

Estudios de Economía Aplicada
Nº 5, 1996. Págs.33 a 57

Análisis de variabilidad de la prima de riesgo

ZENÓN JIMÉNEZ -RIDRUEJO AYUSO
M^º CARMEN LORENZO LAGO
Universidad de Valladolid

Esta nueva versión incluye todas las correcciones sugeridas por el censor, las cuales me han parecido oportunas y por las que les quedamos muy agradecidos.

RESUMEN

Este trabajo tiene como objetivo analizar la existencia de una prima de riesgo variable en el mercado peseta dólar en el ámbito de modelos que incorporan el consumo intertemporal como una componente adicional a la hora de asignar la riqueza líquida. En estos modelos, la prima de riesgo puede explicarse por la suma de dos componentes, la varianza condicional de la tasa de depreciación y la covarianza condicional entre la relación marginal de sustitución y dicha tasa. Este artículo, presenta las estimaciones derivadas de distintos procesos ARCH para la varianza condicional en el período 1977-1995. Asimismo, se presentan resultados de la estimación de las covarianzas lo cual nos permite dilucidar el carácter constante o variable de la prima de riesgo.

Palabras clave: Prima de Riesgo, Varianza condicional, ARCH, Rendimientos reales.

ABSTRACT

This paper investigates the risk premium persistence in the peseta-dollar exchange market, using intertemporal consumption models as a framework. In that class of models, the risk premium can be explained by the conjunction of two components: the depreciation rate conditional variance in exchange market and the covariations of this variable with the intertemporal rate of marginal substitution. We also empirically examine evidence about several ARCH process in the conditional variance during 1977-1995. In the same way, we presents covariations empirical test that allow us to discriminate the caracter and evolution of the risk premium.

1. Introducción

Todos los estudios realizados parecen confirmar la hipótesis de ineficiencia en el mercado peseta-dólar. Un análisis más detallado y preciso de las condiciones de comportamiento de los mercados y del sesgo de predicción observado permite resaltar que la ineficiencia podría estar asociada a la existencia de primas de riesgo variables y cambiantes de signo a través del tiempo.

Cuando se amplía el modelo financiero para incluir un tercer activo, el bien de consumo homogéneo, que permite ensanchar las opciones de asignación intertemporal de la riqueza líquida de los agentes entre diversas formas, según sus rendimientos relativos, el concepto de "prima de riesgo" agranda su significación.

Este trabajo, intenta explicar el carácter y comportamiento de la prima de riesgo, para el mercado peseta dólar durante el período septiembre 1977-junio 1995, en el ámbito de modelos que incorporan el consumo intertemporal como una componente adicional en las decisiones de los agentes sobre la asignación de su riqueza líquida. El futuro y su valoración cuentan fundamentalmente en las decisiones de los inversores. Una forma de expresión del aprecio relativo por el futuro está, sin duda, en la relación marginal de sustitución entre el consumo futuro y el consumo presente.

La prima de riesgo se puede, en dicho contexto, considerar como el resultado de la evolución conjunta de los rendimientos de los activos que constituyen la cartera. Desde una perspectiva intertemporal, la relación marginal de sustitución en el consumo valorada en términos reales, sería una expresión fidedigna de la tasa de rentabilidad de los activos físicos, que compiten en la cartera con los activos monetarios. El tipo de interés real determina las proporciones en que se reparte la riqueza líquida del agente entre consumo presente y consumo futuro expresados ambos en términos reales. Dicha opción puede relacionarse con la rentabilidad de los títulos en moneda nacional y moneda internacional.

En tales modelos, la prima evolucionaría al unísono con las variaciones positivas y simultáneas del consumo valorado en términos reales y con la tasa de depreciación nominal del tipo de cambio al contado (spot). Podríamos hablar entonces con propiedad de la prima de riesgo como resultado de la covarianza de las tasas de rentabilidad de los activos alternativos de la cartera.

Por tanto, el comportamiento optimizador de los agentes debería tomar en cuenta a la hora de aceptar una prima de riesgo, no sólo el curso del tipo de cambio efectivo real, sino también su relación con el curso temporal de las decisiones de

consumo. Tales relaciones se exploran a través de diferentes procedimientos econométricos en los modelos de rendimiento real y covarianzas condicionadas.

2. La Prima de Riesgo en un contexto intertemporal

Supongamos que el inversor-consumidor que desea asignar unidades adicionales de recursos monetarios domésticos encara tres alternativas: Una primera opción sería aumentar sus tenencias de activos nacionales, otra sería asignar sus recursos a activos en moneda extranjera y, finalmente, podría gastar su dinero en aumentar su consumo presente.

Supuesto que la función de utilidad genérica fuese $U = U(C_t)$, la condición de optimización quedaría garantizada por la equiparación de los rendimientos de las opciones descritas, puesto que el agente inversor compone su cartera de tal forma que los rendimientos de las diferentes opciones, medidos en términos reales y en la misma moneda base, se igualen en el equilibrio. Así:

$$[1] \quad \frac{U'(C_t)}{P_t} = \beta (1 + i_t) E_t \frac{U'(C_{t+n})}{P_{t+n}} = \beta (1 + i_t^*) E_t \frac{U'(C_{t+n}) S_{t+n}}{P_{t+n} S_t}$$

donde U' es la utilidad marginal, i e i^* los tipos de interés nacional y extranjero, P el nivel de precios, S el tipo de cambio al contado (spot), $\beta < 1$ el factor de preferencia temporal subjetiva y

$$RMS_{t,n}^C = \frac{\beta U'(C_{t+n}) / P_{t+n}}{U'(C_t) / P_t}$$

la relación marginal de sustitución entre t y $t+n$.

Por otra parte, definimos la relación marginal de sustitución ex post de los saldos monetarios domésticos disponibles, tal que en condición de optimización satisface que: $RMS_{t,n}^M = RMS_{t,n}^C$

De modo que la expresión [1] puede plantearse como:

$$(1 + i_t) E_t RMS_{t+n}^M - (1 + i_t) E_t \left(RMS_{t+n}^M \cdot \frac{S_{t+n}}{S_t} \right) = 1$$

Si se satisface la condición de paridad cubierta, la condición de optimización se podría escribir como:

$$\frac{F_t^{t+n}}{S_t} = \frac{(1 + i_t)}{(1 + i_t)} - \frac{E_t \left[RMS_{t+n}^M \frac{S_{t+n}}{S_t} \right]}{E_t [RMS_{t+n}^M]}$$

esta expresión equivale a:

$$\frac{F_t^{t+n}}{S_t} - E_t \frac{S_{t+n}}{S_t} - \frac{(1 + i_t)}{(1 + i_t)} - E_t \frac{S_{t+n}}{S_t} = \frac{COV_t \left[RMS_{t+n}^M, \frac{S_{t+n}}{S_t} \right]}{E_t [RMS_{t+n}^M]}$$

siendo F_t^{t+n} el tipo de cambio a plazo (forward) en t con vencimiento en $t+n$, $\frac{F_t^{t+n}}{S_t} - E_t \frac{S_{t+n}}{S_t}$ la prima de riesgo y $\frac{(1 + i_t)}{(1 + i_t)} - E_t (S_{t+n}/S_t)$ la desviación de la condición de paridad descubierta.

Obstfeld (1989) argumenta que la "prima de riesgo" sería positiva si existe una covarianza positiva entre la depreciación y la relación marginal de sustitución en el consumo, es decir, si la depreciación es inesperadamente alta, al tiempo que se eleva la relación marginal de sustitución en el consumo (o a la inversa). En otros términos, la moneda nacional aumenta su riesgo, cuando se produce una pérdida en el valor de la moneda en los mercados de cambio justo cuando es más necesaria porque se valoran más los saldos y se desea consumir más.

Por otro lado, a partir de la condición de optimización, dado la existencia de expectativas racionales y suponiendo una distribución logarítmico normal para las variables debido a la naturaleza multiplicativa de la expresión

$$F_t^{t+n} E_t [RMS_{t+n}^M] = S_t E_t \left[RMS_{t+n}^M \frac{S_{t+n}}{S_t} \right]$$

y a partir de la esperanza de variables que se distribuyen como una logarítmico normal, se puede escribir

$$[2] \quad F_t^{t+n} E_t S_{t+n} = \frac{Var_t [s_{t+n} - s_t]}{2} + Cov_t [rms_{t+n}^M, (s_{t+n} - s_t)]$$

donde las variables definidas en minúsculas expresan valores en términos logarítmicos.

Dos problemas no menores en esta formulación podrían ser, por una parte, la posible heteroscedasticidad condicional del error de predicción a plazo o, en el caso de estacionariedad de las variables la constancia de la prima de riesgo, lo que es incongruente con la idea de que la prima de riesgo debe ser lo suficientemente variable para explicar el poder predictivo del error de predicción a plazo, por la información pasada.

2.1. Modelización ARCH de la Prima de Riesgo

La hipótesis formulada de que la prima de riesgo depende de la varianza condicionada de la depreciación del tipo de cambio y de la covarianza condicional de dicha depreciación con la relación marginal de sustitución, no es directamente estimable ya que ambas variables son desconocidas, ahora bien, bajo las condiciones expuestas anteriormente, el error de predicción debiera ser heteroscedástico. Además, es bien conocido que el tipo de cambio presenta períodos de gran estabilidad y períodos de profunda turbulencia sin solución de continuidad, cambios grandes tienden a ser seguidos por cambios grandes (de signo opuesto) y pequeños por pequeños, de forma que es posible que los cambios en los factores institucionales y económicos afecten no sólo a la volatilidad de los tipos de cambio sino también a sus tendencias.

Ambos fenómenos aconsejan, de ser cierta la hipótesis y suponiendo la covarianza constante, la modelización de la varianza condicional con la incorporación de procesos ARCH al término de error (procesos con heteroscedasticidad condicional autorregresiva) introducidos por Engle R. (1982), de modo que se establezca que

la varianza condicional, respecto al conjunto de información pasada, del término de error, sea una función lineal de los errores pasados elevados al cuadrado, de tal forma que si los errores del pasado son grandes, la varianza también lo será. Por lo tanto serán los datos los que elijan, tanto el orden del retardo, como el peso relativo de cada observación, flexibilizando el esquema tradicional de heteroscedasticidad, tal que:

$$[3] \quad (s_{t+n} - s_t) = \beta_0 + \beta_1 (F_t^{t+n} - s_t) + u_{t+n}$$

donde $u_{t+n} \sim N(0, h_t^2)$

$$y \quad h_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_i u_{t-i}^2$$

donde, h_t^2 es la varianza condicional del término de error u_{t+n} respecto al conjunto de información pasada, m sería el orden de ARCH seleccionable sobre la base de los resultados previos del contraste y α_0 y α_i tienen que ser positivos para garantizar que la varianza sea siempre positiva. Una condición adicional para garantizar asimismo, la estabilidad del modelo es que $\sum_{i=1}^m \alpha_i < 1$.

Ahora bien, como Engle, Lilien y Robins (1987) señalan, los cambios en las varianzas condicionadas afectan directamente, aunque menos que proporcionalmente, al rendimiento esperado en un portafolio. Por tanto, debería utilizarse alternativamente un proceso ARCH-M (ARCH en medias), introduciendo en el modelo anterior una nueva variable explicativa, que es función de la desviación típica condicional, de tal forma que la media es una función de la desviación típica del término de error, es decir, estos modelos pretenden modelizar simultáneamente la evolución de la media y la varianza de la serie, suponiendo que la varianza del término de error influye en cada período sobre el nivel de la variable que se pretende explicar; así:

$$[4] \quad (s_{t+n} - s_t) = PR_t + \beta_1 (f_t^{t+n} - s_t) + u_{t+n}$$

$$\text{donde } u_{t+n} \sim N(0, h_t^2)$$

$$PR_t = \beta_0 + \theta h_t$$

$$y \quad h_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_i u_{t-i}^2$$

donde los parámetros están sujetos a las mismas restricciones que en el modelo anterior. En este modelo, un incremento de la varianza condicional estará asociado con un incremento ó una disminución en la media condicional de $(s_{t+n}-s_t)$ dependiendo del signo de la derivada parcial de la función respecto a la varianza¹.

La lógica del modelo exige, como siempre, que $\beta_1=1$ y que u_{t+n} sea ruido blanco, independientemente de que exista o no prima de riesgo². Un test de la hipótesis $\theta=0$ proporcionaría un contraste de si la varianza condicional influye sobre las desviaciones entre el "forward" y el "spot" futuro. Todas estas condiciones consideradas de forma conjunta garantizan la ausencia de prima de riesgo variable si $\beta_0=0$.

Si $\beta_0 \neq 0$ y además $\theta=0$, implicaría la existencia de una prima de riesgo constante no nula. Finalmente, en las condiciones establecidas si $\beta_0 \neq 0$ y $\theta \neq 0$ estaríamos ante una prima de riesgo no nula y de carácter variable.

Conviene señalar que este procedimiento admite la hipótesis de que la prima de riesgo cambie de signo. Bastaría que, bajo la hipótesis de que $\beta_0 < 0$ y $\theta > 0$, se produjeran períodos con elevados errores de predicción para explicar una prima de riesgo positiva y períodos con reducidos errores de predicción para obtener primas negativas³.

Sin embargo, previamente a la estimación al modelo se debe plantear la existencia o no de procesos ARCH en la varianza de las perturbaciones bajo la hipótesis $\theta=0$. Así, el primer test a realizar sería el de heteroscedasticidad siendo la hipótesis nula la de homoscedasticidad (No ARCH) frente a la alternativa de heteroscedasticidad. El rechazo de dicha hipótesis implica que las varianzas varían a lo largo del tiempo, y puesto que la varianza mide la incertidumbre acerca de la depreciación, a mayor incertidumbre, mayor riesgo, con lo cual la magnitud de la prima dependerá de dicha varianza.

En resumen, los contrastes propuestos proporcionan dos respuestas parciales a otros tantos argumentos fundamentales. Primero, es posible la presencia de una

prima de riesgo variable, y su variabilidad puede superar incluso a la variabilidad de las variaciones esperadas del tipo de cambio. Dicha opción podría ser el resultado del solapamiento de los datos y de la presencia de elevados niveles de autocorrelación en los propios premios⁴.

Y, segundo, es factible la aparición de primas de riesgo positivas y negativas tal como exigen los modelos financieros de "portfolio", en los cuales, la moneda extranjera covaría positivamente con el "portfolio" propiciando una contribución positiva a su varianza total, o lo contrario, si la prima de riesgo fuese negativa, en cuyo caso, los inversores estarían deseosos de pagar un premio para incluir dicha moneda en su cartera, con el fin de alcanzar una reducción de riesgo conjunto de la misma.

2.2. Rendimientos reales y covarianzas condicionadas

La ausencia de un modelo explícito de maximización de la utilidad en el consumo por parte del consumidor-inversor ha propiciado algunos equívocos e interpretaciones discutibles en la modelización de la prima de riesgo. Los trabajos de Stockman (1978) y, especialmente, de Mark(1985) han permitido explorar la posibilidad, cuando el consumidor representativo está en una posición óptima y se satisface:

$$E_t \left[\left(\frac{U'(C_{t+n})}{U'(C_t)} \right) \left(\frac{\frac{S_{t+n} - F_t^{t,n}}{S_t}}{\frac{P_{t+n}}{P_t}} \right) \right] = 0$$

que sean los beneficios esperados reales, la variable relevante a considerar frente al análisis del beneficio nominal visto anteriormente.

Esta primera condición cualifica ya dos aspectos que han sido tradicionalmente desconsiderados en la literatura precedente. Primero, que si los agentes económicos son neutrales frente al riesgo, la condición de comportamiento del consumidor inversor se torna:

$$E_t \begin{bmatrix} S_{t-n} & F_t^{t,n} \\ & S_t \\ & P_{t-n} \\ & P_t \end{bmatrix} = 0$$

ya que la utilidad marginal del consumo permanece constante $U'(C_{t+n})=U'(C_t)$. Y, segundo, que bajo tales circunstancias, los beneficios nominales esperados de la

especulación a plazo $E_t \left[\frac{S_{t-n} - F_t^{t,n}}{S_t} \right]$ podrían ser no nulos aun cuando lo

fuesen los beneficios esperados reales $E_t \left[\frac{(S_{t-n} - F_t^{t,n}) / S_t}{P_{t-n} / P_t} \right]$

No serían por ello, los beneficios nominales ex-ante derivados de la especulación a plazo, los que determinasen la existencia de una prima de riesgo, sino los beneficios reales ex-ante.

Por tanto, el test adecuado sería contrastar la hipótesis de si los rendimientos esperados reales son nulos, tal que:

$$E_t \left[\frac{(S_{t-n} - F_t^{t,n}) / S_t}{P_{t-n} / P_t} \right] = X_t' \beta + w_{t,n}$$

donde X_t sería cualquier conjunto de variables disponibles pertenecientes al conjunto de información evidente $X_t = (X_{t1}, X_{t2}, \dots)$. Siendo los beneficios realizados:

$$5) \left[\frac{(S_{t-n} - F_t^{t,n}) / S_t}{P_{t-n} / P_t} \right] = E_t \left[\frac{(S_{t-n} - F_t^{t,n}) / S_t}{P_{t-n} / P_t} \right] + \varepsilon_{t,n} = X_t' \beta + u_{t,n}$$

$$\text{donde } \varepsilon_{t,n} + w_{t,n} = u_{t,n}$$

La hipótesis de beneficios reales no esperados nulos se contrastaría cuando $\beta=0$ y u_{t+n} ruido blanco. Si u_{t+n} es ruido blanco, implica que tiene las mismas características del error de predicción y es ortogonal al conjunto de información, en caso contrario, w_{t+n} recoge información relevante que no se incluye en X_t y la transfiere a u_{t+n} .

En este contexto, Cumby (1988) ha seleccionado diversos conjuntos informativos para dar contenido a X_t . En concreto, ha utilizado un grupo de variables reales, tales como los ritmos de crecimiento de la producción industrial y las tasas de crecimiento del consumo real retardadas, las tasas de inflación igualmente retardadas y las relaciones reales de intercambio, manteniendo el premio "forward"; variables todas ellas a las que se considera susceptibles de afectar al ahorro y la inversión y, por lo mismo, a los tipos de rendimiento esperados reales de los activos de equilibrio.

La evidencia parece sugerir que los tipos esperados de rendimiento real son variables, y que la presencia de rendimientos nominales no puede atribuirse sólo a la presencia de covarianza entre el rendimiento nominal y los precios futuros. Este resultado podría interpretarse como un soporte a la idea de que los inversores no son neutrales al riesgo.

En la misma línea puede ampliarse el análisis, recogiendo la herencia del modelo de Hansen y Hodrick (1983), para estudiar las relaciones existentes entre los rendimientos especulativos a plazo y los cambios en la actitud de consumo del agente consumidor-inversor. La idea central en este tipo de modelos estriba en la constatación de que los beneficios especulativos forward solamente podrían ser considerados como "prima de riesgo", si la covarianza condicional entre tales rendimientos especulativos y el crecimiento del consumo fuese variable en el tiempo.

Sea la covarianza condicionada del rendimiento de la especulación a plazo y de las modificaciones en el consumo real:

$$\begin{aligned} \sigma_t &= \text{Cov}_t \left[\frac{S_{t+n} - F_t^{t,n}}{S_t}, \frac{C_{t+n} - C_t}{C_t} \right] \\ &= E_t \left[\frac{S_{t+n} - F_t^{t,n}}{S_t} \cdot E_t \left(\frac{S_{t+n} - F_t^{t,n}}{S_t} \right) \right] \left| \frac{\Delta C_{t,n}}{C_t} \right. \quad E_t \left(\frac{\Delta C_{t,n}}{C_t} \right) \end{aligned}$$

donde:

$$\frac{S_{t+n} - F_t^{t+n}}{S_t} = E_t \left(\frac{S_{t+n} - F_t^{t+n}}{S_t} \right) + \varepsilon_{t,n}$$

$$\frac{\Delta C_{t,n}}{C_t} = E_t \left(\frac{\Delta C_{t,n}}{C_t} \right) + \varepsilon_{t,n}^c$$

Si aceptamos la existencia de un conjunto de variables X_t , tal como el definido en el modelo precedente, la estimación de la varianza condicional sería:

$$\sigma_t = X_t' \delta + w_t$$

que podría transformarse en otra equivalente tal que:

$$\varepsilon_{t,n} \varepsilon_{t,n}^c = X_t' \delta + w_t + (\varepsilon_{t,n} \varepsilon_{t,n}^c - \sigma_t)$$

siendo $\varepsilon_{t,n}$ y $\varepsilon_{t,n}^c$ las perturbaciones inobservables de las regresiones:

$$\frac{S_{t,n} - F_t^{t,n}}{S_t} = X_t' \alpha + \varepsilon_{t,n}$$

$$\frac{\Delta C_{t,n}}{C_t} = X_t' \alpha^c + \varepsilon_{t,n}^c$$

donde los residuos de estas regresiones, pueden definirse como:

$$e_{t,n} = \varepsilon_{t,n} - X_t' (\hat{\alpha} - \alpha)$$

$$e_{t,n}^c = \varepsilon_{t,n}^c - X_t' (\hat{\alpha}^c - \alpha^c)$$

de forma que la ecuación se podía escribir :

$$[6] \quad e_{t,n} e_{t,n}^c = X_t' \delta + v_t - e_{t,n} X_t' (\hat{\alpha} - \alpha) - e_{t,n}^c X_t' (\hat{\alpha}^c - \alpha^c) + X_t' (\hat{\alpha} - \alpha) X_t' (\hat{\alpha}^c - \alpha^c)$$

Cumby demuestra que el estimador MCO $\hat{\delta}$ es consistente y asintóticamente normal con una matriz de varianzas y covarianzas que puede ser estimada consistentemente

utilizando las técnicas descritas por Hansen entre otros. Así, la estimación del vector de parámetros δ nos permite evaluar las relaciones entre la especulación a plazo y el ritmo de crecimiento del consumo real.

Si los elementos del vector de coeficientes δ fuesen nulos excepto la constante, estaríamos ante el supuesto de constancia en la condición de covarianza. Ahora bien, la explicación de una prima de riesgo variable consistente con el modelo de consumo implica valores de δ no nulos, de forma que las covarianzas puedan modificarse con el tiempo.

El test realizado por Cumby recoge la relación entre los coeficientes de la regresión [6] propuesta, comparando sus resultados para diversas monedas. En todos los casos (con excepción de la libra) puede rechazarse la hipótesis de constancia en la covarianza condicional a los niveles estándar de significación⁵. Más aún, sus resultados le permiten aventurar la consistencia de las predicciones que vinculan las tasas de variación del consumo con el premio "forward", a través de la idea de una prima de riesgo variable basada en las pautas proporcionadas por el modelo de consumo. Sin embargo, el test no permite garantizar que el modelo de consumo proporcione una adecuada y fiable descripción de los rendimientos de la especulación a plazo.

Los modelos de activos reales no agotan las fórmulas explicativas sobre la prima de riesgo: Miles (1993) ha modelizado la prima de riesgo, a través de la utilización de hipótesis que no responden ni a cambios en la aversión al riesgo, ni a variaciones temporales en los momentos de precios de activos, ni a cambios en los stock de dichos activos, sino a la presión de los "hedings", contratos de demanda de dólares en función de los flujos de pagos entre países. Kroner y Sultan (1993) en el mismo contexto han sondeado las relaciones de cointegración entre activos financieros así como la naturaleza dinámica de la distribución de los activos, con resultados aceptables.

3. Resultados empíricos sobre la prima de riesgo

En esta sección presentamos los resultados de la estimación de las ecuaciones [3]-[6] utilizando datos mensuales para el período 1977-1995. En primer lugar, se contrasta si la prima de riesgo depende de la varianza condicionada de la tasa de depreciación y, en segundo término, si la covarianza es o no constante.

3.1. Análisis de la varianza condicional

La estimación de los distintos procesos GARCH se recogen en los cuadros 1 y 2. La muestra utilizada se corresponde al período septiembre 1977-junio 1995, siendo un mes el plazo de vencimiento del tipo de cambio a plazo con el fin de evitar los

problemas derivados del solapamiento de datos y la elección del orden del proceso se realizó en base a test de heteroscedasticidad y autocorrelación en la ecuación:

$$s_{t-1} = s_t = \beta_0 + \beta_1 (f_{t-1} - s_{t-1}) + u_{t-1}$$

En primer lugar, se utilizó un test LM (ARCH) en los residuos mínimo cuadrático ordinarios, que contrasta la hipótesis nula de NO ARCH frente a la alternativa de ARCH de orden p , por lo que ha tenido que realizarse para varios valores de p . Para $p=1$, el estadístico ARCH1 con un valor de 6'37 permite rechazar la hipótesis nula para un nivel de significación superior al 1%, mientras que para $p>1$ se requieren niveles de significación cada vez más altos ($p=2$ requiere niveles próximos al 5% y si $p>2$ los niveles son superiores al 10%). Asimismo, el correlograma de dichos residuos al cuadrado permitió identificar el orden del proceso GARCH, siendo significativamente diferente de cero el primer coeficiente de autocorrelación aunque con un valor muy pequeño (0,2).

El cuadro 1 presenta los resultados de la estimación ARCH(1) y GARCH(1,1). En él se recogen los diferentes estimadores con sus desviaciones típicas, así como los distintos contrastes que se realizaron en dichas estimaciones. En primer lugar, se estudia la validez de la supuesta distribución, examinando la posibilidad de correlación serial y heteroscedasticidad en los dos modelos. Ambos contrastes se realizan con los residuos normalizados y están basados en el de los multiplicadores de Lagrange.

Cuadro 1

$$s_{t-1} = s_t = \beta_0 + \beta_1 (f_t - s_t) + u_t, \quad h_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2 + \gamma h_{t-1}^2$$

	β_0	β_1	α_0	α_1	γ	SERIAL	ARCH	HET
ARCH(1) $\gamma=0$	-0,4E-02 (0,3E-02)	0,75 (0,61)	0,5E-03* (0,84E-04)	0,318* (0,144)		0,308	0,325	0,569
GARCH(1,1)	-0,2E-02 (0,3E-02)	0,45 (0,60)	0,35E-03 (0,26E-03)	0,19 (0,12)	0,31 (0,43)	0,462	0,436	0,034

entre paréntesis figuran las desviaciones típicas

Para contrastar si existe heteroscedasticidad en el modelo ARCH, se utilizan dos test. El primero lo denotamos en el cuadro por ARCH y se realiza en la regresión de $\frac{\hat{u}_t^2}{\hat{h}_t^2} - 1$ en $\frac{1}{\hat{h}_t^2}$ y p retardos de la variable dependiente, siendo \hat{h}_t^2 la varianza condicional evaluada en el estimador máximo-verosímil y $\hat{u}_{t-1} = (s_{t+1} - s_t) - \hat{\beta}_0 - \hat{\beta}_1 (f_t - s_t)$. La hipótesis nula es NO ARCH frente a la alternativa ARCH(p), bajo esta hipótesis, el estadístico LM se distribuye como un χ^2 con p grados de libertad. El resultado de este test, en ambos casos, introduciendo un retardo no permite rechazar la homoscedasticidad para cualquier nivel de significación estándar⁶.

El segundo test que se realizó, es similar al test de White de heteroscedasticidad ponderando las variables por la varianza condicional. Este test ha sido propuesto por Pagan y Hall (1983) dado que el test de White no puede ser aplicado directamente por ser la estimación ARCH una estimación no lineal. El estadístico se obtiene en la regresión de $\frac{\hat{u}_t^2}{\hat{h}_t^2} - 1$ en $\frac{1}{\hat{h}_t^2}$, $\frac{x_t^2}{\hat{h}_t^2}$, $\frac{x_t h_t}{\hat{h}_t^2}$. La hipótesis nula a contrastar es la de homoscedasticidad, bajo esta hipótesis el estadístico (que denotamos por HET) se distribuye como una χ^2 con 3 grados de libertad. La idea en la que se basa, es verificar si los coeficientes de esas variables son significativamente diferentes de cero. Los resultados de este test con valores del estadístico muy pequeño tampoco permite rechazar la hipótesis nula. Por tanto, la hipótesis de homoscedasticidad en los residuos normalizados no se puede rechazar para los niveles de significación convencionales.

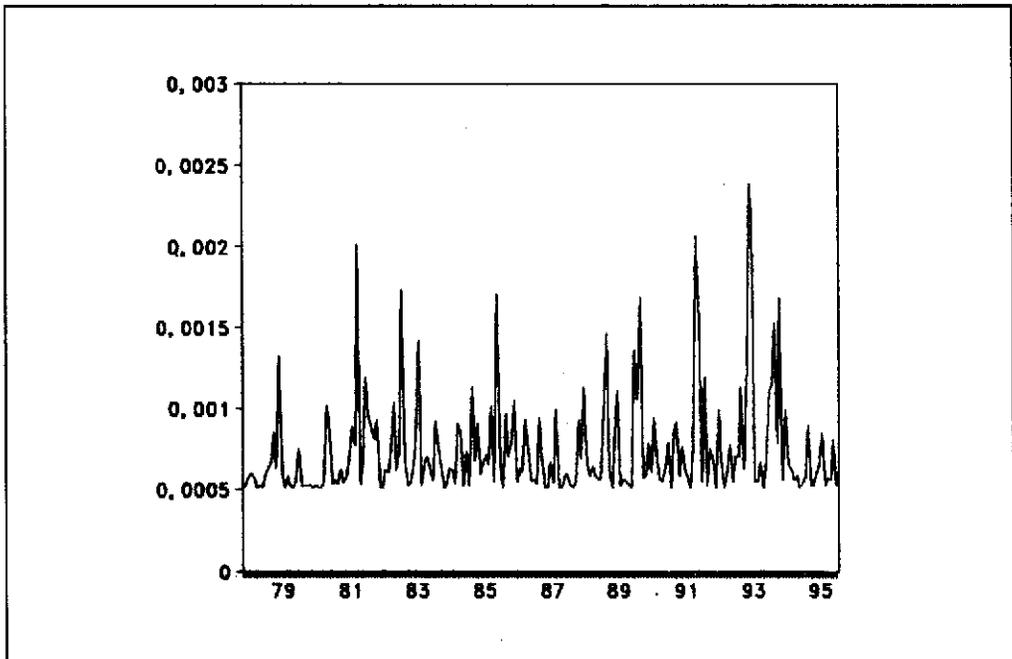
Los contrastes de correlación serial utilizados en el modelo ARCH fueron, por una parte, un estudio del correlograma de los residuos normalizados y por otra, un test LM que denominamos SERIAL y se obtiene haciendo la regresión de dichos residuos $\left(\frac{\hat{u}_t^2}{\hat{h}_t^2} \right)$ en sus propios valores retardados (el número de retardos se puede deducir del correlograma). La regresión utilizada introduce tres valores retardados. La correlación serial fue claramente rechazada.

Un análisis de los coeficientes revelan que la prima de riesgo podría ser modelizada por medio del proceso ARCH dado que los coeficientes de dicha especificación son significativamente distintos de cero. Sin embargo, cuando

introducimos un término de medias móviles en la varianza y estimamos un GARCH(1,1) los coeficientes son todos ellos significativamente iguales a cero.

El gráfico 1 muestra el carácter variable de la varianza condicional h^2 , en el proceso ARCH. Por lo tanto, si la varianza va asociada a la incertidumbre, la magnitud del riesgo es de suponer dependerá de dicha varianza, por lo que, se plantea la estimación de un proceso ARCH-M especificado en la ecuación [4] suponiendo que los errores al cuadrado puedan afectar no sólo a la varianza condicional sino también a la media, siendo PR la prima de riesgo (cuadro 2). Esta especificación supone ciertas implicaciones para dicha prima, en primer lugar, su comportamiento solamente está determinado por los movimientos de la varianza condicional, y en segundo lugar, dado que depende de los valores de los parámetros β_0 y θ podrá tomar valores positivos y negativos y cambiar de signo.

Gráfico 1
Varianza condicional de la tasa de depreciación en el proceso ARCH



Cuadro 2

$$s_{t-1} s_t - \beta_0 + \beta_1 (f_t s_t) + \theta h_t + u_t, \quad h_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2$$

β_0	β_1	α_0	α_1	θ	SERIAL	ARCH	HET
-0,03 (0,02)	0,525 (0,464)	0,39E-03* (0,49E-04)	0,189* (0,081)	0,99 (0,75)	0,993	0,466	0,981

Entre paréntesis figuran las desviaciones típicas.

Los contrastes sobre los residuos de esta nueva estimación indican, al igual que en las estimaciones anteriores, que no hay correlación serial ni heteroscedasticidad, sin embargo, el coeficiente de la desviación típica condicional introducido en el modelo (θ) no es estadísticamente significativo.

Gráfico 2

Varianza condicional de la tasa de depreciación en el proceso ARCH-M

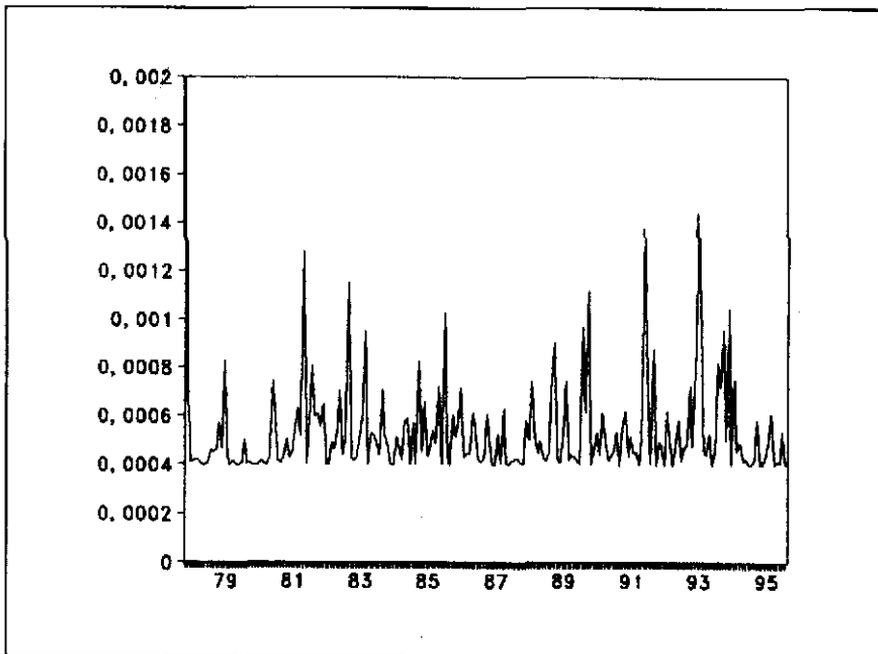
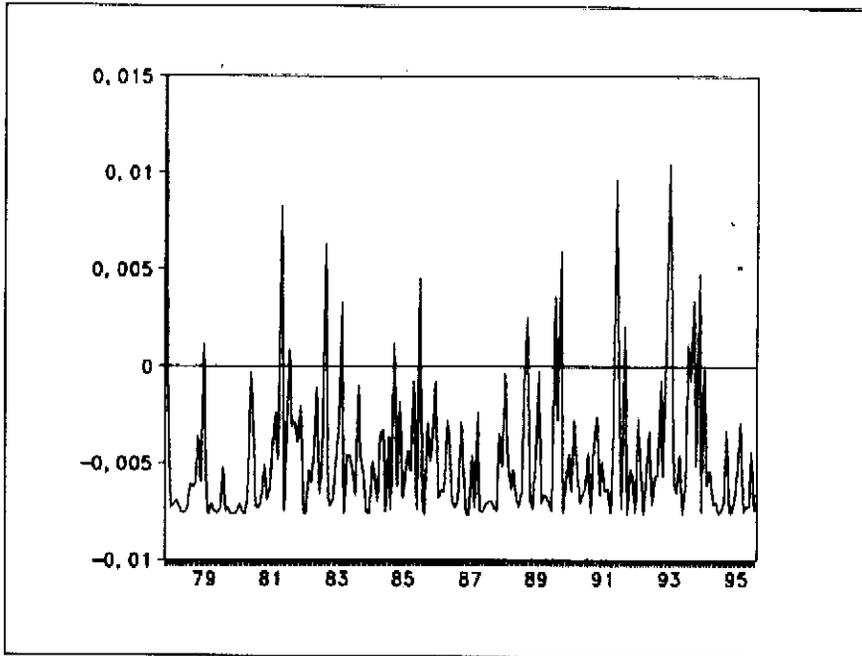


Gráfico 3
Prima de riesgo



El gráfico 2 muestra la varianza condicional del proceso ARCH-M. Hay que destacar que a pesar de mantener la misma pauta de comportamiento que la varianza condicional del proceso ARCH, en ambos casos las varianzas son muy pequeñas, la variabilidad es menor y por tanto, en principio, el riesgo debería ser también menor. La evolución de la prima de riesgo estimada, recogida en el gráfico 3, presenta las siguientes características: en primer lugar, refleja los movimientos de la varianza condicional, en segundo lugar, fluctúa entre valores positivos y negativos, tal como se sugería en los criterios generales apriorísticos de la modelización ARCH. Por otra parte, la profundidad de las oscilaciones refuerza la idea de que existe una estrecha relación entre las perturbaciones en los mercados financieros y monetarios y el grado de variabilidad de la prima de riesgo.

Sin embargo, diferentes test de la razón de verosimilitud rechazan la presencia de prima de riesgo. El no rechazo de la hipótesis $\theta=0$ indica que la varianza condicional no influye sobre las desviaciones entre el tipo de cambio a plazo y el tipo de cambio al contado futuro. Ampliando esta hipótesis a la conjunta $\beta_0=\theta=0$ y $\beta_1=1$, el valor del estadístico correspondiente $LR=0'96$ tampoco permite rechazarla.

Estos resultados indican que la hipótesis nula de ausencia de prima de riesgo no puede ser rechazada.

Bajo estas circunstancias es muy difícil deducir conclusiones firmes, salvo que los datos no son consistentes con una prima de riesgo que depende de la varianza condicionada de los errores de predicción del tipo de cambio. Por tanto, bajo las hipótesis de partido, la evidencia empírica muestra que el proceso ARCH-M no es el más adecuado para estudiar la existencia de prima de riesgo en el contexto de modelos intertemporales de activos, resultados muy similares a los obtenidos por Domowitz y Hakkio (1985) para Francia, Alemania y Suiza. Tal conclusión provisional puede ser debida a que la periodicidad de un mes en los datos no es la más adecuada, como plantean Baillie y Bollerslev (1990)⁷, otra posibilidad sería el supuesto sobre la distribución de las variables ϵ , incluso, el hecho de que la covarianza entre la relación marginal de sustitución y la tasa de depreciación del tipo de cambio nominal que hemos supuesto despreciable tenga un mayor poder explicativo.

Por otra parte, tal como recientemente han señalado Hallwood C.P. y R. McDonald (1994), pese al enorme atractivo intuitivo del modelo ARCH-M, dicho esquema sufre de un cierto número de problemas: Primero, el enfoque es inherentemente ad hoc en el sentido de que las varianzas condicionales dependen únicamente de las innovaciones pasadas elevadas al cuadrado. Y, segundo, el método no especifica la fuente de los cambios en la varianza condicional. Además, como señala Hodrick (1987) el modelo ARCH fuerza la varianza condicional a tomar los mayores valores a partir de los residuos temporales más elevados, lo que no es particularmente adecuado ya que, en circunstancias concretas, tales errores más elevados pueden proceder de la resolución de determinadas incertidumbres del mercado, y conducir a varianzas condicionales muy pequeñas.

A menudo, el modelo ARCH podría estar encubriendo errores de especificación subyacentes, tales como modificaciones en el régimen o sistema de cambios. En tal caso, sería más adecuado utilizar modelizaciones teóricas de riesgo en lugar de modelos de cambios paramétrico-temporales. En resumen, el fracaso de dichos modelos implica, o bien una mala especificación del riesgo relevante o, el hecho de que el sesgo en el tipo a plazo se pueda explicar por alguna otra característica del comportamiento del mercado.

3.2. *Análisis de la covarianza condicional*

Los estudios realizados hasta el momento, asumen que en los modelos de activos, los rendimientos (o beneficios) esperados varían a lo largo del tiempo. Pero, por otra parte, hemos supuesto que las covarianzas condicionadas eran constantes y, por tanto, que la variación de los rendimientos se podría modelar por medio de

modelos ARCH-M, lo que implicaba tomar en consideración solamente una parte de los componentes de la prima de riesgo. Ahora bien, el papel de las covarianzas condicionadas entre la relación marginal de sustitución y la tasa de depreciación es fundamental en la determinación de dicha prima en los modelos de activos junto con el cumplimiento de la paridad cubierta.

Puesto que el comportamiento entre el rendimiento especulativo a plazo y la tasa de consumo juegan un papel central en los modelos de prima de riesgo basados en precios de los activos, intentaremos modelizar, tanto los rendimientos a la especulación a plazo, como las covarianzas condicionales entre dichos rendimientos y la tasa de consumo.

En primer lugar, como ya hemos planteado, dado que cualquier modelo de activos impone la restricción de que los rendimientos esperados están linealmente relacionados con el riesgo del activo, supuesta neutralidad al riesgo y, por tanto, utilidad marginal del consumo constante, una forma de contrastar dicha hipótesis será estudiar si existe alguna relación lineal entre los rendimientos reales y una serie de variables instrumentales que recojan el efecto de la neutralidad, o coste de oportunidad, que implica el consumo presente.

La ecuación a estimar será la [5] que la podemos escribir como:

$$RTO_{t-1} = X'_t \beta + u_{t-1}$$

$$\text{donde } RTO_{t-1} = \left(\frac{(S_{t-1} - F_t) / S_t}{P_{t+1} / P_t} \right)$$

y X'_t es la observación t -ésima de un vector fila que contiene las variables "reales" que pertenecen al conjunto de información relevante. Variables que, a diferencia de modelos anteriores en que solamente se incorporaban las vinculadas al mercado financiero y cambiario, son variables reales, tales como tasa de crecimiento del índice de producción industrial (TPI), la tasa de crecimiento del índice de consumo no duradero real (TCR), la tasa de inflación (TPC), la relación real de intercambio (RRI) además del premio forward (PF). Variables todas ellas susceptibles de afectar al ahorro y a la inversión y, por tanto, a los rendimientos esperados reales de los activos.

El método de estimación utilizado es el de momentos generalizados (GMM). El estimador GMM coincide con el estimador MCO cuando las variables instrumentales utilizadas en la condición de ortogonalidad son exactamente las mismas variables explicativas. Hansen (1982) deduce un estimador consistente de la matriz de

varianzas covarianzas asintótica (robusto de heteroscedasticidad y autocorrelación). Por tanto, utilizando este método, obtendremos un estimador MCO con desviaciones típicas obtenidas a partir de una matriz consistente aun en el caso en que exista heteroscedasticidad y/o autocorrelación. El período muestral abarca desde septiembre 1977-junio 1994 fecha del último dato disponible para la tasa de crecimiento del índice de consumo no duradero real.

Los resultados de la estimación (cuadro 3, primera ecuación) detectan problemas de correlación serial y heteroscedasticidad en los residuos. La Q de Ljung-Box rechaza la hipótesis de incorrelación, al igual que se rechaza la hipótesis de homoscedasticidad para niveles de significación superiores al 3%, los estadísticos de White(WHT) y ARCH así lo confirman. La identificación de los residuos permiten establecer un proceso MA(1) para los residuos, de tal forma que la matriz de varianzas covarianzas estimada se obtiene bajo la hipótesis de heteroscedasticidad y autocorrelación. El test de Wald contrasta la hipótesis nula de que todos los coeficientes conjuntamente, excepto el término independiente, son cero. Así, con un valor de 8,26 se rechaza la hipótesis nula solamente para valores de significación superiores al 14%. Sin embargo, es de destacar que la relación real de intercambio es significativa.

La ecuación es, por tanto, inconsistente con la idea de una prima de riesgo variable. De igual forma se puede definir el rendimiento real en términos logarítmicos como $(s_{i,t} - f_{i,t}^{(i)}) - (\ln P_{i,t} - \ln P_i)$ y estimar el modelo trabajando con las variables en logaritmos⁸. Los resultados han sido los mismos, el estadístico $W=8,16$ no rechaza la hipótesis nula.

La segunda alternativa planteada al contraste empírico de los modelos de activos descansa en la idea de que los beneficios especulativos a plazo solamente pueden ser considerados como prima de riesgo, si la covarianza entre tales rendimientos especulativos y el crecimiento del consumo fuese variable en el tiempo. Es decir, si existe una prima de riesgo variable que puede ser explicada por los modelos basados en el consumo, las covarianzas no deben de ser constantes. De esta forma se intenta estudiar las relaciones existentes entre los rendimientos especulativos "forward" y los cambios en la actitud de consumo del agente consumidor-inversor.

Por lo tanto, si las covarianzas condicionadas pueden ser modelizadas, podría contrastarse la constancia de la prima de riesgo, como ya hemos visto, en la ecuación:

$$[6] \quad e_{t+1} e_{t-1}^c = X_t' \delta + u_{t+1}$$

donde denominamos e_{t+1} al residuo obtenido en la regresión de los rendimientos reales esperados "forward" sobre el conjunto de variables "reales" retardadas y e_{t+1}^c

al obtenido en la regresión que intenta explicar la tasa de variación del consumo, de tal forma que la constancia de esta covarianza implicaría que todos los elementos del vector δ son cero a excepción del término independiente.

Los resultados de las estimaciones (cuadro 3, segunda ecuación) revelan ciertos problemas de heteroscedasticidad para niveles de significación superiores al 8%, sin embargo, no así de correlación serial, con un valor de $Q=24,37$ que no permite, con claridad, rechazar la hipótesis de incorrelación. El valor del estadístico de Wald $W=2,32$, indica que la regresión no es significativa. Por tanto, la hipótesis de covarianzas condicionales constantes no puede rechazarse.

Cuadro 3

$RTO_{t-1} = \beta_0 + \beta_1 TPC_t + \beta_2 TCR_t + \beta_3 TPI_t + \beta_4 RRI_{t-1} + \beta_5 PF_t + u_{t-1}$									
β_0 (D.T)	β_1 (D.T)	β_2 (D.T)	β_3 (D.T)	β_4 (D.T)	β_5 (D.T)	ARCH (V.P)	WHT (V.P)	Q(20) (V.P)	W (V.P)
0,039 (0,02)	-0,270 (0,27)	-0,05 (0,04)	-0,44E-04 (0,9E-04)	-0,032 (0,014)	0,145 (0,699)	13,79 (0,000)	33,06 (0,03)	46,75 (0,00)	8,258 (0,14)
$e_{t-1} e_{t-1}^c = \beta_0 + \beta_1 TPC_t + \beta_2 TCR_t + \beta_3 TPI_t + \beta_4 RRI_{t-1} + \beta_5 PF_t + u_{t-1}$									
-0,4E-03 (0,7E-03)	-0,3E-03 (0,11)	-0,2E-02 (0,1E-02)	0,7E-06 (0,5E-05)	0,2E-03 (0,5E-03)	-0,5E-02 (0,024)	3,361 (0,07)	29,26 (0,08)	24,37 (0,23)	2,323 (0,80)

El valor del estadístico de Wald que contrasta la hipótesis nula coeficientes significativamente igual a cero a excepción del término constante, se distribuye como una χ con 5 grados de libertad.

La Q de Ljung-Box está calculada para 20 retardos.

D.T.: Las desviaciones típicas (entre paréntesis) se calculan a partir del estimador consistente de la matriz de varianzas covarianzas asíntótica.

V.P. Valor de la probabilidad.

En términos generales, los movimientos de la covarianza condicional y los rendimientos a la especulación a plazo no son consistentes con el modelo de prima de riesgo basado en el consumo. Independientemente del contorno proporcionado por las variables que constituyen el fundamento del paquete informativo, el aumento simultáneo del consumo presente y la depreciación del tipo de cambio nominal en el mercado de cambios no parecen estar en estrecha correspondencia con la tendencia de la prima de riesgo. En dichos períodos debería constatararse igualmente un descenso imprevisto de la demanda de saldos monetarios o, alternativamente, una expansión inesperada de la oferta monetaria. Pero la constatación de tales extremos reclamaría la utilización de modelos agregados más sofisticados que los enfoques de activos planteados en esta investigación.

Así, tanto los resultados obtenidos en el contraste de rendimientos esperados reales, como en los modelos de covarianza condicional, se aprecian elementos comunes. En los contratos a plazo de un mes se acepta la hipótesis de constancia de la prima de riesgo. Dicha circunstancia está probablemente más vinculada al hecho de que los cambios mes a mes de las variables en las sendas temporales del consumo y los precios son relativamente limitadas como argumentan Baillie y Bollerslev (1990b), por lo que las covarianzas entre los tipos de cambio nominal y las tasas de variación del consumo podrían ser muy reducidas.

Conclusiones

Cuando se amplía el modelo financiero y se incluyen opciones de consumo presente frente al consumo futuro, la prima de riesgo podría considerarse, en un sentido temporal, el resultado de la evolución conjunta de los rendimientos de los activos que constituyen la cartera. Una primera opción de este contexto sería suponer una distribución logarítmico normal para las variables y explicar la prima de riesgo a partir de la varianza condicionada del error de predicción.

La investigación propone, en primer lugar, modelizar la prima de riesgo mediante un proceso ARCH-M. El análisis de los resultados del test propuesto revelan el fracaso de los datos para modelizar la prima de riesgo por medio de dicho proceso, los diferentes contrastes realizados indican que la hipótesis nula de ausencia de prima no puede ser rechazada. Ahora bien, no hay que olvidar que el modelo ARCH puede estar encubriendo errores de especificación subyacentes, como por ejemplo, modificaciones en el sistema de cambios, en cuyo caso sería preferible utilizar modelizaciones de rentabilidad-riesgo. Por otro lado, el análisis ARCH implica algunas restricciones respecto al modelo teórico, entre las que no es la menos importante la exclusión o constancia de las covarianzas condicionadas de

las tasas de rendimientos de los activos, considerando en el contraste realizado solamente una parte de los componentes de la prima de riesgo.

Dado que el rendimiento especulativo en el mercado a plazo y la tasa de consumo son las variables estratégicas de los modelos basados en el precio de los activos, se propone, en segundo lugar, relacionar el rendimiento de la especulación con las covarianzas condicionadas de dicho rendimiento y la tasa de cambio del consumo. Para ello, se plantean dos procedimientos, el primero relaciona los rendimientos reales de la especulación forward con una serie de variables instrumentales capaces de recoger el efecto de la neutralidad frente al riesgo, es decir, el coste de oportunidad del consumo presente frente al consumo futuro. El segundo, propone una modelización para las covarianzas aludidas que nos permita verificar el carácter constante o variable de la prima de riesgo. Los resultados de estas estimaciones no son consistentes con la hipótesis de variabilidad de las covarianzas, por tanto, no parece ser ésta la causa que condicione la hipótesis de partida.

No queremos concluir sin señalar que los procedimientos econométricos, incluso si proporcionan evidencias más que casuales de la presencia de primas de riesgo variables, se muestran limitados por los problemas de especificación y desarrollo de las ecuaciones a contrastar. En este, como en otros terrenos, se requiere un esfuerzo teórico adicional que le permita a la econometría encontrar significación y capacidad explicativa adicionales a las presentadas en este trabajo.

Fuentes estadísticas

Los datos referentes al tipo de cambio spot se corresponden al tipo de cambio al contado peseta-dólar, los correspondientes al tipo de cambio forward con vencimiento a 1 mes se deducen a partir de los datos del premio a 1 mes utilizando la metodología del Banco de España. Ambas series provienen de Boletín Estadístico del Banco de España.

La relación real de intercambio se deduce como el cociente entre los índices de precios de exportación total y precios de importación total, cedidos por la Dirección General de Previsión y Coyuntura. El índice de consumo no duradero se ha aproximado por medio de un índice de ventas en grandes almacenes al no disponer de datos mensuales de esta variable. La tasa de inflación se deduce a partir del índice de precios al consumo. Todos los índices proceden de Principales Indicadores Económicos de la OCDE.

Notas

1. Este planteamiento no es la única opción, puesto que una generalización a estos procesos realizada por Baillie R. y Bollerslev T.(1990) sería plantear un proceso ARCH en medias denominado GARCH-M (m,p) siendo m y p respectivamente, los órdenes de los esquemas autorregresivos y de medias móviles, donde la varianza no sólo depende de las perturbaciones pasadas al cuadrado, sino también de sus propios valores retardados e incluso de alguna variable contenida en el conjunto de información.
2. Un análisis minucioso sobre las condiciones de eficiencia en el mercado de cambios peseta dólar puede verse en Lorenzo C.(1994)
3. La aplicación de este tipo de procedimientos para diferentes países ha revelado un escaso soporte a la idea de que la varianza condicional del error de predicción, por sí sólo, determine la prima de riesgo. Sin embargo, las estimaciones de Domowitz I. y Hakkio C. (1985 pp 58) mantienen el soporte a la existencia de una prima de riesgo variable y cambiante de signo. Dicha evidencia se desprende igualmente del artículo de Hodrick R. y Srivastava S. (1986). Este trabajo subraya, por otra parte, que la varianza de la prima de riesgo es superior a la varianza de la tasa esperada de depreciación. Un soporte teórico para el escepticismo en torno a la capacidad de la prima de riesgo para explicar la autocorrelación en los errores de predicción del tipo "forward" puede encontrarse en Frankel J. (1986).
4. Ver: Frankel J. y Froot K.(1987), Hodrick R. y Srivastava J. (1986) y, finalmente, Isard P. (1987).
5. Dicha evidencia contra una prima de riesgo constante es igualmente constatada en un análisis de valoración de activos intertemporal efectuado por G. Kaminski y R. Peruga (1990 pp.47-70). En dicho trabajo se reportan igualmente dos conclusiones afines a las derivadas en el modelo de Cumby: Por una parte, la prima de riesgo es un determinante importante de los rendimientos esperados y, por otra, se reclama una especificación más flexible del modelo de valoración intertemporal de activos.
6. Este test también se realizó para $p=2,3$ y 4 dando siempre valores del estadístico inferiores al valor crítico correspondiente de la χ^2 .
7. Baillie R.T. y Bollerslev T. (1990),pp 309-324, replican para los mismos países el trabajo de Domowitz y Hakkio estimándolo por un proceso GARCH (1,1) multivariante y datos semanales, obteniendo resultados satisfactorios.
8. La utilización de estas variables en niveles o en logaritmos, sólo depende del criterio de utilizar la terminología de Fama o de Hodrick y Srivastava. De hecho, Hansen y Hodrick (1983b), examinan la correlación entre dichas variables para diversas monedas frente al dólar, encontrando para todas ellas correlaciones de 0,999.

Bibliografía

- AYUSO J. PÉREZ JURADO M. y RESTOY F.(1994): "¿Se ha incrementado el riesgo cambiario en S.M.E. tras la ampliación de bandas?". Servicios de estudios del Banco de España. nº 9419.
- BAILLIE R.T. Y BOLLERSLEV T.(1990): "A Multivariate Generalized ARCH. Approach to Modeling Risk Premia in Forward Foreign Exchange Rate Markets". Journ. of Internat. Money and Finance, 9.
- BOLLERSLEV T.(1986) "Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity". Jour. of Econometrics, 31.

- CUMBY R.E. (1988) "Is it Risk: Explaining Deviations from Uncovered Interest Parity". *Jour. of Monet.Econ.*, 22.
- DOMOWITZ I. y HAKKIO C. (1985) "Conditional Variance and the Foring Exchange Market". *Jour. of Intern. Econ.*, 19.
- ENGLE R. (1982) "Autorregresive Conditional Heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation". *Econometrica*, 50.
- ENGLE R., LILLEN D. y ROBINS R. (1987) "Estimating Time Varying Risk Premia in the Term Structure: The ARCH-M Model". *Econometrica*, 55.
- FRANKEL J. (1986) "The Implications of Mean-Variance Optimization for Four Question in International Macroeconomics" *Jour.of Int.Money and Finan.*, 5.
- FRANKEL J. y FROOT K. (1987) "Using Survey Data to Test Some Standar Proposition Regarding Exchange Rate Expectations". *Amer.Econ.Rev.*, 77.
- HANSEN L.P.(1982) "Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators". *Econometrica*, 50.
- HANSEN P.L. y R. HODRICK (1983) "Risk Averse Speculation in the Forward Foreign Exchange Market: An Econometric Analysis of Linear Models" Cap.4 en J. FRENKEL (Ed.) : *Exchange Rates and International Macroeconomics*. Chicago U.P.
- HARVEY C.R. (1989) "Time-varying Conditional Covariances in Tests of Asset Pricing Models". *Jour. of Financial Economics*, 24.
- HODRICK R. y S. SRIVASTAVA (1986) "The Covariation of Risk Premiums and Expected Future Spot Exchange Rates". *Jour. of Int. Money and Finance*, 5. Supplement.
- ISARD P. (1987) "Lessons from Empirical Models of Exchange Rates". *I.M.F. Staff Pap.*, 34,1.
- KAMINSKI G. y PERUGA R.(1990) "Can a Time-Varying Risk Premium Explain Excess Returns in the Forward Market for Foreign Exchange? *Jour. of Onter. Econ.*, 28.
- LORENZO C.(1994) *Análisis del Error de Predicción en el Mercado de Cambios. Relación Peseta-dólar*. Tesis Doctoral. Universidad de Valladolid.
- MARK N.C.(1985) "On Time Varying Risk premia in theForeing Exchange Market:An Econometric Analysis" *Jour. of Monet. Econ.*,16.
- MILES D.K. (1993) "Time Varying Risk Premia and Bies in the Foreign Exchange Market" *Applied Financial Economics* , 3.
- NELSON D.B.(1991) "Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach". *Econometrica*, 59.
- OBSTFELD M. (1989) "Empirical Assessment of Foreign Currency Risk Premiums: A Comment", en C. STONE (Ed) *Financial Risk: Theory Evidence and implications*. Kluwer A.P. Boston.
- PAGAN A. y D.A. HALL (1983) "Diagnostic Test as Residual Analisys", *Econom. Review*, 2.
- STOCKMAN A. (1978) "Risk Information and Forward Exchange Rates" en J.A. FRENKEL y H.G. JOHNSON (Eds.) : *The Economic of Exchange Rates:Selected Studies*. Addison Wesley. Mass.