

"ANÁLISIS NO PARAMÉTRICO DE LAS PRIMAS DE RIESGO EN EL MERCADO INTERBANCARIO ESPAÑOL (1986-1995)"

JOSÉ MIGUEL NAVARRO AZORÍN¹

Dpto. de Métodos Cuantitativos para la Economía
UNIVERSIDAD DE MURCIA

I. INTRODUCCIÓN.

En la amplia literatura referida a la hipótesis de expectativas en la estructura temporal de los tipos de interés, se han sugerido diversas explicaciones para justificar su fallo en la realidad. Una de tales explicaciones no abandona el supuesto de expectativas racionales "a la Muth", e imputa el incumplimiento de la hipótesis de expectativas a la existencia en el mercado de primas variables en el tiempo (vid. vg. Frankel, 1995).

Desde este punto de vista, la prima implícita es una medida de las divergencias entre los tipos de interés a largo plazo realizados y los que se determinarían de acuerdo con los fundamentos. En otras palabras, una prima implícita variable nos indica en cada instante en qué medida la teoría de expectativas es irrelevante para explicar el comportamiento de la curva de tipos.

El objetivo de este trabajo es estudiar si las primas implícitas en la estructura de tipos del mercado interbancario español son primas de riesgo. De ser éste el caso, las fluctuaciones en la percepción del riesgo por los agentes que participan en el mercado podrían considerarse una causa para rechazar la hipótesis de expectativas.

El problema crucial radica entonces en la construcción de una medida del riesgo percibido por los agentes en cada periodo. En este contexto únicamente estamos tratando el riesgo de interés y por consiguiente la única fuente de incertidumbre es la variación potencial de los tipos en el futuro. Así, cuanto mayor sea la tendencia de los tipos a fluctuar, -cuando mayor sea su volatilidad-, mayor será también el riesgo percibido en el mercado. Emplearemos en consecuencia la volatilidad como proxy del riesgo, identificándola con la varianza condicionada de los tipos en cada momento.

Sin embargo, la varianza condicionada de una serie no es una magnitud directamente observable y debe ser medida de algún modo. Pagan y Schwert (1992) indican que las diferentes maneras de modelizar la varianza condicional reflejan distintas respuestas a dos cuestiones básicas:

.Primero, cuál es la naturaleza del conjunto de información disponible.

.Y segundo, cuál es la relación concreta entre ese conjunto de información y la varianza.

Por lo que respecta al primer punto planteado, en este trabajo se considera el propio pasado de las series de tipos de interés. Obviamente, ésto sólo es una aproximación al verdadero conjunto de información que manejan los agentes en sus decisiones.

En cuanto a la segunda cuestión, hemos planteado una doble respuesta. Por una parte, la varianza condicionada se hace depender del conjunto de información a través de un modelo paramétrico

¹ Este trabajo se ha realizado con la financiación del MEC a través de la beca AP94-29070657.

de tipo ARCH. En este caso, la elección de una u otra especificación concreta siempre conlleva restricciones más o menos alejadas de la realidad. El segundo enfoque que adoptamos no presenta este último inconveniente puesto que se basa en estimaciones no paramétricas de la varianza condicionada.

Este doble tratamiento de la varianza para el análisis de la existencia de efectos riesgo en mercados financieros ha sido adoptado, por ejemplo, en Bottazzi y Corradi (1991), Alcalá y Olave (1992) o Gallo y Pacini (1995^a, 1995^b).

El trabajo se estructura del siguiente modo. La segunda sección se refiere al cálculo de las primas implícitas y su descripción. Los dos siguientes epígrafes analizan la presencia de efectos riesgo en las primas ,mediante un modelos ARCH en Media y con metodología no paramétrica. En el último apartado se presentan las conclusiones y futuras extensiones.

II.DESCRIPCIÓN DE LAS PRIMAS IMPLÍCITAS.

Sean R_t y r_t los tipos anuales equivalentes continuos correspondientes a plazos de vencimiento de $2n$ y n periodos, respectivamente. Por otra parte, el tipo forward implícito, que denotamos f_{t+1} , es aquél que verifica la relación:

$$e^{2R_t} = e^{r_t} e^{f_{t+1}}$$

de donde:

$$f_{t+1} = 2R_t - r_t$$

Bajo la teoría de expectativas, el tipo forward implícito debe coincidir con el tipo de interés a corto plazo esperado por los agentes. Si la curva de tipos incorpora una prima implíta, entonces es por definición la diferencia entre tipo forward y expectativa sobre el tipo a corto plazo futuro, r_{t+1}^e correspondiente. En concreto, la prima ex-ante se define:

$$P_t = f_{t+1} - r_{t+1}^e$$

Para determinar las primas ex-ante es preciso disponer del valor de la expectativa r_{t+1}^e ; una aproximación consiste en sustituir dicha expectativa por la predicción obtenida a partir de un modelo univariante para el tipo a corto plazo.

La muestra que empleamos consta de 452 observaciones de frecuencia semanal de los tipos de interés a diferentes plazos del mercado interbancario entre enero de 1986 y mayo de 1995. Dado que el comportamiento de estas series de tipos es compatible con un paseo aleatorio, la predicción un periodo hacia delante del tipo a corto plazo es su valor actual, y las primas ex-ante se calculan según:

$$P_t = f_{t+1} - r_t$$

Las primas ex-ante que estudiamos se refieren a las comparaciones de plazos siguientes: 2 semanas/1 semana, 4 semanas/ 2 semanas, 12 semanas/4 semanas y 24 semanas/12 semanas; y las denotaremos como E2S, E1M, E3M y E6M, respectivamente.

Las series de primas construidas según se ha indicado se caracterizan por tener distribuciones muestrales asimétricas y leptocúrticas. El test de Bera-Jarque rechaza en consecuencia la hipótesis de normalidad en todos los casos ²(CUADRO 1).

Los contrastes de portmanteau del tipo Box-Ljung robustos a la presencia de heteroscedasticidad (vid. Apéndice) detectan dependencia serial en los niveles de las series. Además, hay evidencia de correlación entre los cuadrados de las series, exceptuando E2S (CUADRO 1).

Por último, se contrastó la estacionariedad de las primas implícitas. Los tests usuales rechazan la hipótesis de existencia de una raíz unitaria en cada una de las series (CUADRO 1).

III.MODELOS ARCH EN MEDIA PARA LAS PRIMAS IMPLÍCITAS.

La no normalidad, y especialmente la leptocurtosis, de las distribuciones de las primas y la dependencia serial en los momentos de segundo orden detectada por los contrastes Box-Ljung (salvo en la prima E2S³) son indicativos de la presencia de heteroscedasticidad dinámica.

A fin de confirmar esta primera apreciación, se han considerado tests LM robustos de detección de efectos ARCH (vid. Bollerslev y Wooldridge, 1992). La hipótesis alternativa es una especificación ARCH simple (Engle, 1982). La nula de homoscedasticidad sólo se acepta en el caso de la serie E2S; en los restantes casos es rechazada contra alternativas ARCH de orden elevado (CUADRO 2).

Los resultados previos sugieren la utilización de especificaciones de tipo ARCH para la varianza condicionada. Ahora bien, según el test LM deberían estimarse modelos ARCH de orden muy elevado. Hemos preferido no obstante utilizar especificaciones GARCH(1,1) porque ofrecen una representación más parsimoniosa de la evolución temporal de la varianza (Bollerslev, 1986).

Puesto que pretendemos analizar la incidencia de efectos riesgo en las primas, se consideran modelos ARCH en Media (Engle, Lilien y Robins, 1987). Esta clase de modelos generalizan las especificaciones del tipo ARCH incorporando la varianza condicionada como variable explicativa en la ecuación de la media. Los modelos que estimamos son de la forma:

$$P_t = \delta + \theta h_t + u_t \quad [1]$$

$$u_t = \sum_{i=1}^p \phi_i u_{t-i} + \varepsilon_t$$

$$\varepsilon_t | \Omega_{t-1} \rightarrow N(0, h_t)$$

$$h_t = \kappa + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \beta h_{t-1}$$

donde P_t es la prima implícita en el instante t ; ε_t es un término de error distribuido condicionalmente según una Normal de media nula y varianza h_t . En la ecuación de la media, la perturbación u_t tiene una estructura autorregresiva a fin de captar la dependencia en los niveles de P_t . El conjunto de información es Ω_{t-1} y se restringe a las realizaciones pasadas de la prima.

² Todos los cálculos en este trabajo se han realizado en GAUSS 386i.

³ El coeficiente de curtosis elevado podría responder aquí a la incidencia de observaciones atípicas en la muestra.

El modelo ARCH-M incluye por tanto el componente predecible de la varianza de las primas como explicativa de la evolución de éstas y su formulación implica que hay una revisión permanente del riesgo a lo largo del tiempo.

La estimación máximo verosímil de los modelos se llevó a cabo empleando los algoritmos de optimización BFGS (Broyden-Fletcher-Goldfarb-Shanno) y DFP (Davidon-Fletcher-Powell) con derivadas numéricas. Para garantizar que la varianza fuera siempre positiva se estiman las raíces cuadradas de los coeficientes κ , α y β ; la invarianza del estimador máximo verosímil asegura que el cuadrado de los valores estimados es la estimación máximo verosímil de los coeficientes originales del modelo. Las estimaciones⁴ se presentan en el CUADRO 3.

Para evaluar los modelos estimados se contrasta si los residuos estandarizados estimados $\tilde{\eta}_t = \tilde{\varepsilon}_t / \tilde{h}_t^{1/2}$ están exentos de correlación en sus niveles y cuadrados, como se desprende de una especificación correcta.

Por otro lado, aunque no se presentan los resultados, en todos los casos se rechazó la hipótesis de normalidad de $\tilde{\eta}_t$. Sin embargo, en ausencia de errores distribuidos condicionalmente según una Normal, los estimadores obtenidos todavía son válidos si se consideran como estimadores de máxima verosimilitud (vid. Bollerslev y Wooldridge, 1992).

La suma de los coeficientes ARCH estimados en todos los casos está en torno a la unidad. Ésto implica que los shocks sobre la varianza tienen un efecto persistente aunque el proceso de varianzas continúa siendo estrictamente estacionario.

Finalmente, aunque los resultados confirman la existencia de efectos ARCH, únicamente proporcionan una base empírica a la hipótesis de prima de riesgo variable en la comparación 6 meses/3 meses; sólo en este modelo el coeficiente θ es estadísticamente significativo.

IV. MODELOS SEMIPARAMÉTRICOS PARA LAS PRIMAS IMPLÍCITAS.

El modelo ARCH-M impone una relación concreta entre el conjunto de información y la varianza condicionada. Dicha especificación podría ser no obstante excesivamente restrictiva e inadecuada para captar el comportamiento dinámico de los momentos de segundo orden. La alternativa que consideramos aquí es de carácter no paramétrico; la varianza condicionada es estimada sin una especificación paramétrica previa.

De nuevo, el modelo que empleamos es:

$$P_t = \delta + \theta \sigma_t^2 + \varepsilon_t \quad [2]$$

donde σ_t^2 es la varianza condicionada de P_t y como antes es introducida como proxy del riesgo percibido por los agentes. Pagan y Ullah (1988) proponen un procedimiento de estimación por variables instrumentales del modelo anterior.

⁴ Los tests LM de heteroscedasticidad condicional sobre la prima E2S aceptan la hipótesis nula de homoscedasticidad como se ha visto. En consecuencia, no es apropiado plantear un modelo como [1] para esta variable.

Básicamente dicho método consiste en obtener una estimación no paramétrica de $E[P_t|\Omega_{t-1}]$, que denotamos $m_t(\Omega_{t-1})$, y generar la serie de residuos $\tilde{\epsilon}_t = P_t - m_t(\Omega_{t-1})$. Implícitamente se supone: $\tilde{\sigma}_t^2 = \tilde{\epsilon}_t^2$; sin embargo, la estimación MCO del modelo sustituyendo la varianza por $\tilde{\epsilon}_t^2$ es en general inconsistente (op.cit. Proposition 4). Pagan y Ullah (1988) sugieren utilizar como instrumento de $\tilde{\epsilon}_t^2$ una estimación no paramétrica de la varianza condicionada construida a partir de: $\sigma_t^2 = E[P_t^2|\Omega_{t-1}] - E[P_t|\Omega_{t-1}]^2$. Este estimador de VI es consistente, con matriz de varianzas-covarianzas asintótica conocida en el caso $\theta = 0$ (vid. op.cit. Propositions 5-6).

En las estimaciones no paramétricas se ha utilizado un estimador kernel del tipo Nadaraya-Watson. Su expresión es:

$$\tilde{E}[g(y_t)|y_{t-1}, \dots, y_{t-p}] = \frac{\sum_{i=p+1}^T g(y_i) \frac{\prod_{k=1}^p K[(y_{t-k} - y_{i-k})/h]}{\sum_{i=p+1}^T \prod_{k=1}^p K[(y_{t-k} - y_{i-k})/h]}}$$

donde $K(\cdot)$ es una función kernel y h es el parámetro de suavización (vid. vg. Härdle, 1990).

Hemos considerado una función kernel gaussiana y un parámetro de suavización igual a $s_T T^{-1/(4+p)}$, donde s_T es la desviación típica muestral (Silverman, 1986). En cuanto al número de retardos a incluir en el conjunto de información, las estimaciones se han repetido con 1, 2 y 4 retardos, aunque los mejores resultados se obtienen en general con 4 retardos (CUADRO 4).

Como medida de la calidad del ajuste se ha determinado el error cuadrático medio para cada uno de los modelos estimados. Desde el punto de vista de este criterio, los modelos estimados por medio de variables instrumentales se encuentran en desventaja con los modelos ARCH-M. La no inclusión de regresores adicionales que capten la dinámica en el nivel de las primas indudablemente está condicionando el peor ajuste del modelo [2].

Las estimaciones por variables instrumentales realizadas de acuerdo con el esquema descrito más arriba aportan evidencia en favor de existencia de efectos riesgo en las primas correspondientes a las comparaciones 2 semanas/1 semana y 3 meses/1 mes.

V. CONCLUSIONES.

En las secciones anteriores de este trabajo se ha contrastado la posibilidad de efectos riesgo en las primas implícitas en la estructura de tipos del mercado interbancario español desde 1986 hasta mediados de 1995.

Las dos metodologías empleadas para generar estimaciones de la volatilidad condicional, especificaciones paramétricas de tipo ARCH y no paramétricas, conducen como hemos visto a conclusiones diferentes exceptuando el caso de la prima implícita en la comparación entre los plazos 1 mes y 2 semanas.

En lo que respecta a los modelos ARCH-M, la fuerte persistencia que implican los coeficientes estimados podría ser debida a cambios discretos en la varianza incondicionada (Lamoureux y Lastrapes, 1990) Una posible extensión de este trabajo se basaría entonces en incorporar la posibilidad de tales cambios estructurales.

El hecho de que los procesos de varianzas estimados sean casi integrados (no estacionarios en covarianzas) quizás repercuta en su poder explicativo del comportamiento de variables dependientes como las primas, que son estacionarias en sentido amplio (esta idea se apunta en Gallo y Pacini, 1995^b).

La utilidad de recurrir a procedimientos no paramétricos para estimar la varianza condicionada se entiende en la medida que permite superar algunos de los inconvenientes de plantear especificaciones concretas para la misma.

Emplear otros estimadores no paramétricos de la varianza condicionada o considerar un procedimiento alternativo de estimación por variables instrumentales, como en Gallo y Pacini (1995^b), exceden el propósito de este trabajo, aunque con seguridad arrojarán más luz sobre la existencia de efectos riesgo en el mercado.

APÉNDICE: Tests de autocorrelación y efectos ARCH.

En presencia de heteroscedasticidad condicional, algunos de los supuestos en que se basan los tests habituales de dependencia serial no se verifican. En este caso, deben modificarse tanto las bandas de confianza como la forma de los estadísticos de portmanteau.

Como es bien sabido, para una muestra suficientemente grande, la autocorrelación muestral de orden τ para una serie $\{e_t\}$ ruido blanco gaussiano, $\tilde{\rho}(\tau)$, verifica:

$$\tilde{\rho}(\tau) \rightarrow N\left[0, \frac{1}{T}\right]$$

y este resultado se emplea para fijar las bandas de confianza de Bartlett tradicionales. Sin embargo, cuando e_t está afectada de heteroscedasticidad condicional se tiene:

$$\tilde{\rho}(\tau) \rightarrow N\left[0, \frac{1}{T} \left(\frac{1 + \gamma_{e^2}^2(\tau)}{\sigma^4} \right)\right]$$

donde $\gamma_{e^2}(\tau)$ es la autocovarianza de orden τ de e_t^2 y σ^2 es la varianza incondicionada de e_t (vid. Diebold, 1988). Mediante esta corrección se incrementa la amplitud de las bandas de confianza, que en presencia de heteroscedasticidad condicional serían demasiado estrechas (especialmente con valores bajos de τ).

El estadístico de tipo Box-Ljung robusto a la presencia de heteroscedasticidad condicional que se deriva de acuerdo con lo último es:

$$Q(m) = T(T+2) \sum_{\tau=1}^m \frac{1}{T-\tau} \left[\frac{\sigma^4}{\sigma^4 + \gamma_{e^2}(\tau)} \right] \tilde{\rho}^2(\tau)$$

y se distribuye asintóticamente como una χ^2 con m grados de libertad. En este caso, no ajustar el estadístico de portmanteau hace que el tamaño real del test sea mayor que el nominal y puede hacer concluir erróneamente que hay correlación en la serie.

Por su parte, West y Cho (1995) también proponen una versión corregida del estadístico Box-Ljung asintóticamente equivalente a la que hemos presentado arriba, introducida por Diebold (1988).

BIBLIOGRAFÍA

- BOLLERSLEV, T. (1986) Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity. *Journal of Econometrics*, 31, 307-328.
- BOLLERSLEV, T. y WOOLDRIDGE, J.M. (1992) *Quasi-Maximum Likelihood Estimation and Inference in Dynamic Models with Time-varying Covariances*. *Econometric Reviews*, 11, 143-172.
- BOTTAZZI, L. y CORRADI, V. (1991) *Analysing the Risk Premium in the Italian Stock Market: ARCH-M Models versus Non-Parametric Models*. *Applied Economics*, 23, 535-542.
- DIEBOLD, F.X. (1988) *Empirical Modeling of Exchange Rate Dynamics*. Berlin: Springer Verlag.
- ENGLE, R.F. (1982) *Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation*. *Econometrica*, 50, 987-1007.
- ENGLE, R.F., LILIEN, D.M. y ROBINS, R.P. (1987) *Estimating Time Varying Risk Premia in the Term Structure: the ARCH-M Model*. *Econometrica*, 55, 391-407.
- FRANKEL, J.A. (1995) *The Power of the Yield Curve to Predict Interest Rates (of Lack Thereof)*, en *Financial Markets and Monetary Policy*. Cambridge, Massachusetts: MIT Press.
- GALLO, G.M. y PACINI, B. (1995^a) *Risk-related Asymmetries in Foreign Exchange Markets*. EUI Working Papers ECO No.95/3.
- GALLO, G.M. y PACINI, B. (1995^b) *Time-varying/Sign-switching Risk Perception on Foreign Exchange Markets*. EUI Working Papers ECO No.95/45.
- HÄRDLE, W. (1990) *Applied Nonparametric Regression*. Cambridge: Cambridge University Press, Econometric Society Monograph.
- LAMOUREUX, Ch.G. y LASTRAPES, W.D. (1990) *Persistence in Variance, Structural Change and the GARCH Model*. *Journal of Business and Economic Statistics*, 8, 225-234.
- OLAVE, P. y ALCALÁ, J.T. (1992) *Técnicas no paramétricas en el estudio de modelos heteroscedásticos: Un análisis de la prima de riesgo en el mercado de valores español*. Cuadernos Aragoneses de Economía, 2, 79-99.
- PAGAN, A. y SCHWERT, G.W. (1990) *Alternative Models for Conditional Stock Volatility*. *Journal of Econometrics*, 45, 267-290.
- PAGAN, A. y ULLAH, A. (1988) *The Econometric Analysis of Models with Risk Terms*. *Journal of Applied Econometrics*, 3, 87-105.
- SILVERMAN, B.W. (1986) *Density Estimation for Statistics and Data Analysis*. London: Chapman and Hall.
- WEST, K.D. y CHO, D. (1995) *The Predictive Ability of Several Models of Exchange Rate Volatility*. *Journal of Econometrics*, 69, 367-391.

ANEXO:

CUADRO 1: DESCRIPCIÓN DE LAS SERIES DE PRIMAS IMPLÍCITAS.

	<i>E2S</i>	<i>E1M</i>	<i>E3M</i>	<i>E6M</i>
<i>Media</i>	0.0328	0.0647	-0.3649	-0.5479
<i>Varianza</i>	0.1175	0.1247	1.3443	0.7741
<i>Asimetría</i>	0.4432	0.0262	-1.1102	-2.2953
<i>Curtosis</i>	46.6095	11.9927	7.0968	15.4010
<i>B-J</i>	36001.850	1532.102	411.815	3310.938
<i>Q(10)</i>	24.349	133.200	826.972	448.695
<i>Q(20)</i>	47.693	179.041	1352.170	879.223
<i>Q²(10)</i>	6.937	84.059	380.106	728.354
<i>Q²(20)</i>	7.625	110.321	503.342	784.071
<i>ADF</i>	-8.734	-5.285	-3.624	-2.787
<i>Z_t</i>	-20.504	-19.508	-5.0902	-4.091

B-J es el estadístico del contraste de Normalidad Bera-Jarque. *Q(r)* es el estadístico Box-Ljung robusto a la presencia de heteroscedasticidad. *Q²(r)* es el estadístico Box-Ljung sobre el cuadrado de la serie. *ADF* y *Z_t* representan los estadísticos Dickey-Fuller Aumentado y Phillips-Perron de raíz unitaria (el valor crítico al 1% es -2.5702)

CUADRO 2: CONTRASTE LM DE HETEROSCEDASTICIDAD CONDICIONAL.

p	<i>E2S</i>	<i>E1M</i>	<i>E3M</i>	<i>E6M</i>
1	1.498	*5.958	*11.789	3.212
2	2.980	*8.789	*11.846	5.742
3	3.034	*10.325	*13.177	6.774
4	3.115	*16.607	*18.373	*9.776
5	3.915	*16.942	*25.986	9.969
6	3.719	*16.097	*28.421	11.625
7	5.617	*17.203	*28.741	*16.150
8	7.636	*18.056	*30.664	*17.855
9	11.083	*21.489	*32.418	*19.145
10	10.962	*21.447	*37.542	*22.573

(*)p-value > 0.05. La hipótesis alternativa es ARCH(p). Los valores en el cuadro corresponden al estadístico LM_T , distribuido asintóticamente según una χ^2 con p grados de libertad.

CUADRO 3: ESTIMACIONES DE LOS MODELOS ARCH-M (Modelo [1]).

	<i>E1M</i>		<i>E3M</i>		<i>E6M</i>	
coef.	estimado	error std.	estimado	error std.	estimado	error std.
δ	0.0299	(0.0338)	0.2115	(0.3799)	-0.3432	(0.1558)
θ	0.2652	(0.1850)	0.8223	(0.5448)	0.1442	(0.0815)
ϕ_1	0.3589	(0.0716)	0.6627	(0.0736)	0.4264	(0.1046)
ϕ_2	0.1769	(0.0800)	0.2640	(0.0728)	0.3792	(0.0670)
ϕ_3	0.0330	(0.0643)	-	-	-	-
ϕ_4	0.1601	(0.0536)	-	-	-	-
κ^{κ}	0.0393	(0.0128)	0.1225	(0.0438)	0.1569	(0.0404)
α^{κ}	0.5841	(0.1151)	0.3346	(0.0680)	0.6131	(0.1888)
β^{κ}	0.8534	(0.0327)	0.9240	(0.0191)	0.7751	(0.0531)
$Q(20)$	13.958	(0.601)	19.028	(0.390)	23.938	(0.157)
$Q^2(20)$	8.773	(0.922)	2.069	(1.000)	1.896	(1.000)
<i>mse</i>	0.1128		0.3994		0.2276	
<i>log</i>	6.734		-356.266		-197.524	

Entre paréntesis figuran los errores estándar derivados de la matriz de varianzas-covarianzas asintótica para estimaciones de pseudo-máxima verosimilitud. $Q(20)$ y $Q^2(20)$ son los estadísticos Box-Ljung sobre el nivel y el cuadrado, respectivamente, del residuo estandarizado (el p-value va a continuación entre paréntesis). *mse* es el error cuadrático medio. *log* es el valor de la verosimilitud evaluada en el estimador.

CUADRO 4: ESTIMACIONES IV (Modelo [2]).

$p = 1$

	<i>E2S</i>		<i>E1M</i>		<i>E3M</i>		<i>E6M</i>	
coef.	estimado	error std.	estimado	error std.	estimado	error std.	estimado	error std.
δ	-0.0014	0.0219	0.0174	0.0595	0.2286	0.2134	-0.3700	0.1367
θ	0.3487	0.0822	0.4811	0.7548	-1.5561	0.6115	-0.9565	0.5995
<i>mse</i>	0.1829		0.1798		4.7795		1.4894	

$p = 2$

	<i>E2S</i>		<i>E1M</i>		<i>E3M</i>		<i>E6M</i>	
coef.	estimado	error std.	estimado	error std.	estimado	error std.	estimado	error std.
δ	-0.1243	0.1024	0.0611	0.0324	0.0444	0.1623	-0.4134	0.1339
θ	2.1726	1.6372	0.0464	0.3800	-1.3248	0.4940	-0.8968	0.6470
<i>mse</i>	1.6772		0.1261		3.0806		1.1095	

$p = 4$

	<i>E2S</i>		<i>E1M</i>		<i>E3M</i>		<i>E6M</i>	
coef.	estimado	error std.	estimado	error std.	estimado	error std.	estimado	error std.
δ	0.0543	0.0159	0.1502	0.0915	-0.0609	0.1723	-0.4558	0.1184
θ	-0.4839	0.1132	-2.4903	2.6663	-1.1329	0.5222	-0.7831	0.4127
<i>mse</i>	0.0598		0.1708		2.3429		0.7497	

mse es el error cuadrático medio. p es el número de retardos de la prima en el conjunto de información. En la estimación de la matriz de varianzas-covarianzas asintótica, el parámetro de truncamiento es igual a $[T^{1/4}]$.