

# **Un Análisis Empírico Desagregado de la Persistencia de las Tasas de Inflación Españolas: Precios de Consumo e Industriales**

**Diego Romero-Ávila**

Profesor Titular de Universidad  
Universidad Pablo de Olavide

**Carlos Usabiaga**

Catedrático de Universidad  
Universidad Pablo de Olavide

Autor encargado de la correspondencia:

Carlos Usabiaga Ibáñez

Departamento de Economía, Métodos Cuantitativos e Historia Económica

Universidad Pablo de Olavide

Carretera de Utrera, Km. 1, 41013 Sevilla

Tlfn: 954348553-954349388

Fax: 954349339

E-mail: [cusaiba@upo.es](mailto:cusaiba@upo.es)

(<http://www.upo.es/econ/usabiaga>)

## **Agradecimientos**

Este artículo 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). Una versión previa de este trabajo apareció en 2009 como Documento de Trabajo nº 2 del 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 nuestros colegas María Ángeles Caraballo, Jesús Crespo-Cuaresma, Carlos Dabús, Octavio Fernández-Amador y Simon Wren-Lewis. Por supuesto, los errores que persistan son de nuestra entera responsabilidad.

# **Un Análisis Empírico Desagregado de la Persistencia de las Tasas de Inflación Españolas: Precios de Consumo e Industriales**

## **Resumen**

En este trabajo investigamos el grado de persistencia de distintas tasas de inflación españolas – calculadas usando el Índice de Precios de Consumo (IPC) agregado, regional, provincial y por grupos de bienes y servicios (8)–, además de usando el Índice de Precios Industriales (IPRI) agregado y por sectores (24) 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 cálculo de funciones impulso-respuesta. Los resultados de la aplicación de estas técnicas apuntan a que todas las series de inflación basadas en las series del IPC 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 las tasas de inflación se muestran estacionarias sólo en siete sectores. Ante esta evidencia robusta de persistencia los gestores de la política económica deberán prestar gran atención a las perturbaciones sobre la inflación, ya que sus efectos podrían prolongarse mucho en el tiempo, especialmente en los precios de consumo. En este sentido, son necesarias reformas correctoras en pos de una mayor flexibilidad, si se quiere evitar el tener que intervenir activamente para retomar la inflación objetivo.

**Palabras clave:** inflación, precios de consumo, precios industriales, persistencia, España.

**Clasificación JEL:** E31

## 1. Introducción

En el marco de la Unión Económica y Monetaria (UEM), respecto a la inflación, tres han sido los principales temas objeto de estudio en la última década por parte de los macroeconomistas académicos y de los investigadores de los bancos centrales; temas que además están muy relacionados entre sí: si existe o no un proceso de convergencia en las tasas de inflación, la explicación de los diferenciales de inflación y la medición de la persistencia de la inflación.<sup>1</sup> Nuestro artículo versa fundamentalmente sobre ese tercer aspecto. No es de extrañar el gran interés existente por la medición de la persistencia de la inflación; así, ante una perturbación, una elevada persistencia de la inflación podría alejar de forma duradera a la tasa de inflación de su valor de equilibrio u objetivo. Por ejemplo, en el caso del Banco Central Europeo (BCE), podríamos pensar en el objetivo de inflación del 2%. La elevada persistencia podría obligar a una intervención mediante el uso de la política monetaria para poder devolver a la economía a su objetivo de inflación en un plazo razonable.<sup>2</sup> Una buena muestra del interés en el análisis de la persistencia de la inflación 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. Como tendremos ocasión de mostrar, el indicador básico del IPN de la persistencia –la velocidad a la que la tasa de inflación retorna a su objetivo a largo plazo tras recibir una perturbación– ha guiado el enfoque de nuestro trabajo.

Es conocido que existen distintas aproximaciones metodológicas para estimar la persistencia de la inflación –véase Álvarez (2008) y Carballo (2009). Una línea teórica y empírica muy importante en este campo en la última década ha sido la de la curva de Phillips neokeynesiana, que desarrolla el

---

<sup>1</sup> Sobre los diferenciales de inflación a nivel europeo véase European Central Bank (2003); desde la perspectiva española véanse Estrada y López-Salido (2004) y Restoy *et al.* (2005). En cuanto a la convergencia de la inflación véase Carballo y Usabiaga (2009a), trabajo que aborda este tema desde una amplia perspectiva –pasando desde la perspectiva europea hasta llegar a una alta desagregación geográfica y sectorial para España. Este último trabajo también aborda los diferenciales de inflación.

<sup>2</sup> Angeloni *et al.* (2006) y Gaspar *et al.* (2007) proporcionan un análisis de las implicaciones de la persistencia de la inflación sobre la modelización macroeconómica y sobre la política económica respectivamente.

marco impulsado por Galí y Gertler (1999).<sup>3</sup> En esencia, según esta modelización, en su versión “híbrida”, la tasa de inflación responde, a través de unos parámetros que dependen de las características de cada economía, a tres tipos de variables: la inflación retardada, los indicadores del estado del ciclo y 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 inflación retardada, es la más conocida, y recoge simplemente la inercia de la inflación, debida por ejemplo a la práctica de la indiciación. La persistencia “extrínseca”, vinculada a los indicadores del estado del ciclo, se asocia a las rigideces en el mecanismo de formación de los precios y salarios, apuntando hacia temas como la frecuencia de cambio de los precios, la cuantía de los cambios, las reglas de cambio, etc.<sup>4</sup> Por último, la persistencia de la inflación puede relacionarse también con el mecanismo de formación de las expectativas de los agentes, comparándose especialmente la visión “backward-looking” con la “forward-looking”. En suma, un país en donde esté muy difundida la indiciación –por ejemplo salarial–, en donde existan rigideces en los mecanismos de formación de los precios –contratos “explícitos” o “implícitos” de larga duración, fallos de coordinación, costes de menú, etc.– y los salarios –por ejemplo, debidos al modelo de negociación colectiva o al modelo sindical– y en donde las expectativas “backward-looking” tengan un peso importante, debería presentar una alta persistencia en la tasa de inflación y viceversa. En este sentido, debemos recordar que existe mucha literatura económica que apunta precisamente hacia esos problemas para la economía española,<sup>5</sup> por lo que un resultado de elevada persistencia en nuestro trabajo no debería sorprendernos. Desde otra perspectiva, se suele apuntar que un

---

<sup>3</sup> Galí y López-Salido (2001) realizan una aplicación de esta metodología para la economía española, mientras que Álvarez (2008) relaciona la evidencia existente sobre el comportamiento microeconómico de los precios con las modelizaciones alternativas de la curva de Phillips. Un importante marco alternativo es el impulsado por Mankiw y Reis (2002).

<sup>4</sup> Véanse a este respecto los trabajos de Álvarez *et al.* (2006), Dhyne *et al.* (2006), Fabiani *et al.* (2006) y Vermeulen *et al.* (2007) para la zona euro. Una comparación habitual es con EEUU, país caracterizado por una menor persistencia. Para la economía española véanse Álvarez y Hernando (2006) y Álvarez *et al.* (2009). La combinación de todos estos trabajos permite comparar la determinación de los precios de consumo y de los precios de producción en esos dos entornos (zona euro y España), dualidad de precios que también recoge nuestro trabajo.

<sup>5</sup> A modo de muestra, Galí y López-Salido (2001) destacan la importancia del componente “backward-looking” y de las fricciones salariales, mientras que Restoy *et al.* (2005) enfatizan el papel de las cláusulas de indiciación salarial –aparte de problemas de inflación dual. Por su parte, Caraballo y Usabiaga (2009b, c) encuentran evidencia robusta de la presencia de rigideces nominales en los precios de consumo y producción españoles. Fabiani *et al.* (2006) también apuntan que en España se presta más atención al componente “backward-looking” que en el promedio de la zona euro –seguramente debido al mayor peso de las empresas pequeñas.

importante peso del factor trabajo en los costes de la empresa genera una elevada persistencia, afectando esto especialmente al sector servicios –ocurre lo contrario con la participación de la energía. Asimismo, un mayor grado de competencia en el sector genera una mayor flexibilidad en los precios.

En nuestro trabajo abordamos esencialmente lo que hemos denotado como persistencia “intrínseca”, la que mide el grado de inercia de la inflación, estudiando este aspecto al margen de un modelo teórico concreto y utilizando varias aproximaciones empíricas basadas en técnicas econométricas univariantes, algunas inspiradas en la definición básica de persistencia manejada por el IPN. Debemos destacar que, a diferencia de otros trabajos –véase la revisión de Altissimo *et al.* (2006)<sup>6</sup>–, prestaremos una especial atención a la desagregación de las cifras de inflación españolas, desde la perspectiva geográfica y sectorial, trabajando tanto con precios de consumo como con precios de producción. Romero-Ávila y Usabiaga (2009) estudian una temática similar a la de nuestro trabajo, pero para las cifras de inflación agregadas de un conjunto de países de la OCDE, empleando técnicas de datos de panel y permitiendo cambios estructurales.<sup>7</sup> Sin embargo, a efectos comparativos también aplican tests univariantes del tipo KPSS sin cambio estructural, obteniendo el resultado de raíz unitaria para España, que coincide con nuestro resultado para el índice de precios de consumo (IPC) agregado. Nuestro trabajo pretende contribuir a la evidencia empírica en este campo aplicando una amplia batería de técnicas econométricas a diversas bases de datos, es por ello por lo que no vamos a entrar a comentar en detalle nuestros resultados para las distintas unidades geográficas, grupos de bienes y servicios, y sectores; además, ya existen trabajos en el marco del IPN que abordan de forma bastante exhaustiva (por países, por sectores, por tamaños de empresa, etc.) ese análisis para la zona euro y España, pero con metodologías empíricas distintas a la de nuestro trabajo.

---

<sup>6</sup> Debemos señalar que las estimaciones del parámetro de persistencia que proporcionamos en nuestro trabajo para el IPC y 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 de forma específica que en el seno de una curva de Phillips, donde existen otras variables de control e interrelaciones.

<sup>7</sup> En este trabajo optamos por usar tests univariantes sin cambios estructurales para guardar la consistencia de las distintas parcelas de medición de la persistencia de nuestro análisis empírico y porque estamos interesados en proporcionar una información lo más desagregada posible.

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 (prestamos atención al IPC agregado, regional, provincial y por grupos de bienes y servicios (8), además de al índice de precios industriales (IPRI), agregado y por sectores (24)) empleamos 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. 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).<sup>8</sup> 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 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 realizamos 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.

---

<sup>8</sup> Para más detalles al respecto véase DeJong *et al.* (1992).

En nuestro trabajo presentamos las estimaciones de la vida media de una perturbación que afecta a las tasas de inflación españolas. Para ello, utilizamos el procedimiento propuesto por Gospodinov (2004), que calcula estimaciones de la vida media sin sesgo en la mediana y de sus intervalos de confianza mediante el cómputo de funciones impulso-respuesta. Junto a esto, y con el objetivo de proporcionar información acerca del grado de precisión en las estimaciones, también presentamos estimaciones de los intervalos de confianza, tanto de la vida media como del parámetro de persistencia. Los intervalos de confianza al 95% para el parámetro de persistencia son calculados mediante el procedimiento propuesto por Hansen (1999) y para la vida media siguiendo el procedimiento descrito en Gospodinov (2004). En ambos casos, la utilización del método del percentil “grid-bootstrap” permite superar el sesgo asociado a los intervalos de confianza obtenidos por la aplicación de mínimos cuadrados ordinarios (MCO) o mediante técnicas convencionales de “bootstrap” para el caso de procesos cercanos a la raíz unitaria (Basawa *et al.*, 1991).

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 los precios de consumo y los de producción –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 sintéticamente la metodología para el cálculo de los estadísticos de raíces unitarias junto con los resultados de dicho análisis; la Sección 3 describe la metodología de las estimaciones sin sesgo en la mediana del parámetro de persistencia y de la vida media de una perturbación, y de sus intervalos de confianza, a la vez que recoge los resultados derivados de la aplicación de dichas técnicas; por último, la Sección 4 expone las principales conclusiones de todo nuestro análisis.

## **2. Análisis de Raíces Unitarias de las Tasas de Inflación**

### **2.1 Metodología**

En esta sección describimos brevemente la metodología empleada para el cálculo 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 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. Asumimos una especificación de la forma:

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

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 (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  $(y_0^{\bar{\alpha}}, y_t^{\bar{\alpha}}) \equiv (y_0, (1 - \bar{\alpha}L)y_t)$ ,  $t=1, \dots, T$ , y 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 sea tangente a la función de potencia óptima (“power envelope”) al 50% del nivel de potencia. Por lo tanto, para  $p=0$ ,  $\bar{c} = -7,0$  y para  $p=1$ ,  $\bar{c} = -13,5$ .<sup>9</sup>

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

---

<sup>9</sup> En nuestro análisis, dada la ausencia de una clara tendencia lineal en las series de inflación, sólo incluiremos una constante en la especificación.

$$\Delta\tilde{y}_t = \beta_0\tilde{y}_{t-1} + \sum_{j=1}^k \beta_j\Delta\tilde{y}_{t-j} + e_{tk} \quad (2)$$

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  $MZ_\alpha^{GLS}$  y  $MZ_t^{GLS}$ , que son versiones modificadas de los estadísticos  $Z_\alpha$  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). Asimismo, utilizaremos también los estadísticos  $P_T^{GLS}$  y  $MP_T^{GLS}$ , denominados en inglés como “feasible point optimal test” y “modified feasible point optimal test” respectivamente.<sup>10</sup>

Ng y Perron (2001) proponen el criterio de información modificado de Akaike (MAIC), que viene dado por:

$$MAIC(k) = \ln(\hat{\sigma}_{k_m}^2) + \frac{2(\tau_T(k) + k)}{T - k_{\max}} \quad (3)$$

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

<sup>10</sup> El primero de ellos fue propuesto por ERS, mientras que el segundo fue desarrollado por Ng y Perron (2001).

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.

## 2.2 Resultados

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). Debemos comenzar apuntando que nuestros datos son tasas de inflación interanuales, ofrecidas con frecuencia mensual. Dados los importantes requerimientos de datos de nuestro análisis de persistencia, hemos utilizado las series homogéneas 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. También debemos señalar que hemos cortado las series en abril de 2008, intentando evitar así que las recientes oscilaciones, irregulares desde una perspectiva histórica, debidas a la crisis económica, puedan condicionar nuestros resultados del análisis de persistencia, que pretende captar características estructurales de la inflación española. En la Tabla 1 presentamos los resultados para las tasas de inflación basadas en las series del IPC para las regiones españolas y para el agregado, durante el periodo que va desde enero de 1979 hasta abril de 2008. La Tabla 2 presenta los resultados para las tasas de inflación basadas en las series del IPC para las provincias españolas, durante el periodo que va desde enero de 1971 hasta abril de 2008. La Tabla 3 presenta los resultados para las tasas de inflación basadas en las series del 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 presenta los resultados para las tasas de inflación basadas en el IPRI a nivel agregado y por sectores,<sup>11</sup> para el periodo que transcurre desde enero de 1976 hasta diciembre de 2002.

Como muestran las Tablas 1, 2 y 3, todas las series de inflación basadas en el IPC (agregado, regional, provincial y por grupos de bienes y servicios) presentan claramente una raíz unitaria, de

---

<sup>11</sup> A 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.

modo que no se llega a rechazar la hipótesis nula de no estacionariedad ni siquiera al 10% de significatividad. Estos resultados apuntan hacia la existencia de un grado elevado de persistencia en las tasas de inflación basadas en los precios de consumo. La obtención de una raíz unitaria nos indica que el efecto de una perturbación sobre dicha variable perdurará 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 muy persistentes en los precios de consumo.

### **[Insertar Tablas 1, 2 y 3]**

Con respecto a los resultados para el IPRI, la Tabla 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, en la línea de lo apuntado por Blanchard (1987). Así, la flexibilidad

de los precios de consumo –precios que presentan “histéresis” o persistencia extrema– es menor que la de los precios de producción.<sup>12</sup>

[Insertar Tabla 4]

### 3. Análisis de Persistencia en las Tasas de Inflación

#### 3.1 Metodología

Una vez analizada la posible existencia de una raíz unitaria en las tasas de inflación mediante estadísticos de raíces unitarias, ahora pasamos a utilizar medidas de persistencia aún más informativas, como son las 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.

Tradicionalmente, las vidas medias han sido calculadas en la literatura mediante la ecuación  $\ln(0,5)/\ln(\alpha)$ , donde el parámetro de persistencia  $\alpha$  es la suma de los coeficientes del proceso autorregresivo correspondiente a la serie de datos. Este procedimiento es válido para un proceso AR(1) que decae de forma monótona, pero no resulta apropiado para unos procesos autorregresivos de mayor grado, para los que el efecto de las perturbaciones no decae de forma constante. Éste es el principal motivo por el que utilizamos el procedimiento propuesto por Gospodinov (2004).

Gospodinov (2004) parte de una representación de un proceso AR(p) basada en la especificación ADF que toma la forma siguiente:<sup>13</sup>

$$\pi_t = \alpha\pi_{t-1} + \Psi(L)\Delta\pi_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4)$$

donde en nuestro caso  $\pi_t$  se refiere a la tasa de inflación en  $t$ ;  $\alpha$  es la suma de los coeficientes autorregresivos, que de acuerdo con Andrews y Chen (1994) representa una medida de persistencia más informativa que la raíz mayor del proceso AR(p);<sup>14</sup> y  $\Psi(L) = \sum_{j=1}^{p-1} \psi_j L^j$ , donde  $L$  representa al

<sup>12</sup> Álvarez (2008) y Álvarez *et al.* (2009), entre otros, también concluyen que los precios de producción son algo más flexibles que los de consumo en la economía española, utilizando distintos indicadores.

<sup>13</sup> El parámetro  $p$ , referente al número de retardos necesarios para corregir por autocorrelación, se determina siguiendo el MAIC propuesto por Ng y Perron (2001), con la corrección para muestras finitas propuesta por Perron y Qu (2007).

<sup>14</sup> Esto se debe principalmente al hecho de que dos modelos AR(p) con un mismo valor para su raíz superior pueden exhibir propiedades de persistencia totalmente diferentes. El parámetro de persistencia  $\alpha$  puede considerarse como la

operador de retardos. Si el proceso autorregresivo tiene una raíz cercana a la unidad, es muy útil reparametrizarla siguiendo el método “local-to-unity” ( $\alpha_T \approx 1 + c/T$ ) para una constante fija  $c < 0$  (un proceso con una raíz cercana a la unitaria) versus  $c = 0$  (un proceso con una raíz unitaria). A su vez, 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 una 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. Esto trae consigo que el parámetro de persistencia pueda identificarse y estimarse de forma consistente, a la vez que facilita la evaluación de la distribución asintótica del estadístico de razón de verosimilitud. A su vez, este estadístico puede utilizarse para construir estimaciones e intervalos de confianza sin sesgo en la mediana de la vida media de una perturbación, midiendo esta última como el tiempo requerido por una perturbación unitaria para disiparse en un 50%.<sup>15</sup>

Con el objetivo de presentar medidas de persistencia adicionales, también calculamos los intervalos de confianza al 95% del parámetro de persistencia. No obstante, es importante apuntar los problemas asociados a la construcción de los mismos para dicho parámetro  $\alpha$ , ya que la distribución asintótica del estimador de los MCO (al igual que su tasa de convergencia) es diferente en el caso de un proceso estacionario que en el caso de una raíz unitaria. En resumen, si  $\alpha < 1$ , los intervalos de confianza pueden calcularse mediante métodos asintóticos convencionales basados en la distribución normal estándar. Sin embargo, este método no funciona bien para muestras finitas,

---

función impulso-respuesta acumulada (“cumulative impulse-response”: CIR); es decir, como la suma de la función impulso-respuesta a lo largo de todo el horizonte temporal, de modo que  $CIR = 1/1 - \alpha$ .

<sup>15</sup> Asimismo, 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.

particularmente cuando  $\alpha$  es cercano a la unidad. De hecho, la formalización de un proceso cercano a la raíz unitaria siguiendo el marco “local-to-unity”, donde  $\alpha_r \approx 1 + c/T$  con  $c$  como constante cuando  $T \rightarrow \infty$ , nos conduce a que el estadístico-t convencional utilizado para la construcción de intervalos de confianza venga caracterizado por una distribución que no es estándar. El problema se debe a que el estadístico-t depende del parámetro  $c$ , que a su vez es una función de  $\alpha$ , llevando todo ello a que los intervalos de confianza construidos de este modo no controlen por el error Tipo I.<sup>16</sup>

En contraste, el método de Hansen (1999) es capaz de generar intervalos de confianza para procesos cercanos a la raíz unitaria con tasas asintóticas de cobertura de primer orden correctas para la suma de los coeficientes autorregresivos. Por lo tanto, este método constituye una buena alternativa para obtener estimaciones correctas de los intervalos de confianza del parámetro de persistencia. A diferencia de los métodos convencionales de “bootstrap”, 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  $\alpha$ . En simulaciones del tipo Monte Carlo, Hansen (1999) obtiene que su método genera intervalos de confianza con buenas tasas de cobertura incluso para muestras finitas.

### 3.2 Resultados

En la Sección 2 presentamos 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 tasa de inflación basada en el IPRI agregado y para la mayor parte de los sectores productivos. Por su parte, en esta sección presentamos los resultados de las estimaciones de los parámetros de

---

<sup>16</sup> 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, pero 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.

persistencia y de la vida media de una perturbación unitaria que afecte a las tasas de inflación, tasas que aparecen de nuevo desagregadas siguiendo los criterios ya mencionados.

En la Tabla 5 ofrecemos los resultados para las tasas de inflación basadas en las series del IPC para las regiones españolas y para el agregado. La Tabla 6 presenta los resultados para las tasas de inflación basadas en las series del IPC para las provincias españolas. La Tabla 7 recoge los resultados para las tasas de inflación basadas en las series del IPC para los principales grupos de bienes y servicios. Finalmente, la Tabla 8 presenta los resultados para las tasas de inflación basadas en el IPRI, a nivel agregado y por sectores.

En primer lugar, es destacable el hecho de que el parámetro de persistencia (suma de los coeficientes autorregresivos) estimado mediante los 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 afecte 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 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,<sup>17</sup> 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.

---

<sup>17</sup> Ello significa que supera el valor máximo contemplado, que en este caso es de 25 años (muy alto).

En relación a las tasas de inflación regionales basadas en el IPC, encontramos evidencia clara de la 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. Por su parte, Andalucía, Canarias, Cataluña, Comunidad Valenciana, Extremadura, Galicia y Murcia presentan una vida media comprendida entre los 3,5 y los 4,5 años. La mediana de las estimaciones de la vida media para 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.

**[Insertar Tabla 5]**

En relación a los resultados para las tasas de inflación provinciales basadas en el IPC, la Tabla 6 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, encontramos 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 las provincias un grado más elevado de persistencia de acuerdo con esta medida. 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 de nuevo que el efecto de dicha perturbación no desaparecería con el paso del tiempo.

### **[Insertar Tabla 6]**

En referencia a las series de inflación basadas en el IPC de los principales grupos de bienes y servicios, la Tabla 7 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 grupos 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 del 14,2% anual; mientras que la media es igual a 4,73 años, lo que supone una velocidad 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.<sup>18</sup>

**[Insertar Tabla 7]**

Finalmente, la Tabla 8 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 ante 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 2 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.<sup>19</sup> 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, los sectores con menor persistencia, al tener una vida media inferior a 2 años, son el 11 (Extracción, Preparación y

---

<sup>18</sup> Nuestro análisis de persistencia para el IPC arroja unos niveles de persistencia muy altos desde todas las perspectivas. Debemos señalar que cuando se aplica una metodología más sencilla, como el uso de la desviación estándar de la tasa de inflación como indicador inverso de la persistencia, y con una desagregación menor (5 grupos), se observa que la persistencia sigue el siguiente orden (decreciente): servicios, bienes industriales no energéticos, alimentos elaborados, alimentos sin elaborar y energía. Sin embargo, al desagregar por grupos o sectores, aparece una importante heterogeneidad.

<sup>19</sup> Muchos trabajos concluyen que la heterogeneidad en este campo es mucho mayor a nivel sectorial que geográfico, resultado que también se observa en nuestro trabajo. Véanse como muestra Álvarez (2008) y Caraballo y Usabiaga (2009a).

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 la 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 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 sectoriales basadas en el IPRI.<sup>20</sup>

**[Insertar Tabla 8]**

---

<sup>20</sup> Debemos señalar que no observamos una diferencia destacable entre los sectores energéticos y los industriales a los efectos de nuestro análisis, a pesar de que nuestra intuición teórica habría apuntado hacia una menor persistencia en los primeros.

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 adicionales de la mayor flexibilidad de los precios de producción frente a los de consumo en la economía española.

#### **4. Conclusiones**

En este trabajo, en primer lugar, hemos evaluado si existe una raíz unitaria en las distintas tasas de inflación estudiadas (calculadas utilizando el IPC agregado, regional, provincial y por grupos de bienes y servicios (8), además del IPRI, 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. 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 apuntan a la existencia de un grado elevado de persistencia en las tasas de inflación basadas en el IPC. 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, 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 utilizando el procedimiento propuesto por Gospodinov (2004), basado en el cálculo de funciones impulso-respuesta. Asimismo y con el objetivo de proporcionar información acerca del grado de precisión en las estimaciones, también hemos presentado estimaciones de los intervalos de confianza, tanto de la vida media como del parámetro de persistencia, utilizando la metodología del percentil “grid-bootstrap”. 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 suma que las tasas de inflación españolas presentan una elevada persistencia, sobre todo desde la perspectiva del consumo. También se ha apreciado una mayor homogeneidad geográfica que sectorial.

Dado que existen muchos trabajos referentes a los determinantes de la persistencia de la inflación que apuntan hacia serios problemas para la economía española en este campo (difusión de la indiciación, peso de las expectativas “backward-looking”, reducida competencia, modelo laboral inadecuado, etc.), ese resultado empírico tan robusto no resulta sorprendente. No debemos olvidar que la elevada persistencia hace que los efectos de las perturbaciones sobre la inflación –pensemos por ejemplo en las perturbaciones de oferta internacionales<sup>21</sup>- perduren en el tiempo, alejando a la variable de su valor objetivo, siendo necesarias medidas que aumenten la flexibilidad de los precios,

---

<sup>21</sup> Sobre los efectos de las perturbaciones del precio del petróleo sobre la inflación española véase Caraballo y Usabiaga (2009c).

especialmente en el ámbito del consumo, si no queremos hipotecar seriamente otras políticas. 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. Entre otras políticas, apostamos por una mayor actividad de los organismos de defensa de la competencia, así como por reformas estructurales en el mercado de trabajo y de bienes que ataquen a las fuentes de la persistencia y del diferencial de inflación español.

## Referencias

- 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 n° 46, Junio.
- Álvarez, L.J. (2008): “What Do Micro Price Data Tell Us on the Validity of the New Keynesian Phillips Curve”, *Economics: The Open-Access, Open-Assessment E-Journal*, vol. 2 (19).
- 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.
- Álvarez, L.J., Dhyne, E., Hoerberichts, M.M., Kwapil, C., Le Bihan, H., Lünemann, P., Martins, F., Sabbatini, R., Stahl, H., Vermeulen, P. y Vilmunen, J. (2006): “Sticky Prices in the Euro Area: A Summary of New Micro Evidence”, *Journal of the European Economic Association*, vol. 4 (2-3), págs. 575-584.
- Álvarez, L.J. y Hernando, I. (2006): “Price Setting Behaviour in Spain. Evidence from Consumer Price Micro-Data”, *Economic Modelling*, vol. 23 (4), págs. 699-716.
- Andrews, D.W.K. y Chen, H.Y. (1994): “Approximately Median-Unbiased Estimation of Autoregressive Models”, *Journal of Business and Economic Statistics*, vol. 12 (2), págs. 187-204.
- Angeloni, I., Aucremanne, L., Ehrmann, M., Galí, J., Levin, A. y Smets, F. (2006): “New Evidence on Inflation Persistence and Price Stickiness in the Euro Area: Implications for Macro Modeling”, *Journal of the European Economic Association*, vol. 4 (2-3), págs. 562-574.
- Basawa, I.V., Mallik, A.K., McCormick, W.P., Reeves, J.H. y Taylor, R.L. (1991): “Bootstrapping Unstable First-order Autoregressive Processes”, *Annals of Statistics*, vol. 19 (2), págs. 1098-1101.
- Blanchard, O.J. (1987): “Aggregate and Individual Price Adjustment”, *Brookings Papers on Economic Activity*, vol. 1, págs. 57-109.
- Carballo, M.A. (2009): “Inflación”, en Vallés, J. (Dir.): “Economía Española” (segunda edición), Madrid, McGraw-Hill, págs. 135-155.
- Carballo, M.A. y Usabiaga, C. (2009a): “Análisis Desagregado de la Inflación Española y Andaluza”, Sevilla, Instituto de Estadística de Andalucía.
- Carballo, M.A. y Usabiaga, C. (2009b): “Testing Nominal Rigidities in an Integrated Economy: An Application to Spain”, en Marques, H., Souzakis, E. y Cerqueira, P. (Eds.): “Integration and Globalization. Challenges for Developed and Developing Countries”, Chentelham, Edward Elgar, págs. 43-62.

- Caraballo, M.A. y Usabiaga, C. (2009c): "The Relevance of Supply Shocks for Inflation: The Spanish Case", *Applied Economics*, vol. 41 (6), págs. 753-764.
- Cheung Y.W. y Lai K.S. (2000): "On the Purchasing Power Parity Puzzle", *Journal of International Economics*, vol. 52 (2), págs. 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*, vol. 53 (1-3), págs. 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*, vol. 20 (2), págs. 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*, vol. 74 (366), págs. 427-431.
- Elliot, G., Rothenberg, T. y Stock, J.H. (1996): "Efficient Tests of an Autoregressive Unit Root", *Econometrica*, vol. 64 (4), págs. 813-839.
- Estrada, A. y López-Salido, J.D. (2004): "Understanding Spanish Dual Inflation", *Investigaciones Económicas*, vol. 28 (1), págs. 123-140.
- European Central Bank (2003): "Inflation Differentials in the Euro Area: Potential Causes and Policy Implications", Frankfurt, Monetary Policy Committee of the European System of Central Banks.
- 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*, vol. 2 (3), págs. 3-47.
- Galí, J. y Gertler, M. (1999): "Inflation Dynamics: A Structural Econometric Approach", *Journal of Monetary Economics*, vol. 44 (2), págs. 195-222.
- Galí, J. y López-Salido, J.D. (2001): "Una Nueva Curva de Phillips para España", *Moneda y Crédito*, vol. 212, págs. 265-310.
- Gaspar, V., Levin, A., Martins, F. y Smets, F. (2007): "Evidence from Surveys of Price-Setting Managers: Policy Lessons and Directions for Ongoing Research", CEPR, Discussion Paper nº 6227, Marzo.
- Gospodinov, N. (2004): "Asymptotic Confidence Intervals for Impulse Responses of Near-Integrated Processes", *Econometrics Journal*, vol. 7 (2), págs. 505-527.
- Hansen, B.E. (1999): "The Grid Bootstrap and the Autoregressive Model", *Review of Economics and Statistics*, vol. 81 (4), págs. 594-607.
- Inoue, A. y Kilian, L. (2002): "Bootstrapping Autoregressive Processes with Possible Unit Roots", *Econometrica*, vol. 70 (1), págs. 377-391.
- Mankiw, N.G. y Reis, R. (2002): "Sticky Information Versus Sticky Prices: A Proposal To Replace The New Keynesian Phillips Curve," *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 117 (4), págs. 1295-1328.
- Ng, S. y Perron, P. (2001): "Lag Length Selection and the Construction of Unit Root Tests with Good Size and Power", *Econometrica*, vol. 69 (6), págs. 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*, vol. 63 (3), págs. 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*, vol. 94 (1), págs. 12-19.

- Phillips, P.C.B. y Perron, P. (1988): "Testing for Unit Roots in Time Series", *Biometrika*, vol. 75 (2), págs. 335-346.
- Restoy, F., Vallés, J. y López-Salido, J.D. (2005): "Inflation Differentials in EMU: The Spanish Case", *Moneda y Crédito*, vol. 220, págs. 55-104.
- Romero-Ávila, D. y Usabiaga, C. (2009): "The Hypothesis of a Unit Root in OECD Inflation Revisited", *Journal of Economics and Business*, vol. 61 (2), págs. 153-161.
- Sargan, J.D. y Bhargava, A. (1983): "Testing Residuals from Least Squares Regression for Being Generated by the Gaussian Random Walk", *Econometrica*, vol. 51 (1), págs. 153-174.
- Stock, J. (1999): "A Class of Tests for Integration and Cointegration", en McFadden, D.L. y Engle, R.F. (Eds.): "Cointegration, Causality and Forecasting: A Festschrift in Honor of Clive W.J. Granger", Oxford, Oxford University Press, págs. 137-167.
- Vermeulen, P., Dias, D., Dossche, M., Gautier, E., Hernando, I., Sabbatini, R. y Stahl, H. (2007): "Price Setting in the Euro Area. Some Stylised Facts from Individual Producer Price Data", European Central Bank, Working Paper Series, nº 727, Febrero.

# **A Disaggregated Empirical Analysis of the Persistence of the Spanish Inflation Rates: Consumer and Producer Prices**

## **Summary**

This article investigates the degree of persistence of different inflation rates for the Spanish economy computed using the Consumer Price Index (CPI) for the aggregate as well as for the regions, provinces and eight groups of goods and services, in addition to the Producer Price Index (PPI) for the aggregate and 24 industrial sectors. For that purpose, we employ: 1) the unit root tests with good size and power of Ng y Perron (2001) with the small-sample bias correction developed by Perron y Qu (2007); 2) median-unbiased estimations of the persistence parameter and the respective confidence intervals through the grid-bootstrap percentile method proposed by Hansen (1999); and 3) median-unbiased estimations of the half-life of a shock in addition to the associated confidence intervals through the method based on impulse-response functions proposed by Gospodinov (2004). The results from the application of these techniques indicate that all the CPI-based inflation rate series clearly contain a unit root. As regards the results for the PPI-based inflation rate series, we have provided evidence that the aggregate series appears to contain a unit root, while at the industry level the inflation rate series are found to be stationary in only seven sectors. On the basis of this robust evidence of high persistence in inflation policy makers should pay more attention to any shock hitting inflation, since the effects are expected to be long-lasting, particularly for the consumer prices. Along these lines, it is essential to implement correcting reforms with the aim of raising price adjustment flexibility if one wants to avoid having to intervene actively in the markets to reach the inflation target.

**Key words:** inflation, consumer prices, producer prices, persistence, Spain.

## TABLAS

**Tabla 1: Estadísticos de Raíces Unitarias: IPC de las Regiones Españolas y Agregado, 1979M1-2008M4.**

	$k_{MAIC}^a$	$MZ_{\alpha}^{GLS}$	$MZ_t^{GLS}$	$MSB^{GLS}$	$ADF^{GLS}$	$P_T^{GLS}$	$MP_T^{GLS}$
IPC Agregado	13	-1,330	-0,797	0,599	-0,972	18,927	17,909
1. Andalucía	12	0,319	0,424	1,329	0,444	113,866	101,415
2. Aragón	15	0,417	0,664	1,593	0,652	165,994	146,173
3. Asturias	12	0,348	0,477	1,369	0,415	121,365	108,010
4. Baleares	13	0,512	1,040	2,030	1,105	271,490	238,380
5. Canarias	12	0,056	0,058	1,025	0,084	66,005	59,345
6. Cantabria	12	0,418	0,796	1,906	0,805	235,526	206,171
7. Castilla y León	12	0,337	0,482	1,429	0,465	131,876	116,636
8. Castilla - La Mancha	12	0,238	0,286	1,203	0,189	92,612	82,613
9. 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

<sup>a</sup> El 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  $MZ_{\alpha}^{GLS}$  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. \*\*\*,\*\* y \* indican 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 2: Estadísticos de Raíces Unitarias: IPC de las Provincias Españolas, 1971M1-2008M4.**

	$k_{MAIC}^a$	$MZ_{\alpha}^{GLS}$	$MZ_t^{GLS}$	$MSB^{GLS}$	$ADF^{GLS}$	$P_T^{GLS}$	$MP_T^{GLS}$
1. Álava	12	-3,091	-1,234	0,399	-1,214	7,937	7,912
2. Albacete	14	-2,940	-1,152	0,392	-1,097	8,278	8,201
3. Alicante	14	-3,116	-1,216	0,390	-1,157	7,785	7,817
4. Almería	12	-3,099	-1,173	0,378	-1,140	7,952	7,803
5. Asturias	15	-1,981	-0,904	0,456	-0,832	11,559	11,426
6. Ávila	13	-5,328	-1,608	0,302	-1,523	4,654	4,667
7. Badajoz	16	-2,693	-1,137	0,422	-1,110	8,986	9,015
8. Baleares	16	-2,515	-1,097	0,436	-1,053	9,607	9,626
9. 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
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. Girona	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

Nota: Véase la explicación de la Tabla 1.

**Tabla 3: Estadísticos de Raíces Unitarias: IPC de los Principales Grupos de Bienes y Servicios, 1978M1-2000M12.**

	$k_{MAIC}^a$	$MZ_{\alpha}^{GLS}$	$MZ_t^{GLS}$	$MSB^{GLS}$	$ADF^{GLS}$	$P_T^{GLS}$	$MP_T^{GLS}$
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

Nota: Véase la explicación de la Tabla 1.

**Tabla 4: Estadísticos de Raíces Unitarias: IPRI Agregado y por Sectores de Producción, 1976M1-2002M12.**

	$k_{MAIC}^a$	$MZ_{\alpha}^{GLS}$	$MZ_t^{GLS}$	$MSB^{GLS}$	$ADF^{GLS}$	$P_T^{GLS}$	$MP_T^{GLS}$
IPRI Agregado	13	-3,411	-1,300	0,381	-1,307	7,316	7,181
Sector 11	14	0,423	0,515	1,217	0,175	101,947	88,277
Sector 13	12	-9,684**	-2,189**	0,226	-2,080**	2,731**	2,578**
Sector 15	12	-0,328	-0,224	0,681	-0,410	31,661	27,605
Sector 21	1	-24,812***	-3,513***	0,142***	-3,572***	1,030***	1,020***
Sector 22	13	-7,856*	-1,979*	0,252*	-2,160**	3,258*	3,128**
Sector 23	13	-1,555	-0,731	0,470	-0,767	13,930	13,017
Sector 24	15	-4,475	-1,417	0,317	-1,556	5,760	5,629
Sector 25	13	-6,645*	-1,810*	0,272*	-1,717*	3,711*	3,732*
Sector 31	16	-1,252	-0,772	0,617	-3,069***	19,310	18,963
Sector 32	16	0,029	0,022	0,748	-0,089	36,959	34,505
Sector 33	16	0,279	0,291	1,045	0,371	71,571	64,724
Sector 34	12	-0,228	-0,146	0,641	-0,733	27,432	25,817
Sector 35	14	0,349	0,380	1,087	0,317	79,682	70,627
Sector 36	16	0,371	0,406	1,094	0,148	78,848	71,806
Sector 37	12	-3,298	-1,206	0,366	-1,394	7,509	7,375
Sector 39	16	-0,558	-0,340	0,609	-0,286	24,767	22,282
Sector 41	13	-5,902*	-1,694*	0,287	-2,248**	4,227*	4,228*
Sector 43	13	-2,002	-0,860	0,429	-1,203	11,063	10,864
Sector 44	15	-9,503**	-2,166**	0,228**	-2,623***	2,630**	2,635**
Sector 45	16	-1,368	-0,712	0,520	-1,313	15,649	15,068
Sector 46	12	-7,004*	-1,835*	0,262*	-2,657***	3,612*	3,633*
Sector 47	15	-7,445*	-1,923*	0,258*	-2,209**	3,346*	3,315*
Sector 48	12	-2,441	-1,020	0,418	-1,373	9,606	9,587
Sector 49	14	-8,849**	-2,097**	0,237*	-2,147**	2,875**	2,795**

Nota: Véase la explicación de la Tabla 1.

**Tabla 5: Persistencia de las Tasas de Inflación: IPC de las Regiones Españolas y Agregado, 1979M1-2008M4.**

	$p_{MAIC}^a$	$\alpha$ -OLS <sup>b</sup>	$\alpha$ -MU <sup>c</sup>	MU [95% CI] <sup>d</sup>	HL <sub>IRF</sub> <sup>e</sup>	HL[95% CI] <sup>f</sup>
IPC Agregado	13	0,994	0,997	[0,991, 1,000]	8,980	[4,923, ∞]
1. Andalucía	12	0,986	1,000	[0,994, 1,000]	3,683	[2,916, ∞]
2. Aragón	15	0,982	1,000	[0,995, 1,000]	3,006	[2,137, ∞]
3. Asturias	12	0,982	1,000	[0,994, 1,000]	2,965	[0,987, ∞]
4. Baleares	13	0,980	1,000	[0,996, 1,000]	2,243	[2,169, ∞]
5. Canarias	12	0,987	1,000	[0,991, 1,000]	3,728	[2,138, ∞]
6. Cantabria	12	0,977	1,000	[0,996, 1,000]	2,163	[0,958, ∞]
7. Castilla y León	12	0,983	1,000	[0,995, 1,000]	2,990	[1,589, ∞]
8. Castilla - La Mancha	12	0,981	1,000	[0,992, 1,000]	2,971	[1,547, ∞]
9. Cataluña	16	0,986	1,000	[0,994, 1,000]	4,224	[2,191, ∞]
10. Com. 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, ∞]

<sup>a</sup> El 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).

<sup>b</sup> Estimación por MCO del parámetro de persistencia (suma de los coeficientes autorregresivos).

<sup>c</sup> Estimaciones sin sesgo en la mediana del parámetro de persistencia (suma de los coeficientes autorregresivos) siguiendo el método de Gospodinov (2004).

<sup>d</sup> Estimación sin sesgo en la mediana de los intervalos de confianza del parámetro de persistencia computados al 95% siguiendo el procedimiento de Hansen (1999).

<sup>e</sup> Estimaciones de la vida media de una perturbación medida en años, computadas en base a funciones impulso-respuesta siguiendo el procedimiento de Gospodinov (2004).

<sup>f</sup> Estimación sin sesgo en la mediana de los intervalos de confianza de la vida media computados al 95% siguiendo el procedimiento de Gospodinov (2004).

**Tabla 6: Persistencia de las Tasas de Inflación: IPC de las Provincias Españolas, 1971M1-2008M4.**

	$P_{MAIC}^a$	$\alpha$ -OLS <sup>b</sup>	$\alpha$ -MU <sup>c</sup>	MU [95% CI] <sup>d</sup>	HL <sub>IRF</sub> <sup>e</sup>	HL[95% CI] <sup>f</sup>
1. Álava	12	0,993	0,995	[0,984, 1,000]	7,719	[3,760, ∞]
2. Albacete	14	0,991	0,994	[0,978, 1,000]	5,367	[2,969, ∞]
3. Alicante	14	0,992	0,995	[0,981, 1,000]	6,460	[3,357, ∞]
4. Almería	12	0,991	0,993	[0,979, 1,000]	6,121	[3,341, ∞]
5. Asturias	15	0,995	0,997	[0,986, 1,000]	11,186	[4,239, ∞]
6. Ávila	13	0,989	0,992	[0,977, 1,000]	5,383	[2,918, ∞]
7. Badajoz	16	0,994	0,996	[0,984, 1,000]	8,291	[3,708, ∞]
8. Baleares	16	0,992	0,996	[0,981, 1,000]	5,377	[2,891, ∞]
9. 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, ∞]
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. Santa 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, ∞]

Nota: Véase la explicación de la Tabla 5.

**Tabla 7: Persistencia de las Tasas de Inflación: IPC de los Principales Grupos de Bienes y Servicios, 1978M1-2000M12.**

	$p_{MAIC}^a$	$\alpha$ -OLS <sup>b</sup>	$\alpha$ -MU <sup>c</sup>	MU [95% CI] <sup>d</sup>	HL <sub>IRF</sub> <sup>e</sup>	HL[95% CI] <sup>f</sup>
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, ∞]

Nota: Véase la explicación de la Tabla 5.

**Tabla 8: Persistencia de las Tasas de Inflación: IPRI Agregado y por Sectores de Producción, 1976M1-2002M12.**

	$p_{MAIC}^a$	$\alpha$ -OLS <sup>b</sup>	$\alpha$ -MU <sup>c</sup>	MU [95% CI] <sup>d</sup>	HL <sub>IRF</sub> <sup>e</sup>	HL[95% CI] <sup>f</sup>
IPRI Agregado	13	0,992	0,994	[0,983, 1,000]	7,091	[3,818, ∞]
Sector 11	14	0,974	1,000	[0,990, 1,000]	0,975	[0,952, ∞]
Sector 13	12	0,942	0,961	[0,927, 0,995]	1,202	[0,995, ∞]
Sector 15	12	0,959	0,996	[0,981, 1,000]	1,375	[0,958, ∞]
Sector 21	1	0,910	0,915	[0,867, 0,961]	0,596	[0,413, 2,032]
Sector 22	13	0,972	0,978	[0,960, 0,999]	1,632	[1,442, ∞]
Sector 23	13	0,984	0,992	[0,968, 1,000]	2,930	[2,025, ∞]
Sector 24	15	0,988	0,988	[0,972, 1,000]	4,841	[2,842, ∞]
Sector 25	13	0,988	0,991	[0,977, 1,000]	5,174	[3,200, ∞]
Sector 31	16	0,988	0,988	[0,979, 0,997]	5,042	[3,003, ∞]
Sector 32	16	0,993	0,999	[0,987, 1,000]	7,647	[3,546, ∞]
Sector 33	16	0,981	1,000	[0,973, 1,000]	2,363	[0,342, ∞]
Sector 34	12	0,988	0,994	[0,983, 1,000]	4,493	[2,925, ∞]
Sector 35	14	0,973	1,000	[0,988, 1,000]	2,418	[2,035, ∞]
Sector 36	16	0,979	1,000	[0,985, 1,000]	0,943	[0,928, ∞]
Sector 37	12	0,975	0,983	[0,953, 1,000]	2,363	[0,953, ∞]
Sector 39	16	0,976	0,996	[0,978, 1,000]	2,262	[0,974, ∞]
Sector 41	13	0,987	0,988	[0,976, 1,000]	4,237	[1,790, ∞]
Sector 43	13	0,991	0,994	[0,982, 1,000]	6,853	[3,643, ∞]
Sector 44	15	0,980	0,981	[0,966, 0,997]	2,990	[1,460, ∞]
Sector 45	16	0,986	0,990	[0,978, 1,000]	4,933	[3,052, ∞]
Sector 46	12	0,983	0,985	[0,971, 0,998]	3,633	[2,613, ∞]
Sector 47	15	0,982	0,985	[0,970, 1,000]	3,469	[2,977, ∞]
Sector 48	12	0,991	0,994	[0,980, 1,000]	6,671	[3,771, ∞]
Sector 49	14	0,960	0,967	[0,940, 0,997]	1,091	[0,997, ∞]

Nota: Véase la explicación de la Tabla 5.

## **Apéndice.**

### **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.