

UN MODELO DE COMPORTAMIENTO DE LAS TASAS DE INFLACIÓN CONDICIONAL E INCONDICIONAL EN ESPAÑA

Dr. Carlos M^a Fernández-Jardón
Escuela de Negocios. CaixaVigo

Montserrat San Martín
Universidad de La Rioja

I. INTRODUCCIÓN. ESTUDIOS PREVIOS

El control del nivel de inflación se ha convertido en un factor trascendental del que dependen en buena medida el crecimiento de las economías. Okun (1971) sostiene que el análisis del comportamiento estacionario de la inflación tiene gran interés para averiguar cómo se adaptan las expectativas de los agentes en casos de inflación desconocida.

Cuanto más se desconozca de la inflación futura los agentes asumirán mayor riesgo y por tanto interesa determinar qué factores ayudan a averiguar cómo se comporta la inflación desconocida futura.

Autores como Okun, 1971; Logue y Willet, 1976; Foster, 1978; Logue y Sweeney, 1981; Taylor, 1981, entre otros, han sugerido una gran variedad de medidas de la inflación desconocida. Una de las que -en términos generales- ha sido más aceptada, es una medida de su variabilidad, por estar directamente relacionada con el error cometido en su estimación para un nivel de confianza dado. Friedman considera que inflación alta está asociada generalmente con alta variabilidad de la inflación. Numerosos estudios empíricos (Okun, 1971; Logue y Willet, 1976; Chowdhury, 1991 y 1993, Emery, 1993, entre otros) analizan una posible correlación entre la inflación promedio y la variabilidad de la inflación tomando datos de un número grande de países. Sin embargo, esta aproximación de la inflación desconocida ha sido muy criticada. Emery (1993) argumenta que el principal problema de esta estimación es que no distingue entre cambios predecibles y no predecibles en la inflación. En otras palabras, estos estudios no especifican un modelo paramétrico de la inflación.

Engle (1982) introdujo los modelos ARCH y basándose en ellos describió un modelo paramétrico que relacionaba la media y la varianza de la inflación. Posteriormente, diversos autores (Holland, 1984; Cosimano y Jansen, 1988; Jansen, 1989) apoyándose en las estimaciones que ellos mismos realizan mediante métodos ARCH encuentran que la relación entre la variabilidad de la

inflación y la inflación desconocida futura en U.S.A. no es válida y que por lo tanto usar la variabilidad de la inflación como medida para estimar la inflación desconocida futura es poco satisfactorio. Sin embargo otros autores como Brunner y Hess (1993) utilizan modelos de estado independiente (SDM) y encuentran que niveles más altos de inflación son más difíciles de predecir.

Por consiguiente, sigue siendo un tema importante el estudio de si la variabilidad de la inflación está relacionada con la inflación y en caso afirmativo cuál es la estructura de esta relación. Debido a esta importancia, autores como Katsimbris (1985) Chowdhury (1991, 1993), Emery (1993), Evans (1991) y Hartman (1991), entre otros, estudian la forma de la posible relación entre la inflación y su variabilidad.

Chowdhury (1991, 1993) y Emery (1993) estudian la relación transversal -lineal o cuadrática- para varios grupos de países de la inflación media de la variabilidad de la inflación -medida a través de la desviación estándar- a lo largo del tiempo. Otros autores anteriormente mencionados (Foster, 1978; Logue y Willet, 1976; Logue y Sweeney, 1981; Taylor, 1981, entre otros) realizan también un estudio transversal de la relación.

Gale (1981) y Katsimbris (1985) critican estos estudios argumentando que se está asumiendo implícitamente homogeneidad entre los distintos países y que no se tiene en cuenta los distintos grados de desarrollo de los mismos.

Otro problema que se presenta a la hora de realizar cualquier estudio sobre la inflación, es el de intentar conseguir una buena medida de la inflación, pues es necesario seleccionar un conjunto representativo de bienes y servicios entre todos los que se consumen en una economía. Además, se plantea el problema de elegir la fórmula adecuada que nos permita sintetizar en un solo dato las variaciones de los precios de esos bienes y servicios.

El Índice de Precios de Consumo (IPC) elaborado por el Instituto Nacional de Estadística (INE) es una de las medidas de la inflación más utilizadas, si bien es muy criticada desde el punto de vista de la teoría económica.

En este trabajo, partiendo de la hipótesis de que mayores tasas de inflación implican una mayor variabilidad de ésta, buscaremos aquella función que relacione la variabilidad de la inflación con la inflación media, con datos mensuales del IPC por comunidades autónomas durante el periodo de 1985 a 1995. Para ello nos basaremos en un estudio de Eden (1994) que analiza las tasas de inflación incondicional y condicional, partiendo de dos teorías económicas.

En el segundo apartado se plantean los modelos básicos de regresión para en el tercero contrastarlos empíricamente al objeto de elegir aquél de ellos que resulte de más validez.

II. LA RELACIÓN ENTRE LA MEDIA CONDICIONAL Y LA VARIANZA CONDICIONAL DE LA TASA DE INFLACIÓN

En la literatura se puede encontrar una regularidad empírica importante que dice que un gran porcentaje de vendedores no cambia el precio nominal de sus productos en un mes dado (Eden, 1994).

Basándonos en los modelos clásicos de comportamiento de los vendedores, el modelo (S,s) (Barro, 1972) y el modelo de comercio secuencial (Eden, 1990) estudiaremos la relación entre la media y la varianza incondicional y posteriormente la relación entre la media y la varianza condicional. La primera teoría supone que los vendedores cambian sus precios nominales a S-s cuando el precio real ha descendido hasta el valor s. La segunda teoría supone que al aumentar la inflación, los vendedores no cambian los precios de un determinado artículo mientras que el incremento que se produce en la probabilidad de hacer una venta le compense del dinero que pierde.

Suponemos que se cumple la regularidad empírica a la que hacíamos antes mención: no todos los vendedores cambian sus precios en un mes dado, entonces, la inflación observada incondicional será:

$$\Pi_t^I = \begin{cases} \Pi_t^C & \text{con probabilidad } \gamma_t \\ 0 & \text{con probabilidad } 1 - \gamma_t \end{cases}$$

siendo Π_t^I y Π_t^C las tasas de inflación incondicional y condicional respectivamente, ambas en el periodo de tiempo t, y γ_t la probabilidad de que un vendedor cambie el precio del artículo en el tiempo t.

En consecuencia:

$$E[\Pi_t^I] = \gamma_t E[\Pi_t^C] \Rightarrow E[\Pi_t^C] = \frac{E[\Pi_t^I]}{\gamma_t} \quad [1]$$

y

$$\text{Var}(\Pi_t^I) = \gamma_t E[(\Pi_t^C)^2] - \gamma_t^2 E^2[\Pi_t^C] = \gamma_t \text{Var}(\Pi_t^C) + \frac{1 - \gamma_t}{\gamma_t} E^2[\Pi_t^I] \quad [2]$$

Por otra parte, dado que los datos que se van a utilizar son los correspondientes a las Comunidades Autónomas de un país con tasas de inflación no elevadas y teniendo en cuenta la hipótesis sugerida por Chowdhury (1993), adoptaremos en un principio un modelo lineal para relacionar la variabilidad condicional¹ con la media condicional de la tasa de inflación. El modelo especificado sería:

$$\text{Var}(\Pi_t^c) = \beta_0 + \beta_1 E[\Pi_t^c]$$

No obstante, para contrastar la posible especificación indicada por Emery (1993) -aquella en que la variabilidad de la inflación vendría cuantificada por una medida de dispersión relativa y no por una de dispersión absoluta- el modelo adoptaría la forma:

$$\text{CV}(\Pi_t^c) = \beta_0 + \beta_1 E[\Pi_t^c]$$

lo que equivaldría a considerar un modelo de la varianza cuadrático sin constante:

$$\text{Var}(\Pi_t^c) = \beta_0 E[\Pi_t^c] + \beta_1 E^2[\Pi_t^c]$$

Se estudiaron ambos modelos para analizar cual de los dos se adapta mejor a los datos utilizados. Para ello partimos de la expresión más general, siendo ε_t la variable aleatoria que nos mide el error cometido:

$$\text{Var}(\Pi_t^c) = \beta_0 + \beta_1 E[\Pi_t^c] + \beta_2 E^2[\Pi_t^c] + \varepsilon_t \quad [3]$$

que contiene a los dos anteriores como casos particulares².

Sustituyendo [1] y [2] en [3] y operando obtenemos la ecuación de regresión:

$$\frac{\text{Var}(\Pi_t^l)}{\gamma_t} - \frac{1 - \gamma_t}{\gamma_t^2} E^2[\Pi_t^l] = \beta_0 + \beta_1 \frac{E[\Pi_t^l]}{\gamma_t} + \beta_2 \left(\frac{E[\Pi_t^l]}{\gamma_t} \right)^2 + \varepsilon_t \quad [4]$$

¹ En nuestro trabajo la variabilidad condicional vendría medida por la varianza condicional y no la desviación estándar como lo hacía Chowdhury (1991)

² Seguimos la metodología de test anidados indicada por Mizon (1977)

La varianza y la esperanza de la tasa incondicional de la inflación en la ecuación [4] se cambian por sus valores muestrales. La probabilidad g_t se sustituye por la proporción de vendedores $\frac{\epsilon_t}{\epsilon_t^2}$ que cambian los precios del artículo en el tiempo t . Obtenemos por lo tanto:

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_t + \beta_2 X_t^2 + \varepsilon_t \quad [5]$$

donde:

$$Y_t = \frac{\text{Var}(\Pi_t)}{\epsilon_t} - \frac{1 - \frac{\epsilon_t}{\epsilon_t^2}}{\epsilon_t^2} \overline{[\Pi_t]} \quad \text{será la estimación de la varianza de la tasa de inflación condicional y}$$

$$X_t = \frac{\overline{[\Pi_t]}}{\epsilon_t} \quad \text{será la estimación de la esperanza de la tasa de inflación condicional}$$

De la ecuación [5] podemos estudiar los parámetros β_0 , β_1 y β_2 y también la dinámica de los residuos para con ello sacar conclusiones sobre el tipo de relación entre la varianza y la media condicionales de la tasa de inflación.

III. MODELO DE RELACIÓN ENTRE LA TASA DE INFLACIÓN Y LA VARIANZA DE LA INFLACIÓN PARA ESPAÑA

Con los datos mensuales correspondientes a la estimación de la tasa de inflación -a través del IPC- para cada una de las 17 comunidades autónomas realizaremos un estudio sobre la relación entre la varianza y la esperanza de la tasa incondicional de la inflación a partir del modelo [5] tratando de elegir cuál de ellos se adapta mejor a los datos utilizados.

Para tratar de seleccionar la función que relaciona las variables X_t e Y_t estudiaremos primero la estacionariedad de dichas variables, la tabla 1 presenta los resultados del test de Dickey-Fuller.

Tabla 1

TEST DE DICKEY-FULLER		
VARIABLE: Y_t		
HIPÓTESIS NULA	Valor del estadístico	Valor crítico asintótico al 10%
Con constante y sin tendencia		
$a_1=0$ t-test	-4'1319	-2'57
$a_0=a_1=0$	8'5423	3'78
Con constante y con tendencia		
$a_1=0$ t-test	-4'5364	-3'13
$a_0=a_1=a_2=0$	6'8652	4'03
$a_1=a_2=0$	10'2920	5'34
VARIABLE: X_t		
HIPÓTESIS NULA	Valor del estadístico	Valor crítico asintótico al 10%
Con constante y sin tendencia		
$a_1=0$ t-test	-8'9649	-2'57
$a_0=a_1=0$	40'1900	3'78
Con constante y con tendencia		
$a_1=0$ t-test	-9'1711	-3'13
$a_0=a_1=a_2=0$	28'0400	4'03
$a_1=a_2=0$	42'0540	5'34

Dicho test nos indica que ambas series son $I(0)$ ³. Estudiando la variable Y_t observamos que no está exenta de autocorrelación y le influyen los retardos 1 y 12. Además, dicha serie no es estacionaria en media. Del estudio de la variable X_t observamos que tampoco es estacionaria por tener tendencia determinista.

Debido a esto nos interesa eliminar el efecto del pasado sobre la variable Y_t . Como los retardos que influyen son los relativos al mes anterior y al mismo mes del año anterior modelizamos la variable Y_t mediante un $AR(1) \times AR_{12}(1)$.

Los residuos, R_t , de dicho modelo nos medirán precisamente la parte impredecible de la variabilidad de la inflación y serán los que más información

³ Se puede comprobar que el test de Phillips-Perron proporciona los mismos resultados

nos proporcionen sobre la inflación desconocida. Los utilizaremos por lo tanto como medida del riesgo inflacionario.

Basándonos en la ecuación general

$$R_t = b_0 + b_1 X_t + b_2 X_t^2 + e_t \quad [6]$$

donde:

R_t será la medida del riesgo inflacionario y

X_t la estimación de la esperanza de la tasa de inflación condicional

buscaremos el modelo más conveniente para relacionar el riesgo inflacionario con la tasa de inflación condicional media. Lo seleccionaremos utilizando el criterio SC. Si elegimos $\beta_0=0$, $\beta_1=0$, $\beta_2=0$ se tratará del modelo lineal propuesto por Chowdhury y si $\beta_0=0$, $\beta_1=0$ y $\beta_2=0$ el modelo es el cuadrático sin término constante que planteó Emery.

La tabla 2 recoge los valores del estadístico SC (Judge, 1988) para cada uno de los posibles modelos, incluido el más general.

Tabla 2

RESULTADOS DEL ESTADÍSTICO SC	
HIPÓTESIS NULA	SC
b_0, b_1 y b_2 cualesquiera	-5'9479
$b_0=0$ b_1 y b_2 cualesquiera	-5'9774
$b_1=0$ b_0 y b_2 cualesquiera	-5'9777
$b_2=0$ b_0 y b_1 cualesquiera	-5'8982
$b_0=b_1=0$ y b_2 cualquiera	-5'9618
$b_0=b_2=0$ y b_1 cualquiera	-5'8712

A la vista de los resultados podemos considerar, que los modelos más consistentes con los datos son el que supone $b_1=0$ y b_0 junto con b_2 cualesquiera, es decir, el que estima la desviación estándar de la inflación mediante una ecuación cuadrática sin término en X_t ; el que supone $b_2=0$ b_0 y b_1 cualesquiera, es decir, el lineal y el que supone $b_0=b_1=0$ y b_2 cualquiera.

Si únicamente se tuviera en cuenta el criterio SC, el modelo elegido sería el primero, sin embargo, al realizar la estimación por mínimos cuadrados ordinarios obtenemos que el término constante y el término en X_t no son significativamente distintos de 0. El modelo final se presenta en la tabla 3.

Tabla 3

MODELO DE COMPORTAMIENTO DE LA TASA DE INFLACIÓN	
$R_t = b_2 X_t^2 + a_2 t + g_1 C_{13} + g_2 C_{24} + g_3 C_{52} + g_4 C_{84} + g_5 C_{98}$	
$b_2 = 0'0273$	$t = 6'405$
$a_2 = -0'0002$	$t = -3'409$
$g_1 = -0'0768$	$t = -1'822$
$g_2 = -0'1099$	$t = -2'603$
$g_3 = 0'1846$	$t = 4'371$
$g_4 = -0'1384$	$t = -3'181$
$g_5 = -0'1052$	$t = -2'479$

El estudio de los residuos nos indica que el modelo obtenido es adecuado.

IV. CONCLUSIONES

En este trabajo, partiendo de la hipótesis de Okun que argumenta que la variabilidad de la inflación depende de la inflación actual y haciendo uso de la relación entre las tasas de inflación condicional e incondicional, bajo un modelo de estabilidad de los comportamientos y de comercio secuencial, se puede concluir que altas tasas de inflación afectan al riesgo inflacionario.

Además, por ser de forma parabólica, podemos decir que esto implica que el riesgo inflacionario aumenta más que proporcionalmente respecto a la media. También afectan las tasas de inflación pasada, la del período anterior y la del año anterior.

V. BIBLIOGRAFÍA

- BALL, L. (1992): "Why does high inflation raise inflation uncertainty?". *Journal of Monetary Economics*. vol. 29, pp. 371-388.
- BRUNNER, A. Y. HESS, G.D. (1993): "Are higher levels of inflation less predictable? A State-Dependent Conditional Heteroscedasticity Approach". *Journal of Business & Economic Statistics*. vol. 11, 2, pp. 187-197.
- BUISAN, A. C. Y RESTOY, F. (1986): "Inflación y variabilidad de los precios relativos en España (1976-1983)". *Investigaciones Económicas*. vol. X, 2, pp. 327-355.
- CHOWDHURY, A. R. (1993): "Inflation and its variability: a reply". *Applied Economics*. vol. 25, pp. 47-48.
- CLEMENTS, K. W. e IZAN, H.Y. (1987): "The measurement of inflation: a stochastic approach". *Journal of Business & Economics Statistics*. vol. 5, pp. 339-350.
- DIEWERT, W. E. (1976): "Exact and superlative index numbers". *Journal of Econometrics*. vol. 4, pp. 115-145.
- DIEWERT, W. E. (1990): *Price Level Measurement*. Ed: North-Holland.
- EDEN, B. (1994): "Inflation and relative price variability. A comment". *Economics Letters*. vol. 44, pp. 119-121.
- EMERY, K. M. (1993): "Inflation and its variability: an alternative specification". *Applied Economics*. vol. 25, pp. 43-46.
- ENGLE, R. F. (1982): "Autoregressive conditional heteroskedasticity with estimates of the variance of UK inflation". *Econometrica*. vol. 50, pp. 987-1008.
- ENGLE, R. F. (1983): "Estimates of the variance of U.S. inflation based upon the ARCH model". *Journal of Money, Credit and Banking*. vol. 15,3, pp. 286-301.
- ESPASA, A.; MANZANO, M. C.; MATEA, M. y. CATASUS, V. (1987): "La inflación subyacente en la economía española: estimación y metodología". *Boletín Económico. Banco de España*. pp. 32-51.

- EVANS, M. (1991): "Discovering the link between inflation rates and inflation uncertainty". *Journal of Money, Credit and Banking*. vol. 23, 2, pp. 169-184.
- FOSTER, E. (1978): "The variability of inflation". *Review of Economics and Statistics*. vol. 60, pp. 346-350.
- FRIEDMAN, M. (1977): "Nobel lecture: inflation and unemployment". *Journal of Political Economy*. vol. 85, pp. 451-472.
- GALE, W. A. (1981): "Temporal variability of United States Consumer Price Index". *Journal of Money, Credit and Banking*. vol. 13, pp. 273-297.
- HARTMAN, R. (1991): "Relative price variability and inflation". *Journal of Money, Credit and Banking*. vol. 23,2, pp. 185-205.
- HARVEY, A.C. (1993): *Time Series Models*. Ed: Harvester Wheatsheaf
- JUDGE, G. G. , CARTER HILL, R., GRIFFITHS, W.E., LÜTKEPOHL, H. y LEE, T. (1988): *Introduction to the theory and practice of econometrics*. Ed: Wiley.
- KATSIMBRIS, G. M. (1985): "The relationship between the inflation rate, its variability, and output growth variability". *Journal of Money, Credit and Banking*. vol. 17,2, pp. 179-188.
- LOGUE, D. E. Y SWEENEY, R.J. (1981): "Inflation and real growth: some empirical results". *Journal of Money, Credit and Banking*. vol. 13, pp. 497-500.
- LOGUE, D. E. Y WILLET, T. (1976): "A note on the relation between the rate and variability of inflation". *Economica*. vol. 43, pp. 151-158.
- OKUN, A. (1971): "The mirage of steady inflation". *Brookings Papers on Economic Activity*. vol. 2, pp. 485-498.
- TAYLOR, J. B. (1981): "On the relation between the variability of inflation and the average inflation rate" in *The Costs and Consequences of Inflation*. vol 5, pp. 57-85. Carnegie Rochester Conference Series on Public Policy.
- WHITE, H. (1980): "Using least squares to approximate unknown regression functions". *International Economic Review*. vol. 21, pp. 149-170.