

Análisis desagregado de la inflación: Una aplicación regional

MARÍA ÁNGELES CARABALLO
CARLOS USABIAGA



El Centro de Estudios Andaluces es una entidad de carácter científico y cultural, sin ánimo de lucro, adscrita a la Consejería de la Presidencia de la Junta de Andalucía.

El objetivo esencial de esta institución es fomentar cuantitativa y cualitativamente una línea de estudios e investigaciones científicas que contribuyan a un más preciso y detallado conocimiento de Andalucía, y difundir sus resultados a través de varias líneas estratégicas.

El Centro de Estudios Andaluces desea generar un marco estable de relaciones con la comunidad científica e intelectual y con movimientos culturales en Andalucía desde el que crear verdaderos canales de comunicación para dar cobertura a las inquietudes intelectuales y culturales.

Las opiniones publicadas por los autores en esta colección son de su exclusiva responsabilidad



Análisis Desagregado de la Inflación: Una Aplicación Regional

María Ángeles Caraballo
Universidad de Sevilla
Carlos Usabiaga
Universidad de Pablo de Olavide

RESUMEN

Este trabajo pretende contribuir a un mejor conocimiento de la inflación andaluza y española. Los datos empleados provienen del IPC (1993-2001). Hemos trabajado con datos del agregado, de las regiones, de las provincias y de las capitales de provincia españolas. Desde otra perspectiva, también hemos trabajado a nivel sectorial (33 y 57). La amplia estadística descriptiva presentada en la primera parte de nuestro trabajo apunta hacia una notable homogeneidad de la estructura de la inflación entre los distintos entornos geográficos considerados. Sin embargo, en la comparación entre los sectores se aprecia una importante heterogeneidad. En la segunda parte de nuestro trabajo empleamos la metodología de Ball y Mankiw (1995) para detectar si existen rigideces nominales en la determinación de los precios, encontrando una evidencia muy robusta en este sentido tanto para Andalucía como para España.

Palabras clave: Inflación, rigideces nominales, Andalucía.

ABSTRACT

The aim of this paper is to contribute to a better understanding of Andalusian and Spanish inflation. The data are provided by the IPC (1993-2001). We have worked with data of the aggregate Spanish economy, as well as of their regions and provinces. From other perspective, we have also worked at a sectoral level (33 and 57). The wide descriptive statistics that we present in the first part of our paper points out to a remarkable homogeneity in the inflation structure of the different areas considered. However, in the comparison among sectors we observe an important heterogeneity. In the second part of our contribution we use Ball and Mankiw's (1995) methodology to detect the existence of nominal rigidities in price determination, finding a robust evidence of that for Andalusia and Spain.

Keywords: Inflation, nominal rigidities, Andalusia

JEL classification: E31

1. Introducción¹

En los últimos años la economía española se ha caracterizado por unas cifras de crecimiento moderadas, que han sido acompañadas por unas cifras de desempleo relativamente reducidas –independientemente de los cambios metodológicos en las fuentes estadísticas-, en comparación con las alcanzadas a principios de los años noventa –Bentolila y Jimeno (2003). Frente a esas cifras, la evolución de la inflación española ha resultado más preocupante, al observarse un claro repunte inflacionista. La preocupación por la falta de competitividad, las tensiones petrolíferas a nivel internacional y el temor de las familias españolas a una elevación de los tipos de interés, al estar altamente endeudadas con créditos hipotecarios, hacen que la variable inflación esté en el punto de mira de los analistas económicos españoles. Este trabajo pretende precisamente contribuir a un mejor conocimiento de los entresijos de la inflación española, a partir de un análisis, desde una variada perspectiva, de la inflación andaluza. Así, aunque el núcleo de nuestro análisis será la inflación andaluza, a diferentes niveles, nuestro trabajo también arrojará luz, desde una perspectiva comparada, sobre el comportamiento de la inflación en otros entornos económicos (otras regiones, provincias y capitales de provincia españolas). Pensamos que la metodología que empleamos en nuestro trabajo, basada en la desagregación (geográfica y sectorial) de los datos agregados de inflación, puede ser muy informativa y fácilmente extrapolable a otros casos.

En nuestro trabajo, en primer lugar, realizamos un completo análisis de estadística descriptiva de los datos de inflación. Dicho análisis apunta, aunque con matices, hacia un comportamiento homogéneo de la inflación en los distintos entornos económicos. En relación a los sectores, tanto para el conjunto nacional como para Andalucía, puede observarse que la inflación sigue un patrón heterogéneo. En segundo lugar, y como núcleo de nuestro trabajo, hemos contrastado la presencia de rigideces nominales a partir de la relación positiva entre los momentos de la distribución de los cambios de precios relativos y la tasa media de inflación, siguiendo la metodología de Ball y Mankiw (1995). A este respecto, la evolución de la inflación andaluza presenta características similares a las de la inflación española, presentando ambos entornos evidencia favorable a la presencia de rigideces nominales en la determinación de los precios. Para comprobar la robustez de esos resultados, hemos definido una serie de medidas alternativas de dichos momentos, eliminado los efectos del comportamiento errático del sector turístico, y empleado distintos niveles de agregación de los datos. Finalmente, también analizamos el papel jugado por

¹ Este trabajo se ha beneficiado de las Ayudas a Proyectos de Investigación del Centro de Estudios Andaluces ECO 17 (2004) y ECOD1.05/033.

el desempleo en el control de la inflación, pero en todos los casos obtenemos que en el periodo analizado el desempleo no resulta significativo. Asimismo, realizamos un análisis comparando a este respecto la economía andaluza con cada una de las otras regiones españolas, así como en forma de panel de datos, apreciándose homogeneidad.

Existen diversos trabajos relacionados con el que nos ocupa. Dado el énfasis que ponemos en el caso andaluz, un trabajo relacionado es el de Pérez (2005), centrado en el análisis de la evolución de los diferenciales de inflación entre las provincias andaluzas². Por otro lado, Caraballo y Usabiaga (2004a, 2004b) también contrastan el modelo de Ball y Mankiw (1995) para todas las regiones españolas y España respectivamente, encontrando en general evidencia favorable a dicho modelo.

El resto del trabajo está estructurado de la siguiente forma. La sección 2 se ocupa de un amplio análisis de estadística descriptiva de los datos de inflación. La sección 3 aborda la contrastación del modelo de rigideces nominales de Ball y Mankiw (1995) para Andalucía, utilizándose distintas especificaciones y muestras; en esta sección también se comparan determinados resultados andaluces con los correspondientes para la economía española. La sección 4 extiende la contrastación del modelo de rigideces nominales prestando atención a la comparación de Andalucía con las otras regiones españolas. Por último, la sección 5 recoge las principales conclusiones de nuestro trabajo.

2. Estadística descriptiva

Desarrollamos nuestro análisis de la inflación sobre la base de los datos mensuales del *Índice de Precios al Consumo* (IPC), del Instituto Nacional de Estadística (INE), para el periodo 1993:02-2001:12. La elección de este periodo de estudio se basa en la homogeneidad de los datos, ya que se ha realizado un estudio por sectores, y el cambio de metodología en el año 2002 supuso una redefinición de los subgrupos, pasando de 33 a 37, con el inconveniente de que no se pueden enlazar de forma fiable las series de los subgrupos. Por tanto, el nivel de agregación empleado ha sido de 33 subgrupos y 57 rúbricas. Las series han sido desestacionalizadas mediante el método X12.

Para llevar a cabo la comparación utilizamos los siguientes datos: nacionales, regionales, provinciales y de capitales de provincia. Por otro lado, trabajamos a nivel de subgrupos y rúbricas. En el Apéndice 1 recogemos el estudio de raíces unitarias que hemos implementado, y que apunta a que nuestras series de inflación fundamentales no presentan una raíz unitaria (ni individual ni conjuntamente).

² Taguas (2002) y Martínez Serrano y Myro (2004) prestan atención a la explicación del diferencial de inflación español y de los países de la UEM respectivamente.

España y Andalucía

Partimos de la comparación de la evolución de la inflación en Andalucía y España. Una primera impresión que nos transmiten los datos (Tabla 1) es la de un comportamiento bastante homogéneo, mostrándose la inflación andaluza levemente más moderada que la española.

Tabla 1: Estadística descriptiva. Inflación española y andaluza

	España	Andalucía
Media	0.26	0.25
Mediana	0.30	0.20
Máximo	1.00	1.20
Mínimo	-0.20	-0.20
Desv. típica	0.21	0.24
Asimetría	0.51	0.95
Curtosis	4.00	5.05
Jarque-Bera	9.20	35.07
Probabilidad	0.01	0.00

Provincias

Comenzamos presentando la estadística descriptiva correspondiente a las provincias andaluzas. Como puede observarse en la Tabla 2, la provincia andaluza con una tasa media de inflación más baja es Sevilla (0.23), mientras que las que presentan unas tasas medias de inflación más altas son Córdoba y Huelva (0.27). Por su parte, la provincia andaluza con el mínimo extremo es Jaén (-0.5), mientras que la provincia andaluza con el máximo de inflación más alto es Sevilla (1.4) –por su parte, a nivel español son Teruel (-0.9) y Huesca (1.6) respectivamente.

Tabla 2: Estadística Descriptiva. Inflación de las provincias andaluzas

	Almería	Cádiz	Córdoba	Granada	Huelva	Jaén	Málaga	Sevilla
Media	0.26	0.24	0.27	0.24	0.27	0.26	0.25	0.23
Mediana	0.20	0.20	0.30	0.20	0.30	0.20	0.20	0.20
Máximo	1.30	1.30	1.20	1.30	1.20	1.10	1.30	1.40
Mínimo	-0.20	-0.40	-0.20	-0.30	-0.40	-0.50	-0.40	-0.10
Desv. Típica	0.25	0.29	0.25	0.28	0.27	0.29	0.30	0.24
Asimetría	0.84	0.88	0.74	0.54	0.52	0.56	0.54	1.67
Curtosis	4.67	5.06	4.34	3.91	3.96	3.55	3.80	8.65
Jarque-Bera	25.23	33.09	18.02	8.98	9.08	7.01	8.24	192.61
Probabilidad	0.00	0.00	0.00	0.01	0.01	0.02	0.01	0.00

La homogeneidad en el comportamiento provincial (a nivel andaluz y español) la estudiamos mediante unos tests de igualdad de medias y de varianzas (Tabla 3).

Tabla 3: Tests de igualdad de medias y de varianzas. Provincias

Medias			
Anova. Estadístico F	Grados de libertad	Valor	Probabilidad
Provincias andaluzas	(7,848)	0.33	0.93
Provincias andaluzas y Andalucía	(8,954)	0.30	0.96
Provincias andaluzas y España	(8,954)	0.31	0.96
Todas las provincias españolas	(49,5300)	0,39	1.00
Todas las provincias españolas y España	(50,5406)	0.39	1.00
Varianzas			
Método	Levene	Brown-Forsythe	
Provincias andaluzas	0.32	0.46	
Provincias andaluzas y Andalucía	0.23	0.38	
Provincias andaluzas y España	0.08	0.14	
Todas las provincias españolas	0.00	0.00	
Todas las provincias españolas y España	0.00	0.00	

La hipótesis nula, tanto para las medias como para las varianzas, es que son iguales entre los dos entornos comparados. Hemos considerado tests que no dependen de la hipótesis de normalidad de la inflación. Como puede observarse, dicha hipótesis nula, de igualdad, se acepta en todos los casos para la media. Sin embargo, respecto a la varianza, dicha hipótesis se rechaza para las provincias españolas. En suma, se observa un comportamiento homogéneo entre las provincias andaluzas, y entre éstas y la inflación andaluza y española. Igualmente, se observa dicha homogeneidad a nivel de las provincias españolas en cuanto a la media, pero no así respecto a la varianza.

Capitales de provincia

Pocos estudios prestan atención a la inflación a nivel de las capitales de provincia, frente a la perspectiva regional o provincial. Es por ello que aportamos información al respecto. En este sentido, una primera cuestión a destacar es que las capitales de provincia andaluzas presentan unas cifras notablemente superiores a las correspondientes a España, Andalucía o las provincias andaluzas. La capital de provincia andaluza que registró una tasa de inflación mensual más alta fue Sevilla (2.79), mientras que Jaén registró la mínima extrema (-1.06) –a nivel de España, esos extremos corresponden a Castellón (3.06) y Teruel (-2.05) respectivamente. Es decir, comparativamente las capitales de provincia andaluzas se muestran muy inflacionistas y volátiles (Tabla 4).

Tabla 4: Estadística descriptiva. Capitales de provincia andaluzas

	Almería	Cádiz	Córdoba	Granada	Huelva	Jaén	Málaga	Sevilla
Media	0.55	0.50	0.60	0.54	0.59	0.57	0.53	0.50
Mediana	0.53	0.44	0.53	0.57	0.56	0.55	0.49	0.47
Máximo	2.52	2.65	2.49	2.76	2.54	2.60	2.55	2.79
Mínimo	-0.45	-0.89	-0.57	-0.78	-0.83	-1.06	-0.81	-0.23
Desv. Típica	0.52	0.60	0.55	0.62	0.58	0.64	0.64	0.51
Asimetría	0.50	0.63	0.61	0.37	0.45	0.54	0.44	1.40
Curtosis	3.80	4.40	3.89	3.60	3.74	3.774	3.35	7.11
Jarque-Bera	7.50	16.01	10.24	4.17	6.23	7.87	4.17	110.70
Probabilidad	0.02	0.00	0.00	0.12	0.04	0.01	0.12	0.00

A efectos comparativos, pensamos que puede ser interesante implementar unos tests de igualdad de medias y de varianzas tomando como base las capitales de provincia (Tabla 5).

Tabla 5: Tests de igualdad de medias y de varianzas. Capitales de provincia

Medias			
Anova. Estadístico F	Grados de libertad	Valor	Probabilidad
Capitales de provincia andaluzas	(7,848)	0,39	0.90
Capitales de provincia andaluzas y Andalucía	(8,954)	3.83	0.00
Capitales de provincia andaluzas y España	(8,954)	3.59	0.00
Todas las capitales de provincia	(49,5300)	0,83	0.79
Todas las capitales de provincia y España	(50,5406)	1.42	0.02
Varianzas			
Método	Levene	Brown-Forsythe	
Capitales de provincia andaluzas	0.18	0.19	
Capitales de provincia andaluzas y Andalucía	0.00	0.00	
Capitales de provincia andaluzas y España	0.00	0.00	
Todas las capitales de provincia	0.00	0.00	
Todas las capitales de provincia y España	0.00	0.00	

A nivel de Andalucía, se observa un comportamiento homogéneo entre las capitales de provincia, tanto en la media como en la varianza, y un comportamiento diferencial de las mismas frente al agregado andaluz o español. A nivel español, las capitales de provincia se comportan de forma homogénea en cuanto a la media, pero no así respecto a la varianza; observándose asimismo un comportamiento diferencial de las capitales de provincia respecto al agregado español.

En suma, las capitales de provincia parecen presentar una marcada idiosincrasia respecto a otros entornos.

Capitales de provincia versus provincias

Un aspecto poco tratado en la literatura sobre inflación es el de la relación entre el comportamiento de la inflación a nivel provincial y el de las capitales de provincia. En este

sentido, definimos una variable que mide la diferencia entre la inflación de la capital de cada provincia y la inflación agregada provincial. A partir de ahí, implementamos un análisis similar a los ya realizados. La estadística descriptiva muestra, como ya habíamos reseñado, que las capitales de provincia andaluzas resultan más inflacionistas que las provincias respectivas.

Tabla 6: Estadística descriptiva. Diferencial capital de provincia-provincia

	Almería	Cádiz	Córdoba	Granada	Huelva	Jaén	Málaga	Sevilla
Media	0.28	0.26	0.33	0.29	0.31	0.31	0.28	0.27
Mediana	0.29	0.24	0.28	0.30	0.28	0.31	0.27	0.24
Máximo	1.22	1.35	1.29	1.46	1.34	1.60	1.26	1.39
Mínimo	-0.25	-0.49	-0.37	-0.48	-0.43	-0.56	-0.41	-0.13
Desv. Típica	0.27	0.31	0.30	0.34	0.31	0.36	0.34	0.26
Asimetría	0.26	0.42	0.52	0.25	0.46	0.58	0.38	1.13
Curtosis	3.15	3.83	3.57	3.33	3.70	4.14	3.01	5.67
Jarque-Bera	1.40	6.24	6.46	1.63	6.14	12.01	2.67	54.71
Probabilidad	0.49	0.04	0.03	0.44	0.04	0.00	0.26	0.00

Como en anteriores análisis, también abordaremos ahora unos tests de igualdad de medias y de varianzas, en este caso respecto al diferencial reseñado.

Tabla 7: Tests de igualdad de medias y de varianzas. Diferencial capital de provincia-provincia

Medias			
Anova. Estadístico F	Grados de libertad	Valor	Probabilidad
Andalucía	(7,848)	0,52	0.81
España	(50,5406)	1.44	0.02
Varianzas			
Método	Levene	Brown-Forsythe	
Andalucía	0.07	0.07	
España	0.00	0.00	

Puede observarse que los diferenciales entre la capital de provincia y el conjunto de la provincia son bastante homogéneos a nivel andaluz, tanto en media como en varianza, pero no así a nivel español.

Sectores

Por lo que se refiere a los sectores, hemos comparado el comportamiento de los 33 subgrupos anteriormente reseñados en Andalucía frente a España. Sólo hay un subgrupo que presenta un comportamiento más inflacionista en Andalucía: bebidas no alcohólicas. Si restamos a la inflación de cada subgrupo andaluz la inflación correspondiente del

subgrupo a nivel español, y calculamos la media para todos los subgrupos, obtenemos la cifra de -0.011.

A continuación recogemos unos tests de igualdad de medias y de varianzas entre las tasas de inflación de todos los subgrupos, a nivel andaluz y español (Tabla 8).

Tabla 8: Tests de igualdad de medias y de varianzas. Subgrupos

Medias			
Anova. Estadístico F	Grados de Libertad	Valor	Probabilidad
Andalucía	(32,3498)	1.95	0.00
España	(32,3498)	1.92	0.00
Varianzas			
Método	Levene	Brown-Forsythe	
Andalucía	0.00	0.00	
España	0.00	0.00	

Tanto para el conjunto nacional como para Andalucía, puede observarse que la inflación de los distintos subgrupos sigue un comportamiento heterogéneo, en media y varianza.

Para profundizar en nuestro análisis sectorial, compararemos ahora, subgrupo a subgrupo, el caso andaluz y el español. En la Tabla 9 se recoge la probabilidad de aceptar la hipótesis nula de que la media y la varianza de la tasa de inflación del subgrupo en cuestión es igual para Andalucía y España –en el caso de la media se ha utilizado el estadístico t y en el caso de la varianza el estadístico F.

Tabla 9: Tests de igualdad de medias y de varianzas por subgrupos. España vs. Andalucía

Subgrupo	Media	Var.	Subgrupo	Media	Var.	Subgrupo	Media	Var.
1. Alimentos	0.74	0.49	12. Cristalería, vajilla, utensilios de menaje y reparaciones	0.40	0.00	23. Correos y comunicaciones	0.97	0.20
2. Bebidas no alcohólicas	0.01	0.01	13. Bienes y servicios para conservación del hogar, excepto el doméstico	0.98	0.00	24. Artículos recreativos, accesorios y reparaciones	0.66	0.00
3. Bebidas alcohólicas	0.00	0.00	14. Servicio doméstico	0.31	0.00	25. Servicios de esparcimiento, espectáculos y cultura	0.10	0.00
4. Tabacos	0.96	0.59	15. Medicamentos y otros productos farmacéuticos	0.90	0.20	26. Libros, periódicos y revistas	1.00	0.75
5. Vestido, incluidas reparaciones	0.83	0.65	16. Aparatos, material terapéutico y sus reparaciones	0.53	0.20	27. Enseñanza	0.60	0.31
6. Calzado, incluidas reparaciones	0.98	0.41	17. Servicios extrahospitalarios de médicos, enfermeros y otros	0.02	0.69	28. Bienes y servicios para el cuidado personal	0.72	0.00
7. Vivienda y distribución de agua	0.79	0.00	18. Cuidados en hospitales y similares	0.30	0.04	29. Otros artículos personales	0.61	0.00
8. Calefacción y alumbrado	0.84	0.60	19. Seguros médicos	0.97	0.23	30. Restaurantes, bares, cafeterías y hoteles	0.83	0.30
9. Muebles, accesorios, revestimientos de suelos y reparaciones	0.15	0.00	20. Compra de vehículos para transporte personal	1.00	0.92	31. Servicios turísticos	1.00	1.00
10. Artículos textiles del hogar, otros artículos de mobiliario y reparaciones	0.07	0.00	21. Utilización de vehículos	0.91	0.71	32. Servicios financieros	1.00	1.00
11. Aparatos de calefacción, electrodomésticos y reparaciones	0.20	0.00	22. Servicios de transporte	0.95	0.10	33. Otros servicios	0.91	0.00

En cuanto a la media, el comportamiento de los subgrupos es muy similar en España y Andalucía, con la excepción de tres sectores: Bebidas no alcohólicas; Bebidas alcohólicas; y Servicios extrahospitalarios de médicos, enfermeros y otros.

Si atendemos a las varianzas, observamos que las evoluciones de la inflación andaluza y española para cada subgrupo muestran unas diferencias más acusadas. Así, los subgrupos que presentan un comportamiento dispar a este respecto (15 respecto a 33) son los siguientes: Bebidas no alcohólicas; Bebidas alcohólicas; Vivienda y distribución de agua; Muebles, accesorios, revestimientos de suelos y reparaciones; Artículos textiles del hogar, otros artículos de mobiliario y reparaciones; Aparatos de calefacción, electrodomésticos y reparaciones; Cristalería, vajilla, utensilios de menaje y reparaciones; Bienes y servicios para la conservación del hogar, excepto el doméstico; Servicio doméstico; Cuidados en hospitales y similares; Artículos recreativos, accesorios y reparaciones; Servicios de esparcimiento, espectáculos y cultura; Bienes y servicios para el cuidado personal; Otros artículos personales; y Otros servicios.

Por último, debemos señalar que, en general, el subgrupo que presenta un comportamiento más errático es el de servicios turísticos, mostrando tanto su media como su varianza un comportamiento similar en Andalucía y a nivel español. Este comportamiento del sector servicios será tenido en cuenta en el análisis que desarrollamos en la sección siguiente.

3. Relevancia de las rigideces nominales: Andalucía versus España

Metodología

En nuestro trabajo contrastaremos la presencia de rigideces nominales siguiendo la línea de investigación iniciada por Ball y Mankiw (1995), quienes plantean la relación entre la inflación y la asimetría de la distribución de los cambios de los precios relativos como una evidencia empírica favorable a la existencia de rigideces nominales en la economía en cuestión. Intuitivamente, en el modelo clásico, con perfecta flexibilidad de precios, los precios relativos están determinados por factores reales, mientras que el nivel agregado de precios está determinado por factores monetarios, por lo que no existe una línea argumental que justifique una relación entre los momentos de la distribución de los cambios de precios relativos y la inflación. De esta forma, si tal relación se aprecia, ello podría constituir una manifestación de la ausencia de perfecta flexibilidad de precios.

Más concretamente, estos autores afirman que, cuando las empresas soportan “costes de menú”, al experimentar un shock sólo desearán cambiar el precio si el beneficio derivado del ajuste supera al coste del mismo. Por tanto, las empresas responderán a shocks de cierta magnitud, pero no a los de escasa cuantía, con lo que los grandes shocks presentarán unos efectos desproporcionados sobre la inflación a corto plazo. Supongamos por ejemplo que la distribución de los cambios de precios de las empresas de un sector o de un área geográfica es simétrica alrededor de cero. En este caso, si existen unos costes de ajuste de los precios que difieren de una empresa a otra, habrá un rango de inactividad de las empresas alrededor de cero; pero las empresas que estén en las colas de la distribución aumentarán su precio si están en la cola de la derecha, o lo disminuirán si están en la cola de la izquierda. Como la distribución es simétrica, un shock que afecte a ese sector o área geográfica no afectará al nivel general de precios, porque los aumentos de precios se compensarán con las reducciones. Sin embargo, si la distribución está sesgada hacia la derecha, al ser la cola de la izquierda más reducida que la de la derecha, el efecto neto será un aumento de los precios. Obviamente, si la distribución está sesgada hacia la izquierda, el efecto neto será un

descenso en el nivel de precios. Por último, señalaremos que una mayor varianza magnificará los efectos de la asimetría, al aumentar el peso relativo de las colas de la distribución³.

En resumen, esta metodología concluye que existen rigideces nominales a partir de la relación positiva detectada entre la asimetría de la distribución de los cambios de precios y la tasa media de inflación, mientras que la varianza se espera que presente una relación más débil⁴. Una vez explicado el sustrato teórico, a continuación expondremos las variables, especificaciones y forma de estimación que empleamos.

Las dos variables esenciales en nuestro análisis son la desviación típica y la asimetría, que responden a las siguientes expresiones respectivamente:

$$S_t = \left[\sum_{i=1}^n w_i (\pi_{it} - \pi_t)^2 \right]^{0.5}$$

$$A_t = \frac{\sum_{i=1}^n w_i [\pi_{it} - \pi_t]^3}{(S_t)^3}$$

donde π es la tasa de inflación, i hace referencia a los bienes, t a los periodos temporales y w_i a la ponderación de los bienes en la tasa de inflación.

Para comprobar la robustez de los resultados, utilizaremos unas variables alternativas para definir la asimetría. Así, en primer lugar, tenemos la siguiente expresión:

$$AX_t = \sum_{i=1}^n w_i (\pi_{it} - \pi_t) D_i^- + \sum_{i=1}^m w_i (\pi_{it} - \pi_t) D_i^+$$

donde D_i^- y D_i^+ son variables dummy. La primera toma el valor 1 cuando el precio del bien i cae por debajo del $X\%$ de la distribución, y es 0 en otro caso. La segunda toma el valor 1 cuando el precio del bien i supera un $X\%$ de la distribución, y es 0 en otro caso. Por tanto, si la distribución es simétrica la variable toma el valor 0, y será positiva (negativa) si está sesgada hacia la derecha (izquierda). En nuestro trabajo hemos elegido dos valores de X (10% y 25%) siguiendo la práctica habitual en otros trabajos.

La otra variable alternativa de asimetría que consideramos responde a la siguiente expresión:

$$Q_t = \sum_i w_i |\pi_{it} - \pi_t| (\pi_{it} - \pi_t)$$

³ En el Apéndice 2 exponemos unos gráficos ilustrativos de nuestra explicación: en las Figuras 1, 2 y 3 se recogen las implicaciones de la asimetría, mientras que en las Figuras 4, 5 y 6 aparecen los efectos de un aumento en la varianza de la distribución.

⁴ Este resultado teórico se ha verificado para diversos países –véanse, por ejemplo, Ball y Mankiw (1995) para EEUU, Amano y Macklem (1997) para Canadá, Aucremanne *et al.* (2002) para Bélgica y Raftai (2004) para Hungría.

Como se puede observar, esta variable es una media ponderada del producto del cambio de cada precio relativo por su valor absoluto, y tiene similares propiedades que la variable anterior.

Las especificaciones que se han manejado a la hora de la estimación son las siguientes:

$$\pi_t = \alpha + \beta_1 \pi_{t-1} + \varepsilon_t \quad [1]$$

$$\pi_t = \alpha + \beta_1 \pi_{t-1} + \beta_2 S_t + \varepsilon_t \quad [2]$$

$$\pi_t = \alpha + \beta_1 \pi_{t-1} + \beta_3 A_t + \varepsilon_t \quad [3]$$

$$\pi_t = \alpha + \beta_1 \pi_{t-1} + \beta_2 S_t + \beta_3 A_t + \varepsilon_t \quad [4]$$

$$\pi_t = \alpha + \beta_1 \pi_{t-1} + \beta_4 A10_t + \varepsilon_t \quad [5]$$

$$\pi_t = \alpha + \beta_1 \pi_{t-1} + \beta_5 A25_t + \varepsilon_t \quad [6]$$

$$\pi_t = \alpha + \beta_1 \pi_{t-1} + \beta_6 Q_t + \varepsilon_t \quad [7]$$

En los modelos del tipo del que contrastamos, la presencia de rigideces nominales implica que los coeficientes β_3 a β_6 resultan positivos y significativos, mientras que el coeficiente β_2 debería resultar positivo pero no significativo.

Resultados generales

A continuación comentaremos los principales resultados obtenidos aplicando la metodología empírica reseñada a la economía andaluza (Tabla 10).

Tabla 10: Variable dependiente: Inflación andaluza. Variables independientes: Momentos de la inflación andaluza calculados a partir de los subgrupos

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(4')
constante	0.13 (0.00)	0.04 (0.38)	0.11 (0.00)	0.04 (0.08)	0.14 (0.00)	0.13 (0.00)	0.11 (0.00)	0.04 (0.23)
π_{t-1}	0.47 (0.00)	0.45 (0.00)	0.48 (0.00)	0.45 (0.00)	0.29 (0.00)	0.38 (0.00)	0.46 (0.00)	0.53 (0.00)
S_t		0.13 (0.06)		0.12 (0.09)				0.07 (0.05)
A_t			0.01 (0.01)	0.01 (0.03)				0.02 (0.00)
$A10_t$					1.93 (0.00)			
$A25_t$						1.84 (0.00)		
Q_t							0.15 (0.00)	
R²ajustado	0.22	0.23	0.24	0.26	0.56	0.35	0.34	0.37
BG	0.29	0.49	0.34	0.41	0.72	0.29	0.68	0.77
Test de Wald. Comparación Andalucía-España. Coeficientes de las regresiones (4) y (4')								
	S_t		A_t			S_t y A_t		
	0.22		0.10			0.16		
NOTA (engloba también a las Tablas 11 y 12): (4') hace referencia a la regresión (4) para la economía española. Estimación mediante MCO. Los valores entre paréntesis recogen el valor de la probabilidad que se obtiene cuando se contrasta la hipótesis nula de que los coeficientes son iguales a cero. BG denota el test de Breusch-Godfrey para un retardo (en la tabla aparece el valor de la probabilidad obtenido cuando se contrasta la hipótesis nula de que no existe autocorrelación de orden 1). El test de White indica para todas las regresiones que no existen problemas de heterocedasticidad.								

Los resultados de la Tabla 10 ponen de manifiesto la relevancia del modelo de rigideces nominales para Andalucía, ya que la asimetría y sus variables alternativas son significativas, frente a la desviación típica que sólo es significativa al 10%. Asimismo, como puede observarse en la parte baja de la tabla, para comparar en este campo el comportamiento de la economía española y andaluza, hemos estimado para ambas la regresión (4), especificación más relevante en este tipo de estudios, y hemos contrastado la hipótesis de que los coeficientes estimados de la desviación típica y la asimetría son iguales, separada y conjuntamente, mediante un test de Wald. El estadístico de este test se distribuye como una χ^2_1 para las dos primeras columnas y como una χ^2_2 para la última columna –en la tabla se recoge la probabilidad asociada a dichos estadísticos. Como se desprende de los resultados del test de Wald, no se aprecia un comportamiento diferenciado de la inflación andaluza respecto a la española a este respecto.

Exclusión del sector turístico

Ya hemos apuntado que, tanto a nivel nacional como andaluz, se observa que el sector turístico presenta un comportamiento muy diferenciado respecto al resto de los sectores. Además, se trata de un sector que presenta una incidencia muy desigual en las distintas regiones. Por todo ello, pensamos que podría ser de interés observar cómo varían los resultados de nuestro análisis cuando se excluye a este sector en el cálculo de las variables (Tabla 11).

Tabla 11: Variable dependiente: Inflación andaluza. Variables independientes: Momentos de la inflación andaluza calculados a partir de los subgrupos (eliminando el sector turístico)

	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(4')
constante	0.06 (0.15)	0.11 (0.00)	0.07 (0.10)	0.15 (0.00)	0.14 (0.00)	0.12 (0.00)	0.06 (0.13)
π_{t-1}	0.45 (0.00)	0.45 (0.00)	0.44 (0.00)	0.29 (0.00)	0.38 (0.00)	0.42 (0.00)	0.52 (0.00)
S_t	0.13 (0.19)		0.08 (0.43)				0.09 (0.20)
A_t		0.02 (0.00)	0.02 (0.01)				0.02 (0.01)
$A10_t$				1.87 (0.00)			
$A25_t$					1.60 (0.00)		
Q_t						0.24 (0.00)	
R²ajustado	0.23	0.26	0.26	0.53	0.34	0.41	0.36
BG	0.75	0.31	0.56	0.58	0.24	0.22	0.57
Test de Wald. Comparación Andalucía-España. Coeficientes de las regresiones (4) y (4')							
	S_t		A_t		S_t y A_t		
	0.91		0.89		0.98		

Comparando esta tabla con la anterior se observa una evidencia favorable más clara respecto al modelo de rigideces nominales, tanto para Andalucía como para España. Por su parte, los resultados del test de Wald, también recogido en la Tabla 11, evidencian de nuevo la homogeneidad del comportamiento de la inflación andaluza respecto a la española.

Mayor desagregación

En este tipo de literatura suele concluirse que la presencia de rigideces nominales se hace más palpable conforme mayor es el nivel de desagregación del análisis. Para comprobar esta aseveración hemos utilizado una mayor desagregación de los datos

(rúbricas en lugar de subgrupos). Así, hemos considerado las 57 rúbricas (frente a los 33 subgrupos) y reconstruido todas las variables. Los resultados de las estimaciones con estos nuevos datos aparecen recogidos en la Tabla 12.

Tabla 12: Variable dependiente: Inflación andaluza. Variables independientes: Momentos de la inflación andaluza calculados a partir de las rúbricas

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(4')
constante	0.13 (0.00)	0.08 (0.00)	0.14 (0.00)	0.09 (0.03)	0.10 (0.00)	0.10 (0.00)	0.14 (0.00)	0.04 (0.50)
π_{t-1}	0.47 (0.00)	0.46 (0.00)	0.40 (0.00)	0.39 (0.00)	0.35 (0.00)	0.42 (0.00)	0.36 (0.00)	0.39 (0.00)
S_t		0.04 (0.28)		0.04 (0.23)				0.08 (0.14)
A_t			0.02 (0.00)	0.02 (0.00)				0.02 (0.00)
$A10_t$					1.79 (0.00)			
$A25_t$						1.39 (0.00)		
Q_t							0.06 (0.00)	
R²ajustado	0.22	0.22	0.35	0.35	0.54	0.30	0.40	0.34
BG	0.29	0.36	0.32	0.29	0.01	0.33	0.49	0.26
Test de Wald. Comparación Andalucía-España. Coeficientes de las regresiones (4) y (4')								
	S_t		A_t		S_t y A_t			
	0.69		0.17		0.20			

Efectivamente, se observa que el modelo de rigideces nominales se refuerza con estos nuevos datos más desagregados. Por otro lado, al igual que hicimos en los análisis previos, pero ahora trabajando con las rúbricas, volvemos a emplear el test de Wald de igualdad de coeficientes entre Andalucía y España a la regresión (4), observándose que de nuevo se acepta la hipótesis de que los coeficientes son iguales. En suma, los resultados recogidos en las Tablas 10, 11 y 12 muestran una notable robustez.

Curva de Phillips

Finalmente, hemos introducido en nuestras ecuaciones de inflación el desempleo como variable de control, utilizando los datos mensuales de la tasa de desempleo registrado del INEM. Como es bien conocido, la tasa de desempleo de Andalucía ha estado, de forma persistente, por encima de la media española –véase Usabiaga (2004). También hemos considerado alternativamente la variación de la tasa de desempleo y el desempleo cíclico (calculado restando a la tasa de desempleo la serie filtrada mediante el método de Hodrick-Prescott), buscando la robustez de nuestros resultados.

Nuestros análisis empíricos arrojan el resultado de que, tanto para los datos nacionales como para los datos andaluces, ninguna de las variables relativas al desempleo resulta significativa. Ello apunta en contra de una relación tipo curva de Phillips; es decir, el exceso de oferta de trabajo parece no reflejarse en la evolución de los precios⁵.

4. Andalucía frente a cada región española

En esta sección profundizamos en nuestra contrastación del modelo de rigideces nominales, y lo hacemos comparando el comportamiento de Andalucía a este respecto frente a cada una de las otras regiones españolas (antes comparamos a Andalucía respecto al agregado español). Para ello, en primer lugar, estimamos para cada región la siguiente regresión mediante MCO:

$$\pi_{jt} = \alpha_j + \beta_1^j \pi_{j,t-1} + \beta_2^j S_{jt} + \beta_3^j A_{jt} + \varepsilon_{jt} \quad j = 1...18 \quad [8]$$

El subíndice j se refiere a cada una de las regiones. A continuación, comparamos la desviación típica y la asimetría de cada región española con la de Andalucía mediante un test de Wald de igualdad de coeficientes (Tabla 13).

Tabla 13: Test de Wald. Desviación típica y asimetría. Comparación respecto a Andalucía

Región	S_j	A_j
Aragón	0.43	0.17
Asturias	0.65	0.56
Baleares	0.68	0.56
Canarias	0.71	0.53
Cantabria	0.48	0.26
Cataluña	0.41	0.98
Castilla-León	0.83	0.10
Castilla-La Mancha	0.98	0.28
Ceuta y Melilla	0.26	0.85
Extremadura	0.72	0.18
Galicia	0.86	0.45
Madrid	0.89	0.68
Murcia	0.27	0.71
Navarra	0.34	0.38
País Vasco	0.39	0.18
La Rioja	0.87	0.85
Comunidad Valenciana	0.72	0.33

⁵ No ofrecemos los resultados de los análisis que incluyen la variable desempleo por no aportar información relevante a nuestro trabajo. Están disponibles previa petición a los autores.

El estadístico del test se distribuye como una χ^2_1 y en la tabla se ofrece la probabilidad asociada a dicho estadístico. Como puede apreciarse, Andalucía se comporta de manera semejante al resto de regiones.

Estos resultados nos llevan lógicamente a plantearnos que las regiones españolas en su conjunto presentan un comportamiento homogéneo a este respecto. Esto lo constatamos mediante un test de Wald de igualdad de coeficientes para las dos variables que más nos interesan: la desviación típica y la asimetría. En este caso, el estadístico del test se distribuye como una χ^2_{17} . Para la igualdad de las β_2^j la probabilidad asociada al estadístico es de 0.66 y para la igualdad de las β_3^j es de 0.55, por lo que en ninguno de los dos casos podemos rechazar la hipótesis nula de igualdad de los coeficientes.

Esos resultados nos llevan a plantearnos a continuación la estimación de la siguiente ecuación, que considera un efecto fijo para cada región:

$$\pi_{jt} = \alpha_j + \beta_1 \pi_{j,t-1} + \beta_2 S_{jt} + \beta_3 A_{jt} + \varepsilon_{jt} \quad j=1..18 \quad [9]$$

Respecto a la estimación de la expresión [9] debemos hacer una precisión metodológica. Es obvio que las variables retardadas están correlacionadas con el efecto individual. Por tanto, si consideramos que el efecto individual es un efecto fijo, y estimamos mediante un estimador intragrupos, éste es sesgado e inconsistente⁶. El problema no desaparece aunque estimemos el modelo en primeras diferencias, porque aunque se elimina el efecto individual, las variables en diferencias están correlacionadas con el componente aleatorio del término de error. El orden de la inconsistencia y del sesgo dependen de T ; sólo cuando $T \rightarrow \infty$ el estimador intragrupos es insesgado y consistente –véase Baltagi (1995, p. 126). Es decir, en un panel de datos donde N es muy grande en relación a T (que suele ser fijo), y donde el aumento de la muestra siempre se refiere a N y no a T , la obtención de estimadores consistentes e insesgados requiere la utilización de variables instrumentales. Sin embargo, éste no es el caso que nos ocupa, ya que N (las regiones) es fijo, T es muy superior a N y el aumento del tamaño muestral sólo puede referirse a T . Teniendo en cuenta estos argumentos, nos hemos planteado la estimación mediante efectos fijos⁷.

En el test que planteamos la hipótesis nula es que no existen efectos fijos. El estadístico del test en este caso se distribuye bajo la hipótesis nula como una $F_{17,1887}$ y alcanza el valor 0.513, por lo que no podemos rechazar la hipótesis nula y se acepta la no

⁶ La problemática en cuanto a la sesgidez e inconsistencia de los estimadores es similar si consideramos que el efecto individual es un efecto aleatorio.

⁷ Aunque debemos reconocer que la discusión en torno al número de periodos de tiempo necesarios para que el estimador intragrupos sea insesgado y consistente es muy amplia.

existencia de efectos fijos. Este resultado es para el “pool” de todas las regiones españolas incluyendo Andalucía; aunque los resultados no varían si se excluye a Andalucía del pool de datos.

A pesar de lo que hemos comentado anteriormente en relación a la consistencia de los estimadores, y en aras de la robustez, también hemos realizado la estimación del modelo mediante variables instrumentales, siguiendo la aportación de Anderson y Hsiao (1981). Para ello, estimamos el modelo en primeras diferencias para eliminar el posible efecto individual:

$$\pi_{jt} - \pi_{j,t-1} = \beta_1(\pi_{j,t-1} - \pi_{j,t-2}) + \beta_2(S_{jt} - S_{j,t-1}) + \beta_3(A_{jt} - A_{j,t-1}) + (\varepsilon_{jt} - \varepsilon_{j,t-1}) \quad [10]$$

Como $\pi_{j,t-1} - \pi_{j,t-2}$ está correlacionado con el término de error, estimamos mediante variables instrumentales y utilizamos como instrumento la variable $\pi_{j,t-2}$; para el resto de las variables no definimos instrumentos. Los resultados aparecen recogidos en la Tabla 14.

Tabla 14: Estimaciones para el conjunto de las regiones

Método de estimación	MCO	Efectos fijos	Anderson-Hsiao
$\pi_{j,t-1}$	0,34 (0,00)	0,34 (0,00)	0,11 (0,16)
S_{jt}	0,10 (0,00)	0,10 (0,00)	0,09 (0,02)
A_{jt}	0,01 (0,00)	0,01 (0,00)	0,01 (0,00)
R² ajustado	0,23	0,22	0,00

Los términos entre paréntesis recogen el valor de la probabilidad que se obtiene cuando se contrasta la hipótesis nula de que los coeficientes son iguales a cero. Los resultados ponen de manifiesto la homogeneidad del comportamiento de la inflación en las regiones españolas. Como puede apreciarse en la Tabla 14, los momentos de la inflación son significativos y positivos, lo que apunta hacia la vulnerabilidad de la inflación ante los shocks de precios relativos. Esto podría contribuir a explicar, por ejemplo, que las abruptas subidas de los precios del petróleo generen fuertes tensiones inflacionistas. Debemos reseñar que también se han realizado las estimaciones eliminando el sector turístico, y los resultados apenas varían.

5. Conclusiones

En este trabajo, que pretende arrojar luz sobre la estructura de la inflación andaluza y española, hemos utilizado fundamentalmente datos de inflación provenientes del IPC, del periodo 1993:02-2001:12. Aunque el análisis se ha centrado en el caso andaluz, que sirve de referencia en las comparaciones, hemos trabajado también con datos del agregado, de las regiones, de las provincias y de las capitales de provincia españolas. Desde otra perspectiva, hemos trabajado fundamentalmente con datos a nivel de subgrupos (33), pero en ocasiones hemos incluso desagregado a nivel de rúbricas (57).

La amplia estadística descriptiva presentada en la primera parte de nuestro trabajo apunta hacia una notable homogeneidad en la estructura de la inflación entre los distintos entornos geográficos considerados. Desde esta perspectiva, quizás sean las capitales de provincia las unidades que más rompen la citada homogeneidad. Sin embargo, al bajar a analizar el comportamiento de los subgrupos, se aprecia una importante heterogeneidad.

Tanto Andalucía como España presentan evidencia favorable a la presencia de rigideces nominales en la determinación de los precios según la metodología de Ball y Mankiw (1995). El análisis a nivel de subgrupos muestra que el sector turístico puede introducir distorsiones en las estimaciones, por lo que se han revisado las estimaciones eliminando ese sector. Sin embargo, los resultados se ven incluso reforzados. Por otro lado, el modelo teórico que subyace en nuestro análisis apunta que una mayor desagregación en el análisis debería clarificar la evidencia en favor de la presencia de rigideces nominales. Al desagregar más en nuestro análisis, utilizando rúbricas en lugar de subgrupos, se confirma esa predicción. También debemos apuntar que, según nuestras estimaciones, la variable desempleo no parece relevante en la determinación de la inflación. Finalmente, el análisis realizado comparando Andalucía con cada una de las regiones españolas y en forma de panel refuerza los resultados apuntados respecto a la comparación entre Andalucía y el agregado español.

En suma, nuestro trabajo apunta dos conclusiones principales, que deberían ser objeto de futuros estudios, dada la justificada preocupación que produce el diferencial de inflación de la economía española: homogeneidad en la estructura de la inflación y evidencia de rigideces nominales.

Referencias

AMANO, R.A. y MACKLEM, R. (1997): "Menu Costs, Relative Prices, and Inflation: Evidence for Canada", Bank of Canada, Working Paper nº 97-14.

ANDERSON, T.W. y HSIAO, C. (1981): "Estimation of Dynamic Models with Error Components", *Journal of the American Statistical Association*, **76** (375), pp. 598-606.

AUCREMANNE, L., BRYNS, G., HUBERT, M., ROUSSEEUW, P.J. y STRUYF, A. (2002): "Inflation, Relative Prices and Nominal Rigidities", National Bank of Belgium, Working Paper nº 20.

BALL, L. y MANKIW, N.G. (1995): "Relative-Price Changes as Aggregate Supply Shocks", *Quarterly Journal of Economics*, **110** (1), pp. 161-193.

BALTAGI, B.H. (1995): *Econometric Analysis of Panel Data*, New York, Wiley.

BENTOLILA, S. y JIMENO, J.F. (2003): "Spanish Unemployment: The End of the Wild Ride?", FEDEA, Documento de Trabajo nº 2003-10.

CARABALLO, M.A. y USABIAGA, C. (2004a): "Análisis de la Estructura de la Inflación de las Regiones Españolas: La Metodología de Ball y Mankiw", *Investigaciones Regionales*, **5**, pp. 63-86.

CARABALLO, M.A. y USABIAGA, C. (2004b): "Inflation and Relative Prices. Empirical Evidence for the Spanish Economy", *Problems and Perspectives in Management*, **3**, Chapter 1 (Macroeconomic Processes and Regional Economies Management), pp. 59-70.

MARTÍNEZ SERRANO, J.A. y MYRO, R. (2004): "Diferenciales de Inflación y Convergencia de Precios en la UEM", en Toro, J. y Martínez, F. (Coords.): *Cuestiones Clave de la Economía Española. III Jornadas*, Sevilla, Centro de Estudios Andaluces.

PÉREZ, J.J. (2005): "¿Existen Diferenciales de Inflación entre las Provincias Andaluzas?", Instituto de Estadística de Andalucía, mimeo.

RAFTAI, A. (2004): "Inflation and Relative Price Asymmetry", European Central Bank, Working Paper Series, nº 301.

TAGUAS, D. (2002): "La Persistencia de la Inflación en España y la Unión Económica y Monetaria", en Auriol, J. y Manzanera, E. (Coords.): *Cuestiones Clave de la Economía Española. Perspectivas Actuales, 2001*, Madrid, Centro de Estudios Andaluces y Pirámide, pp. 125-144.

USABIAGA, C. (2004): *El Diferencial de Desempleo Andaluz*, Sevilla, Aconcagua.

Apéndice 1: Tests de raíces unitarias

A continuación mostramos los resultados de los tests de raíces unitarias implementados con las principales series manejadas en nuestro análisis. Comenzaremos presentando los resultados de los tests de raíz unitaria individuales (Tabla A1).

Tabla A1: Tests de raíces unitarias individuales

	Retardo	Constante	Tendencia	Estadístico ADF	Probabilidad
España	0	Sí	No	-5.53	0.00
Andalucía	0	Sí	No	-6.06	0.00
Provincias andaluzas					
Almería	0	Sí	No	-7.83	0.00
Cádiz	0	Sí	No	-7.81	0.00
Córdoba	0	Sí	No	-6.49	0.00
Granada	1	Sí	No	-7.50	0.00
Huelva	0	Sí	No	-7.25	0.00
Jaén	0	Sí	No	-8.30	0.00
Málaga	1	Sí	No	-7.25	0.00
Sevilla	0	Sí	No	-7.62	0.00
Capitales de provincia andaluzas					
Almería	0	Sí	No	-8.11	0.00
Cádiz	0	Sí	No	-7.84	0.00
Córdoba	0	Sí	No	-6.63	0.00
Granada	1	Sí	No	-7.51	0.00
Huelva	0	Sí	No	-7.50	0.00
Jaén	0	Sí	No	-8.39	0.00
Málaga	1	Sí	No	-7.36	0.00
Sevilla	0	Sí	No	-7.48	0.00

El criterio seguido para la selección del número de retardos es el de Schwartz, tomándose 12 como el número máximo de retardos considerado. En la tabla se observa que en ningún caso las series presentan raíz unitaria.

A continuación presentamos los tests de raíz unitaria común (Tabla A2).

Tabla A2: Tests de raíz unitaria común

Regiones españolas		
Método	Estadístico	Probabilidad
Levin, Lin y Chu	-29.19	0.00
Breitung	-14.76	0.00
Provincias españolas		
Método	Estadístico	Probabilidad
Levin, Lin y Chu	-46.80	0.00
Breitung	-25.12	0.00
Provincias andaluzas		
Método	Estadístico	Probabilidad
Levin, Lin y Chu	-22.33	0.00
Breitung	-15.90	0.00
Capitales de provincia españolas		
Método	Estadístico	Probabilidad
Levin, Lin y Chu	-50.58	0.00
Breitung	-26.95	0.00
Capitales de provincia andaluzas		
Método	Estadístico	Probabilidad
Levin, Lin y Chu	-24.05	0.00
Breitung	-17.75	0.00

La hipótesis nula en estos tests es que las series de inflación presentan una raíz unitaria común. Como a nivel individual se ha aceptado la presencia de la constante y rechazado la tendencia, también se adoptan estos supuestos para los tests de raíz unitaria común. El resultado que se obtiene en todos los casos contemplados es el de inexistencia de una raíz unitaria común.

En suma, nuestro análisis de raíces unitarias apunta hacia la homogeneidad de la evolución de la inflación desde una perspectiva territorial comparada.

Apéndice 2: Modelo de rigideces nominales (Ball y Mankiw, 1995)

