

Inflación e incertidumbre inflacionaria. Un estudio aplicado con datos regionales españoles

J. Aníbal Núñez Carrasco

Departamento de Economía Aplicada (Estructura Económica)

Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales

Plaza de El Ejido, s/n

29071 Málaga, Spain

Tel.: +34 952131186

Fax: 952136616

E-mail: janunez@uma.es

RESUMEN

El objetivo de este trabajo es estudiar la relación de causalidad que puede existir entre inflación e incertidumbre inflacionaria, empleando datos regionales españoles para el periodo 1978-2010. Se utiliza un procedimiento de dos etapas en el que (1) inicialmente se genera una variable de incertidumbre a partir de la volatilidad condicional predicha por modelos ARMA-GARCH estimados sobre datos de inflación regional, y (2) se aplican distintas versiones del contraste de causalidad de Granger (1969). Los resultados obtenidos ponen de manifiesto que existe una relación causal positiva entre inflación e incertidumbre. Se constata asimismo, de forma más marginal, una relación causal negativa entre incertidumbre e inflación. Este último resultado contrasta con la escasa evidencia disponible para el caso español y cuadra mal con lo que se espera de un país cuya autoridad monetaria ha sido tradicionalmente poco independiente.

Palabras Clave: Inflación, Incertidumbre inflacionaria, Causalidad de Granger, Datos regionales españoles

Clasificación JEL: C32, E31

ABSTRACT

The aim of this paper is to provide some evidence on the causal relationship between inflation and inflation uncertainty, using Spanish regional data for the period 1978-2010. We use a two-step approach in which (1) we generate a measure of uncertainty as the predicted value of the conditional volatility stemming from an ARMA-GARCH model estimated on monthly inflation data, and then (2) several versions of the Granger causality test are performed. The results show strong evidence in favor of a positive relationship running from inflation to inflation uncertainty. We also find less robust evidence regarding the negative impact of inflation uncertainty on inflation. This latter result badly squared with the international evidence available for the Spanish case and with what is to be expected from a country with a traditionally lacking independence central bank.

Keywords: Inflation, inflation uncertainty, Granger-causality, Spanish regional data

1. INTRODUCCIÓN

Dos características han diferenciado tradicionalmente la economía española de la de nuestros socios europeos, a saber, nuestra escandalosamente elevada tasa de desempleo y el persistente diferencial de inflación. Respecto a esta última, si bien es cierto que la integración en el euro ha permitido reducir el nivel medio de la inflación, no es menos cierto que a lo largo de los últimos años hemos asistido a una continua pérdida competitividad-precio que ha conducido a un desequilibrio externo insostenible a medio y largo plazo. Los daños provocados por la inflación no se limitan a este último aspecto. Está ampliamente reconocido en la literatura que la inflación y la incertidumbre en torno a la misma tienen importantes costes en términos de bienestar para la sociedad al distorsionar los precios relativos de la economía y la eficacia de aquéllos como mecanismo de asignación de recursos. El trabajo seminal de Friedman (1977) puso de manifiesto que elevadas tasas de inflación podían generar una notable incertidumbre nominal y esta última afectar negativamente al crecimiento del output.

La industria dedicada a estudiar la relación entre inflación e incertidumbre inflacionaria ha sido sumamente prolífica. En su vertiente teórica tres son las hipótesis que se han intentado contrastar con los datos¹. La primera de ellas, la hipótesis Friedman-Ball, sostiene la existencia de una relación de causalidad positiva que discurre desde inflación hacia incertidumbre inflacionaria. En sentido opuesto, desde incertidumbre hacia inflación, dos teorías postulan relaciones de causación contrarias. Así, la hipótesis oportunista de Cukierman-Meltzer aboga por un efecto positivo de la incertidumbre en el nivel medio de inflación, mientras que la hipótesis estabilizadora de Holland afirma un efecto negativo.

En su vertiente empírica, existen consensos en cuanto a las metodologías econométricas a utilizar, y existen disensos en cuanto a los resultados finalmente obtenidos. En relación con los primeros, es ya un lugar común estimar de manera rutinaria modelos ARMA-GARCH para predecir la volatilidad condicional y utilizar ésta como medida de incertidumbre inflacionaria. Para probar la

¹En realidad existe una cuarta hipótesis que sostiene la existencia de una relación negativa desde inflación hacia incertidumbre. No obstante, su relevancia teórica y empírica es escasa.

existencia de relación causal se suele acudir al contraste de Granger (1969), en lo que se ha dado en llamar análisis en dos pasos (*two-step approach*), o bien se modeliza simultáneamente inflación e incertidumbre estimando modelos GARCH-in-mean, en aplicación de lo que se conoce como análisis simultáneo (*simultaneous approach*). En lo referido a los disensos, los resultados finales conseguidos en esa labor de contrastación suelen variar de forma importante debido a diferencias en la medida de inflación, la frecuencia de los datos, el periodo de tiempo analizado, el modelo GARCH y la metodología de causalidad finalmente utilizados, el régimen de política monetaria del país objeto de estudio, el nivel de desarrollo del mismo, etc.

El estudio que a continuación presentamos pretende contribuir a esta literatura de varias formas. En primer lugar, intentamos paliar la escasa evidencia disponible para el caso específico español. En segundo lugar, en lo que alcanzamos a conocer, este es el primer estudio en la literatura internacional que analiza la relación entre inflación e incertidumbre inflacionaria atendiendo a los datos de las distintas unidades regionales que conforman la economía objeto de estudio. Carlino y DeFina (1998) pusieron de manifiesto de qué forma una política monetaria centralizada puede tener efectos diferenciales en los distintos territorios y creemos que es innecesariamente restrictivo presuponer que la relación entre inflación e incertidumbre ha de ser uniforme porque la política monetaria se gestione desde una institución centralizada. En tercer lugar, la evidencia obtenida para el caso regional español podría servir de ejemplo anticipatorio de lo que podría ocurrir tras la constitución de la zona euro.

El resto del trabajo se estructura de la siguiente forma. La sección 2 hace un repaso a la extensa literatura teórica y empírica que estudia la relación entre inflación e incertidumbre inflacionaria. En la sección 3 nos ocupamos de las características de la inflación regional española, su orden de integración y los modelos GARCH estimados para derivar la medida de incertidumbre que utilizamos en este paper. En la sección 4 realizamos distintos contrastes de causalidad à la Granger, tanto en su versión más canónica como siguiendo las metodologías propuestas por Hsiao (1981) y Toda y Yamamoto (1995). La sección 5 concluye con un resumen de los resultados obtenidos y con una mención a las futuras líneas de trabajo.

2. REPASO A LA LITERATURA

Desde un punto de vista teórico la literatura ha apuntado cuatro hipótesis sobre la relación que existe entre inflación e incertidumbre inflacionaria. En primer lugar Friedman (1977) indica que ha de existir una relación positiva entre ambas variables, yendo la causación desde inflación hacia incertidumbre. En periodos de alta inflación se producen presiones políticas para reducirla pero el banquero central se puede mostrar renuente a aplicar las medidas pertinentes debido al sesgo recesionalista que aquéllas conllevan. Dado que es más difícil predecir la política monetaria futura en etapas de elevada inflación, deberíamos observar que una alta inflación da lugar a una mayor incertidumbre sobre la inflación futura. Ball (1992) formaliza esta relación en un modelo de información asimétrica entre el banquero central y el público^{2,3}. En sentido opuesto, Pourgerami y Maskus (1978) y Ungar y Zilberfarb (1993) plantean que en un ambiente de inflación creciente los agentes pueden decidir invertir más recursos en predecir la inflación de forma que entre ésta y la incertidumbre inflacionaria se establecería una relación negativa.

A diferencia de los dos planteamientos teóricos anteriores, la relación también puede establecerse desde incertidumbre hacia nivel medio de inflación. Así, por un lado Cukierman y Meltzer (1986) enfatizan la posibilidad de que existan comportamientos oportunistas por parte de la autoridad monetaria. En momentos de elevada incertidumbre inflacionaria el banquero central podría encontrar un incentivo para generar “sorpresas” en el crecimiento monetario con el fin de estimular la economía. Devereux (1989) extiende el trabajo de Cukierman y Meltzer (1986) indicando que en economías con bajos niveles de indexación salarial, los *policymakers* tienen un incentivo adicional

² La hipótesis de Friedman (1977) va más allá de afirmar la existencia de una relación positiva entre inflación e incertidumbre inflacionaria. Como paso adicional en ese trabajo Friedman postula también la existencia de una relación negativa entre incertidumbre inflacionaria y crecimiento económico. La incertidumbre actuaría distorsionando la eficacia de los precios como mecanismo de asignación eficiente de recursos en una economía, generando a un efecto adverso sobre el crecimiento del output. Por falta de datos no avanzamos en esta segunda línea de investigación. No obstante, la literatura internacional que investiga la interacción entre inflación, incertidumbre inflacionaria, crecimiento económico e incertidumbre en el crecimiento económico, empieza a ser importante. Véanse Fountas *et al.* (2006), Fountas y Karanasos (2007) y Fountas (2010) utilizando el enfoque two-step, y Grier y Perry (2000), Grier *et al.* (2004), Grier y Grier (2006) y Bredin y Fountas (2009), empleando el enfoque simultáneo. El trabajo de Apergis (2004) entraría dentro de este último conjunto de estudios, pero con la peculiaridad de utilizar una econometría basada en la existencia de una raíz unitaria en las series de inflación y crecimiento económico.

³ Aunque tradicionalmente se atribuye a Friedman (1977) el haber planteado por primera vez esta relación, fue Okun (1971) el primero en argumentar que la política monetaria es más impredecible en momentos de elevada inflación, lo que justificaría esa relación positiva desde inflación hacia incertidumbre inflacionaria.

para crear sorpresas en la inflación, dando lugar a mayores tasas medias de inflación. De esta forma la hipótesis Cukierman-Meltzer-Devereux de comportamiento oportunista de la autoridad monetaria anticipa una relación positiva desde incertidumbre (inflacionaria) hacia inflación. Finalmente, Holland (1995) sostiene que pueden existir efectos de retroalimentación de forma que en situaciones de elevada incertidumbre inflacionaria el banco central podría aplicar políticas de estabilización que reduzcan la inflación con el fin de paliar los efectos adversos que esa incertidumbre genera sobre la actividad real de la economía. La hipótesis de estabilización de Holland postula una relación negativa entre incertidumbre inflacionaria e inflación.

Desde un punto de vista aplicado dos son las estrategias básicas de investigación que se han seguido en la literatura. Por un lado está el enfoque simultáneo (*simultaneous estimation approach*), en el que la relación causal entre las variables de interés se estudia mediante la estimación de un modelo GARCH-in-mean (GARCH-M) en el que la inflación retardada aparece incluida como variable explicativa de la ecuación para la varianza condicional, y esta última hace lo propio en la ecuación para la media condicional. Esta es la metodología seguida por Baillie *et al.* (1996), Caporale y Mckiernan (1997), Fountas (2001), Thornton (2006, 2008) y Hwang (2001)⁴, entre otros. El planteamiento alternativo es lo que se conoce como enfoque en dos pasos (*two step approach*). En este caso, en una primera etapa se estima un modelo GARCH para la inflación y la varianza condicional predicha con el mismo se utiliza en una segunda etapa para implementar un test Granger de causalidad entre inflación e incertidumbre inflacionaria⁵. Como ejemplos de esta segunda metodología pueden verse Grier y Perry (1998), Nas y Perry (2000), Fountas *et al.* (2004) y, más recientemente, Jiranyakul y Opiela (2010) y Caporale *et al.* (2012). Ni que decir tiene, cada planteamiento metodológico tiene sus ventajas e inconvenientes. Así, tal como indican Grier y Perry (1998) y Fountas y Karanasos (2007), la metodología en dos etapas basada en el análisis de causalidad de Granger tiene como ventajas (1) permitir capturar los efectos retardados entre las

⁴ En muchos estudios el enfoque simultáneo aplicado mediante la estimación de modelos GARCH-M está asociado a la investigación no sólo de la relación causal entre inflación e incertidumbre inflacionaria sino entre éstas y el crecimiento económico. Véase la nota uno y los trabajos allí referenciados.

⁵ Un caso específico dentro de este enfoque two-step es el trabajo de Caporale y Kontonikas (2009). Tras estimar en un primer paso la volatilidad condicional de la inflación con un modelo GARCH de parámetros cambiantes, en la segunda etapa contrasta la causalidad con una ecuación “*ad hoc*” en vez de utilizar la metodología de Granger (1969).

variables de interés, que probablemente existan cuando se trabaja con datos mensuales o trimestrales, (2) permitir minimizar el número de parámetros a estimar y (3) evitar el problema de la varianza condicional negativa que puede surgir cuando en el enfoque simultáneo introducimos la inflación media en la ecuación para la varianza condicional. Este último enfoque tiene como gran ventaja evitar los problemas de eficiencia que surgen cuando en el análisis Granger de causalidad utilizamos regresores generados, (véase Pagan (1984)).

La contrastación empírica de las teorías anteriores exige disponer de una medida de incertidumbre. Hasta la aparición de los modelos autorregresivos de heteroscedasticidad condicional (ARCH) de Engle (1982) y la generalización de Bollerslev (1986) (GARCH) las medidas tradicionalmente empleadas eran la dispersión transversal de las predicciones realizadas por un panel de analistas y la desviación estándar móvil de la variable bajo consideración. El principal inconveniente que presentaban estas medidas era su incapacidad para diferenciar entre variabilidad e incertidumbre. La metodología GARCH por el contrario permite estimar un modelo para la varianza condicional de la parte no predecible de la variable, lo que por otra parte se ajusta mejor al concepto de incertidumbre que postulan Friedman, Ball, Cukierman y Meltzer, entre otros⁶.

No obstante la superioridad de la modelización GARCH, enseguida aparecieron refinamientos en la literatura empírica que permitían paliar las limitaciones de la especificación más genérica, la GARCH (1,1). Así, por un lado empezó a considerarse modelos alternativos que suprimían las restricciones de simetría que imponía tal formulación. En los modelos GARCH(1,1) la varianza condicional es una función del cuadrado de los residuos de la ecuación media de forma que sea cual sea el signo de ese residuo, la incertidumbre siempre aumenta. Brunner y Hess (1993) pusieron de manifiesto que tal simetría era inconsistente con la noción de incertidumbre que tenía en mente Friedman (1977). Un residuo negativo que indicase que la inflación observada es inferior a la prevista debería reducir la incertidumbre inflacionaria en vez de aumentarla. De esta forma surgieron una amplia variedad de GARCH Asimétricos como el Power GARCH de Ding *et al.* (1993), empleado por Daal *et al.* (2005), el Threshold GARCH de Glosten *et al.* (1993) empleado en

⁶ Véanse Grier y Perry (1998, 2000) para una exposición de las limitaciones que presentaban las medidas tradicionales de incertidumbre y de las ventajas de la metodología GARCH.

Caporale y Caporale (2002), y el Exponential GARCH de Nelson (1991) utilizado por Fountas *et al.* (2004) y Wilson (2006).

Por otro lado, tal como indica Caporale *et al.* (2012), la teoría económica sugiere que los agentes toman decisiones intratemporales, que se ven básicamente condicionadas por la incertidumbre de corto plazo, y decisiones intertemporales, que se ven condicionadas por la incertidumbre de largo plazo. En consecuencia, el estudio aplicado de la relación entre inflación e incertidumbre inflacionaria debía utilizar medidas de incertidumbre a distintos plazos. Tal es el caso de los trabajos de Ball y Cecchetti (1990), Evans (1991), Grier y Perry (1998), Kontonikas (2004), Caporale y Kontonikas (2009) y Caporale *et al.* (2012)⁷.

La evidencia empírica disponible es sumamente amplia. Muchos de esos estudios centran su interés en un único país, como es el caso norteamericano estudiado en Brunner y Hess (1993), Caporale y McKiernan (1997), Hwang (2001) y Caporale y Caporale (2002); el caso del Reino Unido, estudiado en Fountas (2001) y Kontonikas (2004); el caso de Turquía, estudiado en Nas y Perry (2000), Telatar y Telatar (2003) y Keskek y Orhan (2009); los casos de Sudafrica y Argentina, estudiados por Thornton (2006, 2008), por mencionar sólo algunos de ellos. Otros trabajos de tipo multi-country son los de Baillie *et al.* (1996), Grier y Perry (1998), Apergis (2004), Fountas *et al.* (2006) y Fountas y Karanasos (2007), centrados en el G7; los de Fountas *et al.* (2004), Caporale y Kontonikas (2009), Bredin y Fountas (2009) y Caporale *et al.* (2012), centrados en los países de la Eurozona; Daal *et al.* (2005) y Thornton (2007), para economías emergentes, y Payne (2008), para países del Caribe; Jiranyakul y Opiela (2010), para países del Sur Este asiático, y Conrad y Karanasos (2005), para USA, UK y Japón.

Los resultados obtenidos varían de forma importante debido a las diferencias en técnicas econométricas, espacio temporal, frecuencia de los datos y nivel de desarrollo de los países

⁷ La econometría aplicada en estos estudios gira en torno a dos tipos de modelos. Por un lado, Grier y Perry (1998) y Kontonikas (2004) utilizan los modelos Component GARCH (CGARCH) propuestos por Engle y Lee (1999), mientras que Evans (1991), Caporale y Kontonikas (2009) y Caporale *et al.* (2012) emplean modelos AR-GARCH con parámetros cambiantes estimados con un filtro de Kalman. El trabajo de Ball y Cecchetti (1990) aplica un modelo de componentes no observables para la ecuación de la inflación media pero no modeliza la varianza condicional de la inflación.

estudiados⁸. Quizás la evidencia más contundente se da en torno a la relación positiva entre inflación e incertidumbre. En prácticamente todos los estudios antes mencionados se obtiene evidencia favorable a la hipótesis de Friedman-Ball, con las excepciones de Alemania en el estudio de Fountas *et al.* (2004), el Reino Unido en el trabajo de Fountas *et al.* (2006), y Perú, en el estudio de Daal *et al.* (2005). La evidencia a favor de una relación negativa entre ambas variables (la hipótesis PMUZ) sólo recibe un respaldo muy marginal y excepcional para Alemania, en Fountas y Karanasos (2007), y para el Reino Unido, en el trabajo de Fountas *et al.* (2006).

Es en el estudio de la relación entre incertidumbre e inflación donde se encuentran los resultados menos concluyentes. La causación positiva, la conocida como hipótesis Cukierman-Meltzer o hipótesis oportunista, encuentra apoyo en los trabajos de Grier y Perry (1998) para Japón y Francia; Fountas *et al.* (2004) para Italia, España y Francia; Thornton (2007) para Hungría, Indonesia y Corea; Daal *et al.* (2005), para Alemania, Italia, Reino Unido, Indonesia, Bahrein y Egipto, y Jiranyakul y Opiela (2010) para países del Sureste Asiático. Por último, en cuanto a la relación negativa entre incertidumbre e inflación, la hipótesis de Holland o hipótesis estabilizadora, las evidencias en su favor se pueden ver en Grier y Perry (1998) para Estados Unidos, el Reino Unido y Alemania; en Fountas *et al.* (2004) para Alemania y Países Bajos, en Fountas y Karanasos (2007), para Canada; en Thornton (2007), para Colombia, Israel, México y Turquía, y en Daal *et al.* (2005), para Argentina, Colombia, Venezuela e India.

La evidencia disponible para el caso español es escasa. En lo que este autor alcanza a conocer, no existe trabajo referido específicamente a nuestro país que estudie la relación entre inflación e incertidumbre inflacionaria. Las referencias disponibles para España se producen en estudios multi-país y los resultados son poco concluyentes, estando condicionados por la metodología empleada. El estudio de Fountas *et al.* (2004), el más cercano metodológicamente a nuestro trabajo, encuentra para España evidencia favorable para la hipótesis Friedman-Ball, así como cierta evidencia (en retardos altos) para la hipótesis Cukierman-Meltzer. El trabajo de Caporale y Kontonikas (2009) sólo estudia la relación causal desde inflación hacia incertidumbre. Los resultados para nuestro país

⁸ Dada la amplitud de la bibliografía existente sobre el tema que nos ocupa, centramos estos comentarios en los artículos que utilizan el enfoque two-step (incertidumbre GARCH y Causalidad de Granger) para un conjunto de países, por proximidad metodológica con nuestro trabajo.

son contrapuestos, dependiendo de la medida de incertidumbre empleada. Así, cuando emplea una medida incertidumbre a largo plazo, se obtiene evidencia a favor de la hipótesis PMUZ, esto es, evidencia en favor de la existencia de una relación negativa entre inflación e incertidumbre. En cambio, cuando emplea la incertidumbre a corto plazo, el resultado anterior se revierte y habría por tanto evidencia a favor de la hipótesis de Friedman-Ball. Por último, Bredin y Fountas (2009), en un marco analítico más amplio en el que también se tiene en consideración el crecimiento real de la economía y la incertidumbre en torno al mismo, obtienen para la economía española en el período 1962-2003 evidencia favorable a la hipótesis Cukierman-Meltzer.

3. INCERTIDUMBRE EN LA INFLACIÓN

3.1 *La inflación regional española y sus características*

La medida de inflación que utilizamos en este trabajo se construye a partir del Índice de Precios al Consumo (IPC), índice general, con bases 1983, 1992, 2001 y 2006, facilitados por el INE, para el período muestral 1978m01-2010m12. Desde el año 2002 el citado índice recoge el efecto de las rebajas en los precios de la economía española. Para evitar el problema causado por este cambio metodológico se procedió a desestacionalizar las series utilizando el procedimiento TRAMO-SEATS. La tasa de inflación se mide mediante la primera diferencia del logaritmo del índice de precios al consumo desestacionalizado,

$$\pi_t = 100 * (\ln IPC_t - \ln IPC_{t-1}) \quad (1).$$

Cuadro 1. Estadísticos descriptivos de la inflación regional española

<i>Región</i>	<i>Media</i>	<i>S.D.</i>	<i>Skn.</i>	<i>Krt.</i>	<i>J.B.</i>	<i>Q2(12)</i>	<i>LM(12)</i>
Andalucía	0.481	0.410	1.001	3.571	71.39***	718.44***	216.71***
Aragón	0,483	0.431	1.300	5.802	240.45***	169.01***	58.69***
Asturias	0,489	0.444	1.216	4.909	157.39***	333.25***	87.98***
Baleares	0.484	0.495	1.460	6.458	337.31***	153.83***	91.37***
Canarias	0.470	0.498	1.082	4.413	109.99***	392.06***	128.58***
Cantabria	0.478	0.453	1.572	5.859	297.41***	370.08***	89.55***
Cast. y León	0.476	0.428	1.171	4.937	152.02***	282.02***	84.74***
Cast-La Mcha.	0.478	0.472	0.982	4.119	84.06***	358.06***	133.63***
Cataluña	0.508	0.428	1.318	4.884	172.83***	167.63***	60.22***
Extremadura	0.474	0.420	1.066	3.661	82.07***	781.46***	197.30***
Galicia	0.484	0.432	1.080	4.304	104.80***	436.04***	126.55***
Madrid	0.488	0.455	1.459	5.615	252.80***	326.18***	102.44***

Murcia	0.492	0.419	0.813	4.139	64.94***	459.03***	127.75***
Navarra	0.492	0.446	1.476	6.877	390.81***	100.69***	44.75***
País Vasco	0.494	0.406	1.193	4.544	132.93***	255.23***	84.57***
Rioja	0.500	0.483	1.595	8.336	636.25***	69.91***	37.99***
Valencia	0.489	0.440	1.130	3.838	95.69***	621.12***	153.63***

Nota: La inflación se calcula como la variación mensual del logaritmo del índice general de precios al consumo desestacionalizado. JB es el estadístico de Jarque-Bera para contrastar la normalidad de la serie. Q2(12) es el estadístico Ljung-Box de orden 12 para contrastar correlación serial en el cuadrado de las desviaciones de la tasa de inflación respecto de su media muestral. LM(12) es el test estadístico Chi-cuadrado (12) para contrastar la existencia de efectos ARCH en la serie objeto de estudio. *** p-value<0.01, ** p-value<0.05.

Fuente: Elaboración propia con datos de IPC facilitados por INE.

El cuadro 1 recoge los estadísticos descriptivos de las series de interés. La inflación media mensual para el conjunto del país está en torno al 0.49%, registrándose en las Islas Canarias la menor tasa media de inflación, con un 0.47%, mientras que en el extremo puesto está Cataluña, con un 0.51%. La medida de asimetría indica que las series están sesgadas en sentido positivo, al tiempo que la medida de apuntamiento muestra un claro comportamiento leptocúrtico. La desviación de la normalidad se ve claramente confirmada por los grandes valores del estadístico de Jarque-Bera. Finalmente, la existencia de efectos ARCH es patente si atendemos a los valores de los estadísticos Q2(12) y LM(12).

El análisis del orden de integración de las series muestra conclusiones diversas, dependiendo del tipo de contraste de raíces unitaria empleado. Si utilizamos contrastes univariantes tipo ADF, PP o KPSS, encontramos evidencia tanto a favor de estacionariedad como a favor de integración de orden uno. Si recurrimos a contrastes univariantes pero que permiten cambio estructural endógeno (por ejemplo el contraste ZA) los resultados son claramente favorables a la estacionariedad. Finalmente, si se emplea un contraste de raíces unitarias en datos de panel que tenga en cuenta la existencia de dependencia transversal (v.g. el contraste CIPS), nuevamente encontramos resultados claros y contundentes, a saber, la inflación regional española es una variable $I(0)$ ⁹.

3.2 Obtención de una medida de incertidumbre en la inflación.

⁹El detalle del análisis de raíces unitarias no se presenta en este documento por razones de espacio. Está disponible para cualquier lector interesado, bajo petición.

Como suele ser habitual en la literatura, procedemos a modelizar la inflación media de cada región y la volatilidad de esa inflación estimando por máxima verosimilitud un modelo ARMA-GARCH (véase Engel (1982) y Bollerslev (1986)) de la forma:

$$\pi_t = \sum_{i=1}^p a_i \pi_{t-i} + \varepsilon_t; \quad E(\varepsilon_t / \theta_{t-1}) = 0; \quad Var(\varepsilon_t / \theta_{t-1}) = h_t^2, \quad (2)$$

$$h_t^2 = \omega + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \beta h_{t-1}^2 \quad (3)$$

donde (2) representa la ecuación para la inflación media regional, y (3) la ecuación para la variancia condicional. El componente media móvil en (3), el término ARCH, es ε_{t-1}^2 y representa la volatilidad de la inflación en el período anterior, mientras que el componente autorregresivo, el término GARCH, es h_{t-1}^2 y representa la variancia predicha de la inflación en el período anterior.

Para determinar el número de retardos de la inflación a incluir en la ecuación media se partió de un valor inicial de 36 y se fue acortando atendiendo al Criterio de Información de Akaike. Adicionalmente se precedió a eliminar los retardos redundantes, siempre condicionado a que los residuos resultantes estuviesen libres de correlación serial¹⁰. La ecuación para la variancia condicional se especificó como un modelo GARCH(1,1) y sólo en los casos de las comunidades de Asturias, Cataluña y La Rioja fue necesario añadir un término media móvil adicional con el fin de limpiar los residuos normalizados de cualquier estructura ARCH que pudiese quedar.

El cuadro A.1 del apéndice recoge los resultados de estimar los modelos ARMA-GARCH regionales¹¹. Respecto a la ecuación para la media condicional la inflación regional española es susceptible de ser explicada por una amplia variedad de modelos ARMA. En la mayoría de los casos, las especificaciones autorregresivas constituyen una modelización conveniente de la inflación regional. La no significación estadística del contraste de Ljung-Box hasta el retardo 36 pone de manifiesto que los residuos de la ecuación media están libres de correlación serial. En cuanto a la ecuación para la variancia condicional, también en la mayoría de los casos la especificación

¹⁰ Para las regiones de Asturias, Murcia y Valencia fue necesario introducir estructura media móvil MA(1) dado que la especificación autorregresiva más parsimoniosa no permitía obtener residuos que fuesen ruido blanco.

¹¹ Por razones de espacio, los resultados de estimar los modelos ARMA para la inflación media no se ofrecen en este cuadro, pero están disponibles bajo petición.

GARCH(1,1) fue suficiente para dar cuenta de la heteroscedasticidad condicional autorregresiva presente en los residuos del modelo. La suma de los coeficientes de los términos ARCH y GARCH alcanza en casi todos los casos valores próximos a uno, lo que pone de manifiesto la elevada persistencia de la volatilidad provocada por shocks en la inflación. Los coeficientes para esos términos varían ampliamente entre regiones. Así, en cuanto al término ARCH, junto a un valor medio de 0.153 nos encontramos con un mínimo de 0.037 para La Rioja, y un máximo para 0.519 de Extremadura. En cuanto al término GARCH, frente a un valor medio de 0.820 los extremos son los opuestos a los anteriores, es decir, La Rioja presentaría un máximo de 0.956, y Extremadura un mínimo de 0.406. De cualquier forma, interesa destacar que el contraste Ljung-Box para el cuadrado del residuo normalizado hasta el retardo 36 no muestra evidencia de correlación serial en ninguna región. En este mismo sentido, los contrastes ARCH(1), ARCH(4) y ARCH(12) muestran que no podemos rechazar la hipótesis nula de no existencia de heteroscedasticidad condicional autorregresiva en esos residuos normalizados¹².

4. EL TEST DE CAUSALIDAD DE GRANGER

4.1 Contraste clásico de causalidad de Granger.

Para estudiar la relación que existe entre inflación e incertidumbre en la inflación recurrimos al test de causalidad propuesto por Granger (1969). En su aplicación standard es un test de ordenación temporal entre dos variables que intenta detectar si la inflación precede a la incertidumbre en la inflación y viceversa. Se dice que una variable X causa en sentido de Granger a otra variable Y si retardos de X tienen capacidad predictiva sobre Y cuando son introducidos en una regresión de Y sobre retardos de sí misma. Las ecuaciones a estimar serían:

$$\pi_t = \gamma_0 + \sum_{i=1}^k \gamma_i \pi_{t-i} + \sum_{i=1}^k \delta_i h_{t-i} + \eta_t \quad (4).$$

¹² Como se ha mencionado, los modelos GARCH imponen restricciones de simetría que han de ser contrastadas. Aplicando el contraste de Engle y Ng (1993) se obtuvo para Aragón, Castilla y León y Cantabria evidencia de comportamiento asimétrico en los residuos de la ecuación de inflación. En el caso de Aragón, tras probar distintas especificaciones asimétricas, se observó que la estimación del modelo GJS-GARCH(1,1) era la que daba mejor resultado atendiendo a los criterios de información AIC y SBC y ese fue el modelo finalmente utilizado para predecir la varianza condicional en esa región. En los casos de Castilla y León y Cantabria o bien no se conseguía la convergencia en los algoritmos de estimación o, en el caso en que sí había convergencia, el parámetro representativo del comportamiento asimétrico resultó no ser estadísticamente significativo. En esta situación, se terminó empleando la estimación GARCH(1,1) inicial.

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^k \alpha_i h_{t-i} + \sum_{i=1}^k \beta_i \pi_{t-i} + v_t \quad (5),$$

La ecuación (4) se utiliza para contrastar la hipótesis nula de que la incertidumbre en la inflación no causa a la inflación. Se considera que la incertidumbre causará en sentido de Granger a la inflación si los coeficientes estimados sobre los valores retardados de h_t en la ecuación (4) son significativos, lo que indicaría que esos retardos de la incertidumbre explican algo de la variancia de π_t que no es explicada por sus propios retardos. El mismo razonamiento se aplica a la ecuación (5) para estudiar la relación causal entre inflación y la incertidumbre inflacionaria.

Los resultados de estimar las ecuaciones anteriores con un vector autorregresivo bivariante y realizar los pertinentes test de Wald para 4, 8 y 12 retardos, aparecen recogidos en el cuadro 2. Las columnas 2 a 4 recogen el test de Wald correspondiente a la hipótesis nula $H_0: \delta_1 = \dots = \delta_k = 0$. La evidencia obtenida pone de manifiesto que en un número nada despreciable de casos, que varía en función del número de retardos con que se estime el vector autorregresivo, se rechaza la hipótesis nula planteada, aceptándose la existencia de una relación causal entre incertidumbre e inflación. En cuanto al signo de la suma de los coeficientes sobre la incertidumbre retardada, en retardos bajos predomina una relación positiva, lo que respaldaría la hipótesis del banco central oportunista planteada por Cukierman y Meltzer (1986). Cuando se aumenta el número de retardos se van reduciendo los casos con signo positivo y van incrementándose los casos con signo negativo; para una longitud de retardos de 12 la evidencia de causación se reparte a partes iguales entre la teoría oportunista y la teoría estabilizadora de Holland.

Cuadro 2. Contraste de causalidad a la Granger. Enfoque clásico

Región	$h_t \rightarrow \pi_t$			$\pi_t \rightarrow h_t$		
	4 lags	8 lags	12 lags	4 lags	8 lags	12 lags
Andalucía	2.794 (+) [0.593]	4.703 (+) [0.789]	14.478 (-) [0.271]	15.111 (+) [0.004]	43.848 (+) [0.000]	61.036 (-) [0.000]
Aragón	14.405 (+) [0.006]	20.969 (-) [0.007]	32.505 (-) [0.001]	69.834 (+) [0.000]	140.81 (+) [0.000]	164.89 (+) [0.000]
Asturias	5.131 (+) [0.274]	6.651 (-) [0.575]	11.570 (-) [0.481]	46.804 (+) [0.000]	52.358 (+) [0.000]	59.026 (+) [0.000]
Baleares	6.280 (+) [0.179]	23.659 (+) [0.003]	43.249 (+) [0.000]	77.532 (+) [0.000]	72.153 (+) [0.000]	75.275 (+) [0.000]

Canarias	9.936 (+) [0.042]	10.916 (+) [0.207]	18.848 (+) [0.092]	29.440 (+) [0.000]	33.705 (+) [0.000]	35.766 (+) [0.000]
Cantabria	14.973 (-) [0.005]	14.384 (+) [0.072]	24.927 (+) [0.015]	90.335 (+) [0.000]	89.361 (+) [0.000]	90.781 (+) [0.000]
Cast. y León	23.590 (+) [0.000]	15.889 (+) [0.044]	22.084 (+) [0.037]	90.563 (+) [0.000]	91.190 (+) [0.000]	99.860 (+) [0.000]
Cast-La Mcha.	9.812 (+) [0.044]	16.636 (+) [0.034]	18.536 (+) [0.100]	13.889 (+) [0.000]	21.907 (+) [0.005]	34.169 (+) [0.001]
Cataluña	14.878 (+) [0.005]	33.415 (-) [0.000]	39.787 (-) [0.000]	177.35 (+) [0.000]	169.52 (+) [0.000]	185.26 (+) [0.000]
Extremadura	7.932 (+) [0.094]	8.464 (+) [0.389]	10.643 (-) [0.560]	22.789 (+) [0.000]	27.262 (+) [0.001]	31.371 (+) [0.002]
Galicia	9.047 (+) [0.060]	3.992 (+) [0.858]	10.967 (+) [0.532]	38.745 (+) [0.000]	37.012 (+) [0.000]	42.037 (+) [0.000]
Madrid	11.484 (+) [0.022]	6.551 (+) [0.586]	27.399 (-) [0.007]	68.967 (+) [0.000]	75.743 (+) [0.000]	108.71 (+) [0.000]
Murcia	5.099 (+) [0.277]	9.221 (+) [0.324]	10.715 (+) [0.554]	13.851 (+) [0.008]	30.950 (+) [0.000]	36.764 (+) [0.000]
Navarra	11.333 (+) [0.023]	16.945 (-) [0.031]	21.162 (-) [0.048]	55.765 (+) [0.000]	68.403 (+) [0.000]	79.993 (+) [0.000]
País Vasco	9.723 (+) [0.045]	6.248 (-) [0.619]	11.668 (-) [0.473]	45.043 (+) [0.000]	68.772 (+) [0.000]	78.437 (+) [0.000]
Rioja	8.762 (+) [0.067]	5.030 (+) [0.754]	56.964 (-) [0.000]	168.87 (+) [0.000]	167.31 (+) [0.000]	157.28 (+) [0.000]
Valencia	15.519 (+) [0.004]	16.308 (+) [0.038]	16.757 (+) [0.159]	19.280 (+) [0.001]	31.546 (+) [0.000]	35.494 (+) [0.000]
Media	10.629	12.940	23.074	61.422	71.874	80.950
Rechazo H_0^*	13	8	10	17	17	17
Signo (+)	12	5	5	17	17	16
Signo (-)	1	3	5	0	0	1

Notas: En las columnas 2 a 4 estadístico F parcial para los valores retardados de la variable incertidumbre en la ecuación de inflación. La hipótesis nula que se contrasta es que la incertidumbre en la inflación no causa en sentido de Granger a la inflación. En las columnas 5 a 7 estadístico F parcial para los valores retardados de la variable inflación en la ecuación de incertidumbre en la inflación. La hipótesis nula que se contraste es que la inflación no causa en sentido de Granger a la incertidumbre en la inflación. Entre paréntesis cuadrados los niveles de significación marginal (p-values). (+/-) indica que la suma de los coeficientes retardados es positiva (negativa). * indica que se rechaza la hipótesis nula con niveles de significación iguales o inferiores al 10%.

Las columnas 5 a 7 recogen el test de Wald correspondiente a la hipótesis nula $H_0: \beta_1 = \dots = \beta_k = 0$. En este caso, la evidencia es más rotunda y contundente en el sentido de constatar una relación causal claramente positiva desde inflación hacia incertidumbre en la inflación. Hemos de enfatizar la clara diferencia en cuando al valor del estadístico de contraste que se registra en el análisis de las dos relaciones posibles de causalidad. En el contraste de la hipótesis de Friedman-Ball el estadístico de Wald toma un elevado valor que en casi todos los casos supera al que resulta de contrastar la causalidad desde h_t hacia π_t .

Por tanto, considerados en conjunto, los resultados del cuadro 2 ponen de manifiesto la existencia de una relación causal positiva desde inflación hacia incertidumbre inflacionaria para la economía española en el periodo 1978-2010. La evidencia en sentido opuesto, esto es, desde incertidumbre inflacionaria hacia inflación es menos contundente y con signos que pueden ser tanto positivos como negativos. Comparados con los resultados de otros estudios que hacen referencia al caso español (véanse Fountas *et al.* (2004), Caporale y Kntonikas (2008), Bredin y Fountas (2009)) existe una amplia coincidencia en cuanto a encontrar evidencia a favor de la hipótesis de Friedman-Ball. En cambio, nuestro trabajo presenta una evidencia parcial favorable a la hipótesis estabilizadora de Holland, que lo diferencia de los estudios internacionales donde sólo se constata una relación de causalidad al estilo Cukierman-Meltzer.

4.2 *El enfoque de Hsiao (1981)*

Es conocido que el resultado del contraste de causalidad de Granger es sensible a la estructura de retardos de las variables independientes que se utiliza. Si la longitud de retardos es inferior a la verdadera, la omisión de retardos relevantes puede causar un importante sesgo. Si por el contrario la longitud de retardos supera a la verdadera, la inclusión de variables irrelevantes puede hacer que las estimaciones resulten ineficientes. Estudios como los de Thorton y Batten (1985) y Clarke y Mirza (2006) han encontrado que el enfoque de Hsiao (1981) para aplicar el test de causalidad de Granger genera resultados más robustos que los que se derivan de la elección arbitraria de la longitud de retardos o los que se obtienen de la aplicación de métodos sistemáticos para la determinación del mismo.

La generalización que hace Hsiao de la noción de causalidad de Granger supone aplicar el test de forma secuencial utilizando el error final de predicción (FPE, en su acrónimo inglés) como criterio para elegir el número de retardos. En lo básico el criterio FPE intenta establecer una relación de intercambio entre el sesgo que puede surgir de una parametrización excesivamente parsimoniosa frente a la pérdida de eficiencia y el incremento de varianza que se produciría si tal parametrización fuese excesivamente larga. El criterio FPE premia la mejora de ajuste del modelo pero penaliza la pérdida de grados de libertad. La aplicación del procedimiento de Hsiao se realizaría en dos etapas. En la primera estimamos la ecuación:

$$\pi_t = \gamma_0 + \sum_{i=1}^k \gamma_i \pi_{t-i} \quad (6),$$

y computamos la suma de los cuadrados de los residuos para longitudes de retardo desde 1 hasta L_1 . El error final de predicción para cada especificación se calcula siguiendo la siguiente expresión:

$$FPE(l_{1i}) = \left[\frac{T + l_{1i} + 1}{T - l_{1i} - 1} \right] \frac{RSS(l_{1i})}{T} \quad (6a),$$

siendo T el tamaño muestral y RSS la suma de cuadrados de los residuos cuando la ecuación (6) se estima con l_{1i} retardos. El menor $FPE(l_{1i})$ determina la longitud óptima de retardos L_1^* .

En la segunda etapa se estima la ecuación:

$$\pi_t = \gamma_0 + \sum_{i=1}^k \gamma_i \pi_{t-i} + \sum_{j=1}^m \delta_j h_{t-j} + v_t \quad (7),$$

utilizando L_1^* de la endógena y variando los retardos de la variable h_t desde 1 hasta L_{12} . El error final de predicción para la ecuación (7) se calcularía atendiendo a la siguiente expresión:

$$FPE(L_1^*, l_{12j}) = \left[\frac{T + L_1^* + l_{12j} + 1}{T - L_1^* - l_{12j} - 1} \right] \frac{RSS(L_1^*, l_{12j})}{T} \quad (7a).$$

Nuevamente, el menor $FPE(L_1^*, l_{12j})$ determina la longitud óptima de retardos L_{12}^* . Si $FPE(L_1^*, l_{12j})$ es menor que $FPE(l_{1i})$ se considera que retardos de la incertidumbre h_t tienen capacidad predictiva sobre π_t y contribuyen a reducir el error final de predicción cuando se estima la ecuación (7). En esa situación se acepta que la incertidumbre sobre la inflación causa en sentido de Granger a la inflación. El lector ha de reparar en el hecho de que el procedimiento de Hsiao permite estimar la ecuación de causalidad (7) con distinto número de retardos para las dos variables implicadas, lo que en la mayoría de los casos supone reducir el número de retardos incluidos y aumentar los grados de libertad.

Cuadro 3. Contraste de causalidad a la Granger. Enfoque Hsiao (1981)

Región	$h_t \rightarrow \pi_t$			$\pi_t \rightarrow h_t$		
	$L1^*$	$L12^*$	F-stat.	$L1^*$	$L12^*$	F-stat.
	FPE($L1^*$)	FPE($L12^*$)	[p-value]	FPE($L1^*$)	FPE($L12^*$)	[p-value]
Andalucía	16 0.040	1 0.041	0.099 [0.753]	14 2.573	10 2.312	6.163 [0.000]
Aragón	15 0.072	15 0.065	4.577 [0.000]	14 5.166	14 3.816	11.513 [0.000]
Asturias	14 0.081	1 0.081	2.243 [0.135]	6 2.678	4 2.440	11.390 [0.000]
Baleares	16 0.125	10 0.119	4.042 [0.000]	14 2.240	10 1.984	6.783 [0.000]
Canarias	14 0.121	1 0.121	1.140 [0.286]	9 0.675	7 0.646	4.445 [0.000]
Cantabria	15 0.074	12 0.071	3.201 [0.000]	14 1.836	4 1.223	48.335 [0.000]
Cast. y León	14 0.067	2 0.066	6.132 [0.002]	5 0.183	16 0.145	7.890 [0.000]
Cast-La Mcha.	16 0.104	2 0.104	1.733 [0.178]	1 0.091	1 0.090	6.091 [0.014]
Cataluña	16 0.076	1 0.076	5.053 [0.025]	8 4.760	4 4.039	19.028 [0.000]
Extremadura	15 0.045	3 0.045	2.878 [0.036]	1 2.460	2 2.378	9.750 [0.000]
Galicia	16 0.078	1 0.078	0.175 [0.676]	3 1.494	2 1.377	18.594 [0.000]
Madrid	14 0.075	13 0.073	2.592 [0.002]	16 2.067	4 1.698	21.815 [0.000]
Murcia	16 0.066	1 0.066	0.804 [0.371]	2 0.161	10 0.155	3.578 [0.000]
Navarra	14 0.093	5 0.092	2.755 [0.019]	1 1.879	13 1.671	6.387 [0.000]
País Vasco	12 0.064	2 0.063	2.290 [0.103]	2 0.164	13 0.147	6.618 [0.000]
Rioja	15 0.128	12 0.122	0.079 0.924	12 14.13	4 10.37	35.882 [0.000]
Valencia	16 0.070	1 0.069	2.601 [0.108]	12 0.067	7 0.065	3.371 [0.002]
Rechazo H_0^*		8			17	
Signo (+)		1			16	
Signo (-)		7			1	

Notas: L_1^* y L_{12}^* son la longitud de retardo óptima que permite minimizar el error final de predicción al estimar las ecuaciones (7) y (8). FPE es el error final de predicción de Akaike que resulta de estimar las ecuaciones anteriores con sus retardos óptimos. F-stat es el test de Wald para contrastar la hipótesis nula de no causalidad en sentido de Granger estimando la ecuación (8). Entre paréntesis cuadrados los niveles de significación marginal (p-values). * indica que se rechaza la hipótesis nula con niveles de significación iguales o inferiores al 10%

El cuadro 3 recoge los resultados de aplicar el test de causalidad de Granger siguiendo el procedimiento de Hsiao. Si nos centramos en la relación entre incertidumbre e inflación, se

observa que sólo en ocho casos es posible rechazar la hipótesis nula de no causalidad de Granger. El signo de esa relación es mayoritariamente negativo (siete de ocho casos), lo que supone respaldar la idea de Holland (1995) del comportamiento estabilizador del banco central. Aunque es reducido el número de regiones para las que se encuentra una relación de causalidad entre incertidumbre e inflación, esa relación es claramente negativa. Ello contrasta con los resultados obtenidos en el apartado anterior y sobre todo se diferencian con claridad de la escasa evidencia disponible para el caso español en los estudios internacionales en los que, de encontrarse alguna causalidad, ésta es positiva.

Cuando examinamos la relación entre inflación e incertidumbre inflacionaria, las conclusiones son acaso más contundentes y claras. Para todas las regiones es posible rechazar la hipótesis nula de no causalidad. El signo de esa relación es positivo en 16 de los 17 casos de forma que, al igual que sucedía en la aplicación clásica de la causalidad de Granger, también en este caso se apoya con rotundidad la hipótesis Friedman-Ball; crecimiento de la inflación está asociado a mayor volatilidad e incertidumbre en torno a la misma. Este es un resultado que se repite frecuentemente, no sólo para el caso español sino también en la literatura internacional.

4.3 *Contraste de Toda-Yamamoto.*

La teoría asintótica convencional no es aplicable en el contraste de hipótesis con modelos VAR en niveles si las series que estamos considerando son no estacionarias o presentan alguna relación de cointegración, (véase Park y Phillips (1989) y Sims *et al.* (1990)). Aunque el análisis de raíces unitarias pone de manifiesto que las series de inflación son $I(0)$, los modelos ARMA-GARCH estimados para la volatilidad presentan una suma de coeficientes en los modelos para la varianza condicional próxima a uno, lo que podría suponer que nuestra medida de incertidumbre es una variable próxima a la integración de orden uno¹³. Para hacer frente a este problema acudimos a la metodología desarrollada por Toda y Yamamoto (1995). Tal como plantean Zapata y Rambaldi (1997) la ventaja de este procedimiento reside en no exigir conocer las propiedades de cointegración

¹³ Recordemos que la estacionariedad de la inflación regional española sólo se evidencia cuando en los contrastes univariantes de raíces unitarias se permite la existencia de cambio estructural o cuando se aplican contrastes de panel de segunda generación; los contrastes univariantes tradicionales generaban conclusiones contrapuestas.

del sistema ni la posible no estacionariedad de las series que estamos utilizando. Este procedimiento se aplica también en dos etapas. En una primera se determina el número óptimo de retardos (k) del modelo VAR que vamos a estimar. En nuestro caso hemos aplicado un contraste LR tomando como máximo retardo admisible el que se deriva de aplicar la regla propuesta por Schwert (1987). A continuación, como segunda etapa, se estima un modelo VAR en niveles con una longitud de retardos $d=k+d_{max}$, donde d_{max} es el máximo orden de integración que estamos dispuestos a aceptar para nuestras series. Sobre este VAR, estimado por SURE tal como indican Rambaldi y Doran (1996), se aplica un contraste de Wald modificado a los primeros k coeficientes del modelo para contrastar la causalidad de Granger. Este estadístico MWald se distribuye asintóticamente siguiendo una χ^2 con k grados de libertad.

Cuadro 4. Contraste de causalidad a la Granger. Enfoque Toda-Yamamoto (1995)

Región	$h_t \rightarrow \pi_t$				$\pi_t \rightarrow h_t$		
	Order of Var	MWald	pvalue	Sum	MWald	pvalue	Sum
Andalucía	15(16)	20.67	0.148	(+)	74.11	0.000	(+)
Aragón	17(18)	69.99	0.000	(-)	178.05	0.000	(+)
Asturias	17(18)	16.36	0.499	(-)	60.25	0.000	(+)
Baleares	16(17)	50.50	0.000	(-)	71.62	0.000	(+)
Canarias	17(18)	17.33	0.432	(+)	32.00	0.015	(+)
Cantabria	15(16)	43.15	0.000	(-)	213.21	0.000	(+)
Castilla y León	14(15)	20.83	0.106	(+)	118.68	0.000	(+)
Castilla-La Mancha.	16(17)	19.07	0.265	(+)	37.33	0.002	(+)
Cataluña	17(18)	26.03	0.074	(-)	101.99	0.000	(+)
Extremadura	15(16)	19.37	0.198	(-)	34.20	0.003	(+)
Galicia	17(18)	10.13	0.898	(+)	66.34	0.000	(+)
Madrid	17(18)	37.99	0.003	(-)	116.63	0.000	(+)
Murcia	15(16)	10.69	0.774	(+)	38.33	0.001	(+)
Navarra	17(18)	24.02	0.119	(-)	93.13	0.000	(+)
País Vasco	13(14)	14.08	0.369	(-)	84.71	0.000	(+)
Rioja	17(18)	57.58	0.000	(-)	205.22	0.000	(+)
Valencia	15(16)	22.19	0.103	(+)	30.21	0.011	(+)
Rechazo H_0^*		6			17		
Signo (+)		0			17		
Signo (-)		6			0		

Notas: En las columnas 3 y 6 se presentan el estadístico de Wald Modificado para contrastar la significación conjunta de los k retardos en el modelo VAR estimado. En concreto, en la columna 3 se muestra el estadístico MWald para los k retardos de la variable incertidumbre en la ecuación de inflación. La hipótesis nula que se contrasta es que la incertidumbre no causa en sentido de Granger a la inflación. En la columna 6 se muestra el estadístico MWald para los k retardos de la variable inflación en la ecuación de incertidumbre. La hipótesis nula que se contraste es que la inflación no causa en sentido de Granger a la incertidumbre en la inflación. (+/-) indica que la suma de los coeficientes retardados es positiva (negativa). * indica que se rechaza la hipótesis nula con niveles de significación iguales o inferiores al 10%.

El cuadro 4 presenta los resultados de aplicar esta nueva metodología a las regiones españolas. Nuevamente, tal como sucedía al aplicar el enfoque de Hsiao (1981) la evidencia disponible es claramente favorable a la hipótesis de Friedman-Ball, constatándose en todos los casos una clara relación positiva entre inflación e incertidumbre. La causación en sentido opuesto, desde incertidumbre hacia inflación, sólo es estadísticamente significativa en 6 de los 17 casos analizados y en todos ellos esa relación es negativa. Este resultado contrasta abiertamente con la escasa evidencia disponible para el caso español. Nuestros datos indican que, de existir una relación causal desde incertidumbre hacia inflación, tal relación es negativa, lo que supone que el Banco de España en su actuación ha seguido una estrategia más próxima a la hipótesis de estabilizadora de Holland que a la hipótesis oportunista de Cukierman-Meltzer. Grier y Perry (1989) y Thornton (2007) relacionan el comportamiento oportunista (estabilizador) del banco central con un bajo (alto) el grado de independencia de la autoridad monetaria. Conrad y Karanasos (2005) por el contrario no encuentra una asociación inmediata entre la independencia de los bancos centrales y la respuesta de la inflación a la incertidumbre inflacionaria en los países que estudian. En nuestro caso, España aparece en los índices de independencia de la autoridad monetaria recogidos en Alesina y Summers (1993) y en Cukierman *et al.* (1992) con valores bajos¹⁴ y en cambio los resultados recogidos en los cuadros 3 y 4 apoyan, marginalmente, una relación negativa entre incertidumbre e inflación.

5. RESUMEN Y CONCLUSIONES

En este trabajo estudiamos la relación de causalidad que puede existir entre inflación e incertidumbre inflacionaria, para la economía española con datos inflación regional durante el periodo 1978-2010. Utilizamos una metodología de dos etapas en la que inicialmente se genera una medida de incertidumbre a partir de la volatilidad condicional predicha por un modelo ARMA-GARCH estimado sobre datos regionales. A continuación se aplica un contraste de causalidad à la Granger estimando un modelo VAR bivalente para cada región. Dadas las limitaciones de este tipo

¹⁴ En Alesina y Summers (1993: 154) en el índice de independencia que va desde un mínimo de 1 hasta un máximo de 4, España obtiene un 1. En el trabajo de Cukierman *et al.* (1992) España recibe un 0.23 en un índice que fluctúa desde 0 hasta 1.

de análisis, relacionadas con la sensibilidad de los resultados a la longitud de retardos empleada y al orden de integración de las series que se modelizan, se emplean adicionalmente los procedimientos de Hsiao (1981) y de Toda y Yamamoto (1995).

Los resultados finalmente conseguidos constatan la existencia de una relación causal positiva desde inflación e incertidumbre, algo habitual en la literatura, lo que supone respaldar la conocida como Hipótesis Friedman-Ball. Por otro lado, de manera un tanto más marginal, también se obtiene cierta evidencia a favor de una relación negativa entre incertidumbre e inflación, lo que supondría apoyar la Hipótesis de Holland de comportamiento estabilizador. Este último resultado contrasta con la escasa evidencia disponible para el caso español, y está lejos del comportamiento oportunista que se esperaría para nuestro país, si atendemos a los reducidos índices de independencia de la autoridad monetaria que se nos adjudican en los estudios internacionales.

Las futuras línea de trabajo debería abundar en el estudio de esa relación entre inflación e incertidumbre, pero aplicando un procedimiento directo o de una etapa basado en la estimación de modelos GARCH-in-mean sobre la inflación regional española.

Referencias bibliográficas

- Alesina, A. y Summers, L. (1993): "Central bank Independence and macroeconomic performance: some comparative evidence", *Journal of Money, Credit, and Banking*, 25, 151-162.
- Apergis, N. (2004): "Inflation, output growth, volatility and causality: evidence from panel data and the G7 countries", *Economics Letters*, 83, 185-191.
- Baillie, R., Chung, C.F. y Tieslau, M. (1996): "Analysing inflation by the fractionally integrated ARFIMA-GARCH model", *Journal of Applied Econometrics*, 11, 23-40.
- Ball, L. (1992): "Why does high inflation raise inflation uncertainty?" *Journal of Monetary Economics*, 29, 371-388.
- Ball, L. y Cecchetti, S. (1990): "Inflation uncertainty at short and long horizons", *Brooking Papers on Economic Activity*, 21, 215-254.
- Bollerslev, T. (1986): "Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity", *Journal of Econometrics*, 31, 307-327.
- Bredin, D. y Fountas, S. (2009): "Macroeconomic uncertainty and performance in the European Union", *Journal of International Money and Finance*, 28, 972-986.
- Brunner, A. y Hess, G. (1993): "Are higher levels of inflation less predictable? A state dependent conditional heteroskedasticity approach", *Journal of Business and Economic Statistics*, 11, 187-197.

- Caporale, B. y Caporale, T. (2002): "Asymmetric effects of inflation shocks on inflation uncertainty", *Atlantic Economic Journal*, 30, 385-388.
- Caporale, G.M., y Kontonikas, A. (2009): "The euro and inflation uncertainty in the European Monetary Union", *Journal of International Money and Finance*, 28, 954-971.
- Caporale, T. y McKiernan, B. (1997): "High and variable inflation: further evidence on the Friedman hypothesis", *Economics Letters*, 54, 65-68.
- Caporale, G.M., Onorante, L., y Paesani, P. (2012): "Inflation and inflation uncertainty in the euro area", *Empirical Economics*, 43, 597-615.
- Carlino, G. y Defina, R. (1998): "The differential regional effects of monetary policy", *Review of Economics and Statistics*, 80, 572-587.
- Clarke, J. y Mirza, S. (2006): "A comparison of some common methods for detecting Granger noncausality", *Journal of Statistical Computation and Simulation*, 76, 207-231.
- Conrad, C. y Karanasos, M. (2005): "On the inflation-uncertainty hypothesis in the USA, Japan and the UK: a dual long memory approach", *Japan and World Economy*, 17, 327-343.
- Cukierman, A., y Meltzer, A. (1986): "A theory of ambiguity, credibility, and inflation under discretion and asymmetric information", *Econometrica*, 54, 1099-1128.
- Cukierman, A., Webb, S. y Neyapti, B. (1992): "Measuring the independence of central banks and its effect on policy outcomes", *The World Bank Economic Review*, 6, 353-398.
- Daal, E., Naka, A. y Sánchez, B. (2005): "Re-examining inflation and inflation uncertainty in developed and emerging countries", *Economics Letters*, 89, 180-186.
- Devereux, M. (1989): "A positive theory of inflation and inflation variance", *Economic Inquiry*, 27, 105-116.
- Ding, Z., Granger, C. W. y Engle, R. (1993): "A long memory property of stock market returns and a new model", *Journal of Empirical Finance*, 1, 83-106.
- Engle, R. (1982): "Autoregressive conditional heteroskedasticity with estimates of the variance of UK inflation", *Econometrica*, 50, 987-1008.
- Engle, R. y Lee, G. (1999): "A permanent and transitory component model of stock return volatility", en R. Engle y H. White (eds.), *Cointegration, Causality, and Forecasting: A Festschrift in Honor of Clive W.J. Granger*, 475-497, Oxford, UK, Oxford University Press.
- Engle, R. y Ng, V. (1993): "Measuring and testing the impact of news on volatility", *Journal of Finance*, 48, 1749-1778.
- Evans, M. (1991): "Discovering the link between inflation rates and inflation uncertainty", *Journal of Money, Credit and Banking*, 23, 169-184.
- Fountas, S. (2001): "The relationship between inflation and inflation uncertainty in the UK: 1885-1998", *Economics Letters*, 74, 77-83.
- Fountas, S., Ioannidis, A., y Karanasos, M. (2004): "Inflation, inflation uncertainty and a common european monetary policy", *The Manchester School*, 72, 221-242.
- Fountas, S., Karanasos, M. y Kim, J. (2006): "Inflation uncertainty, output growth uncertainty and macroeconomic performance", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 68, 319-343.
- Fountas, S. y Karanasos, M. (2007): "Inflation, output growth, and nominal and real uncertainty: empirical evidence for the G7", *Journal of International Money and Finance*, 26, 229-250.

- Fountas, S. (2010): "Inflation, inflation uncertainty and growth: Are they related? *Economic Modelling*, 27, 896-899.
- Friedman, M. (1977): "Nobel lecture: inflation and unemployment, *Journal of Political Economy*, 85, 451-472.
- Glosten, L. Jagannathan, R. y Runkle, D. (1993): "On the relation between the expected value and the volatility of the nominal excess return on stocks", *Journal of Finance*, 48, 1779-1801.
- Granger, C.W.J. (1969): "Investigation causal relationships by econometric models and cross-spectral methods", *Econometrica*, 37, 424-438.
- Grier, K. y Perry, M. (1998): "On inflation and inflation uncertainty in the G7 countries", *Journal of International Money and Finance*, 17, 671-689.
- Grier, K. y Perry, M. (2000): "The effects of real and nominal uncertainty on inflation and output growth: some GARCH-M evidence", *Journal of Applied Econometrics*, 15, 45-58.
- Grier, K., Henry, O., Olekalns, N. y Shields, K. (2004): "The asymmetric effects of uncertainty on inflation and output growth", *Journal of Applied Econometrics*, 19, 551-565.
- Grier, R. y Grier, K. (2006): "On the real effects of inflation and inflation uncertainty in Mexico", *Journal of Development Economics*, 80, 478-500.
- Holland, S. (1995): "Inflation and uncertainty: tests for temporal ordering", *Journal of Money, Credit and Banking*, 27, 827-837.
- Hsiao, Ch. (1981): "Autoregressive modelling and money-income causality detection", *Journal of Monetary Economics*, 7, 85-106.
- Hwang, Y. (2001): "Relationship between inflation rate and inflation uncertainty", *Economics Letters*, 73, 179-186.
- Jiranyakul, K. y Opiela, T. (2010): "Inflation and inflation uncertainty in the ASEAN-5 economies", *Journal of Asian Economics*, 21, 105-112.
- Keksek, S. y Orham, M. (2008): "Inflation and inflation uncertainty in Turkey", *Applied Economics*, 42, 1281-1291.
- Kontonikas, A. (2004): "Inflation and inflation uncertainty in the United Kingdom, evidence from GARCH modelling", *Economic Modelling*, 21, 525-543.
- Nas, T. y Perry, M. (2000): "Inflation, inflation uncertainty, and monetary policy in Turkey: 1960-1998", *Contemporary Economic Policy*, 18, 170-180.
- Nelson, D.B. (1991): "Conditional heteroskedasticity in asset returns: a new approach", *Econometrica*, 59, 347-370.
- Okun, A. (1971): "The mirage of steady inflation", *Brooking Papers on Economic Activity*, 2, 485-498.
- Ozdemir, Z. y Fisunoglu, M. (2008): "On the inflation-uncertainty hypothesis in Jordan, Philippines and Turkey: a long memory approach", *International Review of Economics and Finance*, 17, 1-12.
- Pagan, A. (1984): "Econometric issues in the analysis of regressions with generated regressors", *International Economic Review*, 25, 221-247.
- Park, J. y Phillips, P. (1989): "Statistical inference in regressions with integrated processes: Part 2", *Econometric Theory*, 5, 95-132.

- Payne, J. (2008): "Inflation and inflation uncertainty: evidence from the Caribbean region", *Journal of Economic Studies*, 35, 501-511.
- Pourgerami, A., y Maskus, D. (1987): "The effects of inflation on the predictability of price changes in Latin America: some estimates and policy implications", *World Development*, 15, 287-290.
- Rambaldi, A., y Doran, H. (1996): "Testing for Granger non-causality in cointegrated systems made easy", Working papers in econometrics an Applied Statistics no 88, Department of Econometrics, University of New England, NSW (Australia).
- Schwert, G. (1987): "Effects of model specification tests for unit roots in macroeconomic data", *Journal of Monetary Economics*, 20, 73-103.
- Sims, C., Stock, J. y Watson, M. (1990): "Inference in linear time series models with some unit roots", *Econometrica*, 58, 113-144.
- Teletar, F. y Teletar, E. (2003): "The relationship between inflation and different sources of inflation uncertainty in Turkey", *Applied Economics Letters*, 10, 431-435.
- Thornton, D. y Batten, D. (1985): "Lag-length selection and tests of Granger causality between money and income", *Journal of Money, Credit and Banking*, 17, 164-178.
- Thornton, J. (2006): "High and variable inflation: further evidence on the Friedman hypothesis", *South African Journal of Economics*, 74, 167-171.
- Thornton, J. (2007): "The relationship between inflation and inflation uncertainty in emerging market economies", *Southern Economic Journal*, 73, 858-870.
- Thornton, J. (2008): "Inflation and inflation uncertainty in Argentina, 1810-2005", *Economics Letters*, 98, 247-252.
- Toda, H. y Yamamoto, T. (1995): "Statistical inference in vector autoregressions with possibly integrated processes", *Journal of Econometrics*, 66, 225-250.
- Ungar, M., y Zilberfarb, B. (1993): "Inflation and its unpredictability. Theory and empirical evidence", *Journal of Money, Credit and Banking*, 25, 709-720.
- Wilson, B.K. (2006): "The links between inflation, inflation uncertainty and output growth: new time series evidence from Japan", *Journal of Macroeconomics*, 28, 609-620.
- Zapata, H. y Rambaldi, A. (1997): "Monte Carlo evidence on cointegration and causation", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 59, 285-298.

Anexo. Cuadro A.1. Modelos ARMA-GARCH para la inflación regional española

<i>Ecuación para la varianza de la inflación</i>																	
	<i>And</i>	<i>Ara</i>	<i>Ast</i>	<i>Bal</i>	<i>Can</i>	<i>Cat</i>	<i>Cl</i>	<i>Cm</i>	<i>Cnt</i>	<i>Ext</i>	<i>Gal</i>	<i>Mad</i>	<i>Mur</i>	<i>Nav</i>	<i>Pav</i>	<i>Rio</i>	<i>Val</i>
<i>Cte</i>	0.005 (0.00)	0.004 (0.03)	0.001 (0.14)	0.002 (0.07)	0.001 (0.21)	0.001 (0.22)	0.001 (0.11)	0.001 (0.18)	0.005 (0.05)	0.007 (0.00)	0.004 (0.04)	0.003 (0.00)	0.003 (0.00)	0.002 (0.11)	0.000 (0.24)	0.000 (0.19)	0.001 (0.12)
<i>ARCH(1)</i>	0.354 (0.00)	0.276 (0.00)	0.268 (0.00)	0.119 (0.00)	0.110 (0.01)	0.279 (0.01)	0.064 (0.02)	0.060 (0.01)	0.170 (0.02)	0.519 (0.00)	0.204 (0.00)	0.230 (0.00)	0.084 (0.00)	0.130 (0.00)	0.072 (0.00)	0.209 (0.02)	0.064 (0.002)
<i>GARCH(1)</i>	0.538 (0.00)	0.690 (0.00)	0.937 (0.00)	0.867 (0.00)	0.884 (0.00)	0.935 (0.00)	0.917 (0.00)	0.928 (0.00)	0.783 (0.00)	0.406 (0.00)	0.743 (0.00)	0.764 (0.00)	0.872 (0.00)	0.865 (0.00)	0.926 (0.00)	0.956 (0.00)	0.926 (0.00)
<i>ARCH(2)</i>			-0.217 (0.00)			-0.225 (0.03)										-0.172 (0.06)	
<i>LBQ(4)</i>	0.533	1.283	4.641	5.702	0.978	1.644	1.849	0.704	0.846	0.709	2.595	2.605	1.585	0.790	1.502	2.591	0.523
<i>LBQ(12)</i>	12.441	6.034	14.327	10.993	14.352	14.026	13.366	15.014	10.207	13.333	11.545	19.353	5.450	12.253	14.068	11.664	9.316
<i>LBQ(36)</i>	35.735	32.238	32.999	38.412	42.938	40.175	39.357	35.416	33.351	40.123	43.936	32.139	42.616	45.007	36.843	28.353	39.865
<i>LBQ2(4)</i>	3.056	2.461	4.188	4.322	2.425	1.045	2.341	4.528	0.741	1.962	2.102	2.767	3.946	0.696	2.038	6.265	5.448
<i>LBQ2(12)</i>	6.696	15.466	10.192	12.114	11.857	3.963	4.299	10.514	1.484	15.688	7.170	7.687	6.000	6.695	6.170	11.221	11.555
<i>LM(1)</i>	2.351	2.240	0.897	0.216	0.638	0.364	2.470	0.240	0.000	0.117	1.707	0.979	2.708	0.143	1.015	1.738	0.275
<i>LM(4)</i>	2.739	2.401	4.522	2.813	3.076	2.008	2.376	3.399	1.488	2.118	2.757	2.805	3.996	0.843	1.879	8.115	4.867
<i>LM(12)</i>	7.888	16.182	9.375	13.767	13.316	4.738	5.803	9.509	4.581	14.957	10.552	9.755	5.270	5.746	6.234	11.963	12.711
<i>EgNg</i>	1.853	9.916 ^a	2.170	2.147	4.225	1.090	9.031 ^a	3.744	6.419 ^b	0.844	3.135	2.178	2.686	0.464	3.888	5.937	1.653

Notas: Entre paréntesis aparecen los niveles de significación marginal (*p-value*). LBQ(k) y LBQ2(k) son los estadísticos de Ljung-Box de orden k para los residuos y sus cuadrados. LM(k) es el estadístico para contrastar la no existencia de efectos ARCH en los residuos. EgNg es el estadístico propuesto por Engle y Ng (1993) para contrastar asimetría en los residuos de la especificación GARCH. ^{a,b} denotan significación estadística a niveles del 5% y 10%, respectivamente.