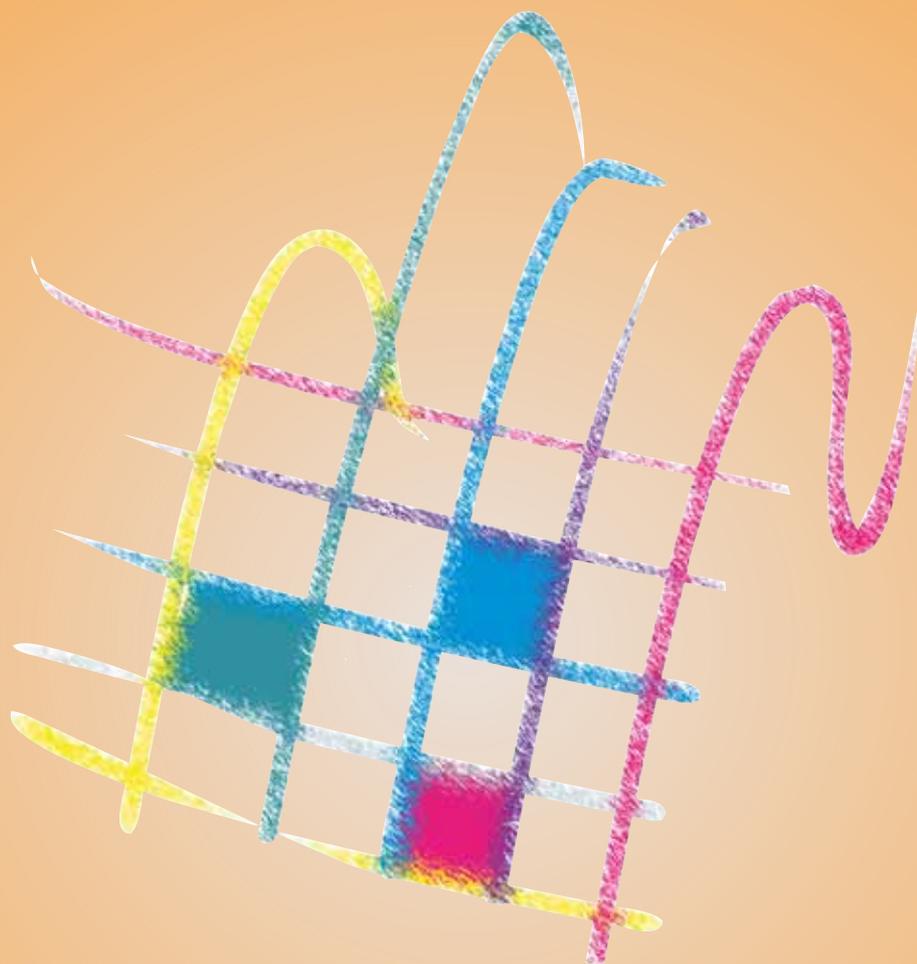


I.S.S.N.: 1989-7367



Diego Romero de Ávila Torrijos
Carlos Usabiaga Ibáñez

**Una aproximación empírica al
análisis de la persistencia de las
tasas de inflación españolas**



Instituto de Estadística de Andalucía
CONSEJERÍA DE ECONOMÍA Y HACIENDA

Diego Romero de Ávila Torrijos
Carlos Usabiaga Ibáñez

**Una aproximación empírica al
análisis de la persistencia de las
tasas de inflación españolas**

Instituto de Estadística de Andalucía

Pabellón de Nueva Zelanda

Leonardo Da Vinci, 21

Isla de la Cartuja

41092 Sevilla

Teléfono: 955 03 38 00

Fax: 955 03 38 16-17

www.juntadeandalucia.es/institutodeestadistica

Índice general

Resumen	9
1. Introducción	11
2. Metodología para el cómputo de los estadísticos de raíces unitarias	13
3. Metodología para el cómputo de estimaciones sin sesgo en la mediana del parámetro de persistencia y de la vida media de una perturbación, así como de sus intervalos de confianza	15
4. Resultados de los estadísticos de raíces unitarias	17
5. Resultados sobre las medidas de persistencia de las perturbaciones sobre las tasas de inflación	23
6. Conclusiones	31
Bibliografía	33
Gráficos	35

Índice de tablas

4.1. Estadísticos de raíces unitarias: IPC de las regiones españolas y agregado. 1979M1-2008M4	18
4.2. Estadísticos de raíces unitarias: IPC de las provincias españolas. 1971M1-2008M4	18
4.3. Estadísticos de raíces unitarias: IPC de los principales grupos de bienes y servicios. 1978M1-2000M12	20
4.4. Estadísticos de raíces unitarias: IPRI agregado y por sectores de producción. 1976M1-2002M12 . . .	21
5.1. Persistencia de las tasas de inflación: IPC de las regiones españolas y agregado. 1979M1-2008M4 .	24
5.2. Persistencia de las tasas de inflación: IPC de las provincias españolas. 1971M1-2008M4	25
5.3. Persistencia de las tasas de inflación: IPC de los principales grupos de bienes y servicios. 1978M1- 2000M12	27
5.4. Persistencia de las tasas de inflación: IPRI agregado y por sectores de producción. 1976M1-2002M12	28

Índice de gráficos

6.1. IPC agregado y por regiones	35
6.2. IPC por provincias	38
6.3. IPC por grupos	45
6.4. IPRI agregado y por sectores	46

Resumen

En este trabajo¹ investigamos el grado de persistencia de distintas tasas de inflación españolas (computadas en base al IPC –índice de precios de consumo– agregado, regional, provincial y por grupos de bienes y servicios, además de en base al IPRI –índice de precios industriales–, para el agregado y por sectores) mediante el uso de: 1) los estadísticos de raíces unitarias de Ng y Perron (2001) con la corrección propuesta por Perron y Qu (2007) para controlar por el sesgo de muestra finita, 2) estimaciones sin sesgo en la mediana del parámetro de persistencia y de sus respectivos intervalos de confianza a través del método propuesto por Hansen (1999), y 3) estimaciones de la vida media de una perturbación (además de los intervalos de confianza asociados) mediante el procedimiento propuesto por Gospodinov (2004), que produce estimaciones sin sesgo en la mediana mediante el cómputo de funciones impulso-

respuesta. Los resultados de la aplicación de estas técnicas apuntan a que todas las series de inflación basadas en las series de IPC agregado, regional, provincial y por grupos de bienes y servicios (8 grupos) presentan claramente una raíz unitaria. Con respecto a los resultados para el IPRI, hemos encontrado evidencia de que el índice agregado presenta claramente una raíz unitaria, mientras que a nivel sectorial (24 sectores) las tasas de inflación se muestran claramente estacionarias en siete sectores. Por lo tanto, los gestores de la política económica poco podrán hacer para contrarrestar los efectos de perturbaciones externas sobre la inflación, ya que su elevada persistencia hace que los efectos de dichas perturbaciones perduren a lo largo del tiempo, especialmente en los precios de consumo. En este sentido, son necesarias reformas correctoras en pos de una mayor flexibilidad.

¹Este documento ha sido generado en el marco del Proyecto «Análisis desagregado de la inflación española y andaluza», financiado por el Instituto de Estadística de Andalucía (IEA). Aparte de la financiación, agradecemos del IEA las atenciones y sugerencias recibidas de Elena Manzanera, José E. Molina e Iria Enrique. También agradecemos las sugerencias de nuestra colega María Ángeles Caraballo.

1. Introducción

La persistencia de la inflación es uno de los temas más estudiados por los macroeconomistas académicos y los investigadores de los bancos centrales. Ello no es de extrañar, ya que una elevada persistencia de la inflación podría alejar de forma duradera a la tasa de inflación de su valor de equilibrio u objetivo, como consecuencia de una perturbación externa. Por ejemplo, en el caso del Banco Central Europeo (BCE), estaríamos hablando del objetivo de inflación del 2%. Una buena muestra de este interés se puede observar en el importante grupo de trabajo creado por el BCE al respecto, el IPN («Inflation Persistence Network»), generador de un buen número de foros y publicaciones. Existen distintas aproximaciones metodológicas para estimar la persistencia de la inflación –véase Carballo (2009)–. Una línea teórica y empírica importante en este campo en la última década ha sido la de la curva de Phillips nekeynesiana híbrida, siguiendo la línea impulsada por Galí y Gertler (1999). Según esta modelización, la tasa de inflación responde a tres tipos de variables: a) la inflación retardada, b) los indicadores del estado del ciclo, y c) las expectativas de inflación futura. De este modo, la persistencia observada en la inflación podría responder a uno o varios de esos elementos. La persistencia intrínseca, vinculada a la variable a), es la más conocida, y recoge simplemente la inercia de la inflación, debida por ejemplo a la práctica de la indicación. La persistencia extrínseca, vinculada a las variables b), se asocia con las rigideces en el mecanismo de formación de precios y salarios: frecuencia de cambio de precios, etc.² Por último, la persistencia de la inflación puede relacionarse también con el mecanismo de formación de expectativas de los agentes –variable c)–. En nuestro trabajo nos referiremos esencialmente

a la persistencia denotada como intrínseca, que mide el grado de inercia de la inflación, estudiando este aspecto al margen de un modelo teórico concreto, y utilizando varias aproximaciones empíricas. Debemos destacar que, a diferencia de otros trabajos –véase la revisión de Altissimo *et al.* (2006)³–, prestaremos una especial atención a la desagregación de las cifras de inflación, en nuestro caso las españolas. Asimismo, debemos señalar que en nuestro análisis aplicaremos diversas técnicas econométricas univariantes. Romero-Ávila y Usabiaga (2009) estudian una temática similar a la de nuestro trabajo pero para las cifras de inflación agregadas de una serie de países de la OCDE, empleando técnicas de datos de panel y permitiendo cambios estructurales. De todas formas, cuando aplican tests univariantes del tipo KPSS sin cambio estructural a efectos comparativos, obtienen el resultado de raíz unitaria para España, similar a nuestro resultado para el IPC agregado.

Estudios previos han analizado la persistencia en las tasas de inflación mediante el uso de estadísticos de raíces unitarias con el objetivo de determinar si la hipótesis nula –la suma de los coeficientes autorregresivos (AR) que constituye el parámetro de persistencia es igual a uno (existencia de una raíz unitaria)– puede ser rechazada en favor de la hipótesis alternativa de estacionariedad –donde la suma de los coeficientes autorregresivos es menor que uno–. Para evaluar si existe una raíz unitaria en las distintas tasas de inflación que manejamos (computadas en base al IPC agregado, regional, provincial y por grupos de bienes y servicios (8), además de en base al IPRI, para el agregado y por sectores (24)) empleamos los estadísticos de raíces unitarias de Ng y Perron (2001) con la corrección de Perron y Qu (2007)

²Véanse a este respecto los trabajos de Dhyne *et al.* (2006) y Fabiani *et al.* (2006) para la zona euro.

³Debemos señalar que las estimaciones del parámetro de persistencia que proporcionamos en nuestro trabajo para el IPC y para el IPRI agregados son superiores a las recogidas en la revisión de

Altissimo *et al.* (2006). Sin embargo, hay que tener en cuenta que resulta diferente estimar dicho parámetro particularmente que en el seno de una curva de Phillips, donde existen otras variables de control.

para controlar por el sesgo de muestra finita. Estos estadísticos modifican los tests de raíces unitarias convencionales para generar estadísticos con buen tamaño y potencia estadística. Asimismo, el uso de estos estadísticos nos permite tener confianza en que el no rechazo de la hipótesis nula de no estacionariedad no es causado por la escasa potencia estadística asociada a los estadísticos convencionales, como es el caso del estadístico de Dickey y Fuller (1979, ADF).⁴ A su vez, mediante la utilización de estos estadísticos podemos estar seguros de que los rechazos de la hipótesis nula no son debidos a las distorsiones de tamaño causadas por la existencia de raíces negativas de medias móviles de tamaño considerable (véase Perron y Ng, 1996).

Sin embargo, este tipo de análisis sólo aporta información limitada acerca del grado exacto de persistencia de las tasas de inflación, ya que se basa únicamente en la distinción entre la hipótesis de raíz unitaria y la hipótesis de estacionariedad, sin establecer exactamente el grado de persistencia de la serie. Para superar esta limitación, que alternativamente se podría abordar mediante técnicas de integración fraccional, en nuestro análisis computamos estimaciones sin sesgo en la mediana del parámetro de persistencia y de la vida media de una perturbación, siendo definida esta última como el número de años que son requeridos para que el efecto de una perturbación unitaria se reduzca a la mitad. Junto a esto, y con el objetivo de proporcionar información acerca del grado de precisión en las estimaciones del parámetro de persistencia y de las vidas medias, también calculamos los intervalos de confianza tanto de la suma de los coeficientes autorregresivos como de las vidas medias a través del método propuesto por Hansen (1999).

En nuestro análisis presentamos las estimaciones de la vida media de una perturbación que afecta a las ta-

sas de inflación españolas, siguiendo distintos criterios de desagregación. Para ello, utilizamos el procedimiento propuesto por Gospodinov (2004), que calcula estimaciones de la vida media sin sesgo en la mediana mediante el cómputo de funciones impulso-respuesta.⁵ Como hemos indicado, también presentamos estimaciones de los intervalos de confianza, tanto de la vida media como del parámetro de persistencia. Los intervalos de confianza al 95 % serán calculados mediante el procedimiento propuesto por Hansen (1999), que hace uso del método del percentil «grid-bootstrap». En suma, con el uso de este conjunto de medidas de persistencia, esperamos ser capaces de proporcionar una perspectiva clara sobre el grado de persistencia de las tasas de inflación para la economía española, teniendo en cuenta varios niveles de desagregación en los datos. También pensamos que es importante la comparación entre precios de consumo (IPC) y precios de producción (IPRI) —en nuestro caso de las ramas de la industria y energía—.

El resto de este trabajo se estructura del siguiente modo. En la sección 2 presentamos la metodología para el cómputo de los estadísticos de raíces unitarias. La sección 3 describe la metodología para el cómputo de estimaciones sin sesgo en la mediana del parámetro de persistencia y de la vida media de una perturbación, y de sus intervalos de confianza. La sección 4 presenta los resultados de los estadísticos de raíces unitarias. La sección 5 ofrece los resultados de las medidas de persistencia de las perturbaciones sobre las tasas de inflación, que incluyen la estimación sin sesgo en la mediana del parámetro de persistencia y de la vida media de una perturbación unitaria sobre las tasas de inflación, además de sus respectivos intervalos de confianza. Por último, la sección 6 recoge las principales conclusiones de todo nuestro análisis.

⁴Para más detalles al respecto véase DeJong *et al.* (1992).

⁵Tradicionalmente, las vidas medias han sido calculadas en la literatura mediante la ecuación $\ln(0,5)/\ln(\alpha)$, donde el parámetro α es la suma de los coeficientes del proceso autorregresivo correspondiente a la serie de datos. También es importante mencionar que este procedimiento es válido para un proceso AR(1) que decae de forma monótona, mientras que no es apropiado para unos procesos autorregresivos de mayor grado, para los que el efecto de las perturbaciones no decae de forma constante.

2. Metodología para el cómputo de los estadísticos de raíces unitarias

En esta sección describimos brevemente la metodología empleada para el cómputo de la clase de estadísticos modificados (M-tests) originalmente propuestos por Stock (1999), y posteriormente desarrollados por Perron y Ng (1996) y Ng y Perron (2001). Estos autores aplican métodos de estimación basados en los mínimos cuadrados generalizados (MCG), en lugar de mínimos cuadrados ordinarios (MCO), a la hora de estimar los componentes deterministas de una regresión ADF (véase Elliot *et al.*, 1996, ERS), con el objetivo de obtener ganancias importantes en términos de potencia estadística. Asumiendo una especificación como:

$$\Delta y_t = d_t + \beta_0 y_{t-1} \sum_{j=1}^k \beta_j \Delta y_{t-j} + e_{tk} \quad (2.1)$$

donde $d_t = \sum_{i=0}^p \psi_i t^i$ con $p = 0, 1$ para el caso de una constante y una tendencia lineal, respectivamente. Dado que la inflación no presenta una tendencia clara, asumiremos en el análisis que $p = 0$. El estadístico ADF originalmente propuesto por Dickey y Fuller (1979) es el estadístico asociado a la hipótesis $\beta_0 = 0$ en (2.1). Con el objetivo de alcanzar mayor potencia estadística, a la serie original se le elimina la tendencia mediante el uso de «local-to-unity» MCG, generando $\tilde{y}_t \equiv y_t - \hat{\psi}' z_t$, donde z_t es un conjunto de componentes deterministas y $\hat{\psi}$ minimiza $S(\bar{\alpha}, \psi) = (y^{\bar{\alpha}} - \psi' z^{\bar{\alpha}})' (y^{\bar{\alpha}} - \psi' z^{\bar{\alpha}})$, para $(y_0^{\bar{\alpha}}, y_t^{\bar{\alpha}}) \equiv (y_0, (1 - \bar{\alpha}L)y_t)$, $t = 1, \dots, T$, para un valor determinado de $\bar{\alpha} = 1 + \bar{c}/T$. El valor de \bar{c} es seleccionado de modo que la función asintótica de potencia estadística del test es tangente a la función de potencia óptima («power envelope») al 50% de nivel de potencia. Por lo tanto, para $p = 0$, $\bar{c} = -7,0$ y para $p = 1$, $\bar{c} = -13,5$.⁶

Ng y Perron (2001) recomienda el uso del estadístico ADF^{GLS} originalmente propuesto por ERS, que es el es-

taadístico para la hipótesis $\beta_0 = 0$ en una especificación ADF donde a la serie se le eliminan los componentes determinísticos mediante la aplicación de los MCG con anterioridad a la estimación por MCO, es decir:

$$\Delta \tilde{y}_t = \beta_0 \tilde{y}_{t-1} \sum_{j=1}^k \beta_j \Delta \tilde{y}_{t-j} + e_{tk} \quad (2.2)$$

A pesar del incremento sustancial en la potencia estadística del estadístico ADF^{GLS} , Ng y Perron (2001) encuentran evidencia de distorsiones de tamaño, debido a la presencia de una raíz negativa de medias móviles de tamaño considerable en las series. Para superar esta dificultad estos autores proponen el uso de la clase-M de estadísticos de raíces unitarias, al estar basados en los métodos de eliminación de tendencia con MCG (estadísticos M^{GLS}) para los que las distorsiones de tamaño son menos importantes. Por lo tanto, Ng y Perron (2001) desarrollan los estadísticos MZ_{α}^{GLS} y MZ_t^{GLS} , que son versiones modificadas de los estadísticos Z_{α} y Z_t de Phillips y Perron (1988), junto con el estadístico MSB^{GLS} , que es una variante del estadístico original propuesto por Sargan y Bhargava (1983). Los estadísticos son definidos del siguiente modo para las series a las cuales se les han eliminado los componentes determinísticos mediante MCG:

$$MZ_{\alpha}^{GLS} = \left(T^{-1} \tilde{y}_T^2 - \hat{\lambda}_{AR} \right) \left(2T^{-2} \sum_{t=1}^T \tilde{y}_{t-1}^2 \right)^{-1} \quad (2.3)$$

donde $\hat{\lambda}_{AR} = \hat{\sigma}_k^2 / (1 - \hat{\beta}(1))^2$ es un estimador autorregresivo de la densidad espectral, $\hat{\beta}(1) = \sum_{i=1}^k \hat{\beta}_i$ y $\hat{\sigma}_k^2 = (T - k)^{-1} \sum_{t=k+1}^T \hat{e}_{tk}^2$, con $\hat{\beta}_i$ y $\{\hat{e}_{tk}\}$ obtenidos a partir de (2.2) mediante la aplicación de MCG. Asimismo, el estadístico modificado de Sargan y Bhargava

la especificación.

⁶En nuestro análisis, dada la ausencia de una clara tendencia lineal en las series de inflación, sólo incluiremos una constante en

toma la siguiente forma:

$$MSB^{GLS} = \left(T^{-2} \sum_{t=1}^T \tilde{y}_{t-1}^2 / \hat{\lambda}_{AR} \right)^{1/2} \quad (2.4)$$

siendo $MZ_t^{GLS} = MZ_\alpha^{GLS} \times MSB^{GLS}$. Para que estos estadísticos presenten propiedades óptimas, es necesario elegir el retardo óptimo adecuado (k) en la ecuación (2.2). Ng y Perron (2001) proponen el criterio de información modificado de Akaike (MAIC), que viene dado por:

$$MAIC(k) = \ln(\hat{\sigma}_{k_m}^2) + \frac{2(\tau_t(k) + k)}{T - k_{\max}} \quad (2.5)$$

donde $\tau_t(k) = (\hat{\sigma}_{k_m}^2)^{-1} \hat{\beta}_0^2 \sum_{t=k_{\max}+1}^T \tilde{y}_{t-1}^2$, k_{\max} es el valor máximo de k considerado en el análisis (18 en nuestro

caso) y $\hat{\sigma}_{k_m}^2 = (T - k_{\max})^{-1} \sum_{t=k_{\max}+1}^T \hat{\varepsilon}_{tk}^2$. El MAIC trata de seleccionar un retardo suficientemente largo cuando existe una raíz negativa de medias móviles de tamaño considerable, evitando así distorsiones de tamaño, y un retardo reducido cuando dicha raíz no está presente, evitando así una pérdida innecesaria de potencia estadística. Para alternativas locales, la potencia estadística de estos tests es la adecuada. No obstante, Perron y Qu (2007) argumentan que un inconveniente de estos estadísticos es que para alternativas no locales la potencia estadística disminuye de forma sustancial. Para afrontar este problema, seguimos la recomendación de Perron y Qu (2007), de modo que seleccionamos el retardo óptimo k con el MAIC construido con las series una vez eliminados los componentes determinísticos mediante MCO en lugar de MCG.

3. Metodología para el cómputo de estimaciones sin sesgo en la mediana del parámetro de persistencia y de la vida media de una perturbación, así como de sus intervalos de confianza

Gospodinov (2004) parte de una representación de un proceso $AR(p)$ basada en la especificación aumentada de Dickey y Fuller (1979) que toma la forma siguiente:⁷

$$\pi_t = \alpha\pi_{t-1} + \Psi(L)\Delta\pi_{t-1} + \epsilon_t \quad (3.1)$$

donde π_t se refiere a la tasa de inflación en t , α es la suma de los coeficientes autorregresivos, que de acuerdo con Andrews y Chen (1994) representa una medida de persistencia, y $\Psi(L) = \sum_{j=1}^{p-1} \psi_j L^j$, donde L representa al operador de retardos. Si el proceso autorregresivo tiene una raíz cercana a la unidad, es muy útil reparametrizarla siguiendo el método «local-to-unity» ($\alpha \approx 1 + c/T$) para una constante fija $c < 0$ (un proceso con una raíz cercana a la unitaria –«near unit root process»–) versus $c = 0$ (proceso con una raíz unitaria –«unit root process»–). Esto permite eliminar la discontinuidad de la distribución en las cercanías de uno. Si suponemos $\rho = (\alpha, \psi_1, \dots, \psi_{p-1})' \in \Xi \subset \mathbb{R}^p$, la función de cuasi-verosimilitud en forma logarítmica de (3.1) condicionada a las condiciones iniciales toma la siguiente forma:

$$l_T(\rho) = -0,5T \ln(\sigma^2) - 0,5 \sum_{t=1}^T \frac{\epsilon_t^2}{\sigma^2} \quad (3.2)$$

donde el estimador de máxima verosimilitud del parámetro ρ es $\hat{\rho} \equiv \arg \max_{\rho \in \Xi} l_T(\rho)$. Con el objetivo de comprobar si la hipótesis de que la función impulso-respuesta en un horizonte temporal l , θ_l , toma un valor igual a $\theta_{0,l}$, es decir, $H_0: \theta_l = \theta_{0,l}$ vs. $H_1: \theta_l \neq \theta_{0,l}$, Gospodinov reescribe la restricción bajo la hipótesis nula como $h(\rho) = 0$, donde $h \equiv \theta_l - \theta_{0,l}$ es un polinomio de orden l . Si suponemos que $\tilde{\rho} \equiv \arg \max_{h(\rho)=0} l_T(\rho)$ denota el estimador restringido de máxima verosimilitud, el estadístico de razón de verosimilitud para la hipótesis $H_0: h(\rho) = 0$ toma la siguiente forma: $LR_T = T \ln(SSR_0/SSR)$, donde

SSR_0 y SSR son la suma residual cuadrática restringida y total estimada, respectivamente.

Gospodinov demuestra que la estimación restringida del parámetro de persistencia α converge a una tasa más rápida que en el modelo sin restringir, además de proporcionar una estimación consistente de la función impulso-respuesta en un horizonte futuro igual a l , $\frac{\partial \pi_{t+l}}{\partial \epsilon_t} = \theta_l$. El conjunto de valores de θ_l que satisfacen la condición $LR_T \leq q_\eta(c)$ nos proporciona el 100 $\eta\%$ del conjunto de confianza del impulso-respuesta en un horizonte futuro igual a l , donde $q_\eta(c)$ es el cuantil η -ésimo de la función de distribución asintótica del estadístico LR_T . Asimismo, Gospodinov propone el estadístico LR_T^\pm , estadístico que se caracteriza por la función $LR_T^\pm = \text{sgn}(\theta_l(\hat{\rho}) - \theta_l(\tilde{\rho}))\sqrt{LR_T}$, donde $\text{sgn}(\cdot)$ indica el signo de la expresión entre paréntesis, mientras que $\hat{\rho}$ y $\tilde{\rho}$ son las estimaciones sin restringir y restringidas, respectivamente. A su vez, este estadístico modificado de razón de verosimilitud puede usarse para construir intervalos y estimaciones sin sesgo en la mediana de la vida media de una perturbación como medida del tiempo requerido por una perturbación unitaria para disiparse en un 50%: $\Lambda_{0,5} = \sup_{l \in L} \left| \frac{\partial \pi_{t+l}}{\partial \epsilon_t} \right| \geq 0,5$. El intervalo de confianza para la vida media al nivel 100 $\eta\%$ se calcula como $C_\eta(l) = \{l \in L : LR_T \leq q_\eta(c)\}$, donde $\tilde{\rho} \equiv \arg \max l_T(\rho)$, sujeto a la restricción de que $\theta_l - 0,5 = 0$.

Con el objetivo de proporcionar estimaciones sin sesgo en la mediana, tanto del parámetro de persistencia como de los intervalos de confianza al 95%, empleamos el método de «grid-bootstrap» propuesto por Hansen (1999), usando a su vez el estadístico DF^{GLS} de Elliot *et al.* (1996); mediante la aplicación del método de los MCG para eliminar la tendencia de la serie en lugar de MCO, este método es capaz de estimar los

Ng y Perron (2001), con la corrección para muestras finitas propuesta por Perron y Qu (2007).

⁷El parámetro p , referente al número de retardos necesarios para corregir por autocorrelación, se determina siguiendo el Criterio de Información Modificado de Akaike (MAIC) propuesto por

componentes determinísticos del modelo dentro de un enfoque «local-to-unity», con la ganancia en términos de potencia estadística que ello supone.

Es importante mencionar que empleamos el método de Hansen (1999) porque el estadístico t convencional utilizado para construir los intervalos de confianza para el parámetro de persistencia se caracteriza por una distribución que es no estándar. Asimismo, Inoue y Kilian (2002) muestran que, incluso dentro del enfoque más eficiente del tipo «local-to-unity», para procesos autorregresivos de grado superior a uno los métodos convencionales de «bootstrap» ofrecen estimaciones asintóticamente válidas de los coeficientes autorregresivos individuales, a la vez que generan estimaciones incorrectas de la suma de los coeficientes autorregresivos, suma que representa el coeficiente de persistencia. A su vez, Gospodinov (2004) muestra que los intervalos de confianza calculados a través del método de «bootstrap» convencional para procesos $AR(p)$ con $p > 1$ exhiben unas tasas de cobertura muy bajas en muestras pequeñas para procesos cercanos a la raíz unitaria. Por lo tanto, el método de Hansen (1999) constituye una buena alternativa para obtener estimaciones correctas de los intervalos de confianza, tanto del parámetro de persistencia como de la vida media de una perturbación. A diferencia de los métodos convencionales de «boots-

trap», el método de Hansen («grid-bootstrap method») no sólo computa los cuantiles empíricos que forman la distribución de los estadísticos t para la estimación del parámetro de persistencia ($\hat{\alpha}$), sino también para una secuencia («grid») completa de valores de α . Para una secuencia de valores de α ($\alpha_i, i = 1, \dots, n$), Hansen (1999) procede a estimar el proceso de generación de datos para cada α_i mediante MCO restringidos, imponiendo la restricción $\alpha = \alpha_i$. Los coeficientes estimados con MCO restringidos, junto con los residuos «resampled» también obtenidos del mismo modo, son utilizados para construir 2000 pseudo-muestras para cada valor α_i , es decir, $t_i^* = (\alpha_i^* - \alpha_i)/s(\hat{\alpha}_i^*)$ donde α_i^* es la estimación mediante MCO del parámetro de persistencia para una pseudo-muestra dada y para un valor de α_i dado. A partir de los estadísticos t computados, procedemos a calcular la distribución empírica de los estadísticos para cada valor de α_i , lo cual nos permite a su vez calcular los cuantiles 0,025 y 0,975 de la distribución de los estadísticos t para cada α_i . Por último, calculamos el límite superior del intervalo de confianza al 95 % para el parámetro de persistencia α , como el valor de α_i que asegura que $(\hat{\alpha} - \alpha_i)/s(\hat{\alpha}) = t_{i,0,025}^*$, mientras que el límite inferior del intervalo es igual al valor de α_i que nos proporciona $(\hat{\alpha} - \alpha_i)/s(\hat{\alpha}) = t_{i,0,975}^*$.

4. Resultados de los estadísticos de raíces unitarias

En esta sección presentamos los resultados de la aplicación de los estadísticos de raíces unitarias con tamaño y potencia óptima de Ng y Perron (2001). Nuestros datos son tasas de inflación interanuales, ofrecidas con frecuencia mensual. Dados los requerimientos de datos de nuestro análisis de persistencia, hemos buscado las series oficiales proporcionadas por el Instituto Nacional de Estadística (INE), respecto al IPC y al IPRI, más extensas posibles, para sus principales desagregaciones; es por ello por lo que el periodo de análisis no siempre coincide para las distintas series. En la tabla 4.1 presentamos los resultados para las tasas de inflación basadas en las series de IPC para las regiones españolas y para el agregado, durante el periodo que va desde enero de 1979 hasta abril de 2008. La tabla 4.2 presenta los resultados para las tasas de inflación basadas en las series de IPC para las provincias españolas, durante el periodo que va desde enero de 1971 hasta abril de 2008. La tabla 4.3 presenta los resultados para las tasas de inflación basadas en las series de IPC para los principales grupos de bienes y servicios, durante el periodo que va desde enero de 1978 hasta diciembre de 2000. Por último, la tabla 4.4 presenta los resultados de las tasas de inflación basadas en el IPRI a nivel agregado y por sectores,⁸ para el periodo que transcurre desde enero de 1976 hasta diciembre de 2002.

Como muestran las tablas 4.1, 4.2 y 4.3, todas las series de inflación basadas en las series de IPC (agrega-

do, regional, provincial y por grupos de bienes y servicios) presentan claramente una raíz unitaria; así, no se llega a rechazar la hipótesis nula de no estacionariedad ni siquiera al 10 % de significatividad. Estos resultados ofrecen soporte empírico a la existencia de un grado elevado de persistencia en las tasas de inflación basadas en el IPC para el agregado español y también para sus principales desagregaciones. El factor comentado de que los estadísticos manejados presentan buenas propiedades en términos de tamaño y potencia estadística incluso para muestras pequeñas nos permite tener confianza en que el no rechazo de la hipótesis nula de una raíz unitaria en las series no es causado por la escasa potencia estadística asociada a los estadísticos convencionales, como es el caso del estadístico ADF. Asimismo, la utilización de estos estadísticos nos permite estar seguros de que los rechazos de la hipótesis nula no son debidos a las distorsiones de tamaño causadas por la existencia de raíces negativas de medias móviles de tamaño considerable (Perron y Ng, 1996). La obtención de una raíz unitaria para las tasas de inflación basadas en el IPC nos indica que el efecto de una perturbación sobre dicha variable permanecerá a lo largo del tiempo, con los efectos que ello puede suponer para la economía. Pensemos por ejemplo en los factores (políticos, institucionales, naturales, etc.) que producen fuertes repuntes en los precios del petróleo, de otras fuentes energéticas, de los alimentos, etc., y que podrían tener efectos permanentes.

⁸A este respecto, debemos reseñar que, al representarlas gráficamente, las series 13 (Refino de petróleo), 21 (Extracción y preparación de minerales metálicos) y 43 (Otras industrias manufactureras) muestran un comportamiento que destaca respecto al resto de las series.

Tabla 4.1. Estadísticos de raíces unitarias: IPC de las regiones españolas y agregado. 1979M1-2008M4

	k_{MAIC}^a	MZ_{α}^{GLS}	MZ_t^{GLS}	MSB^{GLS}	ADF^{GLS}	P_t	MP_t
IPC agregado	13	-1,330	-0,797	0,599	-0,972	18,927	17,909
01. Andalucía	12	0,319	0,424	1,329	0,444	113,866	101,415
02. Aragón	15	0,417	0,664	1,593	0,652	165,994	146,173
03. Asturias	12	0,348	0,477	1,369	0,415	121,365	108,010
04. Baleares	13	0,512	1,040	2,030	1,105	271,490	238,380
05. Canarias	12	0,056	0,058	1,025	0,084	66,005	59,345
06. Cantabria	12	0,418	0,796	1,906	0,805	235,526	206,171
07. Castilla y León	12	0,337	0,482	1,429	0,465	131,876	116,636
08. Castilla-La Mancha	12	0,238	0,286	1,203	0,189	92,612	82,613
09. Cataluña	16	0,371	0,468	1,262	0,445	105,360	93,283
10. Comunidad Valenciana	16	0,351	0,464	1,323	0,499	113,828	101,284
11. Extremadura	12	0,292	0,375	1,283	0,368	106,047	94,350
12. Galicia	12	0,337	0,459	1,359	0,550	119,466	106,174
13. Madrid	12	0,483	0,847	1,753	0,854	202,650	178,330
14. Murcia	16	0,163	0,162	0,993	0,199	64,146	57,461
15. Navarra	13	0,518	0,942	1,819	0,981	219,053	192,988
16. País Vasco	12	0,393	0,546	1,387	0,537	125,602	111,795
17. La Rioja	13	0,375	0,488	1,303	0,506	112,233	99,026

^aEl retardo óptimo es seleccionado mediante el método MAIC propuesto por Ng y Perron (2001) con la modificación para muestras pequeñas propuesta por Perron y Qu (2007). Los valores críticos al 1%, 5% y 10% para el estadístico MZ_{α}^{GLS} son -13,8, -8,1 y -5,7, respectivamente. Los valores críticos al 1%, 5% y 10% para los estadísticos MZ_t^{GLS} y ADF^{GLS} son -2,58, -1,98 y -1,62, respectivamente. Los valores críticos al 1%, 5% y 10% para el estadístico MSB^{GLS} son 0,174, 0,233 y 0,275, respectivamente. Los valores críticos al 1%, 5% y 10% para los estadísticos P_t y MP_t son 1,78, 3,17 y 4,45, respectivamente.

^b, ^c y ^d conllevan el rechazo de la hipótesis nula de raíz unitaria frente a la alternativa de estacionariedad al 1%, 5% y 10% de nivel de significación, respectivamente.

Tabla 4.2. Estadísticos de raíces unitarias: IPC de las provincias españolas. 1971M1-2008M4

	k_{MAIC}^a	MZ_{α}^{GLS}	MZ_t^{GLS}	MSB^{GLS}	ADF^{GLS}	P_t	MP_t
01. Álava	12	-3,091	-1,234	0,399	-1,214	7,937	7,912
02. Albacete	14	-2,940	-1,152	0,392	-1,097	8,278	8,201
03. Alicante	14	-3,116	-1,216	0,390	-1,157	7,785	7,817
04. Almería	12	-3,099	-1,173	0,378	-1,140	7,952	7,803
05. Asturias	15	-1,981	-0,904	0,456	-0,832	11,559	11,426
06. Ávila	13	-5,328	-1,608	0,302	-1,523	4,654	4,667
07. Badajoz	16	-2,693	-1,137	0,422	-1,110	8,986	9,015
08. Baleares	16	-2,515	-1,097	0,436	-1,053	9,607	9,626
09. Barcelona	12	-2,171	-1,025	0,472	-1,010	11,208	11,145
10. Burgos	15	-2,812	-1,124	0,400	-1,078	8,583	8,537
11. Cáceres	17	-4,168	-1,421	0,341	-1,337	5,890	5,913
12. Cádiz	13	-2,250	-0,940	0,418	-0,945	10,545	10,048
13. Cantabria	13	-2,259	-1,004	0,444	-0,954	10,468	10,431
14. Castellón	16	-2,083	-1,015	0,488	-0,982	11,840	11,717
15. Ciudad Real	17	-3,303	-1,262	0,382	-1,186	7,370	7,401

CONTINÚA

Tabla 4.2. Estadísticos de raíces unitarias: IPC de las provincias españolas. 1971M1-2008M4

CONTINUACIÓN

	k_{MAIC}^a	MZ_{α}^{GLS}	MZ_t^{GLS}	MSB^{GLS}	ADF^{GLS}	P_t	MP_t
16. Córdoba	14	-4,262	-1,422	0,334	-1,355	5,794	5,813
17. Coruña	14	-2,576	-1,135	0,441	-1,135	9,778	9,511
18. Cuenca	12	-4,999	-1,556	0,311	-1,494	4,948	4,967
19. Gerona	14	-4,402	-1,475	0,335	-1,433	5,603	5,582
20. Granada	12	-2,663	-1,084	0,407	-1,042	8,952	8,939
21. Guadalajara	17	-3,397	-1,297	0,382	-1,247	7,246	7,209
22. Guipúzcoa	13	-3,176	-1,244	0,392	-1,197	7,692	7,695
23. Huelva	12	-1,129	-0,611	0,542	-0,590	17,322	16,736
24. Huesca	16	-3,643	-1,301	0,357	-1,226	6,745	6,744
25. Jaén	13	-2,369	-1,007	0,425	-0,970	9,930	9,856
26. León	13	-4,177	-1,408	0,337	-1,353	5,925	5,923
27. Lérida	14	-3,552	-1,316	0,370	-1,290	6,894	6,899
28. Lugo	15	-3,237	-1,262	0,390	-1,260	7,547	7,559
29. Madrid	17	-3,643	-1,304	0,358	-1,212	6,721	6,742
30. Málaga	12	-3,065	-1,166	0,380	-1,113	7,945	7,879
31. Murcia	13	-2,446	-1,094	0,447	-1,095	10,017	9,950
32. Navarra	12	-3,269	-1,242	0,380	-1,222	7,434	7,465
33. Orense	17	-1,968	-0,959	0,487	-0,966	12,034	12,086
34. Palencia	17	-2,142	-0,945	0,441	-0,884	10,851	10,696
35. Las Palmas	14	-1,647	-0,817	0,496	-0,754	13,610	13,384
36. Pontevedra	16	-3,558	-1,324	0,372	-1,355	6,895	6,887
37. Rioja	12	-4,125	-1,418	0,344	-1,388	5,966	5,965
38. Salamanca	15	-2,351	-1,058	0,450	-1,003	10,232	10,259
39. S. Cruz Tenerife	17	-0,993	-0,553	0,557	-0,479	18,998	17,869
40. Segovia	12	-1,614	-0,808	0,501	-0,767	13,779	13,618
41. Sevilla	14	-3,311	-1,264	0,382	-1,218	7,360	7,387
42. Soria	12	-2,210	-1,038	0,470	-1,032	10,969	10,980
43. Tarragona	12	-2,317	-1,070	0,462	-1,071	10,664	10,529
44. Teruel	17	-3,525	-1,310	0,372	-1,278	6,921	6,950
45. Toledo	14	-1,245	-0,727	0,584	-0,683	17,696	17,752
46. Valencia	15	-2,007	-0,953	0,475	-0,956	11,670	11,712
47. Valladolid	12	-2,631	-1,091	0,415	-1,032	9,107	9,093
48. Vizcaya	14	-4,793	-1,513	0,316	-1,429	5,175	5,196
49. Zamora	12	-4,901	-1,544	0,315	-1,478	5,031	5,052
50. Zaragoza	12	-2,933	-1,199	0,409	-1,164	8,349	8,328
51. Ceuta	15	-3,056	-1,199	0,392	-1,155	7,926	7,957
52. Melilla	14	-2,607	-1,045	0,401	-1,025	9,191	9,006

^aEl retardo óptimo es seleccionado mediante el método MAIC propuesto por Ng y Perron (2001) con la modificación para muestras pequeñas propuesta por Perron y Qu (2007). Los valores críticos al 1%, 5% y 10% para el estadístico MZ_{α}^{GLS} son -13,8, -8,1 y -5,7, respectivamente. Los valores críticos al 1%, 5% y 10% para los estadísticos MZ_t^{GLS} y ADF^{GLS} son -2,58, -1,98 y -1,62, respectivamente. Los valores críticos al 1%, 5% y 10% para el estadístico MSB^{GLS} son 0,174, 0,233 y 0,275, respectivamente. Los valores críticos al 1%, 5% y 10% para los estadísticos P_t y MP_t son 1,78, 3,17 y 4,45, respectivamente.

^b, ^c y ^d conllevan el rechazo de la hipótesis nula de raíz unitaria frente a la alternativa de estacionariedad al 1%, 5% y 10% de nivel de significación, respectivamente.

Tabla 4.3. Estadísticos de raíces unitarias: IPC de los principales grupos de bienes y servicios. 1978M1-2000M12

	k_{MAIC}^a	MZ_{α}^{GLS}	MZ_t^{GLS}	MSB^{GLS}	ADF^{GLS}	P_t	MP_t
G1. Alimentos, bebidas y tabaco	12	0,278	0,297	1,070	0,212	79,631	67,542
G2. Vestido y calzado	14	0,699	1,462	2,090	1,330	310,260	263,698
G3. Vivienda	12	0,216	0,218	1,009	0,108	67,522	59,976
G4. Menaje y servicios para el hogar	13	0,573	1,073	1,873	0,926	244,314	206,927
G5. Medicina y conservación de la salud	15	0,730	1,251	1,714	1,121	212,049	180,786
G6. Transportes y comunicaciones	13	0,292	0,366	1,254	0,271	106,521	90,503
G7. Esparcimiento, enseñanza y cultura	12	0,612	1,060	1,734	1,009	212,154	179,898
G8. Otros bienes y servicios	13	0,329	0,341	1,036	0,367	74,438	64,449

^aEl retardo óptimo es seleccionado mediante el método MAIC propuesto por Ng y Perron (2001) con la modificación para muestras pequeñas propuesta por Perron y Qu (2007). Los valores críticos al 1%, 5% y 10% para el estadístico MZ_{α}^{GLS} son -13,8, -8,1 y -5,7, respectivamente. Los valores críticos al 1%, 5% y 10% para los estadísticos MZ_t^{GLS} y ADF^{GLS} son -2,58, -1,98 y -1,62, respectivamente. Los valores críticos al 1%, 5% y 10% para el estadístico MSB^{GLS} son 0,174, 0,233 y 0,275, respectivamente. Los valores críticos al 1%, 5% y 10% para los estadísticos P_t y MP_t son 1,78, 3,17 y 4,45, respectivamente.

^b, ^c y ^d conllevan el rechazo de la hipótesis nula de raíz unitaria frente a la alternativa de estacionariedad al 1%, 5% y 10% de nivel de significación, respectivamente.

Con respecto a los resultados para el IPRI, la tabla 4.4 muestra que el dato agregado presenta claramente una raíz unitaria, ya que no rechazamos la hipótesis nula de una raíz unitaria ni siquiera al 10% de significatividad. Sin embargo, a nivel sectorial somos capaces de rechazar la existencia de una raíz unitaria, al menos al 10%, para los siguientes sectores: 13 (Refino de petróleo), 21 (Extracción y preparación de minerales metálicos), 22 (Producción y primera transformación de metales), 25 (Industria química), 41 (Industria de productos alimenticios, bebidas y tabaco), 44 (Industria del cuero), 46 (Industria de la madera, corcho y muebles de madera), 47 (Industria del papel) y 49 (Otras industrias manufactureras). En el Sector 31 (Fabricación de productos metálicos, excepto máquinas y material de transporte) también existe alguna evidencia de estacionariedad, ya

que rechazamos la hipótesis nula de existencia de una raíz unitaria con el estadístico ADF^{GLS} al 1% de nivel de significatividad. Esto indica que, para estos sectores (10 sobre 24), el efecto de una perturbación sobre la tasa de inflación tenderá a remitir con el transcurso del tiempo, volviendo la variable a su nivel medio existente antes de que ocurriera dicha perturbación.

La comparación de nuestros resultados para los datos del IPC con los correspondientes al IPRI, donde se observa que la persistencia es más destacada para los primeros, quizás podría apuntar hacia problemas en el sistema de distribución de nuestro país, sistema que sirve de puente entre la producción y el consumo final. Así, la flexibilidad de los precios de consumo –precios que presentan «histéresis» o persistencia extrema– es menor que la de los precios de producción.⁹

⁹Álvarez *et al.* (2009) también concluyen que los precios de producción son algo más flexibles que los de consumo en la economía española.

Tabla 4.4. Estadísticos de raíces unitarias: IPRI agregado y por sectores de producción. 1976M1-2002M12

	k_{MAIC}^a	MZ_{α}^{GLS}	MZ_t^{GLS}	MSB^{GLS}	ADF^{GLS}	P_t	MP_t
IPRI agregado	13	-3,411	-1,3	0,381	-1,307	7,316	7,181
11. Extracción, preparación y aglomeración de combustibles sólidos y coquerías	14	0,423	0,515	1,217	0,175	101,947	88,277
13. Refino de petróleo	12	-9,684 ^c	-2,189 ^c	0,226	-2,080 ^c	2,731 ^c	2,578 ^c
15. Producción, transporte y distribución de energía eléctrica, gas, vapor y agua caliente	12	-0,328	-0,224	0,681	-0,410	31,661	27,605
21. Extracción y preparación de minerales metálicos	1	-24,812 ^b	-3,513 ^b	0,142 ^b	-3,572 ^b	1,030 ^b	1,020 ^b
22. Producción y primera transformación de metales	13	-7,856 ^d	-1,979 ^d	0,252 ^d	-2,160 ^c	3,258 ^d	3,128 ^c
23. Extracción de minerales no metálicos ni energéticos; turberas	13	-1,555	-0,731	0,470	-0,767	13,930	13,017
24. Industrias de productos minerales no metálicos	15	-4,475	-1,417	0,317	-1,556	5,760	5,629
25. Industria química	13	-6,645 ^d	-1,810 ^d	0,272 ^d	-1,717 ^d	3,711 ^d	3,732 ^d
31. Fabricación de productos metálicos (excepto máquinas y material de transporte)	16	-1,252	-0,772	0,617	-3,069 ^b	19,310	18,963
32. Construcción de maquinaria y equipo mecánico	16	0,029	0,022	0,748	-0,089	36,959	34,505
33. Construcción de máquinas de oficina y ordenadores (incluida su instalación)	16	0,279	0,291	1,045	0,371	71,571	64,724
34. Construcción de maquinaria y material eléctrico	12	-0,228	-0,146	0,641	-0,733	27,432	25,817
35. Fabricación de material electrónico (excepto ordenadores)	14	0,349	0,380	1,087	0,317	79,682	70,627
36. Construcción de vehículos automóviles y sus piezas de repuesto	16	0,371	0,406	1,094	0,148	78,848	71,806
37. Construcción de otro material de transporte	12	-3,298	-1,206	0,366	-1,394	7,509	7,375
39. Fabricación de instrumentos de precisión, óptica y similares	16	-0,558	-0,340	0,609	-0,286	24,767	22,282
41. Industrias de productos alimenticios, bebidas y tabaco	13	-5,902 ^d	-1,694 ^d	0,287	-2,248 ^c	4,227 ^d	4,228 ^d
43. Industria textil	13	-2,002	-0,860	0,429	-1,203	11,063	10,864
44. Industria del cuero	15	-9,503 ^c	-2,166 ^c	0,228 ^c	-2,623 ^b	2,630 ^c	2,635 ^c
45. Industria del calzado y vestido y otras confecciones textiles	16	-1,368	-0,712	0,520	-1,313	15,649	15,068
46. Industrias de la madera, corcho y muebles de madera	12	-7,004 ^d	-1,835 ^d	0,262 ^d	-2,657 ^b	3,612 ^d	3,633 ^d
47. Industria del papel y fabricación de artículos de papel; artes gráficas y edición	15	-7,445 ^d	-1,923 ^d	0,258 ^d	-2,209 ^c	3,346 ^d	3,315 ^d

CONTINÚA

Tabla 4.4. Estadísticos de raíces unitarias: IPRI agregado y por sectores de producción. 1976M1-2002M12

CONTINUACIÓN

	k_{MAIC}^a	MZ_{α}^{GLS}	MZ_t^{GLS}	MSB^{GLS}	ADF^{GLS}	P_t	MP_t
48. Industrias de transformación del caucho y materias plásticas	12	-2,441	-1,020	0,418	-1,373	9,606	9,587
49. Otras industrias manufactureras	14	-8,849 ^c	-2,097 ^c	0,237 ^d	-2,147 ^c	2,875 ^c	2,795 ^c

^aEl retardo óptimo es seleccionado mediante el método MAIC propuesto por Ng y Perron (2001) con la modificación para muestras pequeñas propuesta por Perron y Qu (2007). Los valores críticos al 1%, 5% y 10% para el estadístico MZ_{α}^{GLS} son -13,8, -8,1 y -5,7, respectivamente. Los valores críticos al 1%, 5% y 10% para los estadísticos MZ_t^{GLS} y ADF^{GLS} son -2,58, -1,98 y -1,62, respectivamente. Los valores críticos al 1%, 5% y 10% para el estadístico MSB^{GLS} son 0,174, 0,233 y 0,275, respectivamente. Los valores críticos al 1%, 5% y 10% para los estadísticos P_t y MP_t son 1,78, 3,17 y 4,45, respectivamente.

^b, ^c y ^d conllevan el rechazo de la hipótesis nula de raíz unitaria frente a la alternativa de estacionariedad al 1%, 5% y 10% de nivel de significación, respectivamente.

5. Resultados sobre las medidas de persistencia de las perturbaciones sobre las tasas de inflación

Una vez presentados los resultados de los estadísticos de raíces unitarias, que en general muestran un grado elevado de persistencia, ya que para todas las series de inflación basadas en el IPC fuimos incapaces de rechazar la hipótesis nula de raíz unitaria, ocurriendo lo mismo para la inflación basada en el IPRI agregado y para la mayor parte de los sectores productivos, en esta sección presentamos los resultados de las estimaciones de los parámetros de persistencia y de la vida media de una perturbación unitaria que afecte a las tasas de inflación, las cuales son de nuevo desagregadas siguiendo los criterios ya mencionados. En este sentido, Cheung y Lai (2000) recomiendan estimar la vida media de una perturbación mediante el uso de funciones impulso-respuesta. Siguiendo dicha recomendación, utilizamos el método de Gospodinov (2004) para la estimación del parámetro de persistencia y de la vida media de una perturbación, y el método de Hansen (1999) para obtener sus respectivos intervalos de confianza. Todos ellos son computados sin el sesgo de mediana que afecta a las estimaciones llevadas a cabo con MCO, que provocan un sesgo a la baja en las estimaciones del grado de persistencia de la variable estudiada. Este sesgo suele ser más acentuado para procesos cercanos a la raíz unitaria. El método de Gospodinov (2004) se basa en la inversión de la región de aceptación del estadístico de razón de verosimilitud («likelihood ratio test») bajo una secuencia de hipótesis nulas que restringen los valores de la vida media y de la función impulso-respuesta de una perturbación a un conjunto de valores determinado. Mediante la parametrización del tiempo de respuesta adelantado de la función impulso-respuesta como función del tamaño de

nuestras series de datos, el orden del polinomio restringido bajo la hipótesis nula no es constante, sino que aumenta linealmente con la longitud de los datos.¹⁰

En la tabla 5.1 ofrecemos los resultados para las tasas de inflación basadas en las series de IPC para las regiones españolas y para el agregado. La tabla 5.2 presenta los resultados para las tasas de inflación basadas en las series de IPC para las provincias españolas. La tabla 5.3 recoge los resultados para las tasas de inflación basadas en las series de IPC para los principales grupos de bienes y servicios. Finalmente, la tabla 5.4 presenta los resultados para las tasas de inflación basadas en el IPRI, a nivel agregado y por sectores.

En primer lugar, es remarcable el hecho de que el parámetro de persistencia (suma de los coeficientes autorregresivos) estimado mediante MCO, que se caracteriza por un sesgo a la baja, es siempre menor que el parámetro de persistencia sin sesgo en la mediana obtenido a partir de la aplicación del método de Gospodinov (2004). En el caso del IPC agregado, el parámetro de persistencia sin sesgo en la mediana es muy cercano a la unidad, lo que implicaría la existencia de una raíz unitaria en dicha serie. De hecho, el límite superior del intervalo de confianza al 95 % del parámetro de persistencia sin sesgo en la mediana es igual a la unidad, corroborando la apreciación de que la serie de inflación basada en el IPC agregado es probable que contenga una raíz unitaria. La vida media de una perturbación unitaria que impacte a la tasa de inflación del IPC agregado es equivalente a 9 años, es decir, es necesario que pasen un total de 9 años para que el efecto de dicha perturbación desaparezca en un 50 %. La velocidad de ajuste de la tasa de inflación

¹⁰ Este método proporciona mejores tasas de cobertura de los intervalos de confianza, tanto para series cortas como largas, que los métodos convencionales de «bootstrapping» cuando existen raíces autorregresivas con un valor elevado, cercano a la raíz unitaria (véase Inoue y Kilian, 2002). Esto se consigue haciendo que el parámetro de persistencia sea una función del tamaño de la serie

analizada. Junto a esto, la inversión del estadístico de la razón de verosimilitud proporciona unos intervalos de confianza más estrechos, mediante el alejamiento del estadístico respecto del límite superior del intervalo de confianza, más a menudo que con otros métodos alternativos.

agregada a la perturbación es del 7,4 % anual, lo que supone un proceso muy lento de desaparición del efecto de la perturbación. Al igual que ocurre con la mayoría de las series de inflación a nivel desagregado, el límite superior del intervalo de confianza al 95 % de la vida media

de una perturbación unitaria sobre la tasa de inflación agregada es igual a infinito,¹¹ valor que es compatible con la existencia de una raíz unitaria, lo que supone que el efecto de dicha perturbación no desaparece independientemente del tiempo que transcurra.

Tabla 5.1. Persistencia de las tasas de inflación: IPC de las regiones españolas y agregado. 1979M1-2008M4

	p_{MAIC}^a	α -OLS ^b	α -MU ^c	MU [95 % CI] ^d	HL _{IRF} ^e	HL [95 % CI] ^f
IPC agregado	13	0,994	0,997	[0,991, 1,000]	8,980	[4,923, ∞]
01. Andalucía	12	0,986	1,000	[0,994, 1,000]	3,683	[2,916, ∞]
02. Aragón	15	0,982	1,000	[0,995, 1,000]	3,006	[2,137, ∞]
03. Asturias	12	0,982	1,000	[0,994, 1,000]	2,965	[0,987, ∞]
04. Baleares	13	0,980	1,000	[0,996, 1,000]	2,243	[2,169, ∞]
05. Canarias	12	0,987	1,000	[0,991, 1,000]	3,728	[2,138, ∞]
06. Cantabria	12	0,977	1,000	[0,996, 1,000]	2,163	[0,958, ∞]
07. Castilla y León	12	0,983	1,000	[0,995, 1,000]	2,990	[1,589, ∞]
08. Castilla-La Mancha	12	0,981	1,000	[0,992, 1,000]	2,971	[1,547, ∞]
09. Cataluña	16	0,986	1,000	[0,994, 1,000]	4,224	[2,191, ∞]
10. Comunidad Valenciana	16	0,987	1,000	[0,995, 1,000]	4,283	[2,233, ∞]
11. Extremadura	12	0,986	1,000	[0,994, 1,000]	3,782	[2,204, ∞]
12. Galicia	12	0,986	1,000	[0,995, 1,000]	3,455	[2,932, ∞]
13. Madrid	12	0,980	1,000	[0,996, 1,000]	2,907	[0,968, ∞]
14. Murcia	16	0,986	1,000	[0,992, 1,000]	4,259	[2,844, ∞]
15. Navarra	13	0,981	1,000	[0,996, 1,000]	2,154	[0,964, ∞]
16. País Vasco	12	0,990	1,000	[0,995, 1,000]	4,983	[2,928, ∞]
17. La Rioja	13	0,984	1,000	[0,994, 1,000]	3,019	[1,009, ∞]

^aEl parámetro p referente al número de retardos necesarios para corregir por autocorrelación se determina siguiendo el Criterio de Información Modificado de Akaike (MAIC) propuesto por Ng y Perron (2001) con la corrección para muestras finitas propuesta por Perron y Qu (2007).

^bEstimación por MCO del parámetro de persistencia (suma de los coeficientes autorregresivos).

^cEstimaciones sin sesgo en la mediana del parámetro de persistencia (suma de los coeficientes autorregresivos) siguiendo el método de Gospodinov (2004).

^dEstimación sin sesgo en la mediana de los intervalos de confianza del parámetro de persistencia computados al 95 % siguiendo el procedimiento de Hansen (1999).

^eEstimaciones de la vida media de una perturbación medida en años, computadas en base a funciones impulso-respuesta siguiendo el procedimiento de Gospodinov (2004).

^fEstimación sin sesgo en la mediana de los intervalos de confianza de la vida media computados al 95 % siguiendo el procedimiento de Hansen (1999).

En relación a las tasas de inflación regionales basadas en el IPC, encontramos evidencia clara de existencia de una raíz unitaria, dado que el parámetro de persistencia es igual a la unidad en todas las series. Con respecto a la estimación de la vida media, encontramos evidencia de un grado inferior de persistencia que en la tasa de inflación agregada, ya que la región con mayor persistencia de acuerdo con esta medida (País Vasco) presenta una vida media algo inferior a 5 años, y para la mayoría de

las regiones es inferior a 4 años. Las regiones con menor persistencia serían Baleares, Cantabria y Navarra, con una vida media inferior a los 2,5 años, seguidas de Aragón, Asturias, Castilla y León, Castilla-La Mancha, Madrid y La Rioja, con una vida media cercana a los 3 años. Andalucía presenta una vida media de 3,7 años, lo que supone una velocidad de ajuste de la tasa de inflación a la perturbación del 17,2 % anual. Asimismo, la mediana de las estimaciones de la vida media para

¹¹Ello significa que supera el valor máximo contemplado, que

en este caso es de 25 años (muy alto).

las 17 regiones es igual a 3,24 años, con una velocidad de convergencia asociada igual al 19,3% anual. Por su parte, la media de las estimaciones de la vida media es de 3,65 años, lo que conlleva una velocidad de ajuste asociada igual al 17,3% anual. Al igual que ocurría para la inflación agregada, el límite superior del intervalo de confianza al 95% de la vida media de una perturbación unitaria sobre la tasa de inflación es igual a infinito para todas las regiones, valor que es compatible con la existencia de una raíz unitaria.

En relación a los resultados para las tasas de inflación provinciales basadas en el IPC, la tabla 5.2 muestra que el parámetro de persistencia sin sesgo en la mediana es siempre superior a 0,99, y que el límite superior del intervalo de confianza de dicho parámetro al 95% es siempre igual a la unidad, resultado de nuevo compatible con la existencia de una raíz unitaria. En cuanto a las estimaciones de la vida media de una perturbación unitaria sobre las tasas de inflación provinciales, encon-

tramos únicamente 8 provincias (Huelva, Lugo, Pontevedra, Santa Cruz de Tenerife, Teruel, Toledo, Ceuta y Melilla) con una vida media estimada inferior a 5 años, presentando el resto de provincias un grado más elevado de persistencia de acuerdo con esta medida, con una vida media superior a 5 años. La provincia que presenta mayor persistencia es Asturias, con una vida media estimada de 11,2 años. La mediana de las estimaciones de la vida media para las 52 provincias es igual a 6,24 años, mientras que la media de dichas estimaciones es igual a 6,4 años. A estas medidas se les asocia una velocidad de ajuste hacia los niveles de inflación anteriores a la perturbación del 10,5% y 10,3% anual, respectivamente. Al igual que ocurría para la inflación agregada y las regionales, el límite superior del intervalo de confianza al 95% de la vida media de una perturbación unitaria sobre la tasa de inflación es igual a infinito para todas las provincias, lo que implica que el efecto de dicha perturbación no desaparecería con el paso del tiempo.

Tabla 5.2. Persistencia de las tasas de inflación: IPC de las provincias españolas. 1971M1-2008M4

	ρ_{MAIC}^a	$\alpha\text{-OLS}^b$	$\alpha\text{-MU}^c$	MU [95% CI] ^d	HL _{IRF} ^e	HL [95% CI] ^f
01. Álava	12	0,993	0,995	[0,984, 1,000]	7,719	[3,760, ∞]
02. Albacete	14	0,991	0,994	[0,978, 1,000]	5,367	[2,969, ∞]
03. Alicante	14	0,992	0,995	[0,981, 1,000]	6,460	[3,357, ∞]
04. Almería	12	0,991	0,993	[0,979, 1,000]	6,121	[3,341, ∞]
05. Asturias	15	0,995	0,997	[0,986, 1,000]	11,186	[4,239, ∞]
06. Ávila	13	0,989	0,992	[0,977, 1,000]	5,383	[2,918, ∞]
07. Badajoz	16	0,994	0,996	[0,984, 1,000]	8,291	[3,708, ∞]
08. Baleares	16	0,992	0,996	[0,981, 1,000]	5,377	[2,891, ∞]
09. Barcelona	12	0,993	0,997	[0,984, 1,000]	6,933	[3,511, ∞]
10. Burgos	15	0,993	0,995	[0,982, 1,000]	7,296	[3,695, ∞]
11. Cáceres	17	0,991	0,994	[0,981, 1,000]	6,795	[3,589, ∞]
12. Cádiz	13	0,989	0,994	[0,979, 1,000]	5,186	[2,959, ∞]
13. Cantabria	13	0,994	0,997	[0,985, 1,000]	9,410	[4,259, ∞]
14. Castellón	16	0,992	0,996	[0,982, 1,000]	5,429	[2,863, ∞]
15. Ciudad Real	17	0,992	0,995	[0,982, 1,000]	7,225	[3,810, ∞]
16. Córdoba	14	0,990	0,993	[0,979, 1,000]	5,705	[3,042, ∞]
17. Coruña	14	0,991	0,995	[0,983, 1,000]	6,351	[3,633, ∞]
18. Cuenca	12	0,989	0,992	[0,977, 1,000]	5,049	[2,970, ∞]
19. Gerona	14	0,989	0,992	[0,978, 1,000]	5,047	[2,959, ∞]
20. Granada	12	0,993	0,995	[0,980, 1,000]	6,433	[3,442, ∞]
21. Guadalajara	17	0,991	0,994	[0,980, 1,000]	6,088	[3,436, ∞]
22. Guipúzcoa	13	0,993	0,995	[0,984, 1,000]	7,702	[4,195, ∞]
23. Huelva	12	0,993	0,997	[0,981, 1,000]	4,458	[2,453, ∞]
24. Huesca	16	0,990	0,993	[0,977, 1,000]	5,343	[2,981, ∞]
25. Jaén	13	0,992	0,995	[0,980, 1,000]	5,841	[3,088, ∞]
26. León	13	0,992	0,994	[0,982, 1,000]	7,289	[3,760, ∞]
27. Lérida	14	0,990	0,994	[0,979, 1,000]	5,131	[3,069, ∞]
28. Lugo	15	0,989	0,992	[0,975, 1,000]	4,117	[2,342, ∞]

CONTINÚA

Tabla 5.2. Persistencia de las tasas de inflación: IPC de las provincias españolas. 1971M1-2008M4

CONTINUACIÓN

	p_{MAIC}^a	α -OLS ^b	α -MU ^c	MU [95 % CI] ^d	HL _{IRF} ^e	HL [95 % CI] ^f
29. Madrid	17	0,993	0,996	[0,984, 1,000]	9,111	[4,912, ∞]
30. Málaga	12	0,991	0,994	[0,977, 1,000]	5,659	[2,967, ∞]
31. Murcia	13	0,992	0,996	[0,982, 1,000]	5,703	[3,600, ∞]
32. Navarra	12	0,993	0,995	[0,984, 1,000]	8,573	[4,193, ∞]
33. Orense	17	0,993	0,997	[0,981, 1,000]	6,570	[3,760, ∞]
34. Palencia	17	0,994	0,996	[0,983, 1,000]	8,345	[3,734, ∞]
35. Las Palmas	14	0,994	0,997	[0,983, 1,000]	7,754	[3,603, ∞]
36. Pontevedra	16	0,988	0,991	[0,973, 1,000]	3,672	[2,297, ∞]
37. Rioja	12	0,990	0,993	[0,978, 1,000]	5,104	[2,930, ∞]
38. Salamanca	15	0,993	0,996	[0,982, 1,000]	5,463	[2,269, ∞]
39. S. Cruz Tenerife	17	0,990	0,997	[0,983, 1,000]	4,923	[2,937, ∞]
40. Segovia	12	0,994	0,997	[0,983, 1,000]	7,270	[3,260, ∞]
41. Sevilla	14	0,993	0,995	[0,983, 1,000]	7,649	[3,689, ∞]
42. Soria	12	0,993	0,996	[0,982, 1,000]	5,393	[2,926, ∞]
43. Tarragona	12	0,993	0,996	[0,985, 1,000]	7,587	[3,628, ∞]
44. Teruel	17	0,987	0,991	[0,970, 1,000]	3,717	[1,448, ∞]
45. Toledo	14	0,994	0,998	[0,979, 1,000]	2,919	[2,135, ∞]
46. Valencia	15	0,994	0,997	[0,984, 1,000]	7,858	[4,920, ∞]
47. Valladolid	12	0,994	0,996	[0,983, 1,000]	8,503	[4,036, ∞]
48. Vizcaya	14	0,992	0,994	[0,984, 1,000]	7,917	[4,427, ∞]
49. Zamora	12	0,991	0,993	[0,982, 1,000]	6,662	[3,727, ∞]
50. Zaragoza	12	0,994	0,996	[0,986, 1,000]	9,447	[4,752, ∞]
51. Ceuta	15	0,991	0,994	[0,978, 1,000]	4,147	[3,387, ∞]
52. Melilla	14	0,990	0,992	[0,974, 1,000]	3,735	[2,842, ∞]

^aEl parámetro p referente al número de retardos necesarios para corregir por autocorrelación se determina siguiendo el Criterio de Información Modificado de Akaike (MAIC) propuesto por Ng y Perron (2001) con la corrección para muestras finitas propuesta por Perron y Qu (2007).

^bEstimación por MCO del parámetro de persistencia (suma de los coeficientes autorregresivos).

^cEstimaciones sin sesgo en la mediana del parámetro de persistencia (suma de los coeficientes autorregresivos) siguiendo el método de Gospodinov (2004).

^dEstimación sin sesgo en la mediana de los intervalos de confianza del parámetro de persistencia computados al 95 % siguiendo el procedimiento de Hansen (1999).

^eEstimaciones de la vida media de una perturbación medida en años, computadas en base a funciones impulso-respuesta siguiendo el procedimiento de Gospodinov (2004).

^fEstimación sin sesgo en la mediana de los intervalos de confianza de la vida media computados al 95 % siguiendo el procedimiento de Hansen (1999).

En referencia a las series de inflación basadas en el IPC de los principales grupos de bienes y servicios, la tabla 5.3 muestra que el parámetro de persistencia sin sesgo en la mediana es igual a uno para todos ellos, lo que indica la existencia de una raíz unitaria en estas series de inflación. Este alto grado de persistencia también queda patente en el valor del límite inferior del intervalo de confianza al 95 % del parámetro de persistencia, que es siempre igual o superior a 0,99. Por otro lado, las estimaciones de la vida media de una perturbación unitaria sobre las series de inflación indican que los gru-

pos con menor persistencia son el Grupo 1 (Alimentos, bebidas y tabaco), el Grupo 6 (Transportes y comunicaciones) y el Grupo 3 (Vivienda), con unas vidas medias de 1,7, 2,6 y 2,97 años, respectivamente. Estos grupos vienen seguidos por el Grupo 7 (Esparcimiento, enseñanza y cultura), el Grupo 8 (Otros bienes y servicios) y el Grupo 5 (Medicina y conservación de la salud), con unas vidas medias de 4,3, 4,7 y 5,9 años, respectivamente. Por su parte, los grupos con mayor persistencia, de acuerdo con esta medida, son el Grupo 2 (Vestido y calzado) y el Grupo 4 (Menaje y servicios para el hogar)

con unas vidas medias de 7,5 y 8,2 años, respectivamente. La mediana de las vidas medias estimadas para los 8 grupos es igual a 4,52 años, con una velocidad de ajuste asociada igual al 14,2% anual, mientras que la media de las vidas medias es igual a 4,73 años, lo que supone una velocidad media de ajuste del 13,6% anual. Al igual que en los casos anteriores, el límite superior del

intervalo de confianza al 95% de la vida media de una perturbación unitaria sobre la tasa de inflación de los 8 grupos es igual a infinito, siendo ello de nuevo indicativo de la existencia de una raíz unitaria, y conllevando que el efecto de dicha perturbación no desaparece con el paso del tiempo.

Tabla 5.3. Persistencia de las tasas de inflación: IPC de los principales grupos de bienes y servicios. 1978M1-2000M12

	p_{MAIC}^a	α -OLS ^b	α -MU ^c	MU [95 % CI] ^d	HL _{IRF} ^e	HL [95 % CI] ^f
G1. Alimentos, bebidas y tabaco	12	0,972	1,000	[0,992, 1,000]	1,679	[1,006, ∞]
G2. Vestido y calzado	14	0,992	1,000	[0,999, 1,000]	7,497	[3,724, ∞]
G3. Vivienda	12	0,983	1,000	[0,988, 1,000]	2,966	[0,982, ∞]
G4. Menaje y servicios para el hogar	13	0,993	1,000	[0,999, 1,000]	8,184	[3,129, ∞]
G5. Medicina y conservación de la salud	15	0,992	1,000	[0,997, 1,000]	5,902	[2,202, ∞]
G6. Transportes y comunicaciones	13	0,979	1,000	[0,990, 1,000]	2,601	[0,991, ∞]
G7. Esparcimiento, enseñanza y cultura	12	0,986	1,000	[0,997, 1,000]	4,284	[1,673, ∞]
G8. Otros bienes y servicios	13	0,987	1,000	[0,992, 1,000]	4,751	[2,769, ∞]

^aEl parámetro p referente al número de retardos necesarios para corregir por autocorrelación se determina siguiendo el Criterio de Información Modificado de Akaike (MAIC) propuesto por Ng y Perron (2001) con la corrección para muestras finitas propuesta por Perron y Qu (2007).

^bEstimación por MCO del parámetro de persistencia (suma de los coeficientes autorregresivos).

^cEstimaciones sin sesgo en la mediana del parámetro de persistencia (suma de los coeficientes autorregresivos) siguiendo el método de Gospodinov (2004).

^dEstimación sin sesgo en la mediana de los intervalos de confianza del parámetro de persistencia computados al 95% siguiendo el procedimiento de Hansen (1999).

^eEstimaciones de la vida media de una perturbación medida en años, computadas en base a funciones impulso-respuesta siguiendo el procedimiento de Gospodinov (2004).

^fEstimación sin sesgo en la mediana de los intervalos de confianza de la vida media computados al 95% siguiendo el procedimiento de Hansen (1999).

Finalmente, la tabla 5.4 presenta los resultados para las tasas de inflación basadas en el IPRI agregado y por sectores. En relación a la tasa de inflación agregada, obtenemos una estimación del parámetro de persistencia sin sesgo en la mediana muy próximo a uno (0,994) y un límite superior del intervalo de confianza al 95% de dicho parámetro igual a la unidad, compatible de nuevo con la presencia de una raíz unitaria en la serie. La vida media en este caso es igual a 7,1 años, lo que equivale a una tasa de ajuste de la perturbación unitaria sobre la tasa de inflación agregada del 9,3% anual. Respecto a las tasas de inflación por sectores, encontramos varios sectores que presentan una menor persistencia que la asociada a una raíz unitaria, ya que incluso el límite

superior del intervalo de confianza al 95% del parámetro de persistencia sin sesgo en la mediana es inferior a la unidad; éste es el caso de los sectores 13 (Refino de petróleo), 21 (Extracción y preparación de minerales metálicos), 22 (Producción y primera transformación de metales), 31 (Fabricación de productos metálicos, excepto máquinas y material de transporte), 44 (Industria del cuero), 46 (Industrias de la madera, corcho y muebles de madera) y 49 (Otras industrias manufactureras). Atendiendo a la robustez, es destacable que los resultados de los estadísticos de raíces unitarias presentados en la sección 4 proporcionaban evidencia de la existencia de estacionariedad en las series de inflación de estos sectores, ya que fuimos capaces de rechazar la hipótesis nula

de raíz unitaria. El valor mediano (medio) del parámetro de persistencia sin sesgo en la mediana es de 0,981 (0,976). Respecto a las estimaciones de las vidas medias de las series, los sectores con menor persistencia, al tener una vida media inferior a 2 años, son el 11 (Extracción, preparación y aglomeración de combustibles sólidos y coquerías), 13 (Refino de petróleo), 15 (Producción, transporte y distribución de energía eléctrica, gas, vapor y agua caliente), 21 (Extracción y preparación de minerales metálicos), 22 (Producción y primera transformación de metales), 36 (Construcción de vehículos automóviles y sus piezas de repuesto) y 49 (Otras industrias manufactureras). Estos sectores vienen seguidos de los sectores 23 (Extracción de minerales no metálicos ni energéticos; turberas), 24 (Industrias de productos minerales no metálicos), 33 (Construcción de máquinas de oficina y ordenadores, incluida su instalación), 34 (Construcción de maquinaria y material eléctrico), 35 (Fabricación de material electrónico, excepto ordenadores), 37 (Construcción de otro material de transporte), 39 (Fabricación de instrumentos de precisión, óptica y similares), 41 (Industrias de productos alimenticios, bebidas y tabaco), 44 (Industria del cuero), 46 (Industrias

de la madera, corcho y muebles de madera) y 47 (Industria del papel y fabricación de artículos de papel; artes gráficas y edición), con unas estimaciones de vida media comprendidas entre 2 y 5 años. Finalmente, los sectores con más persistencia, de acuerdo con esta medida, son el 25 (Industria química), 31 (Fabricación de productos metálicos, excepto máquinas y material de transporte), 32 (Construcción de maquinaria y equipo mecánico), 43 (Industria textil) y 48 (Industrias de transformación del caucho y materias plásticas), con unas vidas medias superiores a 5 años, pero siempre inferiores a 8 años. La mediana de las estimaciones de la vida media para los 24 sectores es igual a 2,96 años, lo que supone una velocidad de ajuste del 20,9 % anual, mientras que las cifras correspondientes referentes a la media son 3,40 años y 18,7 %. Por último, debemos mencionar que en todos los sectores, a excepción del 21 (Extracción y preparación de minerales metálicos), que es claramente estacionario, el límite superior del intervalo de confianza asociado a la estimación de la vida media es igual a infinito, lo cual es indicativo de nuevo del alto grado de persistencia de las series de inflación sectorial basadas en el IPRI.

Tabla 5.4. Persistencia de las tasas de inflación: IPRI agregado y por sectores de producción. 1976M1-2002M12

	p_{MAIC}^a	$\alpha\text{-OLS}^b$	$\alpha\text{-MU}^c$	MU [95 % CI] ^d	HL _{IRF} ^e	HL [95 % CI] ^f
IPRI agregado	13	0,992	0,994	[0,983, 1,000]	7,091	[3,818, ∞]
11. Extracción, preparación y aglomeración de combustibles sólidos y coquerías	14	0,974	1,000	[0,990, 1,000]	0,975	[0,952, ∞]
13. Refino de petróleo	12	0,942	0,961	[0,927, 0,995]	1,202	[0,995, ∞]
15. Producción, transporte y distribución de energía eléctrica, gas, vapor y agua caliente	12	0,959	0,996	[0,981, 1,000]	1,375	[0,958, ∞]
21. Extracción y preparación de minerales metálicos	1	0,910	0,915	[0,867, 0,961]	0,596	[0,413, 2,032]
22. Producción y primera transformación de metales	13	0,972	0,978	[0,960, 0,999]	1,632	[1,442, ∞]
23. Extracción de minerales no metálicos ni energéticos; turberas	13	0,984	0,992	[0,968, 1,000]	2,930	[2,025, ∞]
24. Industrias de productos minerales no metálicos	15	0,988	0,988	[0,972, 1,000]	4,841	[2,842, ∞]
25. Industria química	13	0,988	0,991	[0,977, 1,000]	5,174	[3,200, ∞]
31. Fabricación de productos metálicos (excepto máquinas y material de transporte)	16	0,988	0,988	[0,979, 0,997]	5,042	[3,003, ∞]
32. Construcción de maquinaria y equipo mecánico	16	0,993	0,999	[0,987, 1,000]	7,647	[3,546, ∞]
33. Construcción de máquinas de oficina y ordenadores (incluida su instalación)	16	0,981	1,000	[0,973, 1,000]	2,363	[0,342, ∞]

CONTINÚA

Tabla 5.4. Persistencia de las tasas de inflación: IPRI agregado y por sectores de producción. 1976M1-2002M12

CONTINUACIÓN

	p_{MAIC}^a	α -OLS ^b	α -MU ^c	MU [95 % CI] ^d	HL _{IRF} ^e	HL [95 % CI] ^f
34. Construcción de maquinaria y material eléctrico	12	0,988	0,994	[0,983, 1,000]	4,493	[2,925, ∞]
35. Fabricación de material electrónico (excepto ordenadores)	14	0,973	1,000	[0,988, 1,000]	2,418	[2,035, ∞]
36. Construcción de vehículos automóviles y sus piezas de repuesto	16	0,979	1,000	[0,985, 1,000]	0,943	[0,928, ∞]
37. Construcción de otro material de transporte	12	0,975	0,983	[0,953, 1,000]	2,363	[0,953, ∞]
39. Fabricación de instrumentos de precisión, óptica y similares	16	0,976	0,996	[0,978, 1,000]	2,262	[0,974, ∞]
41. Industrias de productos alimenticios, bebidas y tabaco	13	0,987	0,988	[0,976, 1,000]	4,237	[1,790, ∞]
43. Industria textil	13	0,991	0,994	[0,982, 1,000]	6,853	[3,643, ∞]
44. Industria del cuero	15	0,980	0,981	[0,966, 0,997]	2,990	[1,460, ∞]
45. Industria del calzado y vestido y otras confecciones textiles	16	0,986	0,990	[0,978, 1,000]	4,933	[3,052, ∞]
46. Industrias de la madera, corcho y muebles de madera	12	0,983	0,985	[0,971, 0,998]	3,633	[2,613, ∞]
47. Industria del papel y fabricación de artículos de papel; artes gráficas y edición	15	0,982	0,985	[0,970, 1,000]	3,469	[2,977, ∞]
48. Industrias de transformación del caucho y materias plásticas	12	0,991	0,994	[0,980, 1,000]	6,671	[3,771, ∞]
49. Otras industrias manufactureras	14	0,960	0,967	[0,940, 0,997]	1,091	[0,997, ∞]

^aEl parámetro p referente al número de retardos necesarios para corregir por autocorrelación se determina siguiendo el Criterio de Información Modificado de Akaike (MAIC) propuesto por Ng y Perron (2001) con la corrección para muestras finitas propuesta por Perron y Qu (2007).

^bEstimación por MCO del parámetro de persistencia (suma de los coeficientes autorregresivos).

^cEstimaciones sin sesgo en la mediana del parámetro de persistencia (suma de los coeficientes autorregresivos) siguiendo el método de Gospodinov (2004).

^dEstimación sin sesgo en la mediana de los intervalos de confianza del parámetro de persistencia computados al 95 % siguiendo el procedimiento de Hansen (1999).

^eEstimaciones de la vida media de una perturbación medida en años, computadas en base a funciones impulso-respuesta siguiendo el procedimiento de Gospodinov (2004).

^fEstimación sin sesgo en la mediana de los intervalos de confianza de la vida media computados al 95 % siguiendo el procedimiento de Hansen (1999).

La comparación de la media (4,73 años) y la mediana (4,52 años) de la vida media estimada para el IPC por grupos, con la media (3,40 años) y la mediana (2,96 años) de la vida media estimada para el IPRI por sectores, unida a la comparación de la vida media

estimada para el IPC agregado (8,98 años) respecto al IPRI agregado (7,09 años), pueden ser contempladas como indicadores adiciones de la mayor flexibilidad de los precios de producción frente a los de consumo.

6. Conclusiones

En este trabajo, en primer lugar, hemos evaluado si existe una raíz unitaria en las distintas tasas de inflación estudiadas –computadas en base al IPC agregado, regional, provincial y por grupos de bienes y servicios (8), además de en base al IPRI, para el agregado y por sectores (24)– mediante el uso de los estadísticos de raíces unitarias de Ng y Perron (2001) con la corrección propuesta por Perron y Qu (2007) para controlar por el sesgo de muestra finita. Como hemos comentado, estos estadísticos modifican los tests de raíces unitarias convencionales para generar estadísticos con buen tamaño y potencia estadística. Asimismo, el uso de estos estadísticos nos permite tener confianza en que el no rechazo de la hipótesis nula de no estacionariedad no es causado por la escasa potencia estadística asociada a los estadísticos convencionales, como es el caso del estadístico ADF. A su vez, mediante la utilización de estos estadísticos, podemos estar seguros de que las refutaciones de la hipótesis nula no son debidas a las distorsiones de tamaño causadas por la existencia de raíces negativas de medias móviles de tamaño considerable (Perron y Ng, 1996). Nuestros resultados respecto a estos tests indican que todas las series de inflación basadas en el IPC (agregado, regional, provincial y por grupos de bienes y servicios) contienen claramente una raíz unitaria, al no poderse rechazar la hipótesis nula de no estacionariedad ni siquiera al 10 % de significatividad. Estos resultados respaldan la existencia de un grado elevado de persistencia en las tasas de inflación basadas en el IPC, para el agregado español y para las principales desagregaciones del mismo. Con respecto a los resultados para el IPRI, hemos encontrado evidencia de que las cifras agregadas presentan claramente una raíz unitaria, mientras que a nivel sectorial se cuestiona dicha hipótesis para 10 de los 24 sectores contemplados. Ello apunta hacia una diferencia en el comportamiento de los precios recogidos en el IPC respecto a los recogidos en el IPRI, mostrando una mayor persistencia los primeros.

Sin embargo, como hemos comentado, el tipo de análisis de raíces unitarias sólo aporta una información

limitada acerca del grado de persistencia de las tasas de inflación, ya que se basa únicamente en la distinción entre raíz unitaria y estacionariedad. Para superar esta importante limitación, en nuestro análisis también hemos calculado estimaciones sin sesgo en la mediana del parámetro de persistencia y de la vida media de una perturbación (número de años que son requeridos para que el efecto de una perturbación unitaria se reduzca a la mitad) utilizando el procedimiento propuesto por Gospodinov (2004), basado en el cálculo de funciones impulso-respuesta. Además, con el propósito de proporcionar información acerca del grado de precisión en las estimaciones del parámetro de persistencia y de las vidas medias, también hemos estimado los intervalos de confianza tanto de la suma de los coeficientes autorregresivos como de las vidas medias, utilizando el método propuesto por Hansen (1999). En conjunto, este grupo de medidas ha proporcionado evidencia de un elevado grado de persistencia, consistente con la existencia de una raíz unitaria, en las tasas de inflación agregadas, tanto para el IPC como para el IPRI, y en las tasas de inflación correspondientes al IPC regional, provincial y por grupos de bienes y servicios, así como para la mayoría de los sectores del IPRI –con la excepción de 7 sectores que muestran un grado de persistencia inferior al correspondiente al caso de raíz unitaria–. Estos resultados han corroborado los obtenidos mediante la aplicación de los estadísticos univariantes de raíces unitarias, concluyéndose en general que las tasas de inflación españolas presentan una elevada persistencia, sobre todo desde la perspectiva del consumo. La elevada persistencia hace que los efectos de las perturbaciones externas sobre la inflación –pensemos por ejemplo en las perturbaciones de oferta internacionales– perduren en el tiempo, siendo necesarias medidas que aumenten la flexibilidad de los precios, especialmente en el ámbito del consumo. La mayor flexibilidad de los precios de producción respecto a los de consumo también invita a prestar atención a las características del sistema de distribución español.

Bibliografía

- Altissimo, F.; Ehrmann, M. y Smets, F. (2006). «Inflation persistence and price-setting behaviour in the euro area. A summary of the inflation persistence network evidence». European Central Bank, Occasional Paper núm. 46, junio.
- Álvarez, L.J.; Burriel, P. y Hernando, I. (2009). «Price setting behaviour in Spain: evidence from micro PPI data». *Managerial and Decision Economics*. Pendiente de publicación.
- Andrews, D.W.K. y Chen, H.Y. (1994). «Approximately median-unbiased estimation of autoregressive models». *Journal of Business and Economic Statistics*, 12(2), pp. 187–204.
- Caraballo, M.A. (2009). «Inflación». En: J. Vallés (Ed.), *Economía española*, pp. 135–155. McGraw-Hill, Madrid, 2ª edición.
- Cheung, Y.W. y Lai, K.S. (2000). «On the purchasing power parity puzzle». *Journal of International Economics*, 52(2), pp. 321–330.
- DeJong, J.Y.; Nankervis, J.C.; Savin, N.E. y Whiteman, C.H. (1992). «The power problems of unit root tests in time series with autoregressive errors». *Journal of Econometrics*, 53(1–3), pp. 323–343.
- Dhyne, E.; Álvarez, L.J.; Le Bihan, H.; Veronese, G.; Dias, D.; Hoffmann, J.; Jonker, N.; Lünnemann, P.; Rumler, F. y Vilmunen, J. (2006). «Price setting in the euro area and the United States: some facts from individual consumer price data». *Journal of Economic Perspectives*, 20(2), pp. 171–192.
- Dickey, D.A. y Fuller, W.A. (1979). «Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root». *Journal of the American Statistical Association*, 74(366), pp. 427–431.
- Elliot, G.; Rothenberg, T. y Stock, J.H. (1996). «Efficient tests of an autoregressive unit root». *Econometrica*, 64(4), pp. 813–839.
- Fabiani, S.; Druant, M.; Hernando, I.; Kwapil, C.; Landau, B.; Loupias, C.; Martins, F.; Mathä, T.; Sabbatini, R.; Stahl, H. y Stokman, A. (2006). «What firms' surveys tell about price setting behavior in the euro area». *International Journal of Central Banking*, 2(3), pp. 3–47.
- Galí, J. y Gertler, M. (1999). «Inflation dynamics: a structural econometric approach». *Journal of Monetary Economics*, 44(2), pp. 195–222.
- Gospodinov, N. (2004). «Asymptotic confidence intervals for impulse responses of near-integrated processes». *Econometrics Journal*, 7(2), pp. 505–527.
- Hansen, B.E. (1999). «The grid bootstrap and the autoregressive model». *Review of Economics and Statistics*, 81(4), p. 594–607.
- Inoue, A. y Kilian, L. (2002). «Bootstrapping autoregressive processes with possible unit roots». *Econometrica*, 70(1), pp. 377–391.
- Ng, S. y Perron, P. (2001). «Lag length selection and the construction of unit root tests with good size and power». *Econometrica*, 69(6), pp. 1519–1554.
- Perron, P. y Ng, S. (1996). «Useful modifications to some unit root tests with dependent errors and their local asymptotic properties». *Review of Economic Studies*, 63(3), pp. 435–463.
- Perron, P. y Qu, Z. (2007). «A simple modification to improve finite-sample properties of Ng and Perron's unit root tests». *Economics Letters*, 94(1), pp. 12–19.
- Phillips, P.C.B. y Perron, P. (1988). «Testing for unit roots in time series». *Biometrika*, 75(2), pp. 335–346.

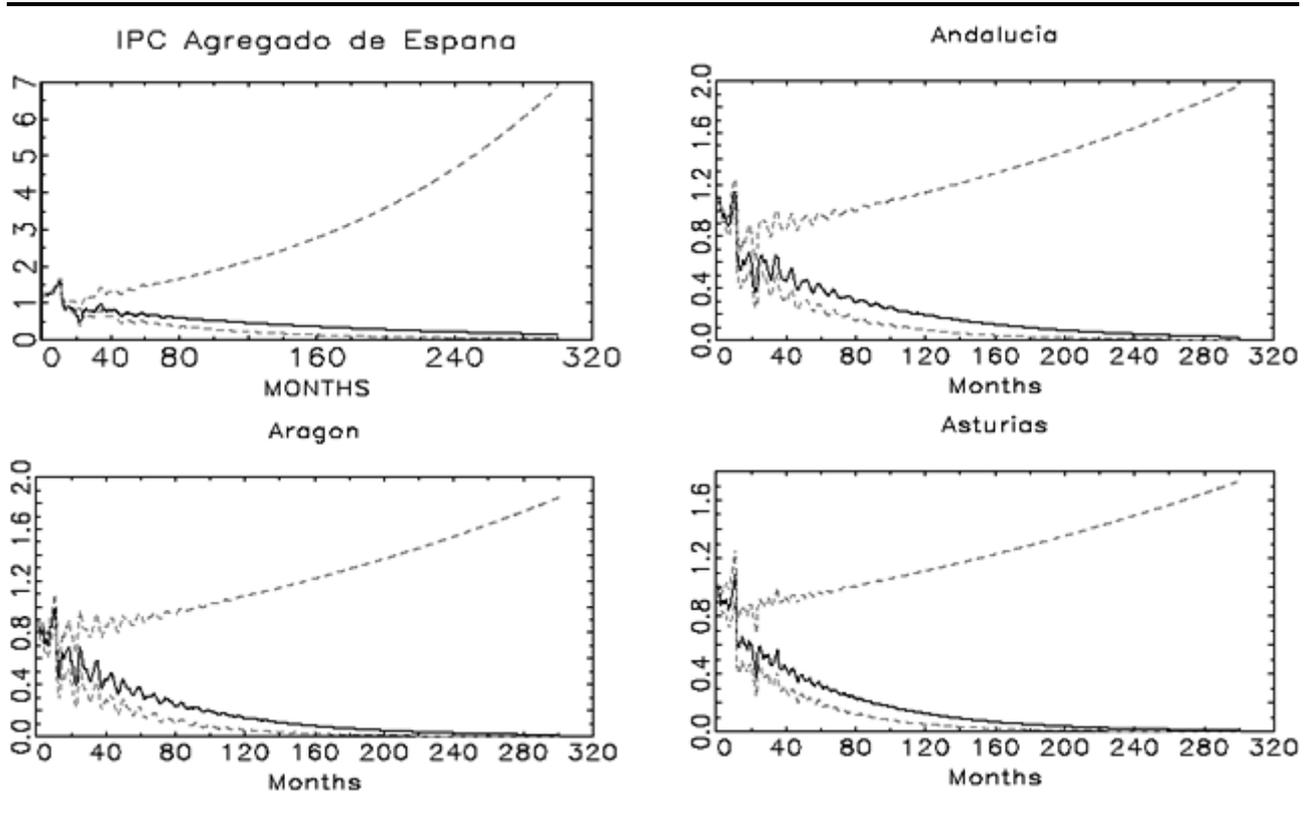
- Romero-Ávila, D. y Usabiaga, C. (2009). «The hypothesis of a unit root in OECD inflation revisited». *Journal of Economics and Business*, 61(2), pp. 153–161.
- Sargan, J.D. y Bhargava, A. (1983). «Testing residuals from least squares regression for being generated by the gaussian random walk». *Econometrica*, 51(1), pp. 153–174.
- Stock, J. (1999). «A class of tests for integration and cointegration». En: D.L. McFadden y R.F. Engle (Eds.), *Cointegration, causality and forecasting: a festschrift in honor of Clive W.J. Granger*, pp. 137–167. Oxford University Press, Oxford.

Gráficos

En todos los gráficos la línea en negrita sin discontinuidades representa la estimación de la función impulso-respuesta ante una perturbación unitaria. Por lo tanto, la vida media de una perturbación unitaria es el número de años que son requeridos para que el efecto de dicha

perturbación unitaria se reduzca a la mitad (0,5). En líneas discontinuas presentamos los intervalos de confianza al 95 % de la función impulso-respuesta ante una perturbación unitaria sobre la tasa de inflación correspondiente. «Months» hace referencia a meses.

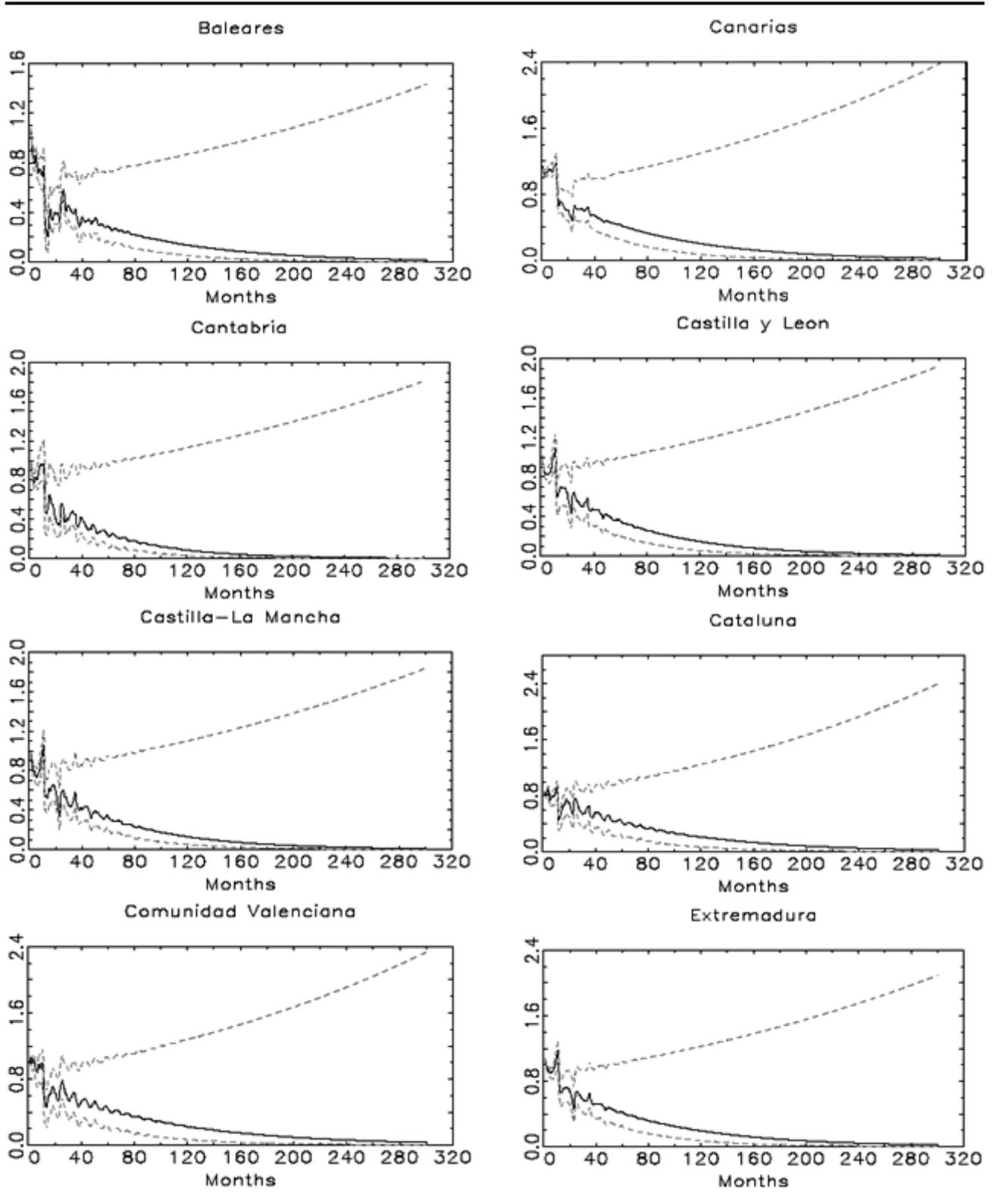
Gráfico 6.1. IPC agregado y por regiones



CONTINÚA

Gráfico 6.1. IPC agregado y por regiones

CONTINUACIÓN



CONTINÚA

Gráfico 6.1. IPC agregado y por regiones

CONTINUACIÓN

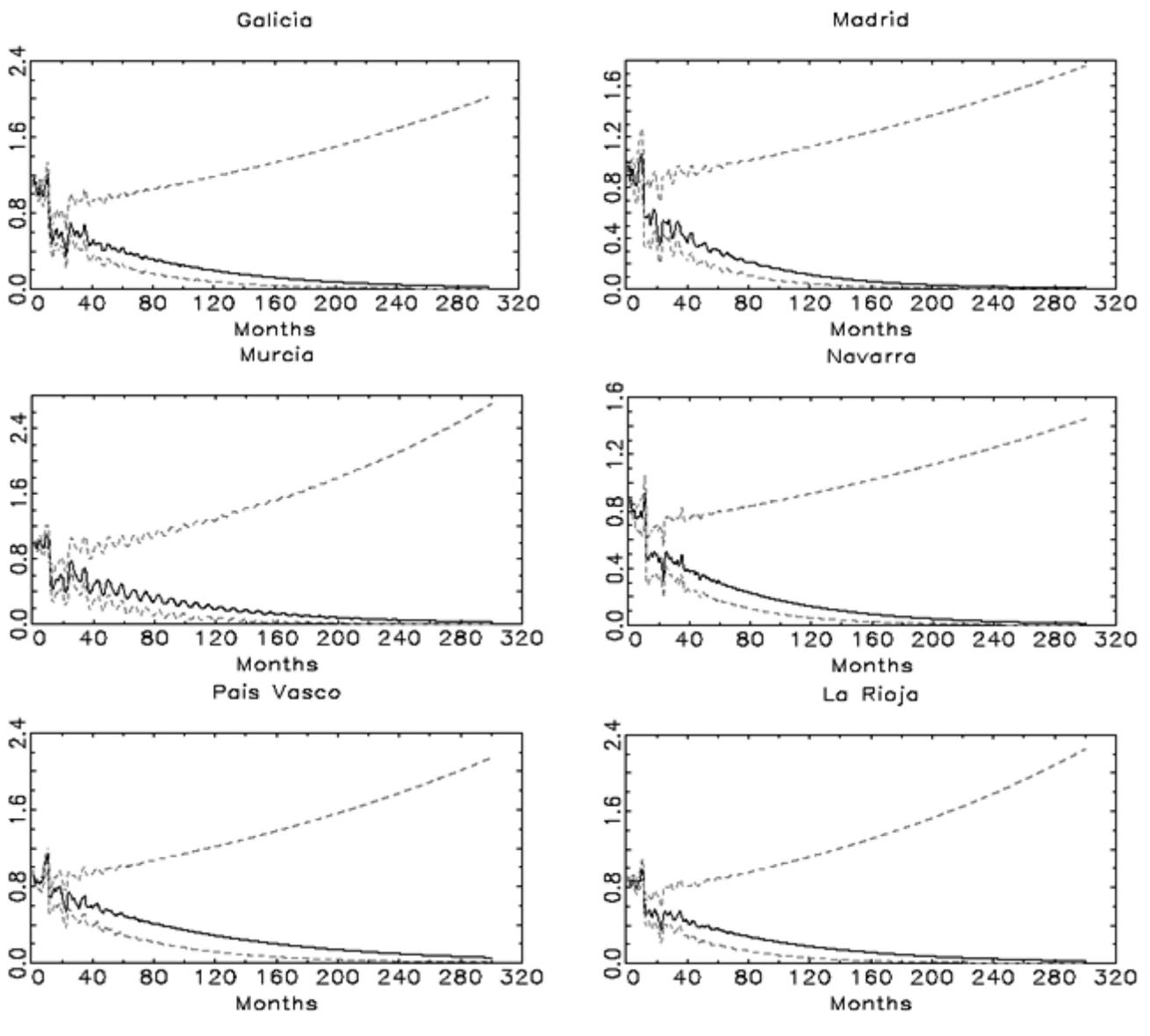
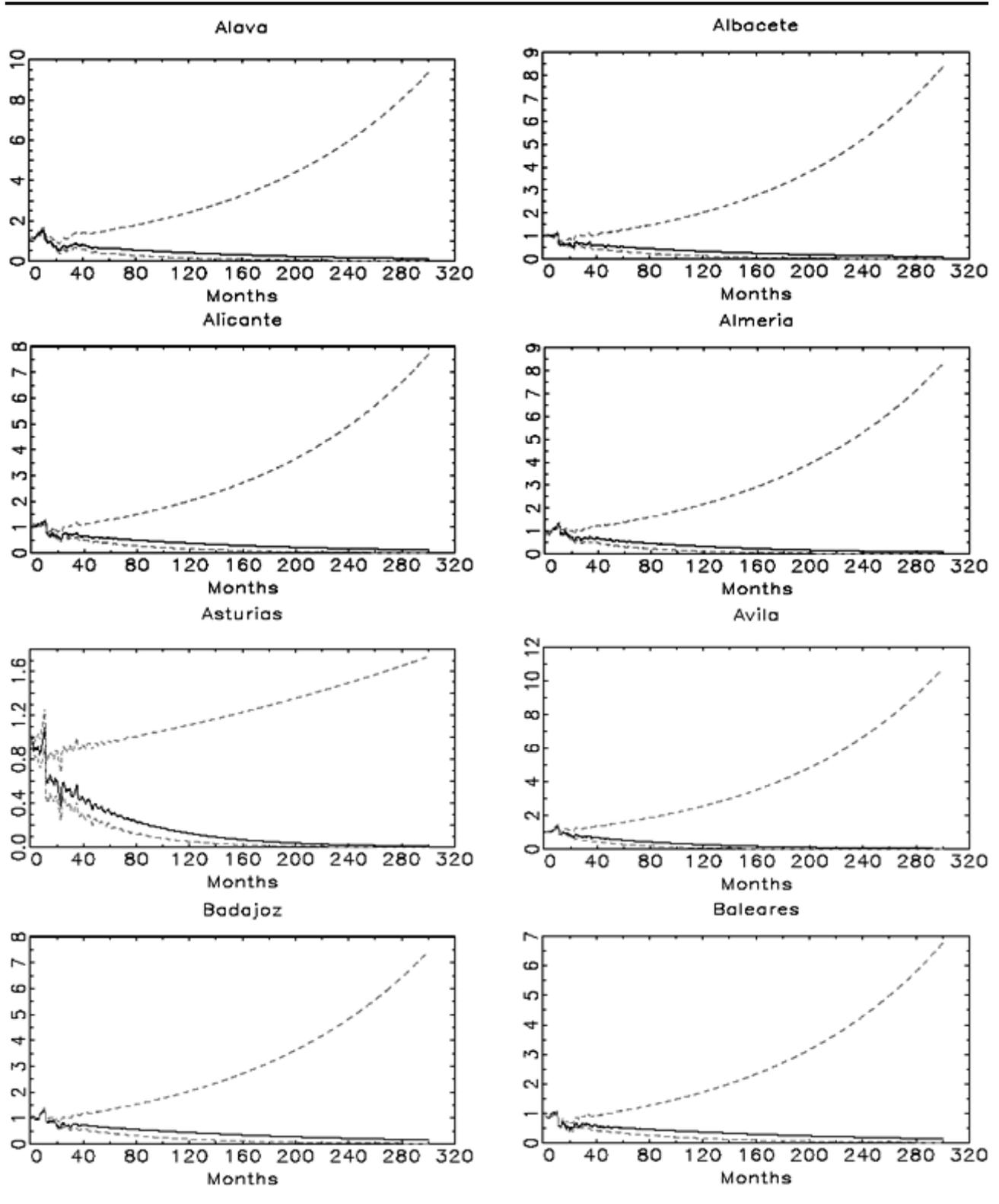


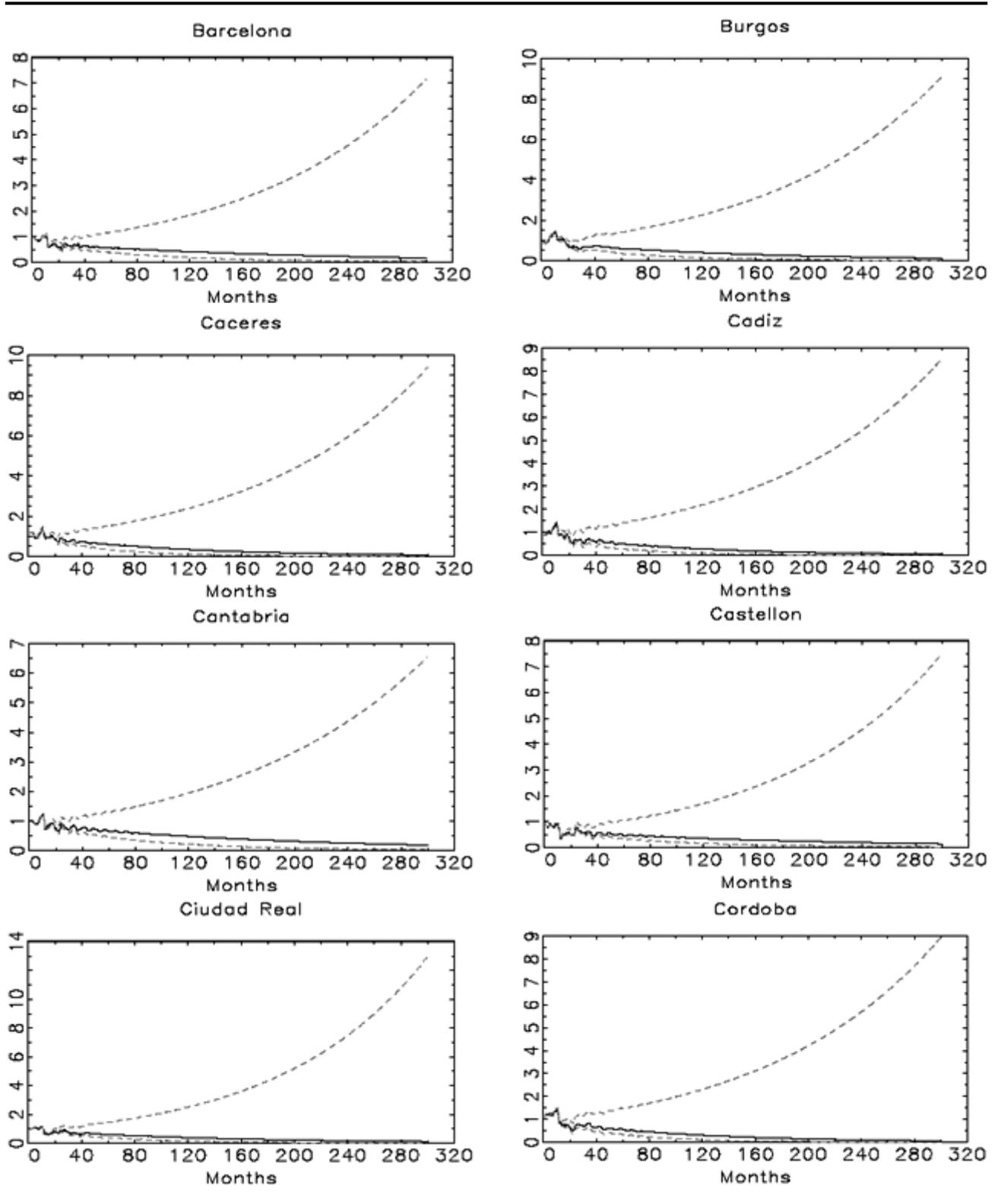
Gráfico 6.2. IPC por provincias



CONTINUA

Gráfico 6.2. IPC por provincias

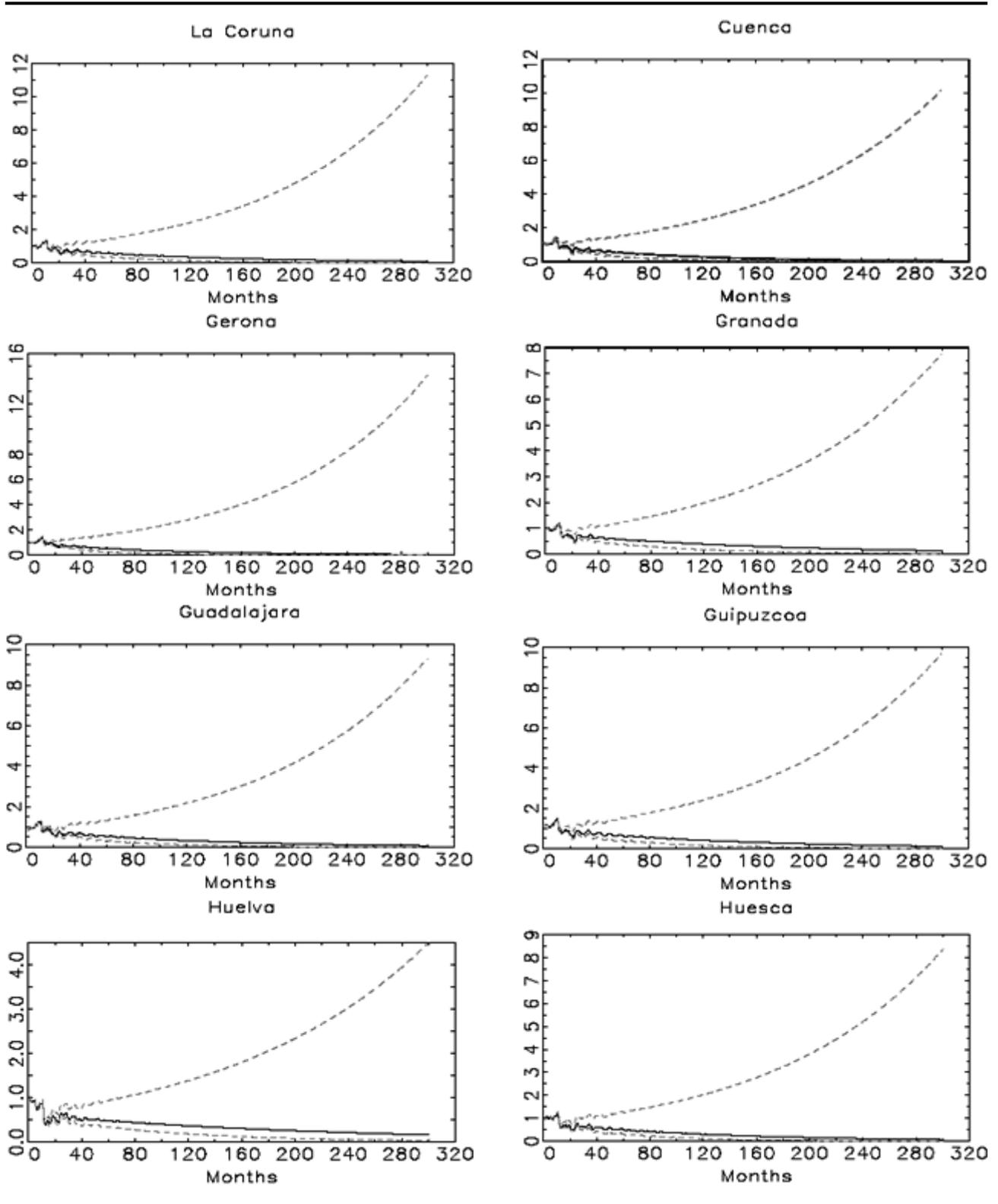
CONTINUACIÓN



CONTINUA

Gráfico 6.2. IPC por provincias

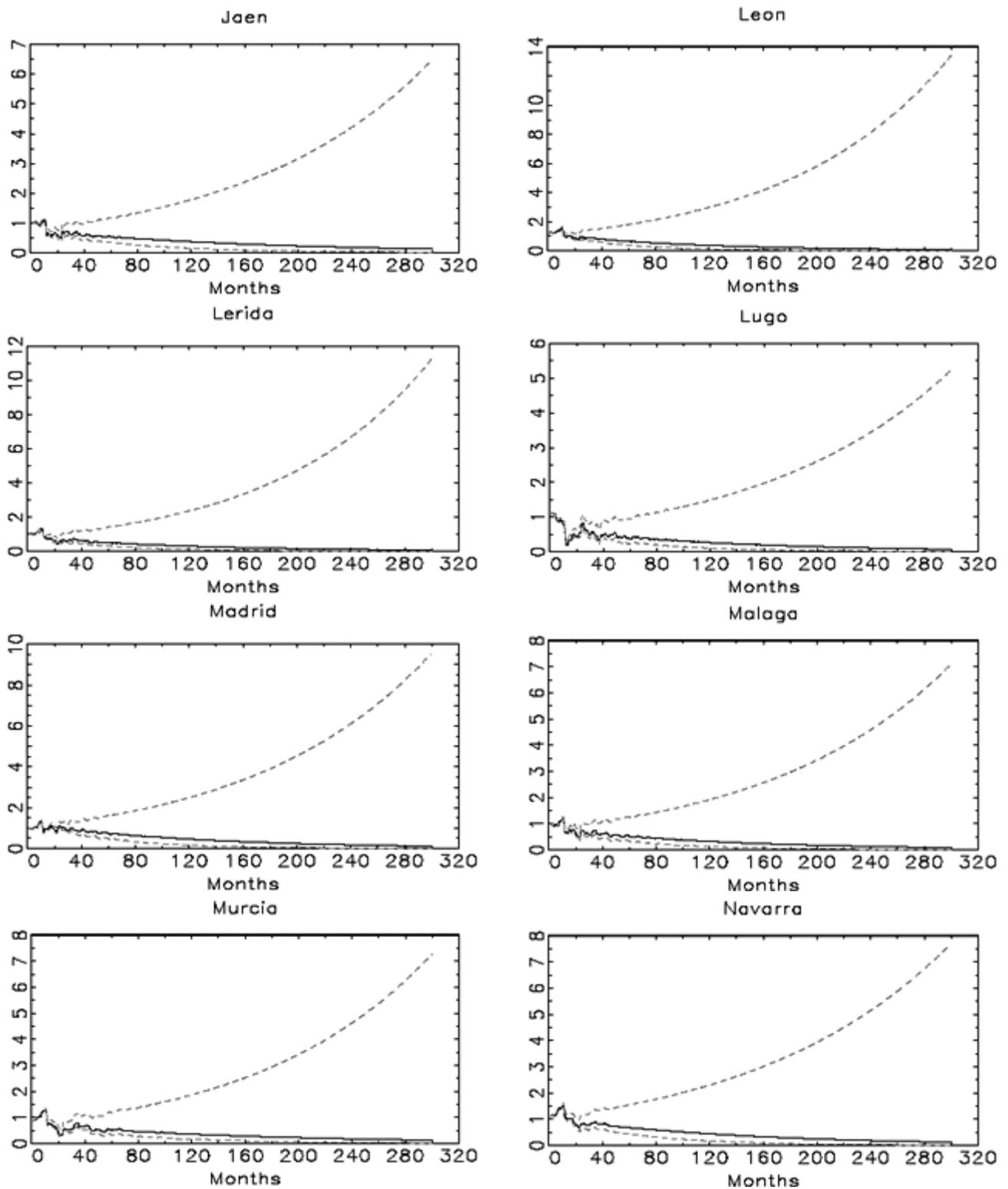
CONTINUACIÓN



CONTINÚA

Gráfico 6.2. IPC por provincias

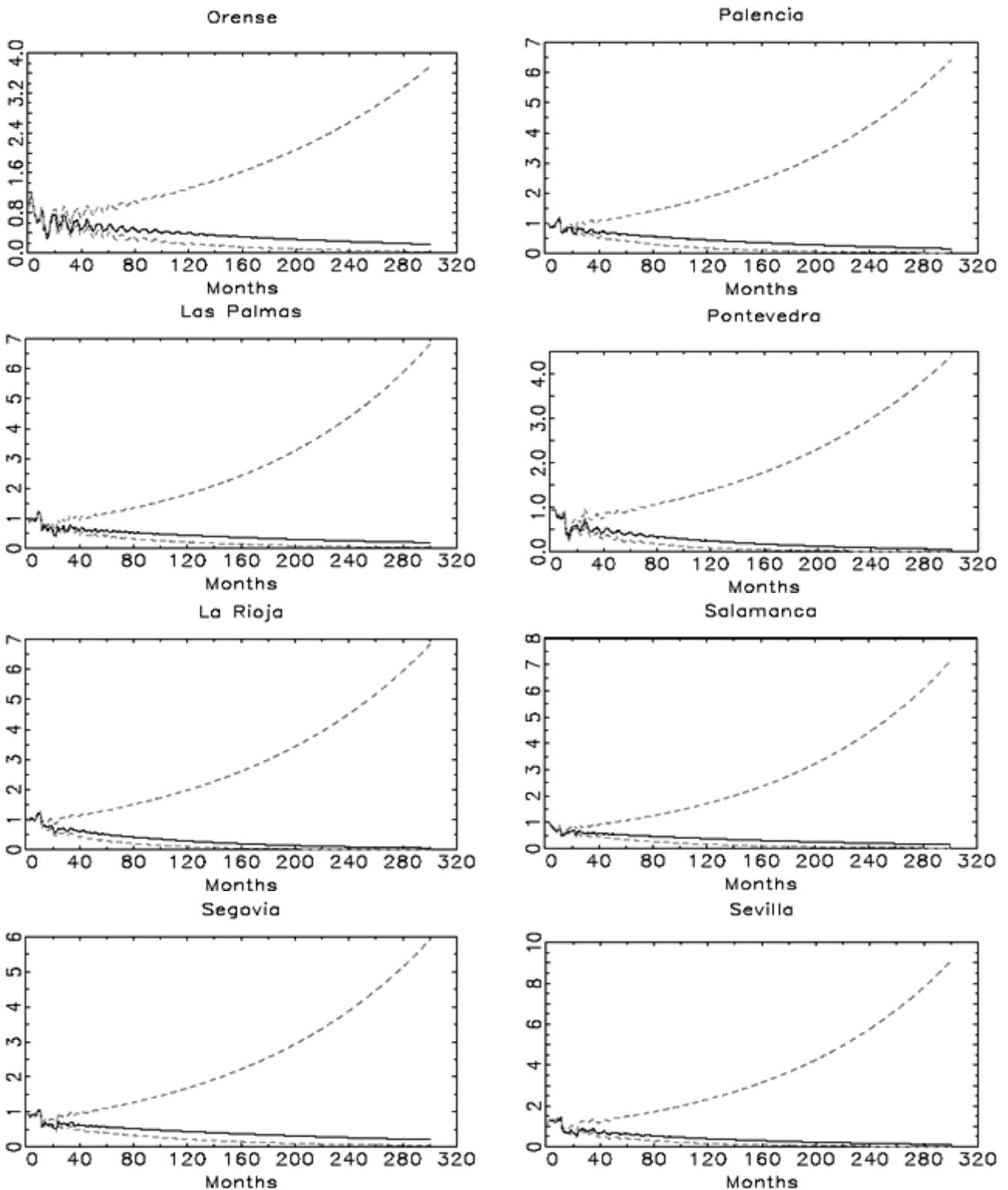
CONTINUACIÓN



CONTINÚA

Gráfico 6.2. IPC por provincias

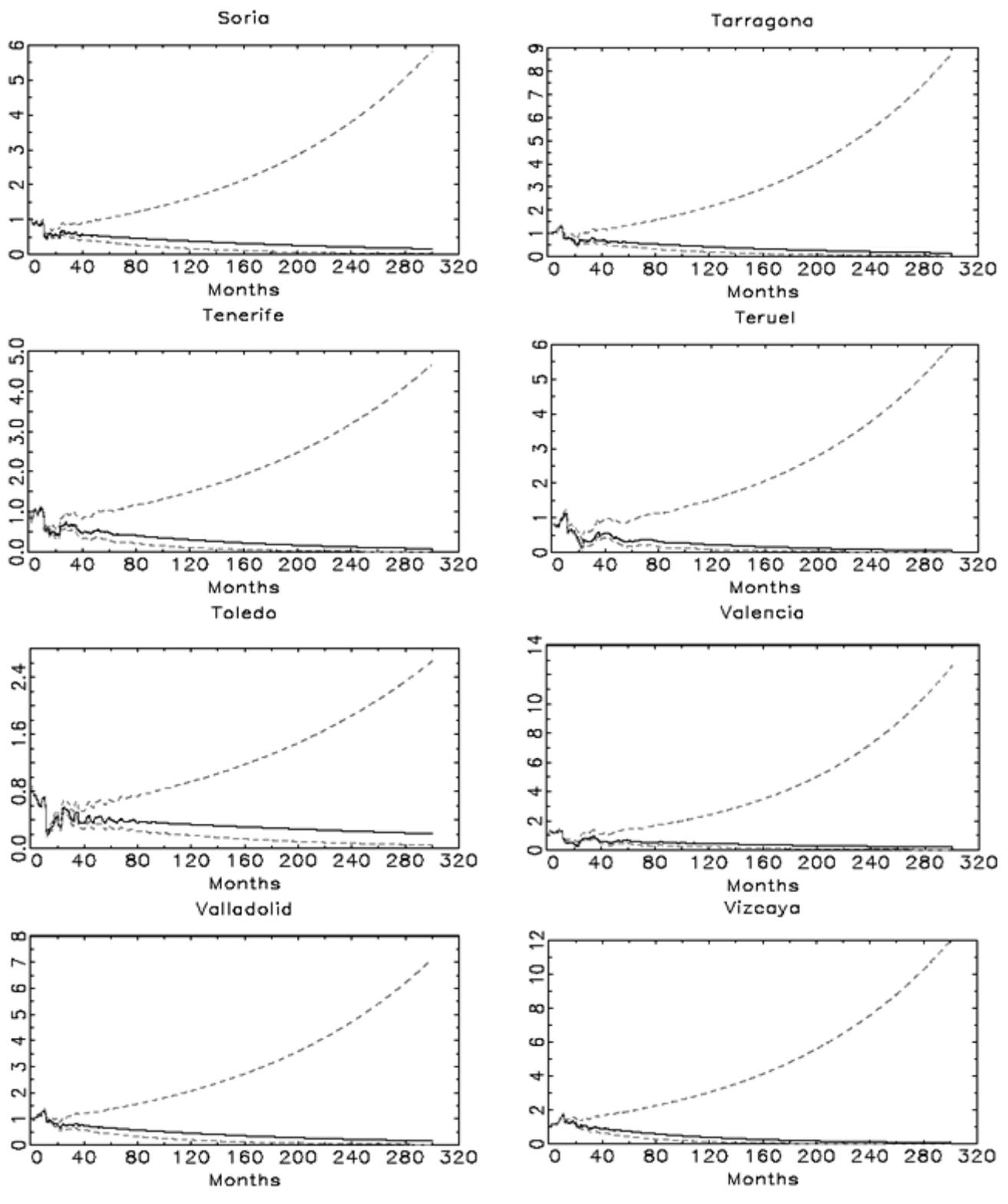
CONTINUACIÓN



CONTINÚA

Gráfico 6.2. IPC por provincias

CONTINUACIÓN



CONTINUA

Gráfico 6.2. IPC por provincias

CONTINUACIÓN

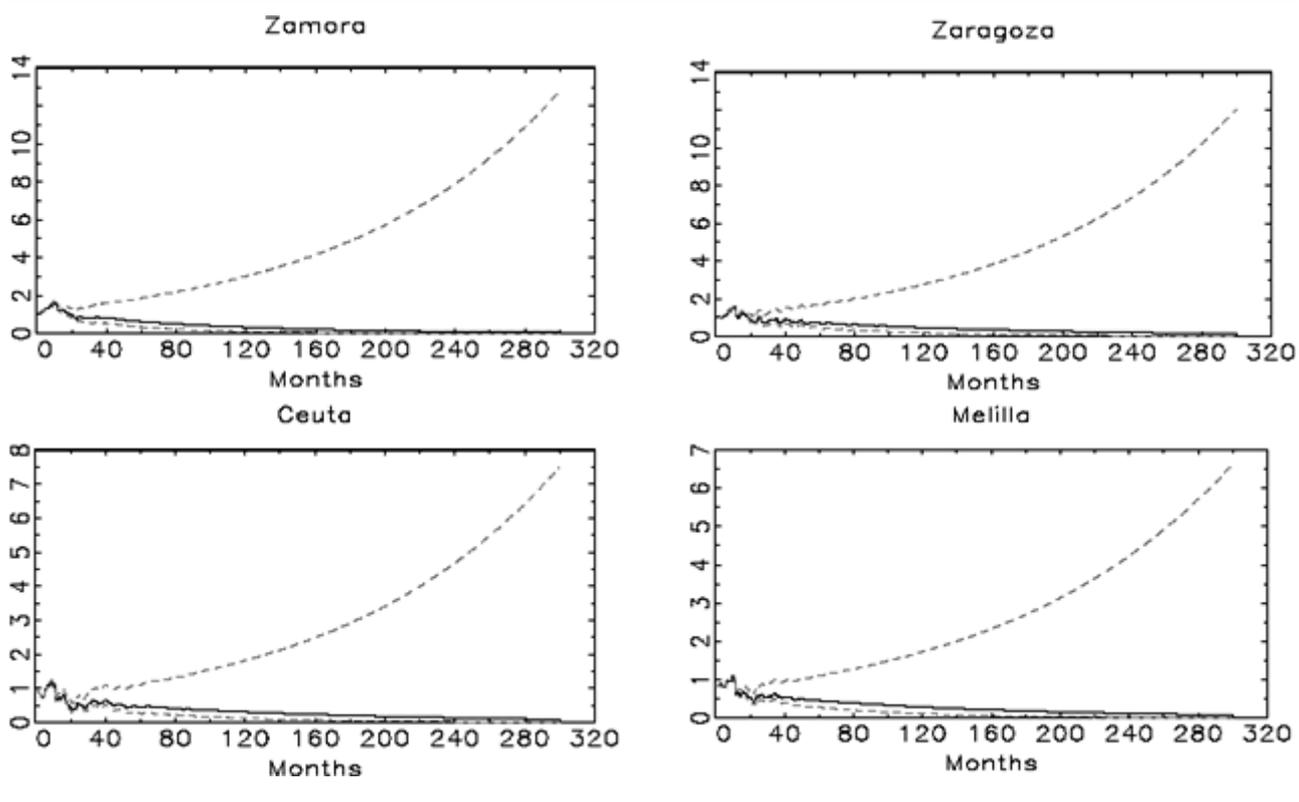


Gráfico 6.3. IPC por grupos

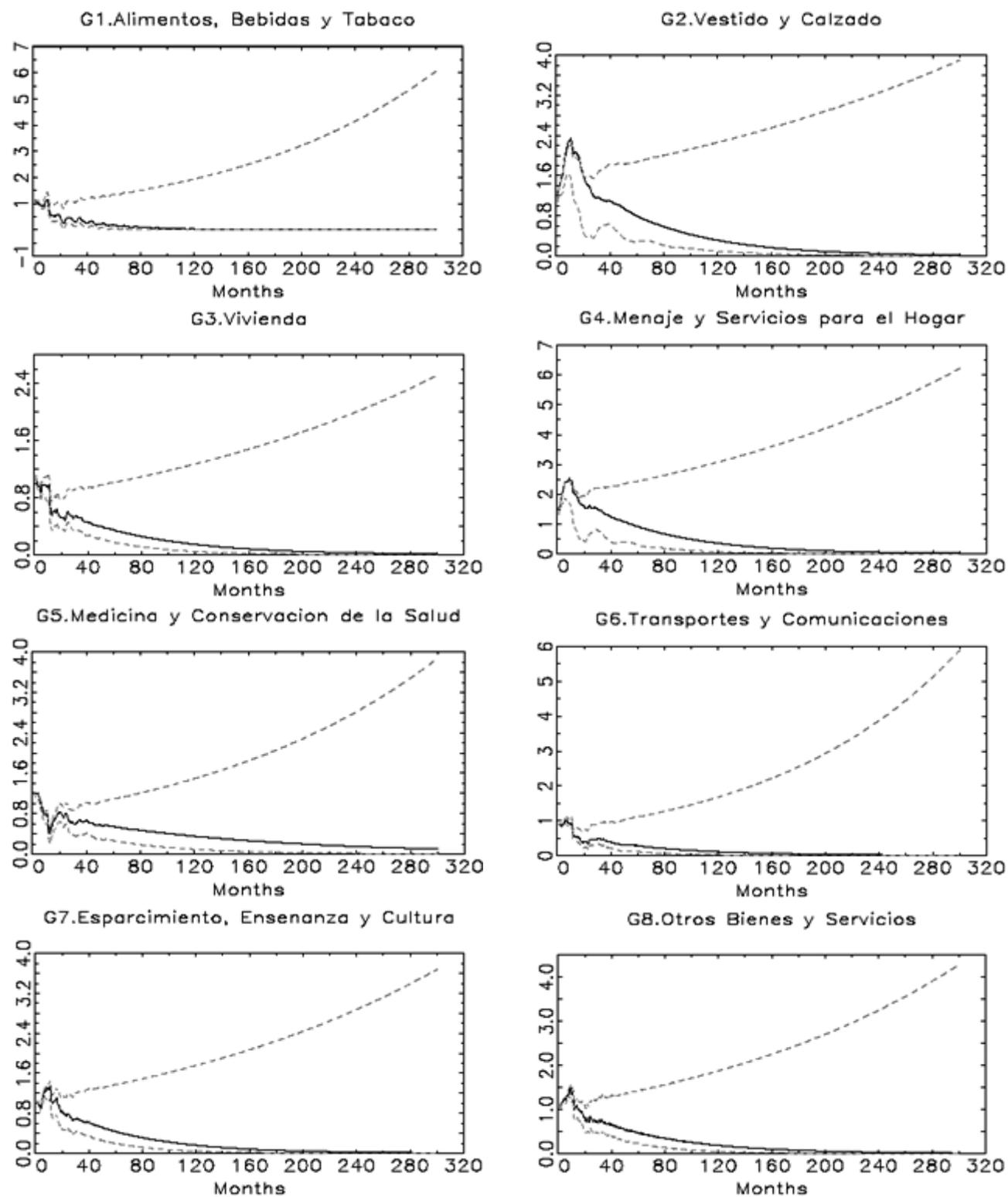
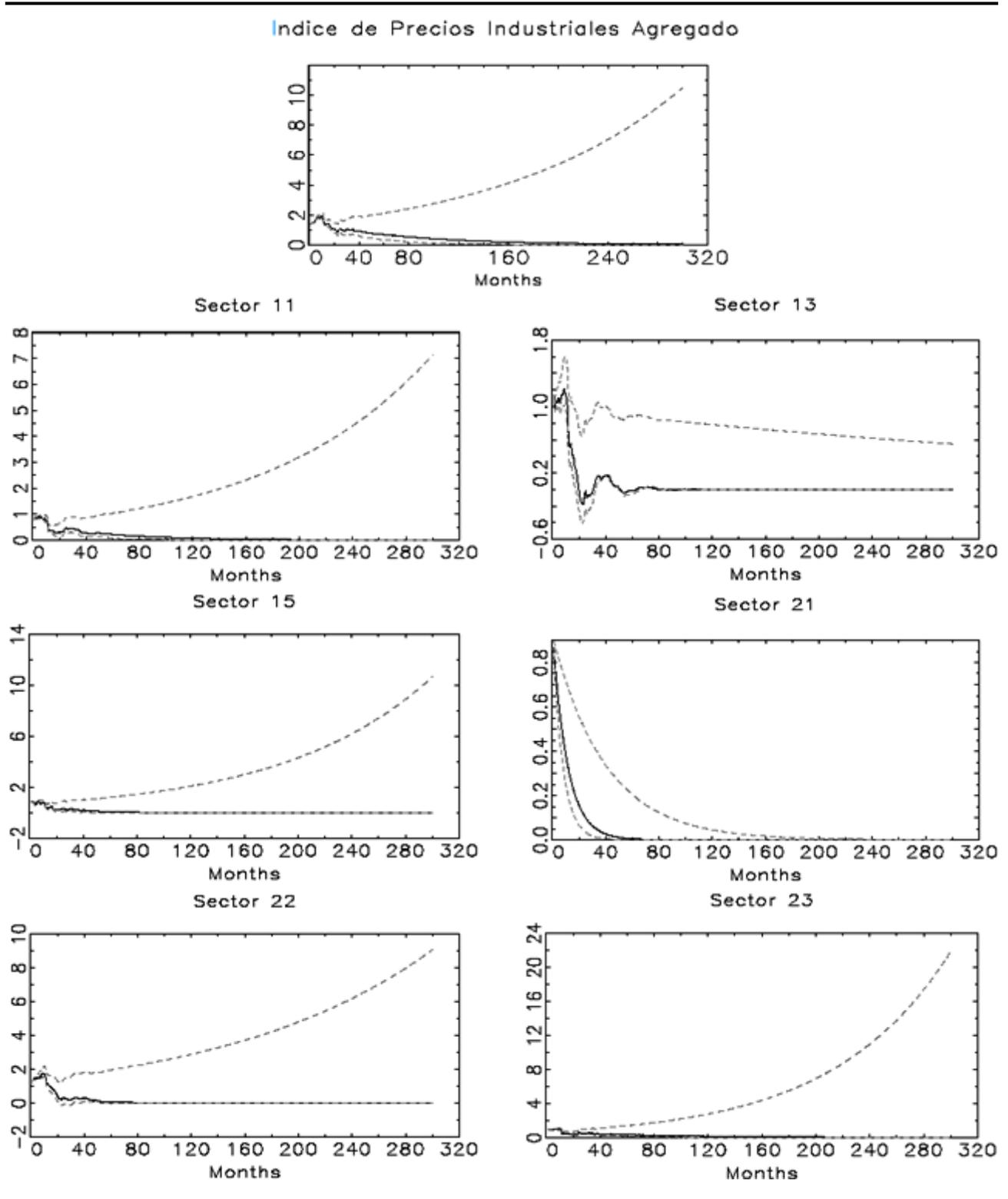


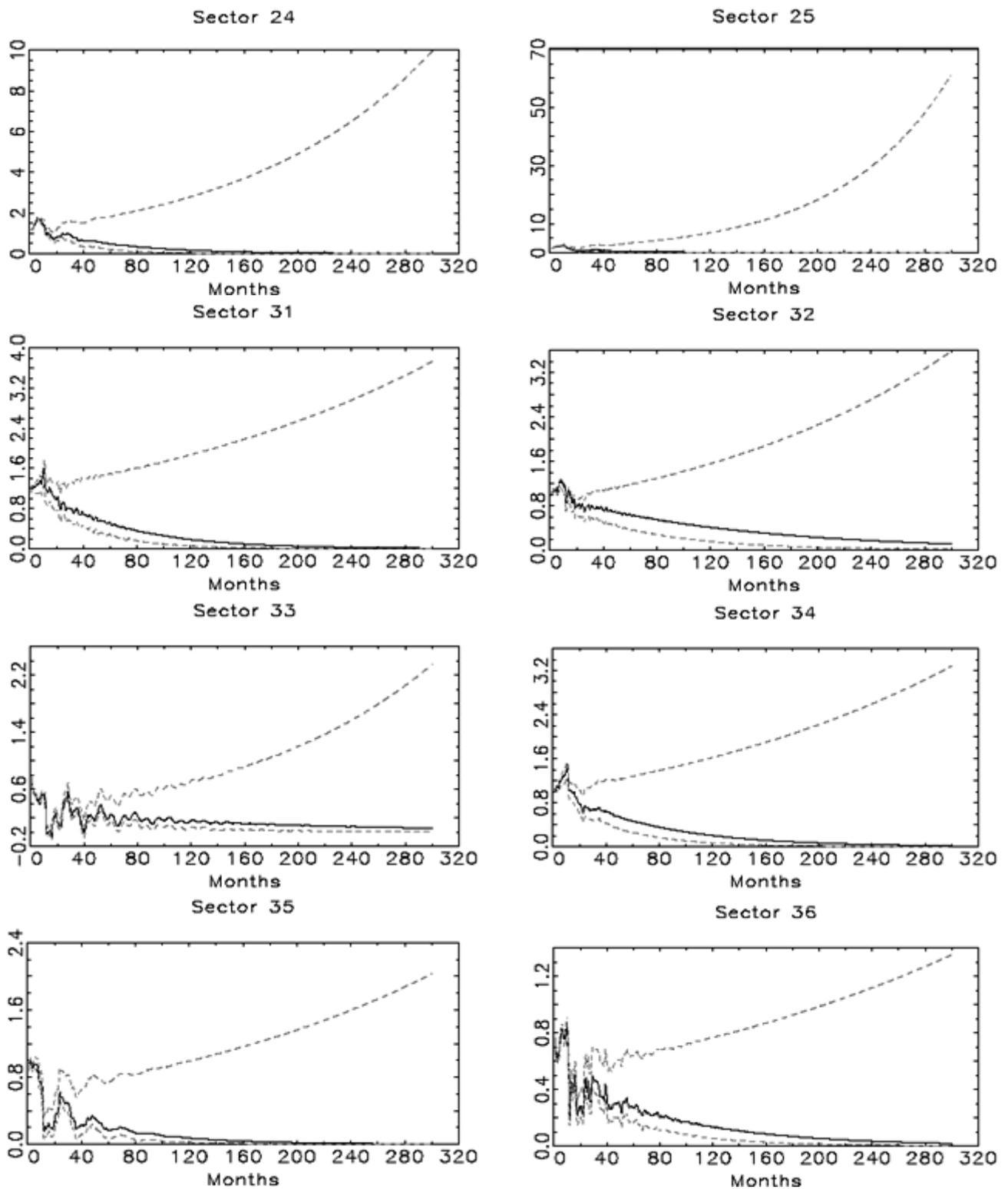
Gráfico 6.4. IPRI agregado y por sectores



CONTINUA

Gráfico 6.4. IPRI agregado y por sectores

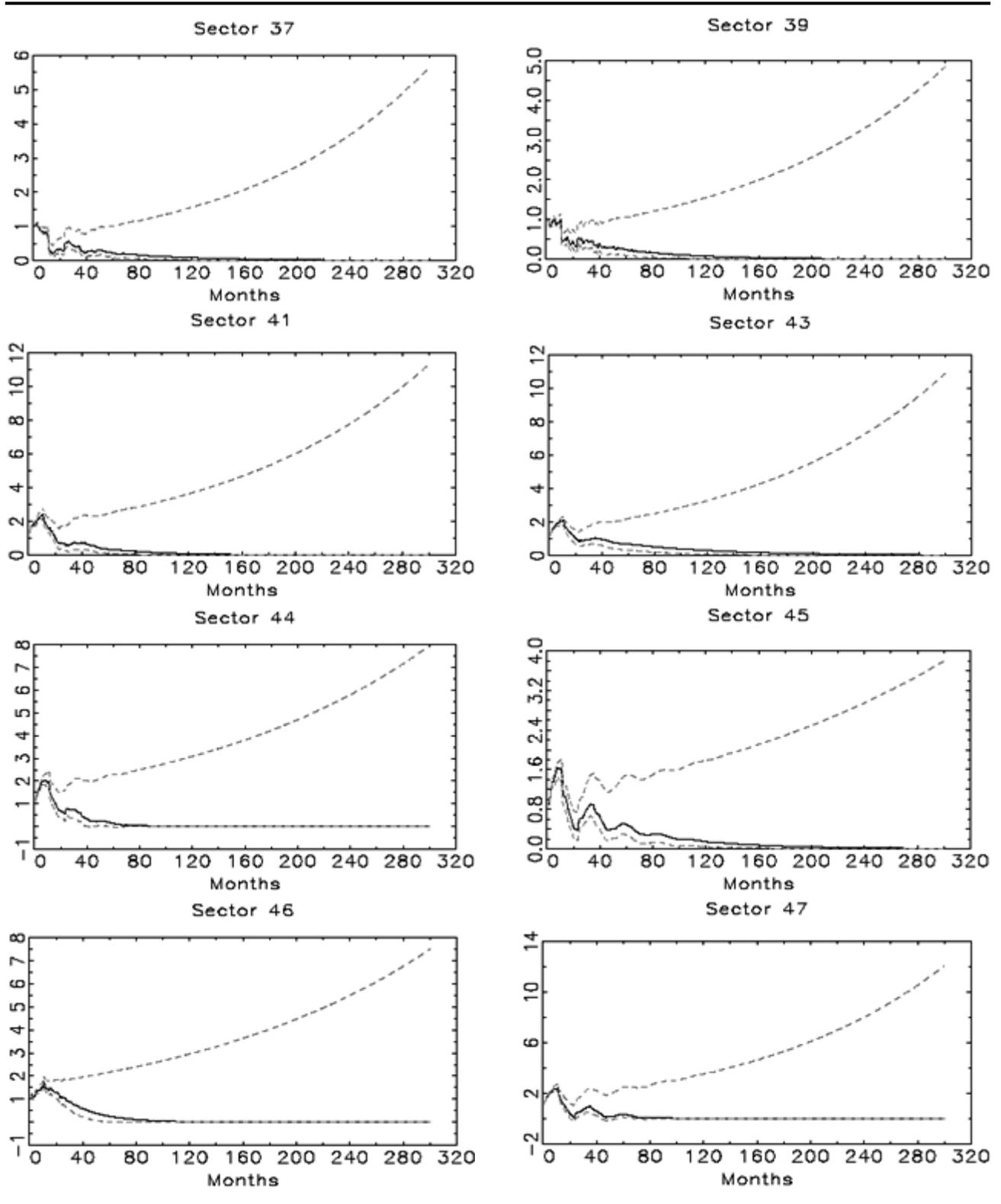
CONTINUACIÓN



CONTINUA

Gráfico 6.4. IPRI agregado y por sectores

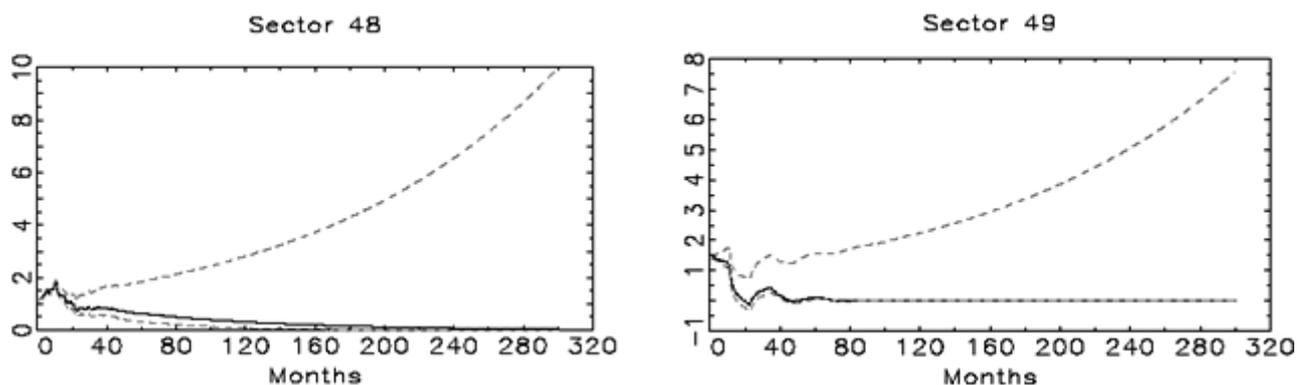
CONTINUACIÓN



CONTINUA

Gráfico 6.4. IPRI agregado y por sectores

CONTINUACIÓN



Sectores (IPRI):

11. Extracción, preparación y aglomeración de combustibles sólidos y coquerías.
13. Refino de petróleo.
15. Producción, transporte y distribución de energía eléctrica, gas, vapor y agua caliente.
21. Extracción y preparación de minerales metálicos.
22. Producción y primera transformación de metales.
23. Extracción de minerales no metálicos ni energéticos; turberas.
24. Industrias de productos minerales no metálicos.
25. Industria química.
31. Fabricación de productos metálicos (excepto máquinas y material de transporte).
32. Construcción de maquinaria y equipo mecánico.
33. Construcción de máquinas de oficina y ordenadores (incluida su instalación).
34. Construcción de maquinaria y material eléctrico.
35. Fabricación de material electrónico (excepto ordenadores).
36. Construcción de vehículos automóviles y sus piezas de repuesto.
37. Construcción de otro material de transporte.
39. Fabricación de instrumentos de precisión, óptica y similares.
41. Industrias de productos alimenticios, bebidas y tabaco.
43. Industria textil.
44. Industria del cuero.
45. Industria del calzado y vestido y otras confecciones textiles.
46. Industrias de la madera, corcho y muebles de madera.
47. Industria del papel y fabricación de artículos de papel; artes gráficas y edición.
48. Industrias de transformación del caucho y materias plásticas.
49. Otras industrias manufactureras.