

ESTUDIOS SOBRE LA ECONOMIA ESPAÑOLA

Inflación y rendimientos bursátiles en el caso español, 1941-1999

**Fernando Pérez de Gracia
Juncal Cuñado**

EEE 65



FEDEA

Fundación de Estudios de Economía Aplicada

<http://www.fedea.es/hojas/publicado.html>

Inflación y rendimientos bursátiles en el caso español, 1941-1999*

Fernando Pérez de Gracia
Juncal Cuñado

Resumen

En este trabajo estudiamos la relación tanto a corto como a largo plazo entre los rendimientos bursátiles y las tasas de inflación *ex-post* y *ex-ante* para la economía española durante el período 1941-1999, período de tiempo para el que no se ha realizado este tipo de estudio. En primer lugar, contrastamos si realmente existe una relación de G-causalidad (y en qué dirección) entre estas variables. A continuación, examinamos el signo de la relación entre estas variables con objeto de comprobar si los rendimientos bursátiles (para distintos horizontes temporales de inversión) cubren al inversor de las fluctuaciones en las tasas de inflación. Finalmente, contrastamos si la relación anterior es significativamente distinta para cada uno de los horizontes temporales. Los resultados obtenidos indican que la tasa de inflación G-cause a los rendimientos para algunos horizontes temporales (6 meses, 1, 3, 5 y 10 años) y que la relación entre estas variables es negativa. Además, no hay evidencia suficiente para suponer que esta relación es menos negativa cuanto mayor es el horizonte temporal de la inversión, por lo que los rendimientos bursátiles no cubren de las fluctuaciones en la tasa de inflación.

Palabras clave: inflación *ex-post* y *ex-ante*, rendimientos bursátiles, cointegración, G-causalidad.

Universidad de Navarra
Facultad de Económicas y Empresariales
Campus Universitario
Tfno.: 948.425625
Fax: 948.425626
fgracia@unav.es
jcunado@unav.es

* Una versión preliminar de este trabajo ha sido aceptada en el VII Foro de Finanzas, 1999.

Inflación y rendimientos bursátiles en el caso español, 1941-1999

1. Introducción

El control de la tasa de inflación y su reducción a mínimos históricos son algunos de los principales logros de la política monetaria en la década actual. Son muchos los estudios que analizan el efecto de la estabilidad en el nivel de precios y de las expectativas inflacionistas sobre la actividad económica y sobre los distintos mercados. En este trabajo vamos a centrarnos en la incidencia de la inflación sobre el mercado bursátil. Para algunos analistas financieros, uno de los factores que explica la tendencia alcista del mercado bursátil en la actual década es el control de la tasa de inflación.¹ En este sentido, se podría afirmar que el control de la inflación en la economía española es uno de los factores que contribuyen a explicar los buenos resultados del mercado bursátil. De igual forma, se suele atribuir a las elevadas tasas de inflación de los años setenta las depresiones del mercado bursátil. Sin embargo, la evidencia empírica sobre la relación entre la inflación y los rendimientos bursátiles no es del todo concluyente. De un lado, hay trabajos que obtienen una relación negativa (Fama (1981), Geske y Roll (1983), Kaul (1987), Kaul y Seyhum (1990)).² De otro lado, algunos trabajos obtienen una relación positiva (Firth (1979) y Boudoukh y Richardson (1993)).

El objetivo de este trabajo es estudiar la relación entre los rendimientos bursátiles y las tasas de inflación *ex-post* y *ex-ante* para la economía española durante el período 1941-1999, para el que no se ha realizado este tipo de estudio. En primer lugar, contrastamos

¹ Otros factores que han explicado los buenos resultados del mercado bursátil en el pasado han sido los beneficios (y expectativas de beneficios) crecientes, tipos de interés a la baja, déficits públicos cada vez menores, estabilidad macroeconómica y el reciente proceso de privatizaciones. Además, no se puede olvidar que las alternativas al mercado bursátil no han sido muy atractivas en el sentido que la renta fija parece tener poco futuro en un contexto sin déficits públicos y un exceso de oferta en las materias primas. Resumiendo, podemos afirmar que el crecimiento de la bolsa en los últimos años no sólo se debe a una recomposición de las carteras de los agentes (motivada por un mayor ahorro, debido a la incertidumbre sobre las pensiones futuras o a los incentivos fiscales) sino a un exceso de liquidez.

² Estos autores encuentran que los rendimientos bursátiles en los EEUU reaccionan negativamente ante la tasa de inflación. Estos resultados son inconsistentes con el efecto Fisher que considera que los rendimientos de los activos aumentan con la inflación esperada.

si realmente existe una relación de G-causalidad entre estas variables o se trata únicamente de una relación espúrea. En segundo lugar, comprobamos si dicha relación cambia o no con el horizonte temporal de la inversión.

La estructura del trabajo es la siguiente. En primer lugar, presentamos una revisión de la literatura sobre la relación entre inflación y rendimientos bursátiles. En segundo lugar, comentamos las bases de datos y definimos las variables empleadas. En tercer lugar, llevamos a cabo el análisis empírico. Y finalmente, presentamos los principales resultados.

2. Revisión de la literatura

La evidencia histórica muestra que las altas tasas de inflación que se experimentaron en la mayoría de los países industrializados durante los años setenta redujeron sensiblemente los rendimientos bursátiles. Durante los años ochenta y hasta el momento actual, podemos afirmar que las menores tasas de inflación han coincidido con una recuperación de los rendimientos bursátiles. Estos hechos parecen indicarnos la existencia de una relación negativa entre la tasa de inflación y los rendimientos bursátiles. Sin embargo, desde un punto de vista tradicional, el rendimiento nominal esperado de un activo financiero debería moverse uno a uno con la variable inflación esperada (a dicha relación se le conoce en la literatura económica como el efecto Fisher).³ Dado que las acciones son activos financieros, los rendimientos de las mismas deberían fluctuar positivamente con la tasa de inflación, haciendo de las mismas un instrumento adecuado para cubrirse de la inflación esperada.⁴

La literatura sobre la relación entre la inflación y los rendimientos bursátiles se puede dividir en dos grupos. El primer grupo de trabajos obtiene una covariación negativa entre los rendimientos actuales y la inflación actual (Lintner (1975), Fama y Schwert (1977)). Un segundo grupo, en el que se encuentra el trabajo de Boudoukh y Richardson (1993), sostiene que la relación entre dichas variables es positiva. Para estos autores, las acciones

³ La mayoría de los trabajos rechazan el efecto Fisher en los rendimientos bursátiles con un horizonte temporal a corto plazo. Además, el signo de la relación entre la inflación y los rendimientos bursátiles es negativo.

⁴ La relación inversa va en contra de la idea tradicional de que las acciones mantienen su valor real durante períodos inflacionistas.

son unos buenos instrumentos financieros que permiten a los inversores cubrirse frente a las fluctuaciones en la tasa de inflación.

La principal diferencia entre el trabajo de Boudoukh y Richardson (1993) y los presentados en el primer grupo radica en el horizonte de la inversión. En concreto, la evidencia de una relación negativa se obtiene para un horizonte de inversión a corto plazo (siempre menor a un año) mientras que se obtiene una relación positiva para un horizonte de inversión a medio y largo plazo (más de un año). En este trabajo, vamos a analizar la incidencia de la inflación sobre los rendimientos bursátiles en distintos horizontes de inversión con el objeto de comprobar si el signo de dicha relación se ve modificado.

La relación negativa que se obtiene en la mayoría de los casos en la literatura se ha interpretado desde distintas perspectivas. Según Fama (1981), entre otros, a partir del análisis entre las variables rendimientos bursátiles e inflación esperada se obtiene una relación espúrea. Es decir, en la regresión de la tasa de inflación esperada sobre los rendimientos bursátiles, la inflación actúa como una variable *proxy* de la actividad real. Así, cuando se obtiene un signo negativo entre la variable rendimiento e inflación suele ser un reflejo de la relación negativa entre la variable inflación y la variable actividad económica. Esto es conocido como la *hipótesis proxy*, formulada por Fama (1981).⁵

Para otros autores, Solnik (1983) y Sharpe (1999) entre ellos, la relación negativa entre los rendimientos y la tasa de inflación viene explicada por la existencia de contratos nominales entre las empresas. En ausencia de contratos nominales, un aumento de la tasa de inflación no esperada lleva a un ajuste de los costes y de los beneficios hasta alcanzar la nueva tasa de inflación. En cambio, bajo el supuesto de contratos establecidos en términos nominales, las empresas no pueden fijar libremente los precios y los costes ante

⁵ Otros autores que apoyan esta hipótesis son Geske y Roll (1983) y Kaul (1987), que obtienen el mismo considerando que la política monetaria es contracíclica. Las autoridades monetarias elevan los tipos de interés ante las presiones inflacionistas y esto, suele tener un efecto negativo sobre los rendimientos bursátiles. Varios modelos han seguido esta explicación (Boudoukh et al. 1993). El nexo más importante en todos estos modelos es una relación negativa entre los movimientos de los precios de las acciones y la revisión en la inflación esperada.

Esos modelos son inconsistentes con el efecto Fisher ya que relaciona niveles de rendimientos esperados e inflación esperada. Así, un incremento no esperado en la tasa de inflación puede tener dos efectos opuestos sobre los rendimientos. En primer lugar, aumentaría el rendimiento porque aumenta el rendimiento esperado (efecto Fisher). Y en segundo lugar, un efecto indirecto que reduciría el

un aumento en la tasa de inflación no esperada. De hecho, un aumento en la tasa de inflación podría no repercutir en los precios y los costes pero podría afectar directamente a la cuenta de resultados de la empresa (y a los dividendos de la misma).

Finalmente, también se puede justificar la relación negativa entre dichas variables a partir del modelo del valor presente descontado. En dicho modelo, el precio de una acción se iguala con el valor presente descontado de los futuros flujos de caja esperados. En un contexto económico de expectativas inflacionistas, la tasa de crecimiento económico (y también de las expectativas de beneficio de las empresas y, por tanto, de los dividendos de las mismas) se ve reducida y el tipo de interés de descuento tiende a aumentar. El resultado es una caída en el precio de las acciones y del rendimiento de las mismas.

3. Bases de datos y definición de las variables

3.1. Bases de datos

Las bases de datos utilizadas han sido suministradas por el Servicio de Estudios de la Bolsa de Madrid en el caso de la variable Índice Total y por el Instituto Nacional de Estadística en el del Índice de Precios al Consumo. El período de estudio está comprendido entre 1941 y 1999.⁶ Las variables tienen una periodicidad anual y los valores se corresponden con datos de cierre del mes de enero de cada año. Una de las aportaciones de este trabajo consiste en estudiar la relación entre los rendimientos y la tasa de inflación para dicho período, para el que no se ha realizado este tipo de estudios. El Servicio de Estudios de Bolsa de Madrid dispone de dos índices bursátiles: el Índice Normal - o Índice de Precios de las Acciones-, y el Índice Total -conocido como Índice de Rentabilidades.-⁷ Los primeros miden las variaciones en la cotización de los distintos valores que forman el índice, sin tener en cuenta la incidencia de las ampliaciones de capital o los dividendos. En cambio, el Índice Total mide la rentabilidad por otros conceptos: plusvalías, dividendos y ampliaciones de capital. Este último índice pretende ser representativo de una cartera típica de mercado. Por ello, cada año se seleccionan

rendimiento ya que hay una relación negativa entre los *shocks* de inflación (y revisiones de la inflación al alza) y los rendimientos bursátiles.

⁶ Las distintas publicaciones del Servicio de Estudios de la Bolsa de Madrid sobre el Índice de Precios de acciones e Índice Total tienen como período base el año 1941.

⁷ Como característica común a los índices largos de la Bolsa de Madrid -y que los diferencia de otros índices calculados en otras bolsas- hay que señalar que la selección de los valores que lo forman es nueva cada año y coincide con la del índice diario.

unos valores nuevos en función de la frecuencia y volumen de contratación, así como de la capitalización del año anterior. En cuanto a las ponderaciones de cada uno de los sectores en el índice global se tiene en cuenta la capitalización total del año anterior.⁸ En este trabajo, vamos a emplear el Índice Total para construir los rendimientos bursátiles a distintos vencimientos.

3.2. Definición de las variables

Las variables empleadas en este trabajo son los rendimientos bursátiles, la inflación observada y la inflación esperada. A continuación, definimos cada una de ellas:

- rendimientos: vamos a trabajar con rendimientos bursátiles anualizados obtenidos a partir del Índice Total (IT) facilitado por el Servicio de Estudios de Bolsa de Madrid. Definimos el rendimiento bursátil nominal para un horizonte temporal i como:

$$R_{t,t+i}^* = \ln(IT_{t+i}/IT_t) \quad [1]$$

A continuación, calculamos el rendimiento nominal anualizado para un horizonte temporal comprendido entre t y $t+i$ como:

$$R_{t,t+i} = R_{t,t+i}^*/i \quad [2]$$

- inflación observada: la tasa de inflación la definimos a partir del Índice de Precios al Consumo (IPC) como:

$$\pi_{t,t+i}^* = \ln(IPC_{t+i}/IPC_t) \quad [3]$$

donde $\pi_{t,t+i}^*$ es la tasa de inflación entre t y $t+i$, IPC_t es el Índice de Precios al Consumo tomado en t . A continuación, calculamos la tasa de inflación anualizada para un horizonte temporal comprendido entre t y $t+i$ como:

$$\pi_{t,t+i} = \pi_{t,t+i}^*/i \quad [4]$$

- inflación esperada: son varias las posibilidades que se presentan en la literatura para construir expectativas inflacionistas.⁹ En nuestro caso, vamos a utilizar como variables *proxies* la inflación pasada (de acuerdo con la hipótesis de expectativas adaptativas) y el

⁸ Para un análisis detallado del cálculo del índice de valor en particular, así como del tratamiento de las ampliaciones de capital puede consultarse “Los índices de cotización de Acciones de la Bolsa de Madrid, 1941-1991”, Servicio de Estudios, Madrid 1992.

⁹ Entre otros, Evans (1987) utiliza como *proxies* diversas variables económicas, como gasto público y *stock* de dinero en términos reales; Plosser (1987) y Barro y Sala-i-Martin (1991) generan las expectativas inflacionistas mediante modelos autorregresivos; Tanzi (1985) y Hoelscher (1986) emplean las encuestas de expectativas inflacionistas; y Mehra (1992) emplea modelos monetarios de expectativas inflacionistas del tipo P* (Reichenstein y Elliot (1987)).

filtro de Hodrick y Prescott (1980),¹⁰ ya que no disponemos de otras variables que se han utilizado en la literatura (por ejemplo los tipos de interés a corto y largo plazo) en el período de estudio.

En el Gráfico 1 representamos la evolución de los rendimientos bursátiles y la inflación para distintos horizontes de inversión. Podemos comprobar que los rendimientos a distintos vencimientos presentan una volatilidad superior a las tasas de inflación.

[INSERTAR GRÁFICO 1]

4. Análisis empírico

En este apartado vamos a estudiar la relación entre las tasas de inflación y los rendimientos bursátiles para distintos horizontes temporales de inversión. En primer lugar, estamos interesados en conocer si existe una relación de G-causalidad entre estas variables o si simplemente se trata de una relación espúrea. En segundo lugar, queremos contrastar si los rendimientos bursátiles cubren a los inversores frente a las fluctuaciones en las tasas de inflación, de manera que los rendimientos reales no queden afectados por éstas (efecto Fisher). Finalmente, analizaremos si la relación entre estas variables cambia o no con el horizonte temporal de la inversión. Es decir, estamos interesados en contrastar la hipótesis

$$\beta_i^* = \left(\frac{\beta + \sum_{i=1}^p \theta_1}{1 - \sum_{i=1}^p \theta_2} \right)_i = \beta^* = 1 \quad [5]$$

donde β^* es el efecto global de la tasa de inflación en los rendimientos bursátiles, a partir de las ecuaciones (ecuación [6.1] cuando las variables son estacionarias y [6.2] cuando son no estacionarias) siguientes:

$$R_{t,t+i} = \alpha_i + \beta_i \pi_{t,t+i}^e + \sum_{i=1}^p \phi_i R_{t-i,t+i} + \sum_{i=1}^p \theta_i \pi_{t-i,t+i}^e + V_{it} \quad [6.1]$$

¹⁰ En el Anexo 1 del trabajo se explica cómo se aplica el filtro de Hodrick-Prescott y se recoge el comportamiento de las nuevas variables que se tomarán como variables *proxies* de la inflación esperada.

$$\Delta R_{t,t+i} = \alpha_i + \beta_i \Delta \pi_{t,t+i}^e + \sum_{i=1}^p \phi_i' \Delta R_{t-i,t+i} + \sum_{i=1}^p \theta_i' \Delta \pi_{t-i,t+i}^e - \gamma ECM_{t-1} + v_{it} \quad [6.2]$$

donde $R_{t,t+i}$ es el rendimiento anualizado tomado en t hasta el período $t+i$, $\pi_{t,t+i}^e$ es la tasa de inflación esperada anualizada tomada en t , α_i es una constante, ECM_{t-1} es el término de corrección de error (para el caso de variables no estacionarias y cointegradas) y β_i nos mide la incidencia que una variación en la tasa de inflación tiene en el mismo momento en que se produce esa variación sobre los rendimientos del mercado bursátil.

Para medir la tasa de inflación *ex-ante*, vamos a emplear el método de estimación de variables instrumentales utilizando dos instrumentos distintos, la inflación pasada y una expectativa de inflación construida a partir del filtro de Hodrick-Prescott.¹¹

Antes de entrar en dicho análisis, presentamos en la Tabla 1 los estadísticos básicos de las variables empleadas, junto con un contraste de raíces unitarias para comprobar su orden de integración.

[INSERTAR TABLA 1]

A partir de los resultados de la Tabla 1, podemos observar que los rendimientos presentan una media y una volatilidad superior a las tasas de inflación en los distintos horizontes de inversión. Además, comprobamos que la mayoría de las variables utilizadas (rendimientos e inflación con un horizonte temporal menor o igual a tres años) presentan un comportamiento estacionario, mientras que las variables inflación y rendimientos a 5 y 10 años presentan un comportamiento no estacionario. Para completar el análisis univariante, hemos realizado un análisis de datos atípicos, obteniendo como significativos el año 1987 (año de una gran caída en el mercado bursátil) para las variables rendimientos y el 1947 (año de una tasa de inflación cercana al 30%) para las variables inflación.¹²

Previo al contraste de la hipótesis de G-causalidad, realizamos un contraste de cointegración para las variables no estacionarias, obteniendo los resultados que se

¹¹ Siguiendo a Teese et al. (1991) y Nunes-Correia y Stemitsiotis (1993), definimos las expectativas inflacionistas a partir de los componentes de baja frecuencia derivados de cambios en el IPC generados por el filtro de Hodrick-Prescott.

¹² El análisis de datos atípicos no se muestra en el texto, pero se encuentra a disposición de quien lo solicite.

presentan en la Tabla 2, es decir, podemos suponer que existe una relación estable a largo plazo entre los rendimientos y la inflación a 5 y 10 años, aunque en este último caso la evidencia no es tan clara. Hemos llevado a cabo dos tipos de contrastes de cointegración: primero, el contraste de Phillips-Ouliaris (1989) basado en el estudio de la estacionariedad de los residuos de la relación entre las variables originales, y en segundo lugar, el descrito en Banarjee, Dolado y Mestre (1994) basado en la significatividad del término de corrección de error en el MCE (modelo de corrección de errores).

[INSERTAR TABLA 2]

4.1. Análisis de G-causalidad

Tras el análisis anterior, vamos a aplicar los contrastes de G-causalidad a la relación entre las variables inflación y rendimientos bursátiles¹³. Siguiendo a Granger (1969), decimos que una variable y_{2t} G-cause a otra variable y_{1t} si el uso de la información presente y pasada de y_{2t} mejora las predicciones de la variable y_1 . Para formalizarlo, vamos a suponer que Ω_t contiene toda la información relevante hasta t y que $\sigma^2(y_{1t}(1)|\Omega_t)$ es el error cuadrático medio de la predicción condicionada óptima $y_1(1)$; entonces, diremos que y_1 está G-causada por la variable y_2 si para algún t :

$$\sigma^2(y_{1t}(1)|\Omega_t) < \sigma^2(y_{1t}(1)|\Omega_t \setminus \{y_{2s}|s \leq t\}) \quad [7]$$

donde el término $\Omega_t \setminus \{y_{2s}|s \leq t\}$ recoge toda la información contenida en Ω que no está contenida en $\{y_{2s}|s \leq t\}$. En términos matriciales, y a partir de las siguientes expresiones (ecuación [8.1] cuando las variables son estacionarias y [8.2] cuando son no estacionarias),

$$\begin{bmatrix} y_{1t} \\ y_{2t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \theta_{11,1} & \theta_{12,1} \\ \theta_{21,1} & \theta_{22,1} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{1,t-1} \\ y_{2,t-1} \end{bmatrix} + \dots + \begin{bmatrix} \theta_{11,p} & \theta_{12,p} \\ \theta_{21,p} & \theta_{22,p} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{1,t-p} \\ y_{2,t-p} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} v_{1t} \\ v_{2t} \end{bmatrix} \quad [8.1]$$

$$\begin{bmatrix} \Delta y_{1t} \\ \Delta y_{2t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \theta_{11,1} & \theta_{12,1} \\ \theta_{21,1} & \theta_{22,1} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta y_{1,t-1} \\ \Delta y_{2,t-1} \end{bmatrix} + \dots + \begin{bmatrix} \theta_{11,p} & \theta_{12,p} \\ \theta_{21,p} & \theta_{22,p} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta y_{1,t-p} \\ \Delta y_{2,t-p} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \gamma_1 \\ \gamma_2 \end{bmatrix} [ECM_{t-1}] + \begin{bmatrix} v_{1t} \\ v_{2t} \end{bmatrix} \quad [8.2]$$

podemos afirmar para el caso en que las variables sean estacionarias que y_2 no G-cause a y_1 si y sólo si:

$$\theta_{12,1} = \theta_{12,2} = \dots = \theta_{12,p} = 0 \quad [9.1]$$

Cuando las variables son no estacionarias, y_2 no G-causea a y_1 si y sólo si:

$$\gamma_1 = \theta_{12,1} = \theta_{12,2} = \dots = \theta_{12,p} = 0 \quad [9.2]$$

La Tabla 3 recoge los resultados de los contrastes de G-causalidad para los distintos horizontes temporales de inversión. Los resultados muestran que sí podemos decir que la tasa de inflación G-causea a los rendimientos para los horizontes de 6 meses, 1 año y 3 años. Para el caso de las variables a 5 y 10 años se ha contrastado esta hipótesis (usando la ecuación [8.2]) y se ha obtenido que sí existe una relación de G-causalidad (tanto a corto como a largo plazo, ya que son significativas los coeficientes $\theta_{12,1}$ y γ_1 de la ecuación [8.2]) de la inflación a los rendimientos a cinco años. Adicionalmente, hemos realizado contrastes de G-causalidad desde los rendimientos bursátiles hacia las tasas de inflación para todos los horizontes temporales, obteniendo que no existe evidencia a favor de dicha relación (véase Tabla 4).

[INSERTAR TABLAS 3 y 4]

4.2. Relevancia del horizonte temporal

Una vez que se ha comprobado que existe una relación de G-causalidad entre la inflación y los rendimientos y que ésta se da para distintos horizontes temporales de la inversión, hemos llevado a cabo un contraste de hipótesis para comprobar si la relación entre estas variables es distinta para cada uno de estos horizontes. En concreto, queremos contrastar la hipótesis

$$\beta^*_{6=} \beta^*_{12} = \beta^*_{36} = \beta^*_{60=} \beta^*_{120} \quad [10]$$

para lo que, siguiendo a Boudoukh y Richardson (1993), estimamos conjuntamente cada uno de los siguientes sistemas de ecuaciones¹⁴:

¹³ Cozier y Rahman (1988), por ejemplo, estudian las relaciones de causalidad entre las variables inflación, rendimientos y actividad real de la economía canadiense, y encuentran que se da una relación de G-causalidad de la inflación a los rendimientos.

¹⁴ Contrastamos la hipótesis en primer lugar para aquellos horizontes temporales por los que las variables son estacionarias.

$$\begin{aligned}
R_{t,t+6} &= \alpha_6 + \beta_6 \pi_{t,t+6} + \sum_{i=1}^p \phi_{6i} R_{t-i,t+6} + \sum_{i=1}^p \theta_{6i} \pi_{t-i,t+6} + v_{t,t+6} \\
R_{t,t+12} &= \alpha_{12} + \beta_{12} \pi_{t,t+12} + \sum_{i=1}^p \phi_{12i} R_{t-i,t+12} + \sum_{i=1}^p \theta_{12i} \pi_{t-i,t+12} + v_{t,t+12} \\
R_{t,t+36} &= \alpha_{36} + \beta_{36} \pi_{t,t+36} + \sum_{i=1}^p \phi_{36i} R_{t-i,t+36} + \sum_{i=1}^p \theta_{6i} \pi_{t-i,t+36} + v_{t,t+36}
\end{aligned} \tag{11.1}$$

$$\begin{aligned}
\Delta R_{t,t+60} &= \alpha_{60} + \beta_{60} \Delta \pi_{t,t+60} - \gamma ECM_{t-1} + \sum_{i=1}^p \phi_{60i} \Delta R_{t-i,t+60} + \sum_{i=1}^p \theta_{6i} \Delta \pi_{t-i,t+60} + v_{t,t+60} \\
\Delta R_{t,t+120} &= \alpha_{120} + \beta_{120} \Delta \pi_{t,t+120} - \gamma ECM_{t-1} + \sum_{i=1}^p \phi_{120i} \Delta R_{t-i,t+120} + \sum_{i=1}^p \theta_{120i} \Delta \pi_{t-i,t+120} + v_{t,t+120}
\end{aligned} \tag{11.2}$$

Para contrastar esta hipótesis en la relación entre los rendimientos bursátiles y la inflación *ex-post*, vamos a realizar una estimación SURE (sistema de ecuaciones aparentemente no relacionado) del sistema anterior que nos permita disponer de la matriz de varianzas y covarianzas de los coeficientes y poder contrastar la igualdad de los coeficientes de las ecuaciones anteriores. Es decir, se va a obtener el siguiente vector de estimaciones:

$$\hat{\beta}_{SURE} = [Z'(\hat{\Sigma}^{-1} \otimes I_N)Z'(\hat{\Sigma}^{-1} \otimes I_N)y] \tag{12}$$

donde Z es la matriz de variables explicativas del modelo (en nuestro caso, las tasas de inflación) y $E(vv') = \Sigma \otimes I_N$ es la matriz de varianzas y covarianzas de los errores de las distintas ecuaciones del modelo.

Los resultados obtenidos indican que para todos los horizontes temporales la relación entre estas variables es negativa, es decir, los rendimientos bursátiles en la economía española no cubren a los inversores de las fluctuaciones en las tasas de inflación. Además, no podemos rechazar la hipótesis de que esta relación no depende del horizonte temporal de la inversión.

Por otra parte, para estimar la relación entre los rendimientos bursátiles y la inflación *ex-ante*, vamos a utilizar el método de las variables instrumentales utilizando dos grupos distintos de instrumentos: los retardos de las tasas de inflación y la inflación esperada calculada a partir del filtro de Hodrick-Prescott. Es decir, en este punto realizamos una estimación 3SLS (mínimos cuadrados en tres etapas) del sistema de ecuaciones [11], con lo que obtendremos el siguiente vector de estimadores:

$$\hat{\beta}_{3SLS} = \{Z'[\hat{\Sigma}^{-1} \otimes X(X'X)^{-1}]Z\}^{-1} Z'[\hat{\Sigma}^{-1} \otimes X(X'X)^{-1}]y \tag{13}$$

donde X es una matriz de variables exógenas y/o predeterminadas (en nuestro caso, los retardos de las tasas de inflación o la inflación esperada), Z la matriz de variables explicativas (en nuestro caso, las tasas de inflación) y Σ es la matriz de varianzas y de covarianzas de los errores de las ecuaciones del modelo. Las estimaciones de los sistemas de ecuaciones anteriores se recogen en las Tablas 5 (para el caso de variables estacionarias) y 6 (para el caso de no estacionarias).

[INSERTAR TABLAS 5 y 6]

Los resultados obtenidos indican, otra vez, que para todos los horizontes temporales la relación entre estas variables es negativa, y ésta no es significativamente menor cuanto mayor es el horizonte de la inversión.

4.3. Análisis impulso-respuesta

Para concluir, además del efecto contemporáneo de un cambio en la tasa de inflación sobre los rendimientos, vamos a mostrar la evolución temporal de éstos mediante un análisis impulso-respuesta a partir de las estimaciones del modelo VAR¹⁵ (vector autorregresivo) descrito en las ecuaciones [8.1] y [8.2].

La estimación conjunta de las dos ecuaciones nos permite tener en cuenta dos formas de impacto de la inflación sobre los rendimientos: la primera de ellas, debido a la existencia de correlación contemporánea entre las perturbaciones de las distintas ecuaciones. La segunda vía por la que la inflación influirá sobre los rendimientos está vinculada con la propia especificación autorregresiva del VAR: una perturbación sobre la ecuación de la inflación afectará a esta variable, cuyos retardos aparecen como variables explicativas en la otra ecuación del sistema. El uso de esta metodología nos permite analizar, además del grado de los rendimientos bursátiles a la inflación, la persistencia de los efectos de esta última variable sobre la primera (véase Gráfico 2).¹⁶

Podemos comprobar que se da una reacción negativa de los rendimientos bursátiles ante un aumento de la inflación observada o esperada, resultado ya obtenido anteriormente.

¹⁵ Dwyer (1981), Saracoglu (1984), Atkins (1989) y Thoma (1992), entre otros, han estudiado el efecto Fisher mediante modelos VAR.

Asimismo, se observa que esta reacción es más persistente cuanto mayor es el horizonte temporal o vencimiento considerado.

[INSERTAR GRAFICO 2]

5. Conclusiones

En este trabajo estudiamos la relación tanto a corto como a largo plazo entre los rendimientos bursátiles y las tasas de inflación *ex-post* y *ex-ante* para la economía española desde 1941 a 1999, período muestral para el que nunca se ha realizado este tipo de análisis.

Los resultados indican que sí existe una relación de G-causalidad desde la tasa de inflación observada a los rendimientos para distintos horizontes temporales de la inversión, lo que indica que la relación observada entre estas variables no es espúrea, al menos para las inversiones a 6 meses, 1, 3, 5 y 10 años. Sin embargo, esta relación de G-causalidad no se da desde los rendimientos a la inflación. Este resultado nos sugiere que la evolución del mercado bursátil no descuenta los cambios en la tasa de inflación; por el contrario, estos cambios no se dan hasta que se ha producido realmente la variación en la tasa de inflación.

En segundo lugar, el hecho de que encontremos la existencia de una relación significativa entre las variables estudiadas únicamente para horizontes temporales superiores a los 3 meses parece indicar que las inversiones bursátiles a corto plazo responden más a factores coyunturales o especulativos y no se mueven tanto por fundamentales como la tasa de inflación, que, entre otros, constituye un indicador de la evolución más a medio y largo plazo de una determinada economía.

Además, y al igual que en otros trabajos ya mencionados, el signo de esta relación (tanto utilizando la inflación *ex-post* como *ex-ante*) es para los horizontes temporales antes mencionados negativo y significativo, indicando que no sólo no se cumple el efecto Fisher para el mercado bursátil español (los rendimientos reales disminuyen ante

¹⁶ A partir del modelo VAR anterior, se ha estimado el efecto que una perturbación de una desviación típica en la ecuación de la tasa de inflación observada y esperada $-v_{2t}$ tiene en los rendimientos.

aumentos en la inflación), sino que incluso se produce una caída en los rendimientos nominales ante aumentos en las tasas de inflación.

Se ha contrastado también si la magnitud del efecto de la inflación en los rendimientos depende del horizonte temporal de la inversión. No hemos encontrado evidencia significativa de que las variaciones de la inflación tienen un menor efecto negativo en los rendimientos cuanto mayor es el horizonte temporal de la inversión. Por el contrario, obtenemos que, aunque las pérdidas en los rendimientos bursátiles debidas a cambios en la inflación tardan más en producirse cuanto mayor es el horizonte de inversión, el efecto global de un aumento en la tasa de inflación no es menor en este caso que en el de horizontes de inversión más cortos.

Si bien los resultados del trabajo apuntan hacia una influencia negativa de la tasa de inflación sobre los rendimientos bursátiles a distintos vencimientos, los tenemos que tomar con cierta cautela. No podemos olvidar que estamos considerando un período de estudio en el que es probable que se hayan dado cambios institucionales, cambios en la importancia del mercado bursátil y en la formación de las expectativas de los agentes, entre otros, y, por tanto, puede que la relación entre los rendimientos y la inflación no sea una relación estable a lo largo del tiempo.

Anexo 1. Filtro de Hodrick-Prescott

Este filtro permite extraer de las series de inflación observadas los componentes no observables que van a medir la inflación esperada. Se considera que la inflación observada π posee un componente esperado π^e y un componente no esperado π^{ne} :

$$\pi_{t,t+i} = \pi_{t,t+i}^e + \pi_{t,t+i}^{ne} \quad [A.1]$$

donde el subíndice t indica el período actual y $t+i$ el horizonte temporal del rendimiento bursátil que estamos considerando. Suponemos que la inflación observada en el período t es igual a la inflación esperada generada en los períodos previos a t para el período $t+j$, más un componente aleatorio no esperado.

La inflación esperada se obtiene resolviendo el siguiente problema de minimización:

$$\text{Min} \sum_{t=1}^T (\pi_t - \pi_t^e)^2 + \lambda \sum_{t=2}^T [(\pi_{t+1}^e - \pi_t^e) - (\pi_t^e - \pi_{t-1}^e)]^2 \quad [A.2]$$

El objetivo es seleccionar una tasa de inflación esperada que minimiza la suma de los cuadrados de las desviaciones de la inflación observada, π , sujeta a la restricción de que los cambios en la inflación esperada varían gradualmente a lo largo del tiempo. El multiplicador de Lagrange, λ , será un número positivo que penaliza los cambios esperados en la tasa de inflación. Así, cuanto más grande es λ , más se suaviza la inflación esperada.¹⁷ La serie de inflación esperada construida con el filtro de Hodrick-Prescott contiene tanto la información futura como pasada de las tasas de inflación. La información pasada es necesaria para ajustar los precios de una posición de desequilibrio, mientras que la información futura es útil, puesto que los agentes económicos se comportan de una manera racional utilizando esta última para formar sus expectativas sobre la tasa de inflación futura. En el gráfico A.1 se representa la inflación observada y la inflación esperada en los distintos horizontes de inversión.

[INSERTAR GRAFICO A.1]

¹⁷ Hodrick y Prescott recomiendan utilizar un valor de $\lambda = 1600$ para datos de alta frecuencia (trimestrales o mensuales) y $\lambda = 100$ para datos de menor frecuencia (anual).

Bibliografía

Atkins, F.J. (1989): "Cointegration error correction and the Fisher effect", *Applied Economics* 21, 1611-1620.

Banerjee, A., Dolado, J.J. y Mestre, R. (1998): "Error-correction mechanism tests for cointegration in a single-equation framework", *Journal of Time Series Analysis*, 19, 267-283.

Barro, R. y X. Sala-i-Martin (1991): "World real interest rates", *NBER Macroeconomic Annual* 1990, 5, 15-61.

Boudoukh, J. y M. Richardson (1993): "Stock returns and inflation: a long-horizon perspective", *American Economic Review*, 83, 5, 1346-1355.

Cozier, B.V. y A.H. Rahman (1988): "Stock return, inflation and real activity in Canada", *Canadian Journal of Economics*, 21, 4, 759-774.

Dwyer, G.P. (1981): "Are expectations of inflation rational?", *Journal of Monetary Economics* 8, 59-84.

Evans, P. (1987): "Interest rate and expected future deficits in the US", *Journal of Political Economy* 95, 34-58.

Fama, E. F. (1981): "Stock Returns, real activity, inflation and money", *American Economic Review*, 71, 545-565.

Fama, E.F. y G.W. Schwert (1977): "Asset returns and inflation", *Journal of Financial Economics*, 5, 115-146.

Firth, M. (1979): "The relationship between stock market returns and rates of inflation", *Journal of Finance* 34, 743-749.

Geske, R. y R.Roll.R. (1983): "The monetary and fiscal linkage between stock returns and inflation", *Journal of Finance*, 38, 1-33.

Granger, C. (1969): "Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods", *Econometrica*, 37, 424-438.

Hodrick, R. y Prescott, E. (1980): "Post-War US Business Cycles: An Empirical Investigation", *Working Paper Carnegie-Mellon University*, Pittsburgh.

Hoelscher, G. (1986): "New evidence on deficits and interest rates", *Journal of Money, Credit and Banking* XVIII, 1-17.

- Kaul, G. (1987): "Stock returns and inflation: the role of the monetary sector", *Journal of Financial Economics*, 18, 253-276.
- Kaul, G. y H.N.Seyhum (1990): "Relative price variability, real shocks, and the stock market", *Journal of Finance*, 45, 479-496.
- Lintner, J. (1975): "Inflation and security returns", *Journal of Finance*, 45, 479-496.
- Mehra, Y.P. (1992): "Deficits and long term interest rates: an empirical note", *Working Paper 92-2, Federal Reserve Bank of Richmond*.
- Nunes-Correia, J. y L. Stemitsiotis (1993): "Budget deficit and interest rates: is there a link?", *Economic Papers* n 105, Commission of the European Communities, november.
- Phillips, P.C.B. y Ouliaris, S. (1990): "Asymptotic properties of residual based tests for cointegration", *Econometrica*, 58, 165-193.
- Plosser, C.I (1987): "Fiscal policy and the term structure", *Journal of Monetary Economics* 20, 343-367.
- Reichenstein W. Y J.W: Elliot (1987): "A comparison of models of long term inflationary expectations", *Journal of Monetary Economics* 19, 405-425.
- Saracoglu, R. (1984): "Expectations of inflation and interest rate determination", *IMF Staff Papers* 31, 141-178.
- Servicio de Estudios de Bolsa de Madrid (1992): *Los índices de cotización de las acciones de la Bolsa de Madrid 1941-1991*, Madrid, 1992.
- Sharpe, S. (1999): "Stock prices, expected returns and inflation", *Federal Reserve Board, Division of Research and Statistics*, January 1999.
- Solnik, B. (1983): "The relation between stock prices and inflationary expectations: the international evidence", *Journal of Finance* 38, 35-48.
- Tanzi, V. (1985): "Fiscal deficits and interest rates in the United States: an empirical analysis, 1964-1984", *International Monetary Fund Staff Papers* 32, 551-576.
- Teese, W., A.Dean, J.Elmeskov y P. Hoeller (1991): "Real interest rate trends: the influence of saving, investment and other factors", *OECD Economic Studies* n.17, 107-144.
- Thoma, M.A. (1992): "Some international evidence on the exogeneity of the ex-ante real rate of interest and the rationality of expectations", *Journal of Macroeconomics* 15, 33-45.

TABLA 1. ESTADÍSTICOS BÁSICOS

<i>Variable</i>	<i>Media</i>	<i>Varianza</i>	<i>PP</i>
R ₁	0.44#	0.38	-4.93* (b)
R ₃	0.23	0.14	-4.59* (b)
R ₆	0.14	0.083	-5.45* (b)
R ₁₂	0.12	0.053	-6.04* (b)
R ₃₆	0.12	0.024	-2.70* (b)
R ₆₀	0.12	0.014	-1.59 (a)
R ₁₂₀	0.12	0.005	-1.38 (a)
π_1	0.11	0.012	-5.03* (b)
π_3	0.10	0.005	-5.36* (b)
π_6	0.10	0.004	-4.48* (b)
π_{12}	0.08	0.0035	-4.03* (b)
π_{36}	0.08	0.0023	-3.40* (b)
π_{60}	0.08	0.0017	-1.09 (a)
π_{120}	0.08	0.0011	-0.91 (a)

PP es el estadístico Phillips-Perron. Los valores críticos al 10% son:

(a) Modelo sin constante ni tendencia: -1.64

(b) Modelo con constante pero sin tendencia: -2.57

* indica que puede rechazarse la hipótesis nula de que la serie presenta una raíz unitaria a ese nivel de significación. En el caso de las variables para las que no se ha rechazado la existencia de una raíz unitaria se ha contrastado la existencia de dos raíces unitarias frente a una y se ha obtenido que presentan únicamente una raíz unitaria. # indica que este valor hay que tomarlo con cautela debido a las grandes diferencias en los cambios mensuales que experimenta el Índice Total.

TABLA 2. CONTRASTES DE COINTEGRACIÓN ENTRE LOS RENDIMIENTOS Y LAS TASAS DE INFLACIÓN A 5 Y 10 AÑOS

<i>Variabes</i>	<i>Phillips-Ouliaris</i>	<i>Banerjee, Dolado y Mestre</i>
$\Gamma_{60}-\pi_{60}$	-3.33*	-2.23**
$\Gamma_{120}-\pi_{120}$	-1.88	-2.30**

* indica que podemos rechazar al 10% de significatividad la hipótesis de no estacionariedad de los residuos de la relación de cointegración entre las variables rendimientos e inflación.

** indica que podemos suponer que el término de corrección de error es significativo en el modelo MCE entre los rendimientos y la inflación.

TABLA 3. CONTRASTES DE G-CAUSALIDAD ($\Pi \rightarrow R$)

Para variables estacionarias					
	1 mes	3 meses	6 meses	12 meses	36 meses
$r_{t,t-1}$	0.32 (2.58)**	0.35 (3.02)**	0.15 (1.15)	0.11 (0.94)	0.91 (7.53)**
$r_{t,t-2}$					-0.37 (-3.33)**
$\pi_{t,t-1}$	-0.23 (-0.28)	-0.24 (-0.38)	-1.16 (-1.78)*	-1.15 (-2.49)**	-1.37 (-2.74)**
$\pi_{t,t-2}$					0.71 (1.31)
D47	0.42	0.63 (1.77)*	0.64 (2.18)**	0.46 (2.25)**	0.22 (2.39)**
D87	1.49 (2.48)**	0.98 (2.99)**	0.66 (2.34)**	0.72 (3.57)**	0.23 (2.55)**
CTE	0.31 (2.43)**	0.16 (1.99)*	0.21 (2.74)**	0.18 (3.69)**	0.10 (3.13)**
R^2 aj.	0.19	0.30	0.18	0.27	0.70
DW	1.88	1.7	1.77	2.03	2.35
Para variables no estacionarias					
	60 meses	120 meses			
$\Delta r_{t,t-1}$	0.46 (4.02)**	0.24 (1.93)			
$\Delta \pi_{t,t-1}$	-0.92 (-1.94)*	-1.40 (-2.71)**			
ECM_{t-1}	-0.31 (-4.36)**	-0.23 (-3.25)**			
D87	0.16 (3.06)**	0.11 (4.16)**			
CTE	-0.003 (-0.50)	-0.0025 (-0.31)			
R^2 aj.	0.47	0.42			
DW	2.42	2.28			

D47 y D87 son dos variables ficticias que recogen el comportamiento atípico de las observaciones correspondientes a los años 1947 y 1987, ECM_{t-1} es el residuo de la relación de cointegración retardado que incluimos en el MCE. Los t-ratios se muestran entre paréntesis. * y ** indican significativos al 10 y 5% respectivamente. DW es el estadístico de Durbin-Watson. Para el caso de 36 meses se han incluido los segundos retardos de las variables para obtener residuos no autocorrelados.

TABLA 4. CONTRASTES DE G-CAUSALIDAD (R \rightarrow Π)

Para variables estacionarias					
	1 mes	3 meses	6 meses	12 meses	36 meses
$\pi_{t,t-1}$	0.53 (3.62)**	0.39 (2.81)**	0.44 (3.21)**	0.49 (4.89)**	1.22 (10.88)**
$\pi_{t,t-2}$					-0.42 (-3.49)**
$r_{t,t-1}$	-0.028 (-1.3)	-0.02 (-0.79)	-0.03 (-0.11)	-0.003 (-1.19)	-0.02 (-0.70)
$r_{t,t-2}$					0.01 (0.35)
D47	-0.17 (-1.4)	-0.07 (-0.88)	0.034 (0.54)	0.034 (0.54)	0.07 (3.24)**
D87	-0.13 (-1.18)	-0.06 (-0.87)	-0.044 (-0.74)	-0.044 (-0.74)	-0.004 (-0.22)
CTE	0.075 (3.25)**	0.07 (3.97)**	0.054 (3.28)**	0.054 (3.28)**	0.02 (2.34)
R ² aj.	0.18	0.10	0.17	0.45	0.84
DW	2.17	2.27	1.98	1.45	1.49

Para variables no estacionarias

	60 meses	120 meses
$\Delta r_{t,t-1}$	-0.01 (-0.36)	-0.027 (-0.94)
$\Delta \pi_{t,t-1}$	0.58 (4.71)**	0.59 (5.14)**
ECM_{t-1}	-0.09 (-1.67)	-0.028 (-0.80)
D87	-0.032 (-0.25)	-0.01 (-1.44)
CTE	-0.001 (-0.44)	0.7E-5 (0.01)
R ² aj.	0.31	0.45
DW	1.95	1.78

D47 y D87 son dos variables ficticias que recogen el comportamiento atípico de las observaciones correspondientes a los años 1947 y 1987, ECM_{t-1} es el residuo de la relación de cointegración retardado que incluimos en el MCE. Los t-ratios se muestran entre paréntesis. * y ** indican significativos al 10 y 5% respectivamente. DW es el estadístico de Durbin-Watson. Para el caso de 36 meses se han incluido los segundos retardos de las variables para obtener residuos no autocorrelados

TABLA 5. RENDIMIENTOS BURSÁTILES E INFLACIÓN
(variables estacionarias)

Inflación <i>ex-post</i>: estimación SURE			
	6 meses	12 meses	36 meses
π	-0.49 (-0.91)	-0.55 (-1.32)	-0.28 (-2.68)**
r_{t-1}			0.67 (10.84)**
D47	0.50 (1.78)	0.48 (2.21)**	0.23 (2.37)*
D87	0.70 (2.52)**	0.72 (3.58)**	0.25 (2.56)**
H ₀ : $\beta_6 = \beta_{12}$ $\chi^2 = 0.02$			
H ₀ : $\beta_6 = \beta_{36}^*$ $\chi^2 = 0.26$			
H ₀ : $\beta_{12} = \beta_{36}^*$ $\chi^2 = 0.29$			
Inflación <i>ex-ante</i>: estimación 3SLS (VI: retardos de la inflación)			
	6 meses	12 meses	36 meses
π	-3.08 (-2.18)**	-2.23 (-2.60)**	-0.68 (-2.38)**
r_{t-1}			0.68 (10.35)**
D47	0.78 (2.25)**	0.82 (3.02)**	0.26 (2.67)**
D87	0.59 (1.87)*	0.69 (3.28)**	0.24 (2.54)**
H ₀ : $\beta_6 = \beta_{12}$ $\chi^2 = 0.75$			
H ₀ : $\beta_6 = \beta_{36}^*$ $\chi^2 = 0.51$			
H ₀ : $\beta_{12} = \beta_{36}^*$ $\chi^2 = 0.02$			
Inflación <i>ex-ante</i>: estimación 3SLS (VI: inflación esperada obtenida por Hodrick- Prescott)			
	6 meses	12 meses	36 meses
π	-1.07 (-1.27)	-0.77 (-1.25)	-0.34 (-1.05)
r_{t-1}			0.67 (10.71)**
D47	0.56 (1.90)*	0.53 (2.23)**	0.23 (2.37)**
D87	0.67 (2.37)**	0.72 (3.55)**	0.25 (2.55)**
H ₀ : $\beta_6 = \beta_{12}$ $\chi^2 = 0.24$			
H ₀ : $\beta_6 = \beta_{36}^*$ $\chi^2 = 0.5E-3$			
H ₀ : $\beta_{12} = \beta_{36}^*$ $\chi^2 = 0.16$			

Realizamos el estudio para los horizontes temporales de 6 meses a 36 meses porque de acuerdo con los resultados anteriores no existe una relación de G-causalidad entre estas variables para horizontes de inversión de 3 meses. No incluimos tampoco los horizontes de 60 y 120 meses porque las variables correspondientes a estos casos son no estacionarias.

D47 y D87 son dos variables ficticias. β_{36}^* se calcula como $\beta_{36}/(1-\phi_{36})$, donde ϕ_{36} es el coeficiente del rendimiento bursátil retardado. χ^2 es el valor del estadístico utilizado para el contraste de la hipótesis nula descrita en cada caso.

* y ** indican significativos al 10 y 5% respectivamente.

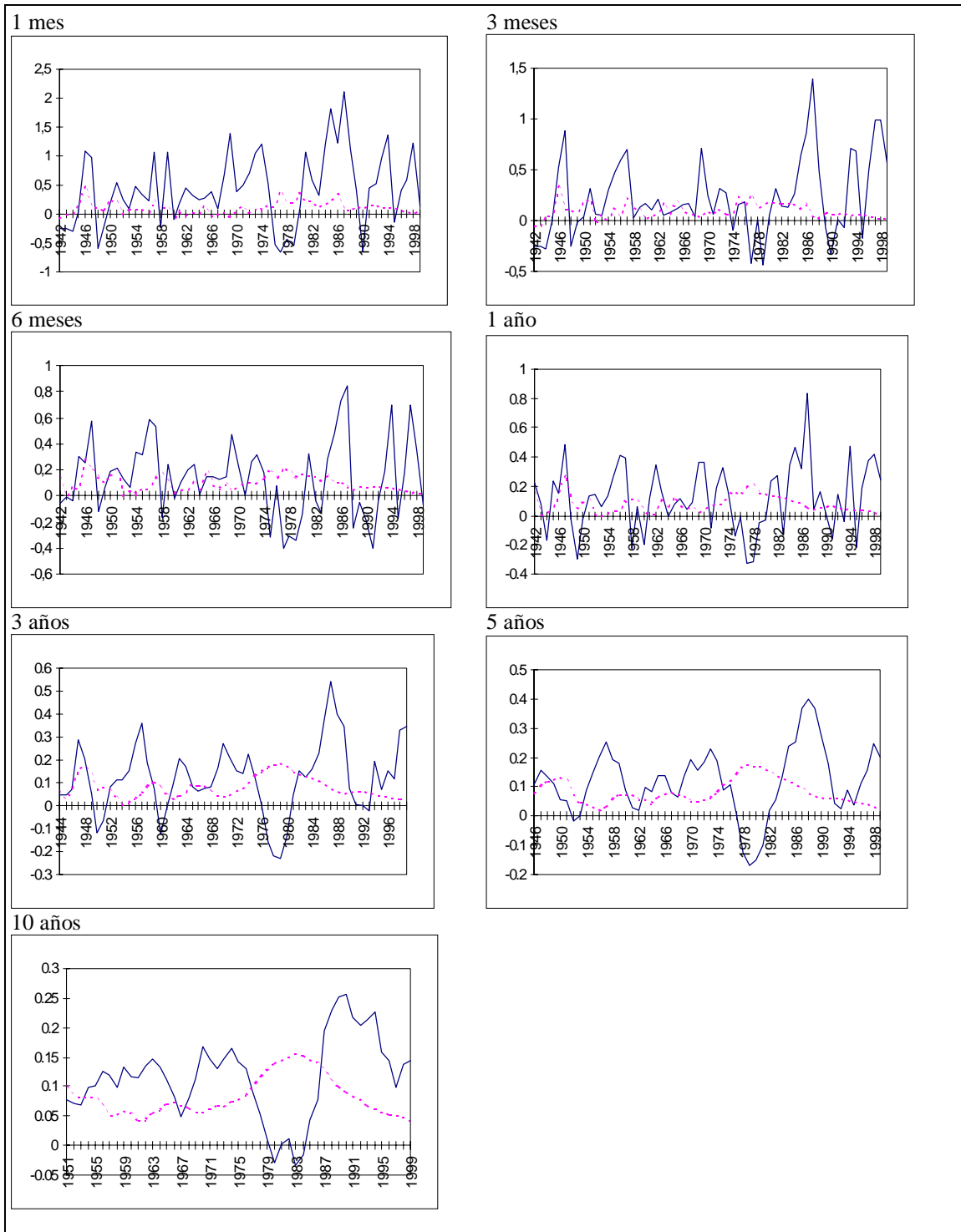
**TABLA 6. RENDIMIENTOS BURSÁTILES E INFLACIÓN
(variables no estacionarias)**

Inflación <i>ex-post</i>: estimación SURE		
	60 meses	120 meses
$\Delta\pi$	-1.76 (-2.93)**	-1.48 (-2.98)**
ECM_{t-1}	-0.26 (-3.50)**	-0.13 (-2.04)**
D87	0.13 (2.28)**	0.1 (3.65)**
$H_0: \beta_{60}=\beta_{120}$	$\chi^2=0.16$	
$H_0: ECM_{60}=ECM_{120}$	$\chi^2=1.98$	
Inflación <i>ex-ante</i> : estimación 3SLS (VI: retardos de la inflación)		
	60 meses	120 meses
$\Delta\pi$	-3.20 (-2.87)**	-3.34 (-1.74)
ECM_{t-1}	-0.33 (-1.60)	-0.35 (-0.88)
D87	0.13 (1.74)	0.08 (2.31)**
$H_0: \beta_{60}=\beta_{120}$	$\chi^2=0.01$	
$H_0: ECM_{60}=ECM_{120}$	$\chi^2=0.001$	
Inflación <i>ex-ante</i>: estimación 3SLS (VI: inflación esperada obtenida por Hodrick-Prescott)		
	60 meses	120 meses
$\Delta\pi$	-4.59 (-3.03)**	-2.33 (-2.61)**
ECM_{t-1}	-0.23 (-2.61)**	-0.19 (-2.48)**
D87	0.09 (1.27)	0.09 (3.07)**
$H_0: \beta_{60}=\beta_{120}$	$\chi^2= 2.07$	
$H_0: ECM_{60}=ECM_{120}$	$\chi^2=0.15$	

D87 es una variable ficticia. χ^2 es el valor del estadístico utilizado para el contraste de la hipótesis nula descrita en cada caso.

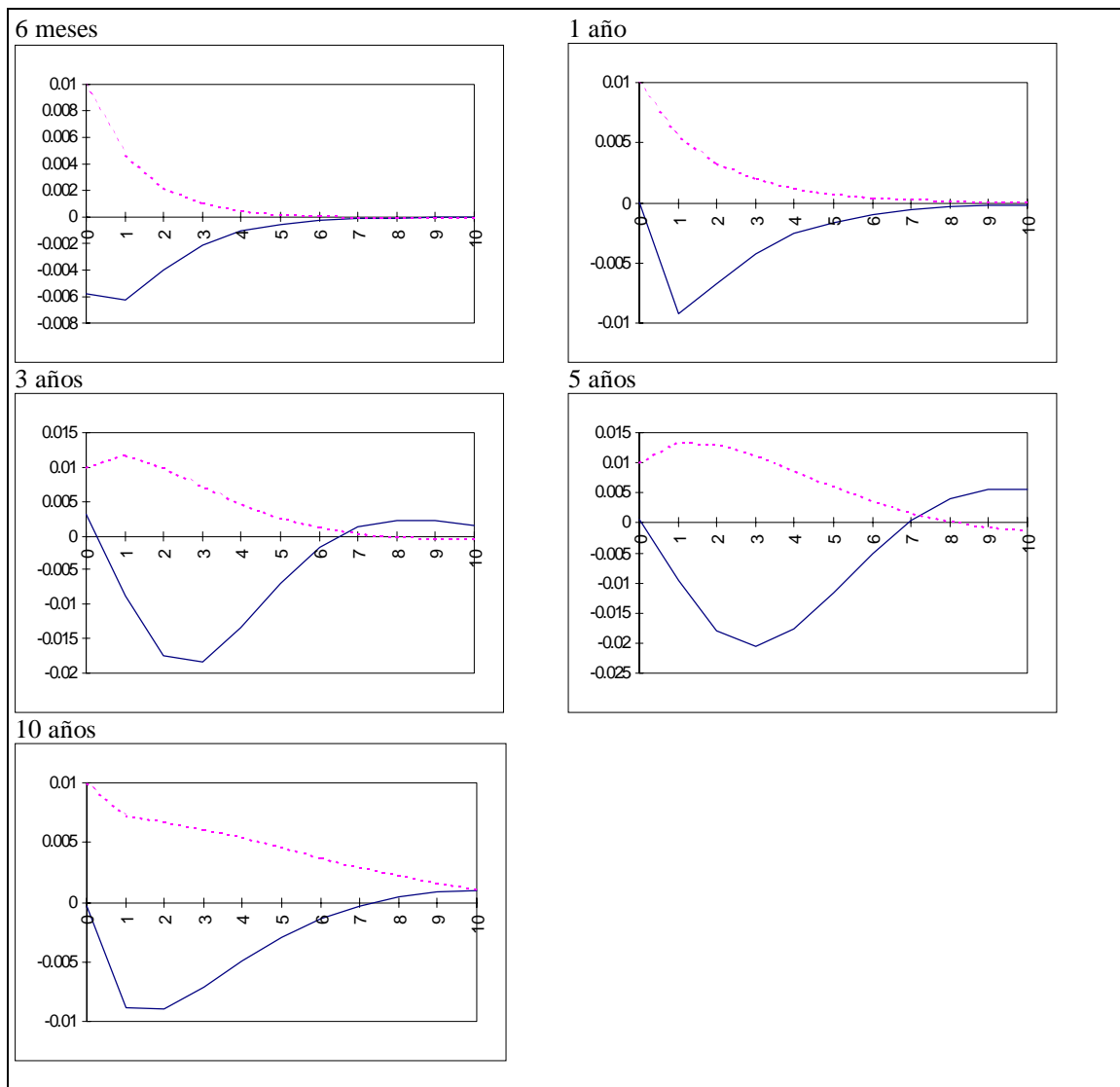
* y ** indican significativos al 10 y 5% respectivamente.

GRAFICO 1
RENDIMIENTOS E INFLACIÓN A DISTINTOS HORIZONTES DE INVERSIÓN



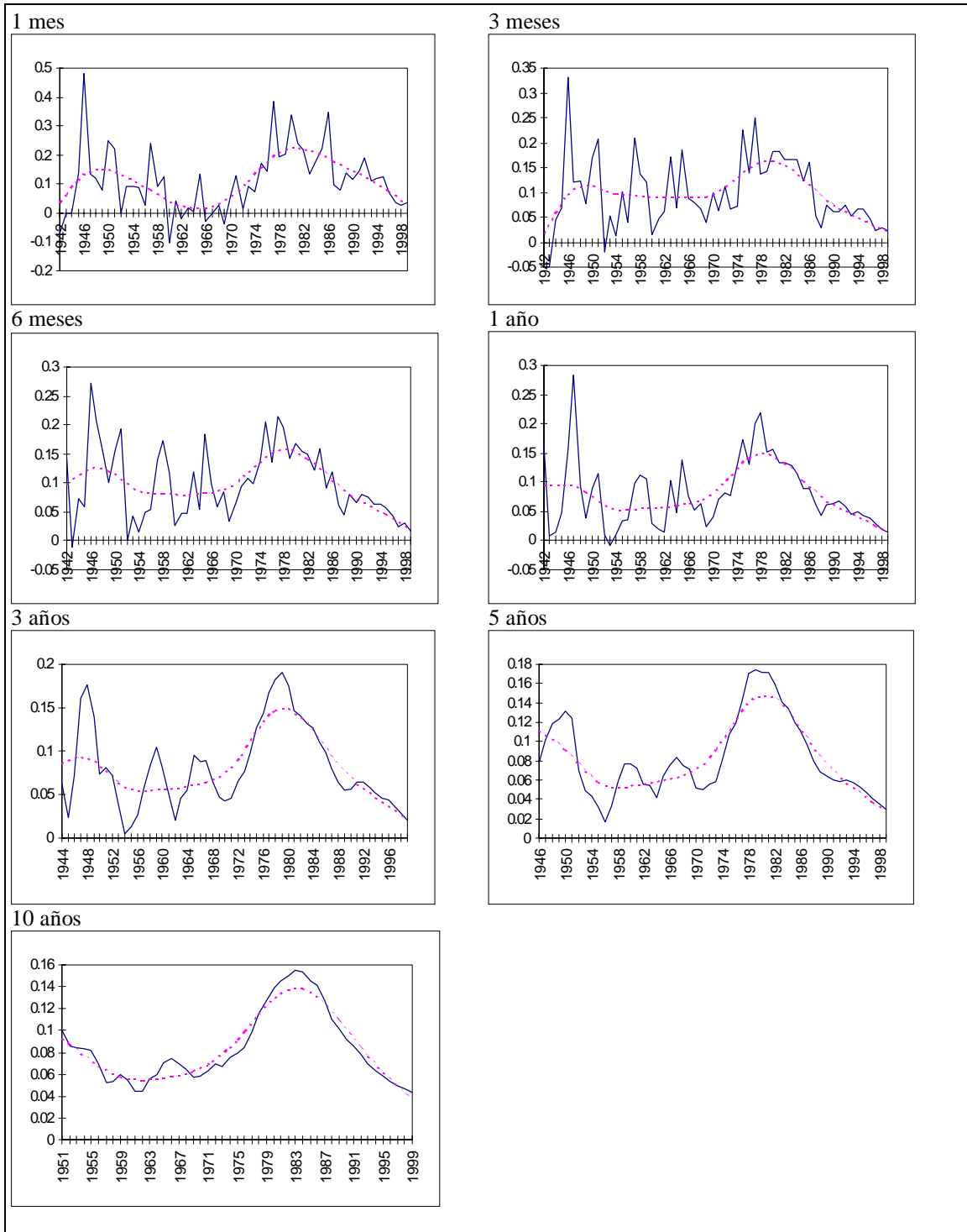
Fuente: elaboración propia a partir del Servicio de Estudios de Bolsa de Madrid y del INE. La línea continua mide la evolución de los rendimientos y la discontinua la de la inflación.

GRAFICO 2 FUNCIONES IMPULSO-RESPUESTA



Fuente: elaboración propia. La línea continua mide la evolución temporal de los rendimientos y la discontinua la de la inflación. Para los dos primeros casos, se ha realizado el análisis impulso-respuesta a partir de un modelo VAR(1), mientras que para los tres últimos casos a partir de un VAR(2). El orden del VAR se ha elegido utilizando los contrastes LR y comprobando que los residuos de cada modelo son ruido blanco.

GRAFICO A.1
TASAS DE INFLACIÓN OBSERVADAS Y ESPERADAS ($\lambda=100$)



Fuente: elaboración propia.

ABSTRACT

This paper analyzes the short and long term relationship between Spanish stock returns and *ex-ante* and *ex-post* inflation rates for the period 1941-1999, a sample period for which this type of studies has not been carried out. When Granger-type causality tests are applied, we find that stock returns are caused by inflation rates for some investment horizons. Furthermore, the relationship between these two variables is negative regardless of the horizon, which implies that stock returns are poor hedges against inflation. Furthermore, there is no a significant evidence to assume that the stock losses are lower the higher is the investment horizon.