

"FACTORES COMUNES EN LA VOLATILIDAD DE LOS TIPOS DE INTERÉS DEL MERCADO INTERBANCARIO"

José Miguel Navarro Azorín

Dpto. de Métodos Cuantitativos para la Economía

Universidad de Murcia

(versión preliminar)

1. INTRODUCCIÓN.

Durante los años más recientes, la estabilización de los tipos de interés ha sido uno de los objetivos que han influido en el diseño de la política monetaria en España. De hecho, el cambio producido en el esquema de la política monetaria desde la incorporación de la peseta al Sistema Monetario Europeo obedece a la intención del Banco de España de garantizar una menor fluctuación de los tipos de interés en torno a los niveles fijados. Este nuevo esquema se basa en el seguimiento de los tipos del mercado interbancario a muy corto plazo (fundamentalmente el segmento a un día) y para ello los instrumentos de que se vale el Banco de España son la subasta decenal de CEBES y las intervenciones con deuda a un día.

La idea que subyace en esta nueva instrumentación de la política monetaria es que las señales emitidas por el Banco de España, reflejadas en los tipos de interés a corto plazo, se transmiten a través de la estructura temporal a los tipos a largo plazo, los relevantes en las decisiones de consumo e inversión. Consecuentemente, si se trata de lograr una mayor estabilidad en los tipos a largo plazo mediante políticas centrada en el corto plazo, es fundamental estudiar el grado de transmisión de la inestabilidad -volatilidad- de los tipos de interés a lo largo de la estructura temporal.

Ayuso, Haldane y Restoy (1994) han analizado esta cuestión y en su trabajo estudian el papel explicativo de la volatilidad del tipo a un día sobre la volatilidad de los tipos a uno, tres y doce meses del mercado interbancario. Sus conclusiones apuntan la existencia de un grado significativo de transmisión de la volatilidad.

Un enfoque alternativo que puede aportar cierta información sobre la transmisión de la volatilidad de unos tipos a otros se basa en la detección de factores comunes en la volatilidad de las diferentes tasas de interés. A grandes rasgos, se trata de determinar si el comportamiento de la volatilidad de los tipos a distinto plazo está dominado por factores globales o más bien por factores intrínsecos a cada segmento del mercado. En el primero de los casos, si una determinada perturbación (una intervención monetaria, por ejemplo) afecta al tipo a corto plazo, es muy probable que toda la curva de tipos reaccione a la misma. En este caso, detectaríamos un elevado grado de transmisión de la volatilidad a lo largo de la estructura temporal de los tipos de interés. Por el contrario, cuando la volatilidad de cada tipo de interés está condicionada por factores específicos ligados a ese plazo, la

probabilidad de que una intervención sobre el tipo a corto plazo se transmita al resto de tipos es muy baja.

En este trabajo se estudia la existencia de factores comunes en la volatilidad de las tasas de interés del mercado interbancario español. En el segundo apartado se presenta brevemente la metodología desarrollada por Engle y Kozicki (1991) para la detección de factores comunes en la volatilidad. El tercer apartado desarrolla una aplicación de este procedimiento a la estructura temporal de los tipos del interbancario. Finalmente, se recogen las conclusiones más destacadas y comentarios a los resultados obtenidos.

2. METODOLOGÍA PARA LA DETECCIÓN DE FACTORES COMUNES EN LA VOLATILIDAD.

Engle y Kozicki (1991) han desarrollado una metodología que permite contrastar si dos o más series de datos comparten una característica común, como por ejemplo: estacionalidad, comportamiento cíclico, heteroscedasticidad, etc. Una definición más precisa de las características susceptibles de ser analizadas mediante este procedimiento puede encontrarse en el trabajo citado. Por otra parte, se dice que dos series estacionarias y ergódicas poseen una característica común si cada una de ellas exhibe esa característica y existe una combinación lineal de las mismas que no presenta esa característica.

El procedimiento propuesto por Engle y Kozicki, se basa en una descomposición de las series como la suma de dos elementos: factores que inducen la característica considerada en la serie observada y shocks aleatorios idiosincráticos libres de esa característica. En el caso más simple, con sólo dos series, esta descomposición puede escribirse según:

$$\begin{aligned}x_t &= w_{xt} + \varepsilon_{xt} \\y_t &= w_{yt} + \varepsilon_{yt}\end{aligned}$$

donde w_{xt} y w_{yt} son los factores latentes y ε_{xt} y ε_{yt} son perturbaciones ruido blanco. Si estamos interesados en el comportamiento ARCH de las series debemos incorporar los supuestos:

$$\begin{aligned}w_{xt}/\mathfrak{I}_{t-1} &\sim N(0, h_{xt}) & \varepsilon_{xt}/\mathfrak{I}_{t-1} &\sim N(0, \sigma_x^2) \\w_{yt}/\mathfrak{I}_{t-1} &\sim N(0, h_{yt}) & \varepsilon_{yt}/\mathfrak{I}_{t-1} &\sim N(0, \sigma_y^2)\end{aligned}$$

donde las varianzas condicionadas h_{xt} y h_{yt} dependen de los elementos del conjunto de información \mathfrak{I}_{t-1} a través de una estructura de tipo ARCH. Es inmediato comprobar que:

$$\begin{aligned}V(x_t/\mathfrak{I}_{t-1}) &= h_{xt} + \sigma_x^2 \\V(y_t/\mathfrak{I}_{t-1}) &= h_{yt} + \sigma_y^2\end{aligned}$$

de modo que la única fuente de variación en la volatilidad de las series observadas es h_{xt} y h_{yt} .

Si en realidad únicamente hay un factor w_t que induce el comportamiento ARCH en ambas series, la descomposición anterior se reduce a (tras la oportuna normalización):

$$\begin{bmatrix} x_t \\ y_t \end{bmatrix} = \begin{pmatrix} 1 \\ \delta \end{pmatrix} w_t + \begin{bmatrix} \varepsilon_{xt} \\ \varepsilon_{yt} \end{bmatrix}$$

y entonces es posible encontrar una combinación lineal $z_t = x_t + \lambda y_t$ con varianza homoscedástica (con $\lambda = -1/\delta$). Como veremos, el método de Engle y Kozicki consiste simplemente en determinar si existe o no una combinación lineal no ARCH de las series.

Esta descomposición permite describir estadísticamente la hipótesis nula de existencia de una característica o factor común en las series. Consideremos un contraste para detectar cierta característica en una serie y_t , en nuestro caso un contraste de tipo LM para la existencia de efectos ARCH, cuya regla de decisión es RH_0 si $LM(y) > c$, donde c determina la región crítica, es decir: $P_{H0}[LM(y) > c] \leq \alpha$ (con α : tamaño del test). Engle y Kozicki proponen minimizar el valor del estadístico $LM(y)$ sobre combinaciones lineales z_t , obteniendo un nuevo estadístico para la hipótesis de existencia de un factor común:

$$LM^* \equiv \min_{\lambda} LM(\lambda)$$

El estadístico LM puede calcularse fácilmente como el producto entre el tamaño muestral, T , y el coeficiente de determinación, R^2 , de la regresión auxiliar de z_t^2 sobre una constante y el conjunto de regresores $\{x_{t-j}^2, y_{t-j}^2, x_{t-j}y_{t-j}; j = 1, 2, \dots, p\}$. Queda entonces:

$$LM^* \equiv \min_{\lambda} LM(\lambda) = \min_{\lambda} TR^2$$

con:

$$R^2 = \frac{z^{2'} M_t \bar{w} (\bar{w}' M_t \bar{w})^{-1} \bar{w}' M_t z^2}{z^{2'} M_t z^2}$$

donde: $z^2 \equiv \{z_t^2\}_{t=1,2,\dots,T}$, $\bar{w} \equiv \{x_{t-j}^2, y_{t-j}^2, x_{t-j}y_{t-j}; j = 1, 2, \dots, p\}_{t=1,2,\dots,T}$ y $M_t = I - t(t't)^{-1}t'$ (t es un vector ($T \times 1$) de unos e I es la matriz identidad).

Este contraste tiene un tamaño menor o igual que el nominal y bajo ciertas condiciones de regularidad la distribución asintótica de LM^* bajo la nula es aproximadamente una χ^2 con $(3p-1)$ grados de libertad.

3. EVIDENCIA EMPÍRICA.

3.1. Muestra.

El objetivo de este trabajo es detectar la existencia de factores comunes en los procesos de momentos condicionados de segundo orden de los tipos de interés negociados en el mercado interbancario de depósitos español. La muestra empleada consta de observaciones de frecuencia semanal sobre datos diarios de los tipos a diferentes plazos de vencimiento: 1, 2, 4, 12 y 24 semanas.¹ El periodo muestral comprende el periodo que va desde junio de 1989 hasta junio de 1995. La primera fecha coincide con la incorporación de la peseta al Sistema Monetario Europeo, hecho que marca un

cambio notable en la orientación de la política monetaria española. De este modo se logra una mayor uniformidad en los datos, que así no están afectados por variaciones en la política monetaria tan acusadas como la que tiene lugar desde 1989.

Los contrastes de raíz unitaria sobre las series de tipos muestran que se trata de series $I(1)$, y la metodología de Engle y Kozicki presupone que las series son estacionarias (*vid. cuadro 1*). Por ello, se han tomado primeras diferencias en las series de tipos.

Otro de los supuestos subyacentes en el contraste de existencia de factores comunes es que las series sobre las que se aplica no exhiben autocorrelación. Sin embargo, no es este nuestro caso puesto que las series diferenciadas presentan dependencia serial significativa. Para resolver este problema seguimos la práctica habitual en la literatura, consistente en utilizar los residuos procedentes de modelos lineales AR para las series diferenciadas. El orden del proceso AR se determina mediante el criterio de información de Schwarz o BIC (*vid. cuadro 1*)

CUADRO 1: Descripción de las series.

| | 1S | 2S | 4S | 12S | 24S |
|--------------------|----------|----------|----------|----------|----------|
| Nivel | | | | | |
| Media | 12.2368 | 12.2497 | 12.2836 | 12.1503 | 11.9361 |
| Desv. típica | 2.7518 | 2.7596 | 2.7508 | 2.6483 | 2.5185 |
| PP | -1.0649 | -1.0516 | -1.1252 | -0.9714 | -0.9545 |
| Diferencias | | | | | |
| Q(12) | 43.095 | 23.884 | 41.738 | 20.571 | 6.3850 |
| BIC-retardos | 5 | 5 | 5 | 0 | 0 |
| Residuos | | | | | |
| Q(12) | 10.2508 | 11.2682 | 8.8655 | 20.5712 | 6.3850 |
| JB | 1358.543 | 4524.237 | 1477.088 | 1297.376 | 1289.423 |

PP: Contraste de raíz unitaria Phillips-Perron, Z_{τ} v.c. -2.8697 (5%)

Q(12): Contraste Ljung-Box de autocorrelación serial de orden 12. v.c.

$$\chi^2_{12} = 21.0, \chi^2_7 = 14.1 \text{ (5\%)}$$

BIC-retardos: Número de retardos seleccionados según BIC.

JB: Contraste Jarque-Bera de Normalidad. v.c. $\chi^2_2 = 5.99$ (5%).

3.2. Contrastes de heteroscedasticidad condicional ARCH.

Como paso previo a la implementación de la metodología de Engle y Kozicki, es necesario comprobar que cada una de las series individuales son condicionalmente heteroscedásticas (ARCH). A tal fin, se emplea el contraste LM estándar presentado más arriba. Simplemente subrayaremos que el estadístico es igual al tamaño muestral por el coeficiente de determinación de la regresión de x_t^2 sobre una constante y $\{x_{t-j}^2; j = 1, 2, \dots, p\}$. Bajo la nula de homoscedasticidad condicional la distribución límite del estadístico es una χ^2 con p grados de libertad.

¹ Pese a que seguiremos refiriéndonos a los plazos de esta forma, en realidad son: 1 semana, 2 semanas, 1 mes, 3 meses y 6 meses.

Los contrastes LM se llevaron a cabo para diferentes valores de p , con el mismo resultado en la práctica totalidad de los casos: rechazo de la hipótesis nula en favor de la alternativa de existencia de una estructura ARCH(p) significativa en la varianza condicionada. Los estadísticos se presentan en el *cuadro 2*:

CUADRO 2: Contrastes LM-ARCH(p).

| | 1 S | 2 S | 4 S | 12 S | 24 S | v.c. χ^2_p |
|-------|---------|---------|---------|---------|---------|-----------------|
| $p=1$ | 7.3774 | 53.1547 | 26.2631 | 13.7541 | 19.2078 | 3.84 |
| $p=2$ | 32.9951 | 58.6808 | 26.5086 | 14.2087 | 19.3208 | 5.99 |
| $p=3$ | 33.4980 | 59.5576 | 27.8222 | 22.1080 | 19.3523 | 7.81 |
| $p=4$ | 36.8584 | 59.8766 | 33.3087 | 24.0422 | 19.2607 | 9.49 |

v.c. al 5%.

Adicionalmente, se ha estimado la varianza condicional de cada serie empleando una especificación GARCH(1,1). Los modelos estimados aparecen en el *cuadro 3*, y la representación gráfica de la desviación estándar condicionada para cada serie en el *anexo*.

CUADRO 3: Modelos GARCH(1,1) estimados para las series filtradas.

$$\varepsilon_t | \mathfrak{F}_{t-1} \sim N(0, h_t)$$

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

| | 1S | 2S | 4S | 12S | 24S |
|----------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|--------------------|
| ω | 0.0020 [3.0739] | 0.0018 [3.3611] | 0.0015 [3.4298] | 0.0044 [3.8360] | 0.0082 [2.4189] |
| α | 0.8010 [27.4168] | 0.7843 [33.3105] | 0.7537 [24.3261] | 0.7213 [15.5903] | 0.5161 [3.9959] |
| β | 0.1772 [5.5173] | 0.2053 [8.2714] | 0.2324 [7.0190] | 0.2286 [4.2885] | 0.4256 [3.2586] |

El estadístico t aparece entre [·].

3.3. Contrastes de existencia de factores comunes.

Una vez confirmada la existencia de efectos ARCH en las series, se estudia si es posible encontrar combinaciones lineales de las mismas cuya varianza condicionada no sea heteroscedástica. Aquí nos limitamos a combinaciones de dos series,² consecuentemente para cada par de series se determina la combinación $z_t = x_t + \lambda y_t$ que minimiza LM^* . El valor mínimo de LM^* se compara con una χ^2 con $(3p-1)$ grados de libertad para contrastar la hipótesis nula de existencia de un factor común en la volatilidad de las series de tipos de interés.

Los resultados para $p=4$ se presentan a continuación. La conclusión que se deriva de estos contrastes es que en ningún caso es posible encontrar evidencia estadísticamente relevante en favor de

² De hecho, si existe un único factor común en la volatilidad entonces basta con dos series para formar combinaciones no ARCH.

la existencia de factores comunes en la volatilidad de los tipos de interés. Aunque no se recogen aquí, la conclusión es la misma para otros valores de p .

CUADRO 4: Estadísticos LM* y λ^* (entre paréntesis).

| | 2 S | 4 S | 12 S | 24 S |
|------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| 1 S | 47.5763 (-0.5216) | 56.2883 (-0.7460) | 52.2587 (-1.2954) | 45.9302 (-0.0642) |
| 2 S | - | 41.1743 (-0.8230) | 33.9917 (-1.4069) | 29.9321 (-2.2624) |
| 4 S | - | - | 43.8634 (11.8245) | 46.2512 (-2.8559) |
| 12 S | - | - | - | 32.1719 (-0.6265) |

v.c. $\chi^2_{11} = 19.7$ (5%)

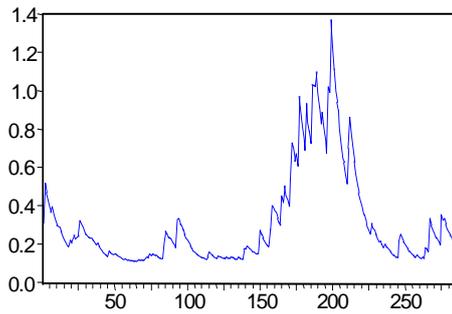
4. CONCLUSIONES.

Los resultados generados por la metodología de Engle y Kozicki son algo sorprendentes, sobre todo si tenemos en cuenta una de sus posibles implicaciones. Si realmente la volatilidad de cada tipo de interés no tiene nada en común con el resto, entonces la volatilidad en cada uno de los segmentos del mercado interbancario está regida básicamente por factores idiosincráticos. En otras palabras, si las autoridades monetarias desean estabilizar la curva de tipos, deberían adoptar medidas específicas destinadas a cada uno de los plazos, dado que el papel potencialmente estabilizador de los tipos de intervención quedaría notablemente reducido.

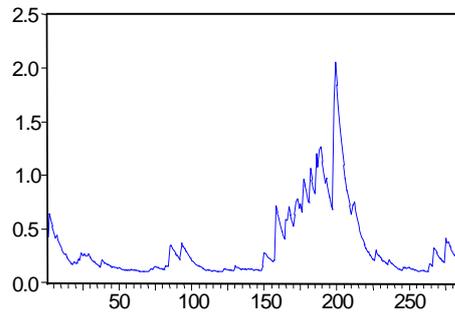
Estos resultados también contrastan con la similitud que se observa en el perfil temporal de las series de desviaciones estándar condicionadas estimadas mediante modelos GARCH(1,1), hecho que, al menos intuitivamente, parece ir en favor de la existencia de un componente subyacente común en esas volatilidades (especialmente en las series de tipos a 1, 2, 4 y 12 semanas). Esta última idea aparece confirmada en cierto modo por el trabajo de Ayuso, Haldane y Restoy (1994), que encuentran para el caso español evidencia de una importante transmisión de la volatilidad del tipo a un día al resto de plazos, que, en general, disminuye con el plazo.

Por último, en ausencia de una explicación adecuada de por qué no se detectan factores comunes, se puede pensar en una cierta falta de robustez de la metodología de Engle y Kozicki. En este sentido, otros trabajos que han aplicado esta misma metodología encuentran la misma dificultad para concluir la existencia de factores comunes en la volatilidad de series financieras (vid. v.g. Alexander, 1993 o Arshanapalli y Doukas, 1994).

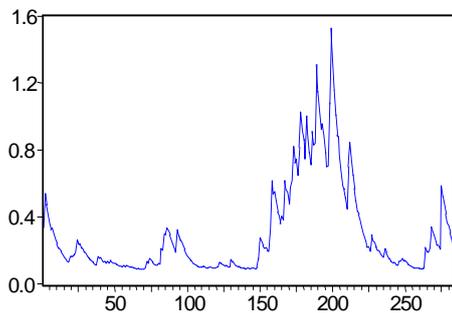
ANEXO: Desviación estándar condicional: modelos GARCH(1,1).



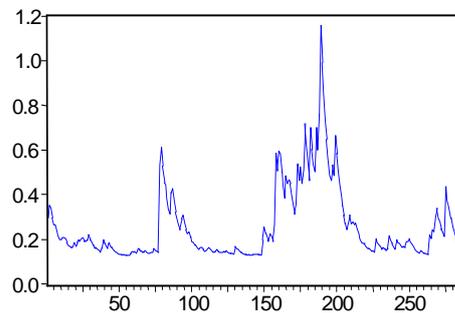
1 SEMANA



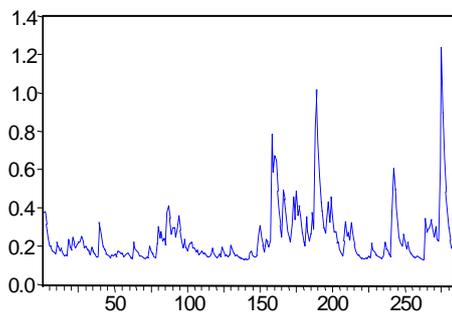
2 SEMANAS



4 SEMANAS



12 SEMANAS



24 SEMANAS

BIBLIOGRAFÍA.

Alexander, Carol O. (1993) *Common volatility in the foreign exchange market*. Applied Financial Economics, **5**, 1-10.

Arshanapalli, Bala y John Doukas (1994) *Common volatility in S&P 500 stock index and S&P 500 index futures prices during October 1987*. The Journal of Futures Markets, **14**, 915-925.

Ayuso, Juan, Andrew G. Haldane y Fernando Restoy (1994) *Volatility transmission along the money market yield curve*. Banco de España, Documento de Trabajo 9403.

Engle, Robert F. (1982) *Autoregressive conditional heteroskedasticity with estimates of the variance of UK inflation*. *Econometrica*, **50**, 987-1008.

Engle, Robert F. y Sharon Kozicki (1991) *Testing for common features*. UCSD, Revised Discussion Papers 90-23R.