, tal y como se ha comentado antes, las cifras de Aduanas suponen, prácticamente, en el caso de las importaciones no energéticas, una medición mensual de las magnitudes de Contabilidad Nacional, por lo que la elasticidad estimada no difiere significativamente de la unidad. Por esta razón, tampoco es necesario contrastar la compatibilidad estadística entre la serie a desagregar y el indicador, tal y como se propone en Guerrero (1990).

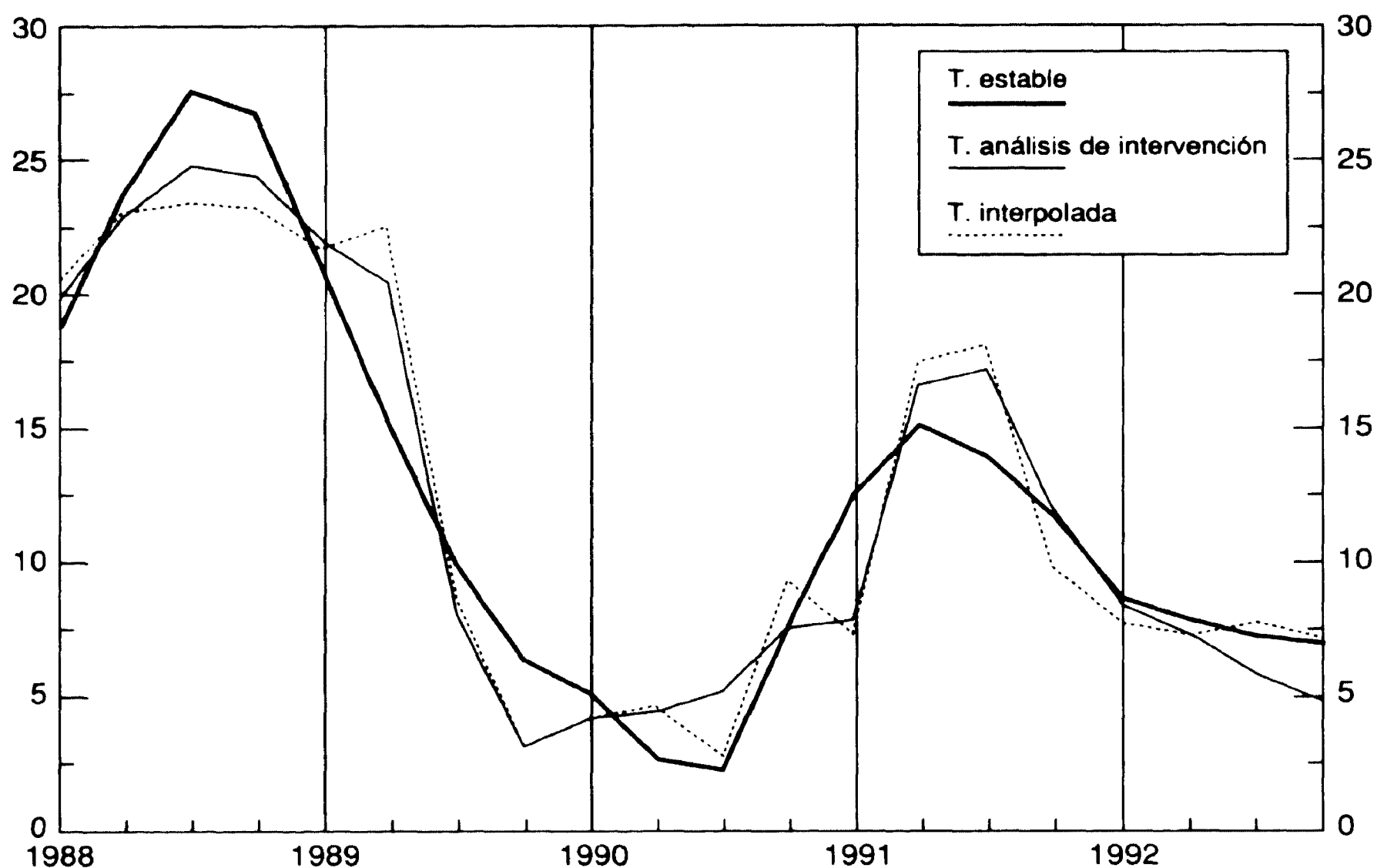
Con anterioridad se expuso que la aplicación directa de los procedimientos habituales de extracción de señales, cuando las series presentan acontecimientos especiales que truncan su evolución tendencial, distorsionaba el perfil de la señal estimada, adelantando y diluyendo las rupturas. Por esta razón, en el gráfico 7, si analizamos la tasa intertrimestral correspondiente a la tendencia estable, se obtiene la impresión errónea de que la desaceleración de las importaciones en términos *corrientes* comienza a partir del tercer trimestre de 1988 y no alcanza un fondo hasta el tercer trimestre de 1990. Sin embargo, si examinamos las líneas que recogen adecuadamente la evolución de la serie en el entorno de la ruptura en el tercer trimestre de 1989, observamos que éstas registran con exactitud tanto el momento de la desaceleración brusca como el período en el que se alcanza el suelo. Puede ser interesante resaltar que el indicador que toma como punto de partida al análisis de intervención no presenta problemas en 1992, a pesar de incorporar un buen número de predicciones. Este hecho es consecuencia de que el procedimiento de trimestralización impone que la suma anual de la serie trimestralizada coincida con la serie anual.

---

(16) Obsérvese que, a grandes rasgos, el esquema que se sigue coincide con el de la Contabilidad Nacional Trimestral (INE, 1993).

(17) Una revisión todavía útil, a pesar de no recoger los últimos desarrollos sobre métodos de desagregación temporal, es la de Sanz (1982). Un enfoque reciente de interés es el de Guerrero (1990).

**Gráfico 7**  
**IMPORTACIONES TOTALES NO ENERGETICAS**  
 Trimestralización: tasas intertrimestrales



## 7. CONCLUSIONES

En este trabajo se propone un procedimiento que permite obtener señales de nivel y de crecimiento tendencial cuando las variables económicas han atravesado, en un período reciente, alteraciones considerables en su comportamiento tendencial. En general, la mayoría de las series temporales están afectadas por alteraciones importantes de su comportamiento como consecuencia de determinadas circunstancias, que acaban violando la hipótesis de linealidad localmente, aunque ésta sea una buena aproximación sobre el conjunto de la muestra.

Este problema, que sólo tiene una relevancia local, impone graves consecuencias cuando se desea descomponer una serie temporal en sus componentes no observables (tendencia o serie ajustada de estacionalidad) y para ello se emplean procedimientos que utilizan filtros simétricos, como ocurre con los habitualmente utilizados. La distorsión en que se incurre provoca importantes desplazamientos del punto de ruptura, tanto en las señales de nivel como en las de crecimiento, que acaba perjudicando el rigor del análisis de coyuntura.

Concretamente, la obtención de las señales de nivel se suele realizar utilizando filtros simétricos en el operador de retardos y adelantos que resultan ópti-



mos (en el sentido de minimizar el error cuadrático medio) cuando el proceso estocástico que genera la serie es lineal. Sin embargo, cuando se produce una ruptura en el crecimiento tendencial y ésta no se tiene en cuenta, se produce un adelantamiento del fenómeno, si el crecimiento se mide mediante tasas interanuales en fase con los crecimientos mes a mes.

A este problema se le puede hacer frente, desde una perspectiva determinista, mediante el análisis de intervención y, desde una óptica estocástica, mediante el empleo de modelos no lineales. Sin embargo, para la extracción de señales, ninguna de estas alternativas es suficientemente adecuada, por lo que en este trabajo proponemos la aproximación lineal por tramos con el fin de contaminar lo menos posible un régimen con la información correspondiente a otro.

La evidencia aportada en este artículo referida a las importaciones no energéticas sugiere que la manera más apropiada de estimar una señal de nivel, como la tendencia, se basa en aproximar linealmente el comportamiento tendencial de cada régimen de manera independiente. Para ello, es preciso determinar el punto de ruptura. En términos generales, se dispondrá de una submuestra con un número elevado de observaciones y otra con un número reducido. La extracción de señales en ambas submuestras se debe realizar ampliando las series con retroprevisiones y previsiones para evitar que ambos regímenes se contaminen. Sobre las series ampliadas es posible utilizar el filtro óptimo, que, en general, será distinto sobre cada submuestra. Obsérvese que si hubiésemos estimado otras medidas alternativas de comportamiento tendencial, como las obtenidas a partir de procedimientos habituales, las importaciones reflejarían no sólo un adelantamiento de la ruptura, sino una excesiva suavización de la misma, y si se hubiera utilizado el análisis de intervención para corregir el comportamiento observado en la serie desde julio de 1989, estaríamos manejando una señal cuyo crecimiento tendencial a medio plazo no se debilitaría en ningún momento, lo cual es una hipótesis escasamente verosímil.

Más aún, los análisis económicos suelen realizarse en base a alguna medida de crecimiento que refleje las variaciones entre dos períodos de tiempo diferentes, lo que supone que cuando esta señal de crecimiento se construye en base a períodos referidos a dos regímenes distintos, el resultado se ve profundamente afectado por la forma en que se obtenga la señal. Así, para las importaciones no energéticas, cabe concluir que la asignación correcta del cambio mencionado anteriormente sobre el perfil de crecimiento, debe realizarse mediante la unión de las sendas de la tasa de crecimiento anual, siempre debidamente centradas, de las tendencias correspondientes a cada una de las submuestras, pues, de no actuar de esta manera, el análisis económico que se realice adelantaría el momento de la ruptura, distorsionando, así, la evaluación.

Finalmente, la existencia de comportamientos no lineales con carácter local reviste una gran importancia de cara a la estimación de las cifras trimestrales de la Contabilidad Nacional. Así, si las tendencias se obtienen bajo el supuesto de estabilidad, las series trimestrales resultantes registran las rupturas con anterioridad al momento en que se producen. Por tanto, resulta preciso, bien adoptar el procedimiento propuesto en este artículo, bien utilizar una aproximación determinista en la estimación de las magnitudes trimestrales. En cualquier caso, los usuarios de las series de Contabilidad Nacional Trimestral deben ser conscientes de la posible existencia de estos problemas.

## BIBLIOGRAFIA

- ALVAREZ, L. J.; DELRIEU, J. C., y ESPASA, A. (1992): «Aproximación lineal por tramos a comportamientos no lineales: estimación de señales de nivel y crecimiento», *Documento de Trabajo*, Banco de España, n.º 9226.
- BOX, G. E. P., y TIAO, G. C. (1976): «Comparison of Forecast and Actuality», *Applied Statistics*, 195-200.
- BOX, G. E. P., y PIERCE, D. A. (1981): «Estimating Current Trend and Growth Rates in Seasonal Time Series», Special Studies Paper, 156, Division of Research and Statistics, Federal Reserve Board.
- BOX, G. E. P.; PIERCE, D. A., y NEWBOLD, P. (1987): «Estimating Trend and Growth Rates in Seasonal Time Series», *Journal of the American Statistical Association*, 82, 276-282.
- BROWN, R. L.; DURBIN, J., y EVANS, J. M. (1975): «Techniques for Testing the Constancy of Regression Relationships over Time», *Journal of the Royal Statistical Society, Ser. B*, vol. 37, 149-192.
- BRUBACHER, S. R., y TUNNICLIFFE-WILSON, G. (1976): «Interpolating Time Series with Application to the Estimation of Holiday Effects on Electricity Demand», *Applied Statistics*, 107-116.
- BURRIDGE, P., y WALLIS, K. F. (1984): «Unobserved-Components Models for Seasonal Adjustment Filters», *Journal of Business and Economic Statistics*, 2, 350-359.
- CHEN, C.; LIU, L., y HUDDAK (1990): «Outlier Detection and Adjustment in Time Series Modelling and Forecasting», Scientific Computing Associates, Working Paper.
- CLEVELAND, W. S., y TIAO, G. C. (1976): «Decomposition of Seasonal Time Series: A Model for the Census X-11 Program», *Journal of the American Statistical Association*, 7, 355, 581-587.

- DENTON, F. T. (1971): «Adjustment of Monthly or Quarterly Series to Annual Totals: An Approach Based on Quadratic Minimization», *Journal of the American Statistical Association*, 99-102.
- ESPASA, A.; MANZANO, M. C.; MATEA, M. L., y CATASUS, V. (1987): «La inflación subyacente en la economía española: estimación y metodología», *Boletín Económico*, Banco de España, marzo, 32-51.
- ESPASA, A. (1990): «Metodología para realizar el análisis de coyuntura de un fenómeno económico», *Documento de Trabajo*, Banco de España, n.º 9003.
- (1991): «El perfil de crecimiento de un fenómeno económico», *Estadística Española*, vol. 33, 126, 57-71.
- ESPASA, A., y CANCELO, J. R. (1993): *Métodos Cuantitativos para el Análisis de Coyuntura*, Alianza Universidad, Colección Alianza Economía, n.º 3.
- GRANGER, C. W. S., y TERÄSVIRTA, T. (1993): *Modelling Non-Linear Economic Relationships*, Oxford University Press.
- GUERRERO, V. M. (1990): «Temporal Disaggregation of Time Series: an ARIMA-Based Approach», *International Statistical Review*, 58, 1, 29-46.
- HILLMER, S. C., y TIAO, G. C. (1982): «ARIMA-Model-Based Seasonal Adjustment», *Journal of the American Statistical Association*, 77, 63-70.
- HILLMER, S. C.; BELL, W. R., y TIAO, G. C. (1983): «Modelling Considerations in the Seasonal Adjustment of Economic Time Series», en A. Zellner (ed.), *Applied Time Series Analysis of Economic Data*, U. S. Dept. of Commerce, Bureau of the Census, Washington, D. C.
- INE (1993): *Metodología de la Contabilidad Nacional Trimestral*, Subdirección General de Cuentas Nacionales, Instituto Nacional de Estadística.
- KITAGAWA, G. (1987): «Non-Gaussian State Space Modelling of Non-Stationary Time Series», *Journal of the American Statistical Association*, vol. 82, 400, 1032-1040.
- MARAVALL, A. (1983): «An Application of Nonlinear Time Series Forecasting», *Journal of Business and Economic Statistics*, 1, 66-74.
- (1987): «Descomposición de series temporales: especificación, estimación e inferencia (con una aplicación a la oferta monetaria en España)», *Estadística Española*, 114, 11-69.
- MELIS, F. (1991): «La estimación del ritmo de variación en series económicas», *Estadística Española*, vol. 33, 126, 7-56.

- SANZ, R. (1982): «Métodos de desagregación temporal de series económicas», *Estudios Económicos*, Servicio de Estudios, 22, Banco de España.
- TONG, H. (1983): *Threshold Models in Non-Linear Time Series Analysis*, Springer Verlag, New York.
- (1990): *Non-Linear Time Series. A Dynamical System Approach*, Oxford University Press, Oxford.

## **A PIECEWISE LINEAR APPROACH TO NON-LINEAR TIME SERIES: ESTIMATION OF LEVEL AND GROWTH SIGNALS**

### **SUMMARY**

The aim of this paper is to obtain trend signals of the level and growth of an economic series in a set period in which such a series undergoes the effect of specific events. We analyse the consequences of using non-linear univariate models and intervention analysis. Under the assumption of a stochastic break an alternative to non-linear models is provided by a piecewise linear approach, thus modifying the initial conditions of the stochastic difference equation which the series follows after the breaking point. The proposed procedure, which needs a sufficient number of observations after the break, allows us to obtain the underlying evolution of a series within the specific period, thus avoiding the shortcomings of previous methods. In order to explain the approach, the paper analyses the series of non-energetic imports.

*Key Words:* underlying evolution, non-linear univariate models, intervention analysis, signal extraction.

*AMS Classification:* 62M10, 60G35.