IESE
Universidad de Navarra

CIIF
CENTRO INTERNACIONAL DE
INVESTIGACION FINANCIERA

EVOLUCION DE LA INFLACION EN ESPAÑA

Miguel A. Ariño*
Miguel A. Canela**

DOCUMENTO DE INVESTIGACION Nº 446
Enero, 2002

* Profesor de Análisis de Decisiones, IESE
** Profesor, Universidad de Barcelona

División de Investigación
IESE
Universidad de Navarra
Av. Pearson, 21
08034 Barcelona

El CIIF, Centro Internacional de Investigación Financiera, es un centro de carácter interdisciplinar con vocación internacional orientado a la docencia e investigación en finanzas. Nació a principios de 1992 como consecuencia de las inquietudes en investigación financiera de un grupo interdisciplinar de profesores del IESE, y se ha constituido como un núcleo de trabajo dentro de las actividades del IESE Business School.

Tras diez años de funcionamiento, nuestros principales objetivos siguen siendo los siguientes:

– Buscar respuestas a las cuestiones que se plantean los directivos de empresas financieras y los responsables financieros de todo tipo de empresas en el desempeño de sus funciones.

– Desarrollar nuevas herramientas para la dirección financiera.

– Profundizar en el estudio de los cambios que se producen en el mercado y de sus efectos en la vertiente financiera de la actividad empresarial.

Todas estas actividades se proyectan y desarrollan gracias al apoyo de nuestras Empresas Patrono, que además de representar un soporte económico fundamental, contribuyen a la definición de los proyectos de investigación, lo que garantiza su enfoque práctico.

Dichas empresas, a las que volvemos a reiterar nuestro agradecimiento, son:
Aena, A.T. Kearney, Caja Madrid, Fundación Ramón Areces, Grupo Endesa, Telefónica y Unión Fenosa.

http://www.iese.edu/ciif/

EVOLUCION DE LA INFLACION EN ESPAÑA

1. Introducción

El objetivo de este documento es presentar diversos modelos que pueden ayudar a entender la evolución de la inflación en España, así como a hacer predicciones de la inflación a medio plazo. El estudio se basa en un análisis estadístico-econométrico de los datos de la inflación publicados por el Instituto Nacional de Estadística (INE). Entre los distintos modelos que vamos a examinar, escogeremos los que puedan resultar más útiles para entender la inflación.

En este trabajo distinguimos los modelos univariantes, en los que sólo se usan los datos de la inflación, de los multivariantes, que usan, además, datos de otras variables macroeconómicas, como por ejemplo, el producto interior bruto o la tasa de desempleo. Dividiremos los modelos univariantes en dos grupos. Los del primer grupo serán modelos sencillos de regresión, y los del segundo, modelos de memoria larga.

Por tasa de inflación mensual entendemos la variación mensual del índice de precios al consumo (IPC), expresada como fracción del IPC del mes anterior:

$$x_t = \frac{IPC_t = IPC_{t-1}}{IPC_{t-1}}$$

Esta es la fórmula más usada para expresar la inflación. Aunque en muchos trabajos de econometría se usa la fórmula alternativa:

$$x_t = In(IPC_1) - In(IPC_{t-1})$$

ambas dan prácticamente los mismos resultados para los niveles de inflación que se dan actualmente en España. La Figura 1 corresponde a la serie de inflación mensual, de enero de 1961 a diciembre de 2000.

También consideraremos la tasa de inflación trimestral. Para obtenerla, se parte de la subserie de la serie del IPC que sólo contiene los índices de marzo, junio, septiembre y diciembre, y se aplica la misma fórmula (ahora, *t* designa un trimestre, no un mes). La Figura 2 corresponde a la tasa de inflación trimestral para el mismo período. La tasa de inflación anual (Figura 3) se calcula de forma parecida.

En estos gráficos podemos observar un aumento de la inflación durante la década de los setenta, y un descenso en la década de los años ochenta y la primera mitad de los noventa. En la segunda mitad de esta década, la inflación se mantuvo más o menos estable. Otro rasgo de estas series es que la volatilidad de la inflación, es decir, su variabilidad a corto plazo, es menor en los últimos años, a partir de 1994, aproximadamente. Esto podría atribuirse, en parte, a una mayor preocupación de las autoridades monetarias por mantener la estabilidad de los precios y, también, a la ampliación de la cesta de la compra (los artículos cuyos precios se usan para elaborar el IPC).

En este trabajo evaluamos un modelo por su capacidad de predecir la inflación del año siguiente. Para ello, aplicando el modelo a la serie de inflación que acaba en diciembre de 1988, predecimos la tasa de inflación anual de 1989. Lo mismo hacemos para predecir la inflación de 1990, 1991, etc., hasta la del año 2000, usando siempre una serie que llega hasta el mes de diciembre del año anterior a aquel cuya inflación queremos predecir. Después, restamos, de la inflación predicha por el modelo, la inflación real, obteniendo el error de predicción. La calidad de un modelo la evaluamos mediante el error cuadrático medio, que es la media de los cuadrados de los errores de predicción obtenidos para los años 1989-2000. Algunos de los modelos que estudiamos usan datos mensuales; otros, trimestrales, y en algún caso, anuales, pero, para todos ellos, estamos interesados en la predicción de la tasa anual de inflación a un año vista, en el momento que se conoce la tasa de inflación mensual de diciembre del año anterior.

2. Volatilidad e inflación subyacente

Para entender las causas de la volatilidad de la tasa de inflación mensual, es bueno recordar cómo se obtiene el IPC, que no es sino una media ponderada de índices referidos a grupos de artículos de consumo, obtenida con la llamada fórmula de Laspeyres:

$$IPC = \sum_i w_i I_i$$

en la que Ii designa un índice particular, y wi es su peso en la media ponderada. La cesta de la compra se divide en varios grupos de artículos, que, a su vez, se subdividen en subgrupos. Para el IPC español, hasta diciembre de 2000, estos grupos, y sus pesos, eran:

- Alimentos, bebida y tabaco (29,36%)
- Vestido y calzado (11,48%)
- Vivienda (10,28%)
- Menaje y servicios del hogar (6,68%)
- Medicina y conservación de la salud (3,13%)
- Transportes y comunicaciones (16,55%)
- Esparcimiento, enseñanza y cultura (7,27%)
- Otros bienes y servicios (15,26%)

En enero de 2001 se pasa de 8 a 12 grupos, de acuerdo con el índice armonizado de precios al consumo (IPCA), cuya estructura es la misma para todos los países de la zona euro. Pese a que el sistema ha cambiado, se considera, en general, que el cambio ha tenido poca repercusión sobre la tasa de inflación. Estos grupos se pueden descomponer en 57 subgrupos o componentes del IPC. El INE publica un IPC particular para cada componente. Los índices parciales no tienen todos el mismo comportamiento, ya que no sólo presentan mayor volatilidad unos que otros, sino que las pautas de variación a lo largo del año son distintas.

La volatilidad de algunos componentes del IPC dificulta la predicción de la inflación mensual, sea cual sea el método que se use. Sin embargo, como en la inflación trimestral las fluctuaciones de los diferentes componentes del IPC quedan compensadas, la predicción de la inflación trimestral es más fácil. En este documento nos limitamos a la predicción de la tasa de inflación anual, ya sea a partir de datos mensuales, trimestrales o anuales, mediante modelos sencillos. En un trabajo posterior nos ocuparemos de algunos componentes del IPC.

Una manera de mejorar la predicción de la inflación es usar la tasa de inflación subyacente, en lugar de la tasa de inflación ordinaria, definida más arriba. Hay distintas formas de calcular la inflación subyacente. Uno de los enfoques posibles es el que se basa en métodos estadísticos de alisamiento (*smoothing*), transformando la serie de inflación mensual en otra más lisa (con menor variabilidad a corto plazo). En este sentido, Cechetti (1996) afirma que una media móvil bilateral es suficiente para captar las tendencias a medio y largo plazo de la inflación.

En otra aproximación, completamente diferente, se calcula un índice de precios alternativo, usando una fórmula de Laspeyres de la que se han excluido los componentes más volátiles. En este enfoque, los componentes excluidos pueden ser siempre los mismos (en España, los que corresponden a los alimentos no elaborados y a la energía), o escogerse en función de la volatilidad mostrada en un período reciente. Para hacernos una idea de la diferencia entre la tasa de inflación ordinaria y la subyacente calculada de este modo, podemos recordar que, en el IPC actual, los alimentos no elaborados tienen un peso del 9,0%, y la energía, del 8,8%. Para más información, se puede consultar Alvarez y de los Llanos (1999), donde se exponen las ventajas e inconvenientes de algunos métodos y se ilustran aplicándolos a los datos del IPC español, y Hogan et al. (2000), donde se presentan los distintos métodos debatidos en los últimos años. En un trabajo posterior nos ocuparemos de la inflación subyacente.

Como introducción a un futuro trabajo sobre la desagregación del IPC, se presentan en la Tabla 1, para los ocho grupos del IPC antiguo, la media y la desviación típica de las tasas de inflación de los 12 meses de cada año, desde 1977 hasta 2000. De la Tabla se desprende que el grupo ocho (otros) es el más inflacionario, seguido del tres (vivienda) y el seis (transportes y comunicaciones), aunque este último grupo tiene un comportamiento errático en el que, sin duda, influye la evolución del precio del petróleo. Los demás forman un grupo homogéneo, menos el grupo dos (vestido y calzado), que presenta una inflación algo menor. La volatilidad mayor (tomando como medida de ella el cociente de la desviación típica por la media) también corresponde al grupo ocho, junto con el grupo uno (alimentos), y la menor al grupo cuatro (menaje), ocupando los otros grupos una posición intermedia.

3. Modelos naive para la inflación anual

a) Modelo naive

En primer lugar, vamos a usar un modelo naive (también llamado paseo aleatorio) para la inflación anual. El modelo naive se basa en el supuesto de que la inflación del año próximo será igual a la de este año más un *shock* completamente aleatorio e impredecible. Se trata de un modelo que, a diferencia de otros que veremos después, no es estacionario.

La ecuación del modelo es:

$$x_t = x_{t-1} + \varepsilon_t$$

donde x_t es la tasa de inflación anual y ε_t una serie completamente aleatoria. La tasa de inflación predicha por este modelo es igual a la del año anterior. Los resultados de la predicción naive pueden verse en las Tablas 2 y 3. La segunda columna de la Tabla 2 corresponde a la inflación anual, y la tercera a la predicción de este modelo, mientras en la Tabla 3 se dan los errores de predicción, con el error cuadrático medio en la última fila.

b) Modelo naive corregido

El segundo modelo que consideramos es un modelo naive corregido, que resulta de la proyección lineal de los dos últimos datos de la inflación. Usamos también datos anuales. El modelo es, ahora:

$$x_t = 2x_{t-1} - x_{t-2} + \varepsilon_t$$

Como predicción de x_t usamos $2x_{t-1} - x_{t-2}$. Los resultados, que son similares a los del modelo anterior, pueden verse en las Tablas 2 y 3.

4. Modelos de memoria larga

En algunas series temporales, el valor de la serie en un momento dado tiene influencia sobre los valores de un futuro lejano. Las llamamos series de memoria larga, para distinguirlas de las de memoria corta, en las que un valor de la serie tiene impacto sólo en el futuro próximo, pero no en el lejano. Una característica de las series de memoria larga es que cuando la serie toma valores por encima de la media, permanece durante bastante tiempo por encima, y lo mismo cuando toma valores por debajo. En cualquiera de los gráficos de inflación que hemos incluido en este informe se puede ver que hay períodos de inflación alta y períodos de inflación baja, lo que sugiere que las series de inflación podrían tener memoria larga.

Desde el punto de vista matemático, una serie tiene memoria corta cuando la suma de sus autocorrelaciones es finita, y memoria larga cuando la suma es infinita. Cuando la función de autocorrelación (acf) de una serie tiende a cero muy rápidamente (con tasa exponencial), la serie es de memoria corta. Si la acf tiende a cero lentamente (con tasa hiperbólica) y es estacionaria, es de memoria larga. El que la convergencia de la acf sea lenta hace que observaciones alejadas en el tiempo guarden una relación no despreciable y, por tanto, el valor de la serie en un momento dado tenga impacto en el futuro lejano de la serie.

Entre los diversos modelos que permiten representar las series de memoria larga, los más usados son los ARFIMA (p,d,q), que son una generalización de los modelos ARIMA, en la que se admiten valores no enteros de d. En concreto, una serie (x_1) sigue un modelo ARFIMA (p,d,q) cuando admite una representación del tipo:

$$\phi\,(B)\;(1-B)^d (x_t - \mu) = \Psi\;(\mathrm{B})\;\varepsilon_{\mathrm{t}}$$

en la que B es el operador *backwards* $(Bx = x_{t-1})$, μ la media incondicional de la serie, $\Phi(B)$ y $\Psi(B)$ los habituales polinomios autorregresivo (AR) y de media móvil (MA), el operador $(1 - B)^d$.

$$(1-B)^d x_t = \left(1 - dB + \frac{d(d-1)}{2!}B^2 - \frac{d(d-1)(d-2)}{3!}B^3 + \ldots\right)\varepsilon_t$$

y ε_t una serie completamente aleatoria.

Geweke y Porter-Hudak desarrollaron un test estadístico para determinar si una serie es de memoria larga, y un método para determinar los parámetros del modelo ARFIMA que mejor se ajuste a la serie. Posteriormente, Sowell aportó un método para hallar el estimador de máxima verosimilitud de los parámetros de un modelo ARFIMA (Baillie, 1996). La idea de usar un modelo ARFIMA en este contexto no es del todo nueva, ya que se han usado modelos ARFIMA para representar la inflación subyacente. Morana (2000) sugiere, en este sentido, el uso de un modelo ARFIMA con $d < 0{,}5$, basándose en los datos de inflación de la zona euro.

La versión estacional de los modelos ARFIMA es:

$$\Phi(B)\ \Phi_1(B^s)\ (1-B)^d\ \ (1-B^s)\ (1-B^s)^{d_1}(x_t - \mu) = \Psi(B)\ \Psi_1(B^s)\ \varepsilon_t$$

donde *s* es el período de la estacionalidad, que en la mayoría de las series econométricas corresponde a un año.

a) Modelo de memoria larga para datos mensuales

Hemos ajustado un modelo de memoria larga a la inflación mensual, obteniendo:

$$(1-B^{12})^{0,35} x_t = \varepsilon_t$$

donde x_t es la tasa de inflación anual, ε_t una serie completamente aleatoria, y hemos tomado $s = 12$. La predicción de este modelo se puede expresar como una suma infinita:

$$x_t = \sum_{k=1}^{\infty} \phi_k(d) x_{t-12k}$$

en la que $d = 0{,}35$, y

$$\phi_1(d) = d,\quad \phi_2(d) = \frac{d(d-1)}{2!},\quad \phi_3(d) = \frac{d(d-1)(d-2)}{3!}$$

En la práctica, esta suma se reduce a los quince primeros sumandos. El impacto de los términos restantes es despreciable. Usar quince sumandos equivale a limitarse a los datos de inflación de los últimos quince años. Para predecir la inflación del año siguiente, se calcula la tasa de inflación predicha para cada mes y se suman las doce tasas mensuales predichas, obteniendo la predicción de la tasa anual. En las Tablas 2 y 3 se pueden ver los resultados obtenidos con este modelo.

b) Modelo de memoria larga con datos trimestrales

Es similar al anterior, aunque usa datos trimestrales en lugar de mensuales. El modelo es:

$$\left(1-B^4\right)^{0,35} x_t = \varepsilon_t$$

Ahora, s = 4, y como el valor estimado de d es muy parecido al obtenido para los datos mensuales, tomamos también d = 0,35. La interpretación es la misma que la del modelo anterior.

Los resultados obtenidos con este modelo se pueden ver, como los de los tres modelos anteriormente discutidos, en las Tablas 2 y 3. Los cuatro modelos dan resultados similares, en términos de los errores de predicción a un año vista. Las Figuras 4 y 5 corresponden a la inflación prevista y a los errores, respectivamente.

5. Modelos arma para la inflación trimestral

En esta sección discutimos la posibilidad de representar la tasa de inflación trimestral mediante distintos modelos univariantes convencionales, empezando por un modelo ARMA (p,q). Nuestro enfoque es más o menos equivalente a la representación del logaritmo del IPC por un modelo ARIMA (p,*1*,q), ya ensayada en otros países. En la Tabla 4 se dan la media, la desviación típica y los primeros valores de la acf y de la función de autocorrelación parcial (pacf) de la tasa de inflación trimestral, para los cuatro períodos de diez años que van de 1961 a 2000. Los coeficientes significativos se indican con un asterisco.

El resumen estadístico de la Tabla 4 muestra claramente que se trata de una serie no estacionaria. No obstante, los resultados de la acf y la pacf son análogos para las dos últimas décadas, lo que sugiere que se podría ajustar a ambas series un modelo del mismo tipo, aunque el término constante del modelo, μ, sería distinto, y también la varianza de la serie ε_t. Nos restringiremos a estas dos décadas, analizándolas por separado.

Basándonos en los valores de la acf y pacf, de los que ofrecemos un resumen en la Tabla 5, hemos partido de un modelo AR(4):

$$x_t = \mu + \phi_1 x_{t-1} + \phi_2 x_{t-2} + \phi_3 x_{t-3} + \phi_4 x_{t-4} + \varepsilon_t$$

En la década 1981-1990, sólo el término constante y los términos de orden 2 y 4 son significativos, por lo que se podría simplificar el modelo y usar un modelo de regresión en el que $\phi_1 = \phi_3 = 0$.

En la década 1991-2000, el término de orden 4 tampoco es significativo, lo que apunta a un modelo aún más sencillo, que dé la tasa trimestral como función lineal de la tasa de seis meses antes. En la Tabla 5 se muestran los coeficientes obtenidos para distintos modelos, separadamente para las décadas 1981-1990 y 1991-2000: el modelo AR(4) ya citado, un modelo AR(2):

$$x_t = \mu + \phi_1 x_{t-1} + \phi_2 x_{t-2} + \varepsilon_t$$

y cuatro modelos de regresión:

$$x_t = \mu + \phi_2 x_{t-2} + \varepsilon_t \qquad \text{(I)}$$

$$x_t = \mu + \phi_2 x_{t-2} + \phi_4 x_{t-4} + \varepsilon_t \qquad \text{(II)}$$

$$x_t = \phi_2 x_{t-2} + \varepsilon_t \qquad \text{(III)}$$

$$x_t = \phi_2 x_{t-2} + \phi_4 x_{t-4} + \varepsilon_t \qquad \text{(IV)}$$

Es interesante observar que estos resultados nos alejan de los modelos propuestos en la bibliografía para la inflación en Estados Unidos y en la zona euro, en donde siempre se incluye la inflación del trimestre anterior, y, a veces, ése es el único valor de la serie que se tiene en cuenta. Como ilustración de este comentario, pueden compararse los coeficientes de la Tabla 5 con los que se proponen en Gali et al. (2001).

Hemos usado, en nuestra evaluación mediante la predicción de la inflación a un año vista, los modelos que hemos ajustado a los datos de inflación de la década 1981-1990. Obsérvese que los modelos de regresión II, III y IV no difieren mucho de los obtenidos para la década siguiente. En la Tabla 6 se dan las predicciones y los errores de predicción de los tres modelos que dan mejores resultados. En la Figura 6 se pueden ver la serie de inflación trimestral y las predicciones hechas con uno de los modelos de regresión.

Comparando los errores de la Tabla 6 con los de la Tabla 3, se concluye que los modelos de regresión sin término independiente son los que dan mejor resultado, aunque no hay que precipitarse. Debemos tener en cuenta que los modelos III y IV obtenidos para ambas décadas dan una predicción de la inflación futura siempre menor a la actual. Esto conduce a resultados satisfactorios en un período de inflación decreciente, como el de 1980-1998 en España, pero no se adecua al repunte de la inflación del final de la década siguiente. Basta observar los errores de predicción de los dos últimos años para ver que ambos modelos predicen una inferior menor a la real. No está clara, pues, la validez de estos modelos para los años próximos, ni mucho menos su validez general, ya que no cabe esperar que la inflación disminuya indefinidamente.

Una alternativa al modelo AR es un modelo MA(4):

$$x_t = \mu + \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1} - \theta_2 \varepsilon_{t-2} - \theta_3 \varepsilon_{t-3} - \theta_4 \varepsilon_{t-4}$$

que para la década 1991-2000 da resultados parecidos al AR(4), pero no así para el período 1981-1990. En este trabajo hemos descartado los modelos de media móvil.

6. Modelos basados en la curva de Phillips

En la bibliografía se pueden hallar distintos modelos basados en la llamada curva de Phillips, que relaciona la inflación con el empleo o, alternativamente, con el crecimiento económico. Más específicamente, la mayoría de desarrollos que se hallan en los trabajos publicados estos últimos años dan la inflación en función del *output* (más o menos equivalente al producto interior bruto) y de la tasa de empleo. Este planteamiento sólo puede usarse con datos trimestrales, ya que no hay, en general, datos mensuales para el *output*.

El modelo general sería:

$$x_t = \Phi(B)x_t + \Psi(B)y_t + \Lambda(B)z_t + \varepsilon_t$$

siendo x_t la tasa de inflación trimestral, y_t la tasa de paro, z_t el output, ϕ (B), Ψ (B) y Λ (B) polinomios AR, y una serie ε_t completamente aleatoria. En algunos trabajos se usa el llamado *output gap*, o diferencia entre el *output* real y potencial, el dado por una tendencia, que se obtiene, en la mayoría de los casos, con métodos de alisamiento parecidos a los que podrían usarse para calcular la inflación subyacente (Camba-Méndez y Rodríguez-Palenzuela, 2001). En un trabajo posterior nos ocuparemos de estos modelos.

Los estudios realizados hasta el momento apuntan a que el modelo basado en la curva de Phillips se ajusta mejor a los datos disponibles para la inflación americana que para la europea (Stock y Watson, 2001). Por otra parte, Stock y Watson (1999) han comprobado que otros indicadores macroeconómicos, como los índices de ocupación de nueva vivienda, o agregados de índices monetarios, pueden dar mejor resultado que el *output* en una ecuación de Phillips. Se trata de un campo en el que actualmente hay una gran actividad.

7. Referencias

Alvarez, L.J. y M. de los Llanos Matea (1999), «Underlying Inflation Measures in Spain», Banco de España, documento de trabajo 9911.

Baillie, R.T. (1996), «Long memory processes and fractional integration in econometrics», *Journal of Econometrics,* 73, págs. 5-59.

Ball, L.H. y R. Moffitt (2001), «Productivity growth and the Phillips Curve», NBER Working Paper Series 8421.

Camba-Méndez, G. y D. Rodríguez-Palenzuela (2001), «Assessment Criteria for Output Gap Estimates», ECB Working Paper Series 54.

Cechetti, S.G. (1996), «Measuring Short-Run Inflation for Central Banks», NBER Working Paper Series 5786.

Gali, J., M. Gertler y J.D. López-Salido (2001), «European Inflation Dynamics», NBER Working Paper Series 8218.

Hogan, S., M. Johnson y T. Laflèche (2001), «Core Inflation», Bank of Canada Technical Report 89.

Morana, C. (2000), «Measuring Core Inflation in the Euro Area», ECB Working Paper Series 36.

Stock, J.H. y M.W. Watson (1999), «Forecasting Inflation», NBER Working Paper Series 7023.

Stock, J.H. y M.W. Watson (2001), «Forecasting Output and Inflation: The Role of Asset Prices», NBER Working Paper Series 8180.

Tabla 1

EVOLUCION DE LA INFLACION EN ESPAÑA

Volatilidad de la inflación, por grupos

	Grupo 1		Grupo 2		Grupo 3		Grupo 4		Grupo 5	
Año	**Media**	**Desv. estándar**	**Media**	**Desv. estándar**	**Media**	**Desv. estándar**	**Media**	**Desv. estándar**	**Media**	**Desv. estándar**
1989	0,61	1,22	0,39	0,32	0,64	0,28	0,37	0,13	0,45	0,38
1990	0,44	1,21	0,44	0,38	0,61	0,44	0,44	0,19	0,61	0,53
1991	0,27	1,20	0,41	0,34	0,57	0,60	0,39	0,20	0,83	1,04
1992	0,11	1,15	0,43	0,40	0,48	0,27	0,51	0,22	0,70	0,84
1993	0,36	0,83	0,24	0,22	0,49	0,37	0,25	0,12	0,38	0,28
1994	0,40	0,63	0,21	0,20	0,39	0,34	0,16	0,11	0,31	0,21
1995	0,37	0,54	0,24	0,23	0,44	0,48	0,34	0,13	0,32	0,29
1996	0,24	0,50	0,19	0,17	0,35	0,17	0,29	0,26	0,30	0,29
1997	0,13	0,66	0,16	0,16	0,26	0,21	0,12	0,09	0,25	0,28
1998	0,05	0,44	0,19	0,20	0,07	0,32	0,18	0,07	0,31	0,25
1999	0,20	0,42	0,17	0,17	0,24	0,53	0,15	0,10	0,13	0,18
2000	0,27	0,46	0,19	0,18	0,37	0,26	0,25	0,08	0,26	0,24

	Grupo 6		Grupo 7		Grupo 8			
Año	**Media**	**Desv. estándar**	**Media**	**Desv. estándar**	**Media**	**Desv. estándar**	**Total media**	**Desv. estándar**
1989	0,57	0,80	0,39	0,43	0,66	0,30	0,56	0,48
1990	0,67	0,79	0,45	0,49	0,74	0,33	0,53	0,45
1991	0,55	0,92	0,53	0,48	0,67	0,46	0,45	0,43
1992	0,77	0,61	0,64	0,58	0,75	0,60	0,44	0,49
1993	0,53	0,55	0,41	0,39	0,48	0,39	0,40	0,23
1994	0,47	0,58	0,28	0,22	0,35	0,35	0,35	0,26
1995	0,35	0,43	0,35	0,26	0,37	0,39	0,35	0,28
1996	0,28	0,27	0,19	0,25	0,30	0,30	0,26	0,20
1997	0,10	0,30	0,14	0,19	0,27	0,52	0,17	0,18
1998	–0,02	0,27	0,14	0,16	0,30	0,53	0,12	0,17
1999	0,43	0,36	0,09	0,17	0,28	0,56	0,24	0,19
2000	0,45	0,45	0,25	0,26	0,42	0,86	0,32	0,13

Tabla 2

EVOLUCION DE LA INFLACION EN ESPAÑA

Predicción de la inflación con distintos modelos

Año	**Inflación**	**Naive**	**Naive corregido**	**Memoria larga mensual**	**Memoria larga anual**
1989	6,9	5,8	7,1	5,6	5,6
1990	6,5	6,9	7,9	5,7	5,7
1991	5,5	6,5	6,2	5,5	5,5
1992	5,3	5,5	4,5	4,9	5,0
1993	4,9	5,3	5,2	4,6	4,6
1994	4,3	4,9	4,5	4,3	4,3
1995	4,3	4,3	3,7	3,9	3,9
1996	3,2	4,3	4,3	3,7	3,7
1997	2,0	3,2	2,1	3,1	3,1
1998	1,4	2,0	0,8	2,5	2,5
1999	2,9	1,4	0,8	2,0	2,0
2000	4,0	2,9	4,4	2,3	2,3

Tabla 3

Errores de predicción y error cuadrático medio (MSE) para distintos modelos

Año	**Naive**	**Naive corregido**	**Memoria larga mensual**	**Memoria larga anual**
1989	–1,0	0,2	–1,3	–1,3
1990	0,3	1,4	–0,9	–0,9
1991	1,0	0,7	–0,1	–0,0
1992	0,2	–0,8	–0,4	–0,4
1993	0,4	0,2	–0,3	–0,3
1994	0,6	0,2	–0,1	–0,1
1995	–0,0	–0,6	–0,4	–0,4
1996	1,1	1,1	0,5	0,5
1997	1,2	0,1	1,1	1,1
1998	0,6	–0,6	1,1	1,1
1999	–1,5	–2,1	–0,9	–0,9
2000	–1,0	0,5	–1,7	–1,7
MSE	0,84	0,89	0,86	0,85

Tabla 4

EVOLUCION DE LA INFLACION EN ESPAÑA

Resumen estadístico de la inflación, por décadas

Estadístico	**Total**	**1961-1970**	**1971-1980**	**1981-1990**	**1991-2000**
Media	2,10	1,60	3,50	2,37	1,00
Stdev	1,64	1,63	1,71	1,20	0,69
acf(1)	0,473*	0,042	0,304*	0,040	–0,165
acf(2)	0,546*	–0,010	0,266*	0,588*	0,640*
acf(3)	0,508*	0,076	0,386*	0,083	–0,143
acf(4)	0,556*	0,013	0,274*	0,582*	0,524*
pacf(1)	0,473*	0,042	0,304*	0,040	–0,165
pacf(2)	0,415*	–0,012	0,191	0,587*	0,630*
pacf(3)	0,250*	0,077	0,300*	0,077	0,000
pacf(4)	-0,266*	0,007	0,099	0,364*	0,191

Tabla 5

Modelos AR y de regresión para la inflación trimestral

Modelo	**Constante**	ϕ_1	ϕ_2	ϕ_3	ϕ_4	**Error estándar**
Años 1981-1990						
AR(2)	2,2232	–0,0019	0,6527			0,9296
AR(4)	2,3271	0,0134	0,3391	0,0060	0,8387	0,8387
Regresión I	0,7646		0,6261			0,9195
Regresión II	0,2999		0,2793		0,5246	0,7921
Regresión III			0,8932			0,9760
Regresión IV			0,3275		0,5829	0,7923
Años 1991-2000						
AR(2)	0,9511	–0,0618	0,6158			0,4676
AR(4)	0,9749	–0,0415	0,4510	–0,0119	0,2599	0,4648
Regresión I	0,3899		0,5569			0,4751
Regresión II	0,2558		0,2997		0,3886	0,4341
Regresión III			0,8302			0,5185
Regresión IV			0,3979		0,4759	0,4490

Tabla 6

EVOLUCION DE LA INFLACION EN ESPAÑA

Errores de predicción y error cuadrático medio (MSE) para modelos de regresión

Año	**Regresión II**	**Regresión III**	**Regresión IV**
1989	–0,65	0,16	–1,29
1990	0,29	0,17	–0,25
1991	1,06	1,16	0,48
1992	0,43	0,29	–0,27
1993	0,59	–0,61	–0,15
1994	0,88	0,04	0,09
1995	0,43	–0,57	–0,42
1996	1,36	–0,69	0,48
1997	1,73	–0,14	0,72
1998	1,64	1,22	0,53
1999	–0,39	–1,35	–1,58
2000	–0,25	–1,14	–1,27
MSE	0,90	0,61	0,62

Figura 1

EVOLUCION DE LA INFLACION EN ESPAÑA

Tasa de inflación mensual, 1961-2000

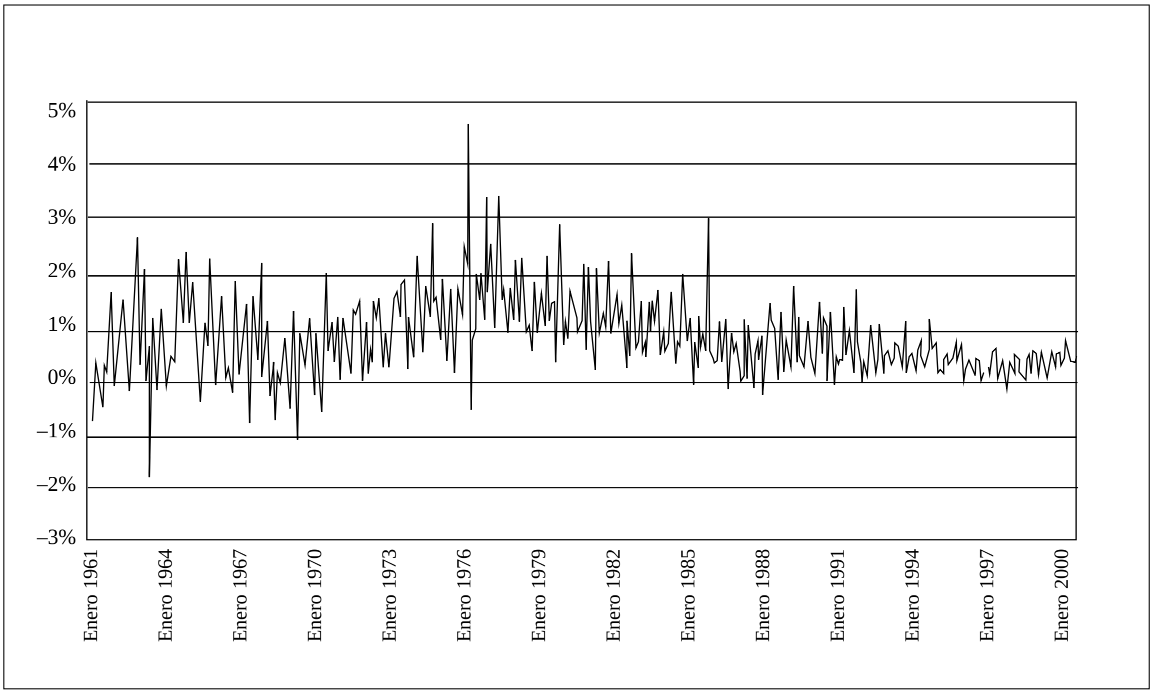

Figura 2

EVOLUCION DE LA INFLACION EN ESPAÑA

Tasa de inflación trimestral, 1961-2000

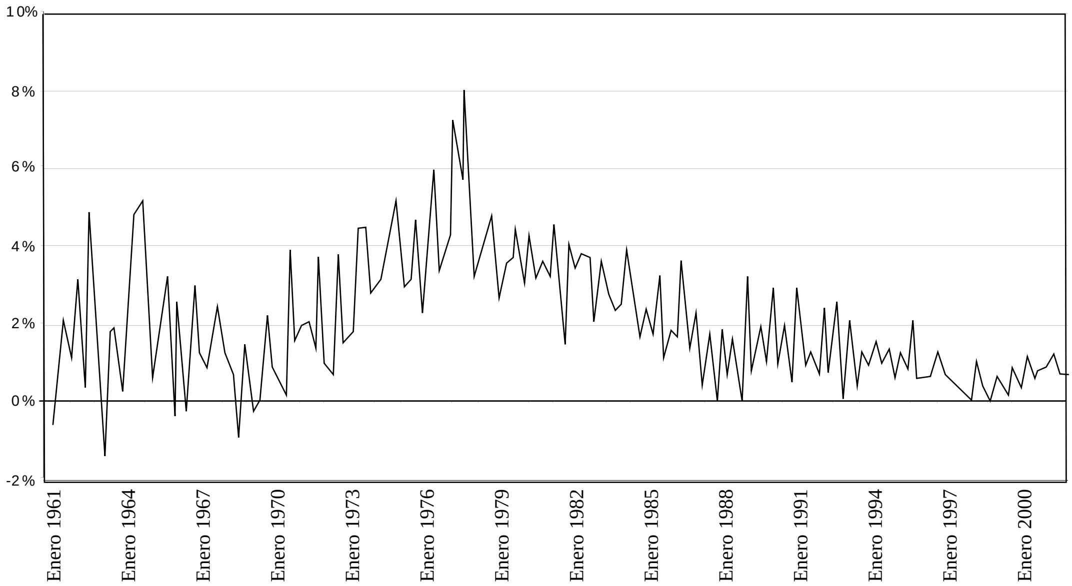

Figura 3

Tasa de inflación anual, 1961-2000

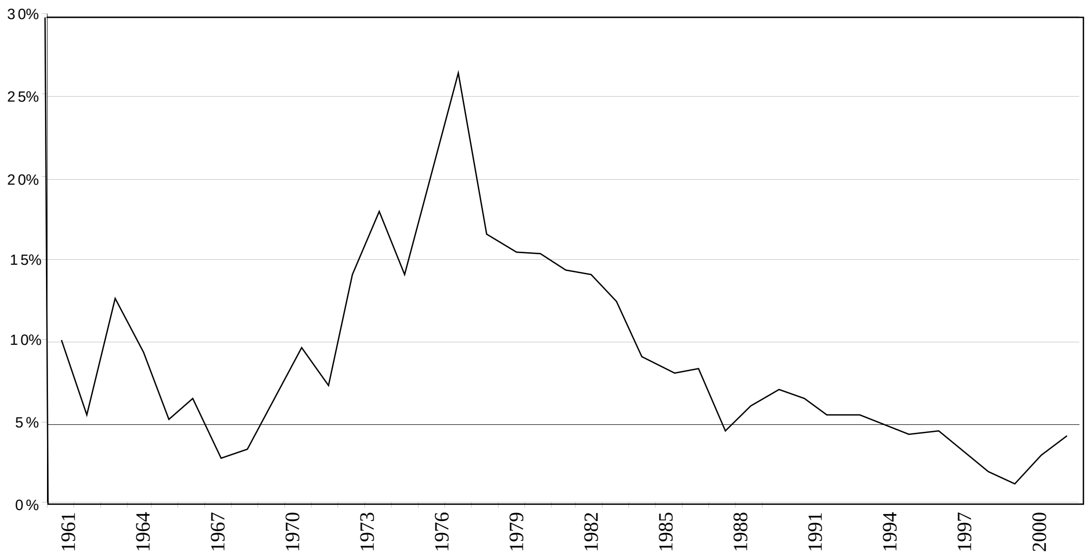

Figura 4

EVOLUCION DE LA INFLACION EN ESPAÑA

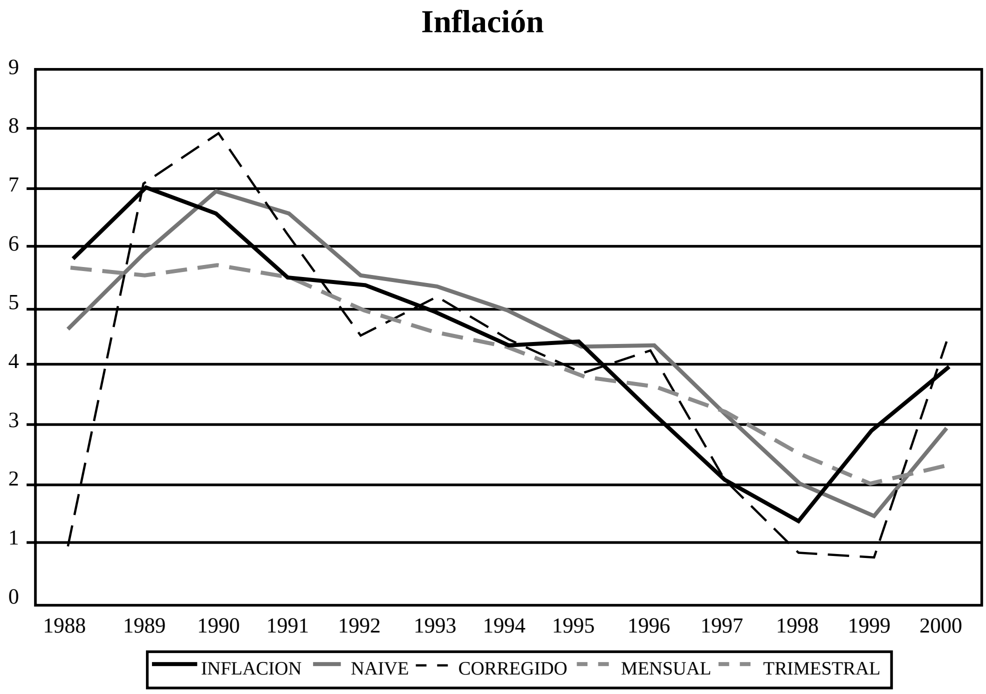

Figura 5

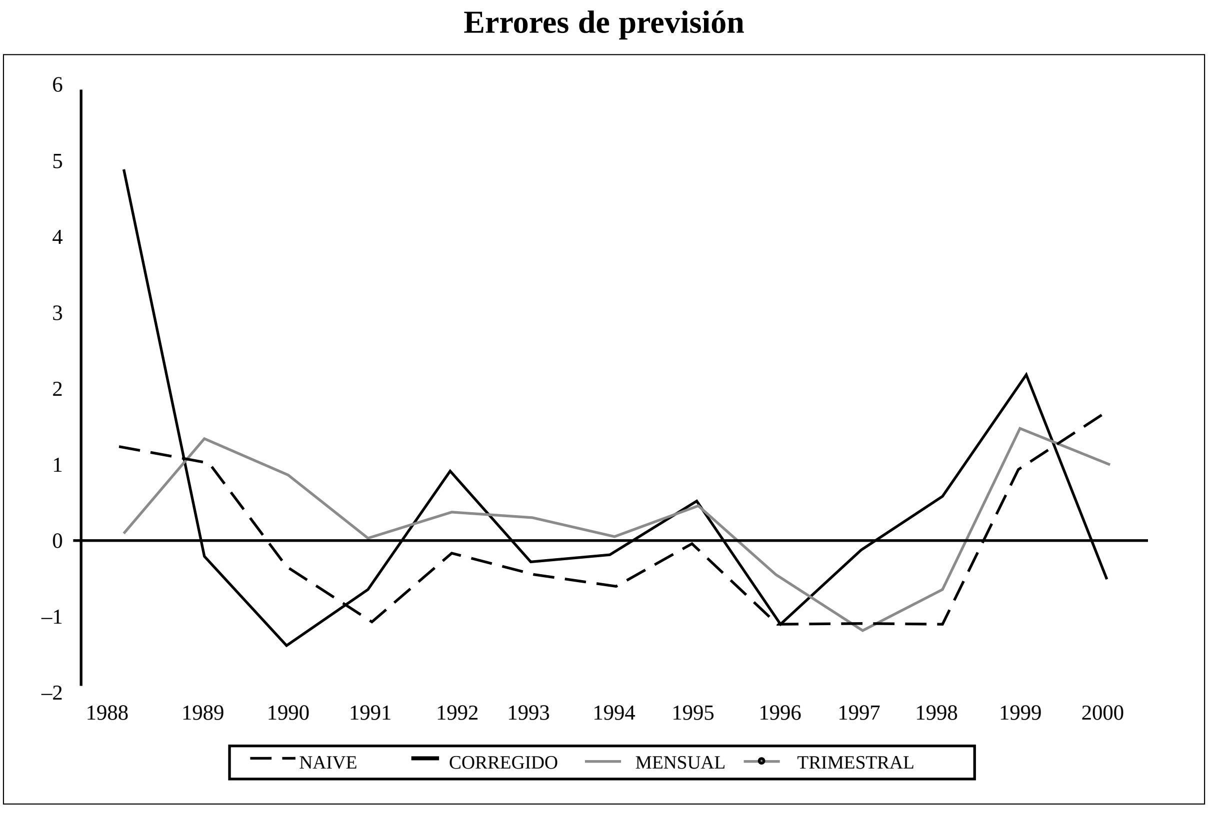

Figura 6

EVOLUCION DE LA INFLACION EN ESPAÑA

Predicción de la inflación trimestral. La línea continua es la inflación real, y la discontinua, la predicha por el modelo de regresión III de la Tabla 5