

# Inestabilidad en la relación entre los tipos *Forward* y los tipos de contado futuros en la estructura temporal del mercado de *Swaps* de tipos de interés.

PILAR ABAD ROMERO\*

## 1. INTRODUCCION

Desde el punto de vista de los gestores de carteras, conocer la evolución futura de la estructura temporal de los tipos de interés (ETTI) del mercado de *swaps* de tipos de interés (*IRS*) y la forma de sus desplazamientos puede proporcionarles importantes ganancias. Del mismo modo, los métodos de valoración de *IRS* y de otros productos financieros, así como los procedimientos de evaluación del riesgo, serán más adecuados en la medida en que se anticipen las variaciones de dicha estructura temporal. Desde esta óptica adquiere relevancia el análisis del grado en que los tipos *forward* tienen capacidad predictiva sobre los tipos de contado futuros. Si bien existe cierto consenso entre los agentes de los mercados acerca de que en el mercado de *IRS* la capacidad predictiva es bastante reducida, dicha conjetura descansa fundamentalmente en la intuición, ya que no hay mucha evidencia empírica que la documente. A pesar de ello, algunos métodos de evaluación del riesgo de tipos de interés a que están

---

\* Quiero agradecer muy especialmente los comentarios y sugerencias de A. Novales. También quiero agradecer las opiniones de L. Robles y las sugerencias de dos evaluadores anónimos, así como la colaboración de A. Mencia y E. Pereira en la obtención de los datos utilizados. Cualquier error es de mi exclusiva responsabilidad.

sometidos los *IRS* se apoyan en la valoración de dichos instrumentos bajo un conjunto de escenarios simulados, que en ocasiones se predicen en base a los tipos *forward* observados. Igualmente, la evaluación del riesgo de crédito se basa en previsiones de la pendiente de la ETTI. Por último, los métodos de valoración aproximan en ocasiones los tipos futuros de la rama variable de los *IRS* a través de los tipos *forward* implícitos en dicha ETTI, aunque también se utilizan otras alternativas.

Por todo ello, en este artículo se amplía el conocimiento de la ETTI del mercado de *IRS* nominados en marcos, dólares y yenes en varias direcciones. En primer lugar, siguiendo la práctica común en los mercados de renta fija, se contrasta la hipótesis de las expectativas (HE) a partir de la relación entre los tipos *forward* calculados a partir de dicha ETTI y los tipos de contado futuros. Dicho estudio se efectúa utilizando los diferentes procedimientos propuestos en la literatura: en una primera etapa se sigue la línea más tradicional, cuyas referencias habituales son los trabajos de Fama (1984) y Fama y Bliss (1987), y en una segunda etapa se realiza un análisis en la línea de las investigaciones más recientes con técnicas de cointegración. Los resultados muestran que la HE se rechaza, si bien en los plazos cortos los tipos *forward* presentan capacidad explicativa sobre los tipos futuros mientras que en los plazos largos no hay indicios de relación entre ambos tipos.

Entre los trabajos que siguen esta línea se pueden destacar los de Shiller (1979), Shiller, Campbell y Schoenholtz (1983), Mankiw (1986), Fama (1984a), Fama y Bliss (1987) o Shiller (1986). Estos trabajos rechazan sistemáticamente la HE. No obstante, para plazos menores o iguales al año en general encuentran capacidad explicativa del tipo *forward*, excepto Fama y Bliss (1987) que muestran como los tipos *forward* van teniendo mayor poder predictivo de los tipos al contado conforme el horizonte de predicción es más largo. Alternativamente, otros autores, como por ejemplo Mankiw y Miron (1986) o Hamilton (1988), no rechazan la HE incorporando cambios de régimen en algunos periodos. Investigaciones más recientes han abordado esta cuestión de forma paralela para un conjunto de países. Dentro de este grupo se pueden destacar, por ejemplo, el trabajo de Jorion y Mishkin (1991), Jorion (1992) o, más recientemente, Domínguez y Novales (2002). Estos últimos autores, que no rechazan en algunas comparaciones de plazo la HE en su versión más estricta, muestran la existen-

cia de la relación de cointegración entre el tipo *forward* y el tipo de contado futuro en el euromercado para nueve divisas y encuentran múltiple evidencia acerca del poder predictivo de los tipos *forward* sobre los tipos futuros. En resumen, los resultados de esta literatura de corte empiricista son diferentes en función del mercado-país utilizado, los vencimientos estudiados, la localización temporal y amplitud del periodo analizado, la frecuencia de los datos y las técnicas empleadas.

En segundo lugar, se procede a contrastar la estabilidad de la relación entre los tipos *forward* y los tipos de contado futuros. Para ello, se propone el estudio de la posible existencia de inestabilidad paramétrica a través del procedimiento *rolling regression*, que permite que el parámetro asociado a dicha relación cambie a lo largo del tiempo sin ningún tipo de restricción sobre el mismo. Posteriormente se procede a la contrastación de la inestabilidad paramétrica mediante los contrastes CUSUM y CUSUMQ y la técnica de *bootstrapping*.

Así pues, este trabajo se estructura como sigue. En la sección 2 se presenta una descripción de la base de datos. En la sección 3 se estudia la relación entre los tipos *forward* y los tipos de contado futuros en las ETTIs del mercado de *IRS* nominados en marcos, en dólares y en yenes. En la sección 4 se considera la posible existencia de inestabilidad temporal sobre la relación entre ambos tipos. Se termina, en la sección 5, con las principales conclusiones. Finalmente se incluyen dos apéndices que contienen las tablas y los gráficos que ilustran las aplicaciones empíricas<sup>1</sup>.

## 2. Base de datos

En este trabajo se utilizan los tipos cupón cero de la ETTI del mercado de *IRS* nominados en tres divisas: marco alemán, dólar USA y yen japonés. La ETTI del mercado de *IRS* se estimó mediante el método recursivo a partir de tipos cotizados en dos mercados: los tipos a corto plazo (de uno a doce meses) proceden del mercado interbancario (en el caso del dólar y el yen) y del euromercado (en el marco), mientras que los tipos a medio y largo plazo (de dos a diez años) son tipos de la rama fija de un *IRS* genérico. Los tipos cotizados

---

<sup>1</sup> En la numeración de todas las tablas y los gráficos se indica entre paréntesis la inicial de la divisa en que están nominados los tipos a partir de los que se realizaron los cálculos.

en ambos mercados se obtuvieron de *DataStream*<sup>TM</sup>. Las ETTIs están formadas por trece vértices que se observan con frecuencia diaria desde el 1/4/1987, 3/4/1987 y 18/9/1989 para el marco, dólar y yen, respectivamente, hasta el 31/12/1998.

Existe un elevado número de tipos *forward* implícitos en cada una de las ETTI. Puesto que el objetivo es evaluar la capacidad de dichos tipos para prever los tipos de contado futuros, sólo se consideran aquellos plazos que se corresponden con los plazos de los vértices estimados<sup>2</sup>. Por este motivo, se consideraron tipos *forward* en  $t$  para una inversión que se efectuará en  $t+n$  durante un periodo  $m$  ( $f_{t,t+n,m}$ ), donde  $n=m$  y toma los valores: 3 y 6 meses, y 1, 2, 3, 4 y 5 años<sup>3</sup>.

### 3. CONTRASTE DE LA HIPOTESIS DE LAS EXPECTATIVAS

En esta sección se estudia si los tipos *forward* actuales, contruidos a partir de la ETTI, son buenos estimadores de los tipos de interés futuros. Concretamente, se contrasta si el *tipo forward es un predictor lineal insesgado de los tipos de contado futuros*<sup>4</sup>. Bajo el supuesto de que los agentes forman sus expectativas de manera racional, la HE sugiere la estimación de la expresión:

$$r_{t+n,m} = \alpha + \beta f_{t,t+n,m} + \varepsilon_{t+n} \quad (1)$$

y el contraste de la hipótesis  $H_0: \alpha=0, \beta=1$ , junto con  $\varepsilon_{t+n}$  incorrelacionado con toda variable conocida en  $\mathcal{F}$ .

Puesto que los tipos *forward* y los tipos de contado siguen procesos integrados de orden uno (ver panel superior de la tabla 1), la

<sup>2</sup> Se trata de evitar distorsiones generadas por el cálculo de los tipos forward con tipos de contado interpolados.

<sup>3</sup> Dichos tipos *forward* se calcularon mediante:  $m_{t,t+n,m} = (n+m)r_{t,n+m} - m_{n,n}$

<sup>4</sup> Alternativamente, otros autores contrastan la HE siguiendo la propuesta de Campbell y Shiller (1987). Para el mercado interbancario español, Pérez, Sáez y Murillo (1997) muestran que se incumple la teoría de las expectativas, mientras que evidencia contraria es presentada en Prats y Beyaert (1998) utilizando una adaptación, para activos a corto plazo, de la metodología propuesta por Campbell y Shiller (1987). Para el mercado español de deuda pública, Massot y Nave (2002) muestran evidencia a favor de dicha hipótesis. En esta misma línea, por ejemplo, Hall, Anderson y Granger (1992), Bradley y Lumpkin (1992), Johnson (1994), Engsted y Tanggaard (1994), Nouzard y Grennier (1995), Siklos y Wohar (1996) o Domínguez y Novales (2000) presentan evidencia compatible con la HE.

<sup>5</sup>  $\varepsilon_{t+n}$  es un error de predicción  $n$  años hacia adelante. Bajo el supuesto de expectativas racionales y dada la frecuencia de los datos (cada año tiene aproximadamente 261 observaciones) dicho error tiene una estructura MA( $n-1$ ).

estimación debe hacerse con el rigor adecuado. Para ello han sido propuestos en la literatura dos tratamientos alternativos: la propuesta más tradicional sugiere la reformulación de la expresión anterior para trabajar en diferencias respecto al tipo de contado actual, mientras que en trabajos más recientes se procede a la estimación de la expresión anterior en el ámbito de la cointegración.

### 3.1. Estimación de la relación entre el tipo *forward* y el tipo contado futuro en diferencias respecto a los tipos de contado actuales

En los trabajos pioneros de Fama (1984) y Fama y Bliss (1987) se contrasta la HE a partir de la expresión (1) trabajando en diferencias respecto al tipo de contado actual:

$$r_{t+n,m} - r_{t,m} = \alpha + \beta (f_{t,t+n,m} - r_{t,m}) + \varepsilon_{t+n} \quad (2)$$

que, bajo la hipótesis  $H_0$  anteriormente mencionada, coincide con la expresión (1). No obstante, en el caso de que las variables no sean estacionarias, la contrastación de la hipótesis nula con el estadístico de Wald no está plenamente justificada. En todas las divisas, los contrastes de raíz unitaria (ver panel inferior de la tabla 1) indican que ambos tipos, en diferencias respecto al tipo de contado actual, siguen procesos integrados de orden uno para los plazos superiores a 6 meses (a un año en el caso del yen). Por tanto, la transformación en (2) no elimina la raíz unitaria en los plazos largos considerados. Esto puede ser debido a que estamos calculando diferencias entre tipos de interés que distan entre sí muchos días. En este contexto, los resultados de la estimación de este modelo (ver primera columna de la tabla 2) se pueden interpretar en los siguientes términos: (a) en el tramo corto de la curva el parámetro  $\beta$  es significativamente distinto de cero para todos los plazos y divisas, tomando valores inferiores a la unidad. La hipótesis  $\beta=1$  se rechaza al 5% de significación. (b) En el tramo medio-largo los contrastes de raíz unitaria sobre los residuos indican que en el dólar y el yen (pero no en el marco) la expresión anterior define una relación de cointegración entre los tipos *forward* y los tipos de contado futuros en diferencias respecto al tipo de contado actual. El coeficiente  $\beta$  es distinto de cero para todos los plazos, siendo superior a la unidad en el dólar e inferior en el yen. Por otra

parte, en la mayoría de los modelos el término constante es negativo, lo cual indica la existencia de una prima por plazo, supuesta constante, positiva<sup>6</sup>.

El hecho de que los coeficientes  $\beta$  sean significativamente distintos de cero indica que los tipos *forward* tienen capacidad explicativa sobre los tipos de contado futuros a más corto plazo. Estos resultados están en la línea de los obtenidos en la literatura para mercados de renta fija; de hecho, los resultados para los tipos a corto plazo en dólares y marcos son análogos a los que se presentan en el trabajo panorámico de Shiller (1990)<sup>7</sup>. Por otra parte, el rechazo de  $\beta=1$  frente a la alternativa  $\beta<1$  puede estar causado por una mala especificación del modelo cuando la prima no es constante. De hecho, una prima cambiante en el tiempo correlacionada positivamente con la diferencia  $f_{t,t+n,n} - r_{t,n}$  generaría una estimación de  $\beta$  sesgada a la baja.

Para discernir qué parte del poder predictivo del tipo *forward* se debe a que este tipo está captando el comportamiento dinámico de los tipos de contado futuros, se volvió a estimar la expresión anterior incluyendo un retardo de la variable endógena:

$$r_{t+n,m} - r_{t,m} = \alpha + \beta(f_{t,t+n,m} - r_{t,m}) + \gamma(r_{t+n-1,m} - r_{t-1,m}) + \varepsilon_{t+n} \quad (3)$$

Los resultados de la estimación (ver segunda columna de la tabla 2) muestran que la estimación de  $\beta$  disminuye considerablemente, y que el coeficiente asociado al primer retardo de la variable endógena se aproxima a la unidad, como era de esperar. Estos resultados confirman que la diferencia  $r_{t+n,n} - r_{t,n}$  está muy próxima a la no estacionariedad, e indican que el elevado poder explicativo de los tipos *forward* observado en la regresión de la primera columna de la tabla 2 se debe a que estos tipos captan parte de la dinámica de los tipos futuros<sup>8</sup>. Además, la diferencia del tipo *forward* respecto al tipo contado indica correctamente la dirección del cambio en los tipos futuros

<sup>6</sup> El término constante de la expresión (1) es un múltiplo negativo de la prima por plazo, ya que a partir de la definición de la prima *forward* [ $\pi_{t,n,m}^f - m(f_{t,t+n,m} - E_t(r_{t+n,m}))$ ], y bajo el supuesto de que los agentes tienen expectativas racionales se tiene:  $\frac{\pi_{t,n,m}^f}{m} + f_{t,t+n,m} + \varepsilon_{t+n}$ .

<sup>7</sup> Los resultados contrastan con los presentados para mercados de renta fija en Jorion y Mishkin (1991). Estos autores, que consideran horizontes de hasta cinco años, no encuentran ningún coeficiente significativo en EEUU, y únicamente lo encuentran para el horizonte de cinco años en Alemania.

<sup>8</sup> Es decir, que el tipo *forward* actúa como *proxi* del comportamiento inercial del tipo de contado futuro.

$m$  periodos hacia adelante, puesto que en la estimación de este segundo modelo  $\beta$  es siempre positivo<sup>9</sup>.

Finalmente, y en línea con la literatura, se planteó la estimación de la expresión (1) en primeras diferencias<sup>10</sup>:

$$\Delta r_{t+n,m} = \alpha + \beta \Delta f_{t,t+n,m} + \varepsilon_{t+n} \quad (4)$$

Con una sola excepción, los coeficientes asociados a los tipos *forward* (ver tercera columna de la tabla 2) no son significativos para ninguno de los plazos, lo cual indica que no poseen capacidad explicativa sobre los tipos futuros. Por otra parte, dada la formulación del modelo, el término constante estadísticamente significativo y negativo en el yen y en los plazos superiores al año del marco indica que las primas por plazo siguen una tendencia creciente en el periodo considerado. No obstante, el hecho de que para el resto de los casos no sea significativo podría ser debido a que la tendencia de la prima cambia en el periodo considerado<sup>11</sup>.

Para ilustrar las relaciones estimadas entre el tipo *forward* y el tipo de contado futuro, ambos en diferencias respecto al tipo de contado actual, a modo de ejemplo se presentan, para el marco, tanto los gráficos de líneas como las nubes de puntos para cada uno de los plazos considerados (ver figura 1). En dicha figura se aprecian algunos indicios de esta relación, especialmente en los plazos superiores a un año. Respecto al dólar y el yen, cuyos gráficos no se presentan por motivos de espacio, tal relación se aprecia claramente en el dólar a partir del año, mientras que en el yen se observan indicios de relación en algún plazos. No obstante, si bien las nubes de puntos confirman la existencia de tal relación en los plazos superiores a 6 meses en el dólar, en ningún caso se ajustan a la bisectriz ( $\beta=1$ ), como establecería la HE. Esto sugiere la diferente naturaleza de la relación entre estas variables según el plazo y la divisa.

Para indagar acerca de si estos resultados se deben a un inco-

<sup>9</sup> Puesto que  $\gamma$  es aproximadamente igual a uno, la expresión (3) se puede reorganizar de la siguiente forma:

$$r_{t+n,n} - r_{t+n-1,n} = \hat{\alpha} + (r_{t,n} - r_{t-1,n}) + \hat{\beta}(f_{t,t+n,n} - r_{t,n})$$

<sup>10</sup> Esta estimación no está exenta de problemas, ya que si existe una relación de cointegración entre ambos tipos este modelo está incorrectamente especificado. Dicha cuestión se discute más adelante.

<sup>11</sup> La propuesta de Fama (1984) no es susceptible de ser utilizada para inferencia en la muestra empleada, debido al diferente orden de integración de la variable endógena ( $r_{t+n,n} - r_{t,n}$ ) y exógena ( $f_{t,t+n,n} - f_{t-1,t+n,n}$ ).

recto tratamiento estadístico o no, se procedió a contrastar la HE siguiendo las líneas más recientes de investigación.

### **3.2. Estimación de la relación de equilibrio a largo plazo entre el tipo forward y el tipo de contado futuro**

Dada la ausencia de estacionariedad de los tipos *forward* y los tipos de contado, las líneas más recientes de investigación abordan el estudio de las relaciones entre ambos tipos en el ámbito de la cointegración. Bajo la HE, la expresión (1) define una relación de equilibrio a largo plazo, cuyo vector de cointegración es (1,-1). La contrastación y estimación de dicho vector puede realizarse con el procedimiento de mínimos cuadrados en dos etapas inicialmente propuesto por Engle y Granger (1987) o por el método de máxima verosimilitud desarrollado por Johansen (1988, 1991).

En la tabla 3 se presentan los resultados de la estimación por ambos procedimientos. La primera columna contiene la estimación de la expresión (1) por mínimos cuadrados con desviaciones típicas robustas a heterocedasticidad y autocorrelación que se obtuvieron siguiendo a Newey y West (1987), y también se presentan los estadísticos ADF sobre los residuos. Estos estadísticos indican que los residuos de todos los modelos para el dólar y el yen son estacionarios, mientras que los residuos para el marco únicamente son estacionarios para los plazos a 3 y 6 meses. Por tanto, según este procedimiento, únicamente se detecta una relación de equilibrio a largo plazo entre el tipo *forward* y el tipo de contado futuro en esos casos, y el vector de cointegración podría ser (1,-1) en los plazos cortos y en algún plazo largo para el yen. Por tanto, los resultados de esta primera estimación no apuntan en contra de la HE en sentido débil en algunos plazos. Dicha hipótesis será contrastada formalmente siguiendo la metodología de Johansen (1988, 1991).

Respecto a la estimación máximo-verosímil (ver segunda columna de la tabla 3), los estadísticos del contraste de rango reducido ofrecen resultados discrepantes con los del procedimiento anterior en algún plazo largo. Los estadísticos traza y máximo autovalor no rechazan, al 10% de significación, que los tipos *forward* y los tipos de contado futuros en yenes tienen una relación de cointegración en los plazos de 3 y 6 meses<sup>12</sup>, y 3, 4 y 5 años, mientras que indican la existencia de dicha relación únicamente en los tipos en marcos a 3 y



6 meses, y a 1 y 5 años y en los tipos en dólares con plazos inferiores a 2 años. En dichos casos, mediante el estadístico de razón de verosimilitudes, no se rechaza al 1% de significación la hipótesis de que el vector de cointegración sea (1,-1), excepto para los tipos en yenes a 3 meses.

También se contrastó la estacionariedad de la diferencia entre los tipos contado futuros y los *forward*, esto es, imponiendo la relación que establece la HE sobre los mismos. Los resultados (ver tercera columna de la tabla 3) indican que los *spreads* entre el tipo *forward* y el tipo de contado futuro nominados en yenes, y los nominados en dólares y en marcos para los plazos de 3 y 6 meses son estacionarios. Por tanto, en estos casos un vector de cointegración que representa adecuadamente la relación entre los tipos es (1,-1).

La representación gráfica conjunta de los tipos *forward* y de los tipos de contado futuros para cada uno de los plazos analizados y las nubes de puntos ayudan a interpretar los resultados obtenidos. A modo de ejemplo, en la figura 2 se presentan los gráficos para el marco alemán. Tanto en el marco como en el dólar y el yen, cuyas ilustraciones no se presentan por motivos de espacio, se puede afirmar que existe una relación entre dichos tipos cuando se consideran plazos cortos, mientras que en el resto de los plazos la existencia de relación no es tan evidente. No obstante, en los plazos largos se observan algunas diferencias en esta relación según las divisas en el sentido de que los tipos en yenes muestran indicios más claros de la existencia de dicha relación que los del resto de las divisas.

Resumiendo, la evidencia presentada a lo largo de esta sección no permite concluir que los tipos *forward* son predictores insesgados de los tipos de contado futuros, aunque muestra que poseen capacidad explicativa en el tramo corto de la ETTI. En dicho tramo, ambos tipos presentan una relación de equilibrio a largo plazo. En consecuencia, en estos casos, las primas por plazo, si existen, son estacionarias. No obstante, los resultados en el tramo largo de la curva no apuntan en este mismo sentido, ya que la hipótesis mencionada se rechaza y, en algunos casos, no se observan indicios de una relación de cointegración entre dichos tipos. Por tanto, independientemente de la metodología utilizada, los resultados expuestos apuntan a la

---

<sup>12</sup> En el plazo de 6 meses no se rechaza al 5% de significación [valores críticos de Osterwald-Lenum (1992)].

existencia de cierta heterogeneidad en la ETTI según se consideren plazos cortos o plazos medios-largos (interbancario o euromercado versus *swaps*).

#### 4. INESTABILIDAD EN LA RELACION ENTRE LOS TIPOS FORWARD Y LOS TIPOS DE CONTADO

Existen varias explicaciones alternativas a la escasa capacidad de los tipos *forward* para explicar los cambios en los tipos futuros cuando los plazos son superiores o iguales al año: (1) que el *forward* no incorpore correctamente la información sobre las expectativas de tipos futuros, (2) que las primas no sean constantes ni estacionarias<sup>13</sup>, (3) que las expectativas del mercado no sean racionales, o (4) que exista algún tipo de inestabilidad temporal en dicha relación. Este trabajo se centra en el estudio de la inestabilidad a lo largo del tiempo en la relación existente entre los tipos *forward* y los tipos de contado.

Algunos autores han argumentado que el rechazo de la HE puede ser efecto de la existencia de cambios de régimen que no se consideran. Mankiw y Miron (1986) y Hardouvelis (1988) analizan la capacidad predictiva de la ETTI por submuestras, donde cada subperíodo se caracteriza por la política de la Reserva Federal, y Hamilton (1988) y Sola y Driffill (1994) especifican modelos con cambios de régimen en los que contrastan la HE. Siguiendo esta línea, en este trabajo se considera una inestabilidad general permitiendo que la relación entre ambas variables cambie a lo largo del tiempo, sin restringir el número de escenarios posibles. Por tanto, se deberá cuestionar si algún valor del parámetro que determina la relación entre dichos tipos es suficientemente representativo como para poder ser tomado en consideración. Dicha inestabilidad se contrasta para las tres divisas.

Para indagar acerca de la existencia de inestabilidad temporal en la relación de equilibrio de cada divisa se comenzó observando las nubes de puntos en cada uno de los plazos analizados, en subperíodos muestrales no solapados entre sí, de un año de amplitud. Dichos

---

<sup>13</sup> El rechazo de la HE ha llevado a algunos autores a considerar primas por plazo que varían en el tiempo y al estudio de sus determinantes. En esta línea están, por ejemplo, los trabajos de Modigliani y Shiller (1973), Shiller, Campbell y Schoenholtz (1983), Ezquiaga y Freixas (1991), Ayuso y de la Torre (1991), Freixas y Novales (1992), Flores (1995a, 1995b), Rico (1999), Robles y Flores (2000), Massot, Navarro y Nave (2001) o Novales y Abad (2002).

gráficos (ver figura 3 donde se presentan, a modo de ejemplo, las ilustraciones del marco alemán) no muestran indicios de estabilidad en ningún sentido a lo largo de los subperiodos. Se observa que mientras que en algunos periodos las nubes de puntos entre ambos tipos muestran una clara relación, en otros periodos no. Además, en aquellos periodos en que se observa relación, ésta no es estable llegando incluso a cambiar de signo en años consecutivos.

A la luz de esta primera aproximación parece imprescindible permitir que el parámetro que mide la relación entre ambos tipos cambie en el tiempo. Frente al enfoque habitual, la modelización de la relación entre ambos tipos bajo el supuesto de parámetros cambiantes en el tiempo se efectuó siguiendo el procedimiento *rolling regression*. A partir de dicho procedimiento se obtuvo una secuencia de parámetros estimados, donde cada parámetro corresponde a la regresión de la expresión (1) con las observaciones de una ventana móvil de amplitud fija e igual a un año (261 observaciones). Cada iteración se efectuó con una nueva ventana que es el resultado de incorporar a la anterior una nueva observación y eliminar la observación inicial de la misma. Las estimaciones se obtuvieron por mínimos cuadrados ordinarios siguiendo la propuesta de Engle y Granger (1987) en contextos de no estacionariedad. La metodología propuesta se diferencia de la de los trabajos anteriormente señalados en dos aspectos fundamentales: (a) no se determina a priori ningún punto de ruptura en el periodo muestral objeto de estudio y (b) no se impone un número concreto de puntos de ruptura.

Como el propósito es examinar la estabilidad del parámetro  $\beta$  de la expresión (1), se representó gráficamente la evolución temporal de dicho parámetro junto con la frecuencia (en forma de histograma) con que se observa cada uno de los valores que toma dicho parámetro. De la inspección visual de la figura 4 pueden obtenerse importantes conclusiones para la interpretación de la relación a largo plazo entre el tipo *forward* y los tipos de contado futuros. La primera de ellas es el claro comportamiento cambiante en el tiempo de los parámetros estimados en todos los plazos. Este hecho disipa cualquier tipo de duda que pudiese existir en torno a la inestabilidad temporal de la relación entre ambos tipos. Además, esta inestabilidad temporal no es homogénea respecto de las divisas ni de los plazos. El segundo de los puntos reseñables es que el rango de variación de los parámetros estimados depende del plazo considerado. En primer lugar, los

histogramas indican que conforme se incrementan los plazos va aumentando progresivamente el porcentaje de parámetros estimados que toman valores fuera el intervalo  $(-1,1)$ <sup>14</sup>. En segundo lugar, la dispersión de la distribución empírica de los parámetros estimados (ver tabla 4) es similar por divisas y, en todas ellas, es función creciente del plazo. Esto indica que la inestabilidad en la relación entre ambos tipos es más notable cuanto mayor es el plazo de los mismos.

Para contrastar más formalmente la existencia de inestabilidad paramétrica en la relación entre los tipos *forward* y los tipos de contado futuros se implementaron dos tipos de contrastes. En primer lugar, se efectuaron los contrastes CUSUM y CUSUMQ propuestos por Brown, Durbin y Evans (1975). El contraste CUSUM se basa en la suma acumulada de los denominados “residuos recursivos”<sup>15</sup> normalizados. La secuencia de estadísticos para cada uno de los plazos se ha representado en la figura 5 junto con las bandas críticas al 5% de significación. En todos los plazos se rechaza la hipótesis de estabilidad, ya que el estadístico traspasa dicha bandas. En dicha figura también se ha representado el estadístico CUSUMQ, que utiliza los cuadrados de los residuos recursivos. Nuevamente, los estadísticos se salen de las bandas al 5% de significación y, en consecuencia, se rechaza la hipótesis de estabilidad. Por tanto, la hipótesis de estabilidad en la relación entre los tipos *forward* y los tipos de contado futuro se rechaza en todos los plazos y las divisas.

En segundo lugar, se ha utilizado un procedimiento *bootstrap* por submuestras para contrastar la igualdad de distribuciones de la pendiente estimada en la relación (1) en cada una de ellas<sup>16</sup>. Concretamente se han generado, para cada uno de los plazos y divisas analizados, subperiodos muestrales, no solapados entre sí, de un año de amplitud<sup>17</sup>. A continuación, para cada subperiodo anual se ha remuestreado con remplazamiento obteniendo una nueva muestra del mismo tamaño, a partir de la cual se ha estimado la pendiente de la relación (1). Este proceso se ha repetido 1000 veces obteniendo la

<sup>14</sup> Nótese que en los gráficos de la figura 4 se representó dicho intervalo.

<sup>15</sup> Dichos residuos recursivos se calculan mediante estimaciones recursivas de la expresión (1), donde el residuo recursivo correspondiente a la observación  $t$  se define como el error de predicción de la variable endógena en  $t$ , utilizando el estimador MCO obtenido con las observaciones hasta  $t-1$ .

<sup>16</sup> Agradezco a un evaluador anónimo la sugerencia de este procedimiento para contrastar la existencia de inestabilidad paramétrica en la relación entre los tipos *forward* y los tipos de contado futuros.

<sup>17</sup> Estos subperiodos coinciden con los representados en la figura 3.

distribución empírica *bootstrap* de dicha pendiente en cada año. Seguidamente, se contrasta la hipótesis nula de independencia de ambas distribuciones para cada par de años consecutivos mediante el contraste  $\chi^2$  de Pearson. Adicionalmente, se contrasta la igualdad de medias mediante el contraste ANOVA. Los resultados del análisis se presentan en la tabla 5. Como puede observarse en general no se rechaza la hipótesis nula de independencia, salvo en dos casos en el marco y en cuatro casos en el dólar y el yen. En cuanto a la hipótesis de igualdad de medias entre distribuciones, ésta se rechaza en todos los casos, excepto en uno en el dólar. Estos resultados parecen indicar una clara inestabilidad en la relación (1) en el sentido de que la distribución de la pendiente estimada cambia en años consecutivos.

Obviamente, a la vista de tal evidencia se suscita una pregunta crucial: ¿se puede hablar de una relación de equilibrio entre ambos tipos teniendo en cuenta la inestabilidad paramétrica observada? La evidencia presentada no parece consistente con una relación de equilibrio a largo plazo para ambos tipos en ninguno de los plazos. No obstante, los resultados presentados en la sección anterior respecto a los dos plazos inferiores indicaban la existencia de una relación de cointegración. Ello se debe a que, como se ha indicado, las distribuciones empíricas de los valores  $\beta$  de toda la secuencia de estimaciones (ver tabla 4) presentan una menor dispersión en dichos plazos. La reducida dispersión, que permite no rechazar la hipótesis de existencia de una relación de cointegración, parece ser la causa de que los contrastes alternativos de la HE en sentido débil no apunten en una única dirección. Por el contrario, en el resto de los plazos la inestabilidad alcanza dimensiones que impiden aceptar la existencia de una relación de equilibrio estable entre ambos tipos, como se concluyó en la sección anterior al rechazar la hipótesis de cointegración.

En resumen, el rango de variación es excesivamente amplio para ser consistente con la hipótesis de “predicción insesgada”. Como ha quedado patente, la relación de equilibrio a largo plazo entre los tipos *forward* y los tipos de contado futuros en las tres divisas no es estable a lo largo del tiempo. Algunas de las causas de la inestabilidad pueden ser (a) el mercado del que provienen los tipos a partir de los cuales se genera la ETTI o (b) la frecuencia diaria de los datos utilizados. Respecto a la primera causa, mientras que las rentabilidades a corto plazo que se obtienen directamente de mercados monetarios muestran menor inestabilidad, las rentabilidades de medio y largo

plazo que se estiman a partir de las cotizaciones de la rama fija de *IRS* son más inestables. En cuanto a la segunda, el uso de observaciones diarias con los plazos considerados implica que se está evaluando la capacidad explicativa del tipo *forward* observado hoy sobre el tipo de contado que será observado 261, 522, ... días después (para un plazo de un año, dos, ...), es decir, que ambos tipos distan un número muy elevado de observaciones.

## 5. CONCLUSIONES

En este artículo se investiga la información contenida en la ETTI del mercado de *IRS* sobre la evolución futura de sus tipos de contado. En concreto, se cuestiona cuál es la capacidad explicativa de los tipos *forward* sobre los tipos de contado futuros. Para responder a esta pregunta inicialmente se han seguido los dos tratamientos sugeridos en la literatura. En primer lugar, en la línea más tradicional, se han efectuado las regresiones de los tipos *forward* sobre los tipos de contado futuros en diferencias. En segundo lugar, se han estimado relaciones de equilibrio a largo plazo entre ambos tipos siguiendo la literatura más reciente. La evidencia presentada con ambos tratamientos indica que los tipos *forward* no son predictores insesgados de los tipos de contado futuros, si bien dichos tipos *forward* tienen capacidad para explicar los tipos futuros en los plazos cortos y en algún plazo largo.

Sin embargo, cuando se investiga la posible existencia de algún tipo de inestabilidad en la relación que liga los tipos *forward* y los tipos de contado futuros, la evidencia presentada muestra que dicha relación es muy inestable a lo largo del periodo de tiempo analizado, lo que se refleja en variaciones temporales notables en los parámetros estimados. Esta inestabilidad en la relación entre ambos tipos es uno de los factores, a nuestro juicio el más importante, que está detrás de la escasa o nula capacidad explicativa que se detecta en los tipos *forward* para explicar los tipos de contado futuros en los plazos más largos analizados. El hecho de que el nivel de inestabilidad sea inferior en los plazos cortos permite detectar con alguno de los métodos tradicionales la existencia de capacidad explicativa del tipo *forward* respecto del tipo de contado, al igual que se detecta en otros trabajos de la literatura. No obstante, incluso en los plazos cortos, donde no se rechaza la existencia de una relación de equilibrio a largo plazo con

los procedimientos habituales, se detecta una clara inestabilidad. En consecuencia, de la evidencia presentada puede concluirse que el tipo *forward* no incorpora correctamente la información sobre las expectativas de tipos futuros o que la relación entre ambos tipos no es estable a lo largo del tiempo, si bien parece más probable esta segunda alternativa.

La principal conclusión que se obtiene del análisis presentado es que la utilización de los tipos *forward* para predecir los tipos de contado futuro debe realizarse teniendo presente que la relación entre ambas variables es inestable. A pesar de dicha inestabilidad, la relación puede ser explotada en términos de predicción. Ahora bien, la especificación de los modelos debe considerar explícitamente esta inestabilidad paramétrica. A tal efecto, un esquema adecuado son las modelizaciones estocásticas en espacio de los estados bajo el supuesto de parámetros cambiantes en el tiempo. Por ejemplo, Young (1984) desarrolla métodos recursivos en modelos de componentes no observables, en forma de espacio de los estados. A partir de una modelización de dicho tipo, pueden obtenerse predicciones de la prima por plazo y del parámetro asociado al tipo *forward* (que son variables en el tiempo), susceptibles de ser utilizadas para calcular las predicciones de los tipos de contado futuros. El desarrollo de dichos modelos, así como la evaluación de los mismos en términos de predicción, constituyen una interesante línea para futuras investigaciones.

## REFERENCIAS

- Ayuso, J. y M. L. de la Torre (1991), "Riesgo y volatilidad en el mercado interbancario", *Investigaciones Económicas* (Segunda época), 15, págs: 89-119.
- Bradley, M. G. y A. Lumpkin (1992), "The treasury yield curve as a cointegrated system", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 27, págs: 449-463.
- Brown, R.L., J. Durbin y J.M. Evans (1975), "Techniques for testing the constancy of regression relationships over time", *Journal of the Royal Statistical Society, Series B*, 37, págs: 149B192.
- Campbell, J. Y. y R. J. Shiller (1987), "Cointegration and tests of present value models", *Journal of Political Economy*, 95, págs: 1062-1088.
- Domínguez, E. y A. Novales (2000), "Testing the expectations hypothesis in Eurodeposits", *Journal of International Money And Finance*, 19 (5), págs: 713-736.
- Domínguez, E. y A. Novales (2002), "Can forward rates be used to improve interest rate forecast", *Applied Financial Economics*, 12 (7), págs: 493-504.
- Engle, R.F. y C.W.J. Granger (1987), "Cointegration and error correction: Representation, estimation and testing", *Econometrica*, 55, págs: 251-276.
- Engsted, T. y C. Tanggaard (1994), "Cointegration and the US term structure", *Journal of Banking & Finance*, 18, págs: 167-181.
- Ezquiaga, I. y X. Freixas (1991), "El mercado repo de Letras del Tesoro: Análisis empírico". FEDEA, Documento de Trabajo 89-09, vesr. 1991.
- Fama, E.F. (1984), "The information in the term structure", *Journal of Financial Economics*, 13, págs: 509-528.
- Fama, E.F. y R.R. Bliss (1987), "The information in long-maturity forward rates", *American Economic Review*, 77, págs: 680-692.
- Flores, R. (1995a), "A VARMA approach to estimating term premia: The case of the Spanish interbank money market", *Applied Financial Economics*, 5, págs: 409-418.
- Flores, R. (1995b), "Estimación de las primas por plazo sobre tipos de interés en un contexto multivariante", *Revista Española de Economía*, 12, págs: 191-218.
- Freixas, X. y A. Novales (1992), "Primas de riesgo y cambio de habitat", *Revista Española de Economía*, Monográfico: Mercados Financieros Españoles, págs: 135-162.
- Hall, A. D., H. M. Anderson y C. W. J. Granger (1992), "A cointegration analysis of treasury bill yield", *The Review of Economics and Statistics*, 74, págs: 116-125.
- Hamilton, J.D. (1988), "Rational expectations econometric analysis of changes in regime: An investigation of the term structure of interest rates", *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, págs: 385-423.
- Hardouvelis, G.A. (1988), "The predictive power of the term structure during recent monetary regimes", *Journal of Finance*, 43, págs: 339-356.
- Johansen, S. (1988), "Statistical analysis of cointegration vectors", *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, págs: 231-254.
- Johansen, S. (1991), "Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in gaussian vector autoregressive models", *Econometrica*, 59, págs: 1551-1580.
- Johnson, P. A. (1994), "On the number of common unit roots in the term structure of interest rates", *Applied Economics*, 26, págs: 815-820.
- Jorion, P. (1992), "Term premiums and the integration of the eurocurrency markets", *Journal of International Money and Finance*, 11, págs: 17-39.
- Jorion, P. y F. Mishkin (1991), "A multicountry comparison of term-structure forecasts at long horizons", *Journal of Financial Economics*, 29, págs: 59-80.
- Mankiw, N. G. (1986), "The term structure of interest rates revisited", *Brooking Papers on Economic*



INESTABILIDAD EN LA RELACIÓN ENTRE LOS TIPOS FORWARD Y LOS TIPOS DE CONTADO FUTUROS EN  
LA ESTRUCTURA TEMPORAL DEL MERCADO DE SWAPS DE TIPOS DE INTERES

- Activity*, 1, págs: 61-96.
- Mankiw N. G. y J.A. Miron (1986), "The changing behavior of the term structure of interest rates", *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 101, 2, págs: 211-228.
- Massot, M. y J.M. Nave (2002), "La hipótesis de las expectativas en el largo plazo: Evidencia en el mercado español de deuda pública". FEDEA, Estudios sobre la Economía Española, 123.
- Massot, M., E. Navarro y J.M. Nave (2001), "Estimación de primas temporales a partir de la curva de bonos cupón-cero", *Revista Española de Financiación y Contabilidad*, 109, págs: 795-813.
- Modigliani, F. y R. J. Shiller (1973), "Inflation, rational expectations and the term structure of interest rates", *Economica*, 40, págs: 12-43.
- Newey, W. y K. West (1987), "A simple positive semi-definite, heteroscedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix", *Econometrica*, 55, págs: 703-708.
- Nouzard, F. y R. S. Grennier (1995), "Cointegration analysis of the expectation theory of the term structure", *Journal of Economics and Business*, 47, págs: 281-292.
- Novales, A. y P. Abad (2002), "Risk premia in the term structure of swaps in pesetas", Mimeo, Universidad Complutense de Madrid.
- Osterwald-Lenum, M. (1992), "A note with quartiles of the asymptotic distribution of the ML cointegration rank test statistics", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 54, págs: 461-472.
- Pérez, J.V., M. Sáez y C. Murillo (1997), "Expectativas y volatilidad condicionada. Los tipos de interés en el mercado interbancario", *Revista de Economía Aplicada*, 13, págs: 83-107.
- Prats, M.A. y A. Beyaert (1998), "Testing the expectations theory in a market of short-term financial assets", *Applied Financial Economics*, 8, págs: 101-109.
- Rico, P. (1999), "Primas por plazo en el mercado español de deuda pública", *Revista de Economía Aplicada*, 19, págs: 61-83.
- Robles, M. D. y R. Flores (2000), "Time varying term premia and risk: The case of the Spanish Interbank Money Market", *Applied Financial Economics*, 10, págs: 243-260.
- Shiller, R. J. (1979), "The volatility of long-term interest rates and expectation models of the term structure", *Journal of Political Economy*, 87, págs: 1190-1219.
- Shiller, R. J. (1986), "Comments and discussion", *Brooking Papers on Economic Activity*, 1, págs: 100-107.
- Shiller, R. (1990), The term structure of interest rates, *Handbook of Monetary Economics*, Vol1, editado por B.M. Friedman y F.H. Hahn, North-Holland, Amsterdam.
- Siklos, P. L. y M. E. Wohar (1996), "Cointegration and the term structure: A multicountry comparison", *International Review of Economics and Finance*, 5, págs: 21-34.
- Sola, M. y J. Driffill (1994), "Testing the term structure of interest rates using a stationary vector autoregression with regime switching", *Journal of Dynamics and Control*, 18, págs: 601-628.
- Young (1984), *Recursive estimation and time series analysis*, Springer-Verlag, Berlin.

APÉNDICE 1  
**TABLA 1. CONTRASTES DE RAIZ UNITARIA SOBRE LOS TIPOS FORWARD Y LOS TIPOS DE CONTADO**

Tabla 1 (m)			Tabla 1 (d)			Tabla 1 (y)		
	ADF	PP	ADF	PP	ADF	PP	ADF	PP
<b>r 3 meses</b>	-0.596	-0.514	-0.998	-0.911	-1.241	-0.424	-0.019	-0.874
	-12.646*	-61.759*	-13.106*	-59.571*	-14.065*	-96.812*	-12.535*	-46.448*
<b>r 6 meses</b>	-0.637	-0.495	-1.096	-1.037	-1.428	-1.650	-1.095	-0.945
	-11.994*	-63.028*	-13.358*	-76.132*	-14.821*	-77.621*	-11.667*	-47.152*
<b>r 1 año</b>	-0.649	-0.465	-1.252	-1.136	-1.509	-1.638	-1.279	-1.079
	-11.466*	-62.477*	-13.619*	-62.282*	-13.980*	-78.715*	-11.852*	-42.906*
<b>r 2 años</b>	-0.687	-0.417	-1.347	-1.100	-0.977	-0.824	-1.428	-1.098
	-11.660*	-51.799*	-12.711*	-55.373*	-13.213*	-62.105*	-11.214*	-46.832*
<b>r 3 años</b>	-0.650	-0.334	-1.510	-1.023	-0.812	-0.712	-1.367	-1.016
	-11.740*	-52.124*	-12.711*	-56.032*	-13.851*	-59.811*	-11.126*	-47.032*
<b>r 4 años</b>	-0.555	-0.194	-1.195	-0.949	-0.809	-0.704	-1.224	-0.920
	-11.459*	-53.830*	-12.801*	-56.320*	-14.370*	-61.626*	-10.991*	-48.289*
<b>r 5 años</b>	-0.407	-0.113	-1.125	-0.900	-0.824	-0.787	-1.116	-0.844
	-11.893*	-53.961*	-12.897*	-55.663*	-14.524*	-62.578*	-10.787*	-48.759*
<b>r 3 meses<sup>(a)</sup></b>	-4.127*	-4.389*	-4.255*	-4.506*	-5.340*	-12.960*	-4.309*	-3.934*
	-24.819*	-61.653*	-25.738*	-58.671*	-35.565*	-123.627*	-20.277*	-45.601*
<b>r 6 meses<sup>(a)</sup></b>	-2.537	-2.683*	-3.206*	-3.520*	-5.103*	-10.443*	-3.246*	-3.375*
	-24.113*	-62.458*	-26.937*	-73.808*	-35.603*	-110.950*	-21.619*	-46.756*
<b>r 1 año<sup>(a)</sup></b>	-1.332	-1.378	-1.799	-1.937	-4.130*	-7.045*	-3.516*	-3.469*
	-24.504*	-59.290*	-26.708*	-60.990*	-33.856*	-100.925*	-18.185*	-40.104*
<b>r 2 años<sup>(a)</sup></b>	-1.349	-1.337	-2.120	-2.247	-1.333	-1.450	-1.691	-1.737
	-20.391*	-46.871*	-21.782*	-49.665*	-24.929*	-71.196*	-17.790*	-41.236*
<b>r 3 años<sup>(a)</sup></b>	-1.982	-1.907	-1.614	-1.638	-1.238	-1.327	-1.077	-1.014
	-18.369*	-45.854*	-21.718*	-46.999*	-23.933*	-63.936*	-17.114*	-38.623*
<b>r 4 años<sup>(a)</sup></b>	-1.478	-1.496	-1.305	-1.327	-0.884	-1.047	-2.005	-2.031
	-19.081*	-44.584*	-20.205*	-44.325*	-22.041*	-60.820*	-16.197*	-35.781*
<b>r 5 años<sup>(a)</sup></b>	-2.444	-2.535	-1.103	-1.160	-1.474	-1.546	-1.401	-1.397
	-17.960*	-41.795*	-19.747*	-41.754*	-20.864*	-55.288*	-14.215*	-31.853*

Nota: Los contrastes Dickey-Fuller Aumentado (ADF) y Phillips-Perron (PP) en niveles (primera fila) y primera diferencia (segunda fila) sobre los tipos de contado y los tipos forward. (a) indica que son tipos en diferencias respecto a los tipos de contado actuales ( $r_{t+h,t}$  y  $f_{t+h,t}$ ). Valores críticos al 10% de significación: ADF = -2.582, PP = -2.568. Un asterisco denota un estadístico significativo al 10% de significación.

**TABLA 2. ESTIMACION DE LA RELACION ENTRE LOS TIPOS FORWARD Y LOS TIPOS CONTADO FUTUROS EN DIFERENCIAS RESPETO AL TIPO DE CONTADO ACTUAL**

Plazo	$r_{t+n,n} - r_{t,n} = \alpha + \beta [f_{t,t+n,n} - r_{t,n}] + u_t^{(a)}$					$r_{t+n,n} - r_{t,n} = \alpha + \beta [f_{t,t+n,n} - r_{t,n}]^{(b)}$ $+ \gamma [r_{t+n-1,n} - r_{t-1,n}] + u_t$					$\Delta r_{t+n,n} = \alpha + \beta \Delta f_{t,t+n,n} + u_t^{(c)}$			
	$\alpha$	$\beta$	ADF	PP(u)	R <sup>2</sup>	H0: $\beta=1$	$\alpha$	$\beta$	$\gamma$	R <sup>2</sup>	$\alpha$	$\beta$	R <sup>2</sup>	H0: $\beta=1$
<b>Tabla 2(m)</b>														
3 meses	0.006 (0.025)	0.632* (0.058)	-4.455* -4.931*	0.208		4.85 (0.00)	0.000 (0.002)	0.028* (0.006)	0.976* (0.004)	0.969	-0.000 (0.001)	-0.026* (0.014)	0.001	5151.6 (0.00)
6 meses	0.047 (0.045)	0.686* (0.072)	-2.703* -2.925*	0.175		19.13 (0.00)	0.001 (0.002)	0.013* (0.005)	0.991* (0.002)	0.988	-0.001 (0.001)	0.010 (0.009)	0.000	11379.2 (0.00)
1 año	-0.190* (0.181)	0.562* (0.108)	1.439 1.465	0.092	--	--	-0.002 (0.002)	0.005* (0.002)	0.997* (0.001)	0.996	-0.000 (0.001)	-0.003 (0.012)	0.000	7549.7 (0.00)
2 años	-0.739* (0.124)	0.873* (0.106)	-1.027 -1.044	0.161	--	--	-0.003* (0.002)	0.003* (0.002)	0.999* (0.001)	0.999	-0.001 (0.001)	0.001 (0.014)	0.000	5395.9 (0.00)
3 años	-1.399* (0.112)	1.395* (0.130)	0.956 0.912	0.316	--	--	-0.006* (0.002)	0.005* (0.002)	0.998* (0.001)	0.999	-0.002* (0.001)	-0.003 (0.015)	0.000	4450.8 (0.00)
4 años	-1.923* (0.064)	1.878* (0.080)	-0.690 -0.711	0.639	--	--	-0.008* (0.003)	0.004 (0.003)	0.998* (0.001)	0.999	-0.002* (0.001)	0.016 (0.019)	0.000	2788.5 (0.00)
5 años	-1.975* (0.066)	1.472* (0.069)	-1.312 -1.396	0.684	--	--	-0.010* (0.004)	0.005* (0.003)	0.996* (0.002)	0.999	-0.003* (0.001)	0.017 (0.018)	0.000	2851.4 (0.00)
<b>Tabla 2(d)</b>														
3 meses	-0.123* (0.030)	0.688* (0.126)	-4.713* -5.962*	0.143		6.2 (0.01)	-0.002 (0.002)	0.010* (0.006)	0.983* (0.005)	0.971	-0.001 (0.001)	0.008 (0.009)	0.000	11164.2 (0.00)
6 meses	-0.212* (0.052)	0.434* (0.111)	-3.423* -3.682*	0.043		26.1 (0.00)	-0.012 (0.008)	0.036 (0.025)	0.984* (0.007)	0.976	-0.001 (0.001)	-0.001 (0.006)	0.000	27453.4 (0.00)
1 año	-1.108* (0.117)	0.786* (0.111)	-2.045* -2.169*	0.094	--	--	-0.021* (0.010)	0.017* (0.008)	0.994* (0.002)	0.992	-0.001 (0.001)	-0.008 (0.011)	0.000	7972.4 (0.00)
2 años	-1.983* (0.132)	0.310* (0.117)	-2.370* -2.508*	0.254	--	--	-0.019* (0.004)	0.013* (0.004)	0.995* (0.001)	0.997	-0.002 (0.001)	0.010 (0.017)	0.000	3262.7 (0.00)
3 años	-3.214* (0.127)	1.974* (0.081)	-2.323* -2.423*	0.584	--	--	-0.028* (0.007)	0.018* (0.005)	0.993* (0.002)	0.997	-0.002 (0.001)	-0.010 (0.016)	0.000	4090.8 (0.00)
4 años	-3.857* (0.078)	2.138* (0.067)	-2.736* -3.101*	0.722	--	--	-0.029* (0.010)	0.015* (0.006)	0.993* (0.003)	0.997	-0.001 (0.001)	0.002 (0.015)	0.000	4301.4 (0.00)
5 años	-3.207* (0.146)	1.357* (0.092)	1.678* 1.844*	0.400	--	--	-0.005 (0.007)	0.001 (0.004)	0.998* (0.002)	0.996	-0.001 (0.001)	0.033 (0.023)	0.002	1723.1 (0.00)
<b>Tabla 2(y)</b>														
3 meses	-0.093* (0.023)	0.811* (0.089)	-4.841* -4.546*	0.211		5.5 (0.03)	-0.001 (0.001)	0.013* (0.007)	0.987* (0.004)	0.983	-0.002* (0.001)	0.013 (0.017)	0.000	3532.3 (0.00)
6 meses	-0.327* (0.043)	0.418* (0.190)	-3.560* -3.760*	0.047		9.4 (0.00)	-0.003* (0.001)	0.013* (0.005)	0.993* (0.002)	0.994	-0.003* (0.001)	-0.003 (0.009)	0.000	12367.1 (0.00)
1 año	-0.929* (0.097)	0.461* (0.158)	-3.538* -3.531*	0.044		11.7 (0.00)	-0.006* (0.003)	0.004 (0.003)	0.996* (0.003)	0.997	-0.004* (0.001)	-0.002 (0.007)	0.000	18157.4 (0.00)
2 años	-2.661* (0.105)	0.926* (0.072)	-3.388* -3.447*	0.436	--	--	-0.022* (0.005)	0.010* (0.003)	0.993* (0.002)	0.997	-0.003* (0.001)	0.018 (0.015)	0.000	4091.2 (0.00)
3 años	-3.244* (0.084)	0.851* (0.056)	-3.186* -2.960*	0.569	--	--	-0.030* (0.008)	0.010* (0.003)	0.992* (0.003)	0.996	-0.002* (0.001)	0.001 (0.018)	0.000	3197.7 (0.00)
4 años	-3.492* (0.062)	0.668* (0.055)	-3.055* -2.973*	0.473	--	--	-0.051* (0.013)	0.013* (0.003)	0.986* (0.003)	0.992	-0.002 (0.001)	0.019 (0.021)	0.000	2100.4 (0.00)
5 años	-3.752* (0.088)	0.597* (0.095)	-2.598* -2.736*	0.221	--	--	-0.034* (0.009)	0.015* (0.003)	0.992* (0.002)	0.995	-0.003* (0.001)	-0.036 (0.029)	0.001	1271.1 (0.00)

Nota: (a) Estimación por mínimos cuadrados en diferencias respecto al tipo contado actual. Desviaciones típicas robustas de Newey-West entre paréntesis. Un asterisco indica que el parámetro es significativo al 10% de significación. Los contrastes de raíz unitaria Dickey-Fuller aumentado (ADF) y Phillips-Perron (PP) sobre los residuos no incluyen término constante ni tendencia y el número de retardos usados es 4. Los valores críticos de ambos estadísticos al 10%, 5% y 1% son -1.62, -1.94 y -2.57 respectivamente. Un asterisco denota un estadístico significativo al 10% de significación. La última columna contiene el estadístico de Wald para el contraste de la hipótesis nula  $\beta=1$ ,  $p$ -valor entre paréntesis. (b) Estimación por mínimos cuadrados de la expresión (a) añadiendo como variable explicativa un retardo de la variable endógena. (c) Estimación por mínimos cuadrados en primeras diferencias.

**TABLA 3. ESTIMACION DE LA RELACION DE COINTEGRACION ENTRE TIPOS FORWARD Y LOS TIPOS CONTADO FUTUROS**

$$r_{m,n} = \alpha + \beta f_{t,t+n,n} + u_t$$

Plazo	Estimación Engle y Granger (1987) (a)			Estimación Johansen (1988) (b)						ADF / PP (c)	
	$\alpha$	$\beta$	ADF \ PP(u <sub>t</sub> )	$\lambda$ MAX \ $\lambda$ TRAZA	$\alpha$	$\beta$	k	H0: $\beta=1$	$\hat{r}_{t+n,n}$	$\hat{f}_{t,t+n,n}$	
<b>Tabla 3(m)</b>											
3 meses	-0.097* (0.063)	1.019* (0.010)	-4.573* -5.524*	r=0 r=1	42.51* \ 42.85* 0.33 \ 0.33	-0.218 (0.189)	1.041* (0.030)	14 (0.18)	1.78 (0.18)	-5.303* / -5.419*	
6 meses	-0.255* (0.110)	1.057* (0.017)	-2.922* -3.355*	r=0 r=1	22.05* \ 22.50* 0.45 \ 0.45	-0.686 (0.498)	1.133* (0.081)	14 (0.11)	2.58 (0.11)	-3.125* / -3.147*	
1 año	-0.162 (0.229)	0.976* (0.036)	-1.484 -1.607	r=0 r=1	27.85* \ 29.96* 2.11 \ 2.11	-3.015* (1.290)	1.436* (0.201)	14 (0.01)	6.02 (0.01)	-1.792 / -1.636	
2 años	3.545* (0.760)	0.372* (0.105)	-0.318 -0.322	r=0 r=1	5.63 \ 6.94 1.31 \ 1.31	-- --	-- --	14 --	-- --	-1.159 / -0.987	
3 años	9.766* (1.130)	-0.499* (0.144)	-0.282 -0.222	r=0 r=1	5.04 \ 7.81 2.77 \ 2.77	-- --	-- --	13 --	-- --	-1.403 / -1.317	
4 años	5.913* (0.879)	0.008 (0.114)	-0.677 -0.721	r=0 r=1	11.73* \ 14.09 2.36 \ 2.36	-- --	-- --	13 --	-- --	-0.810 / -0.924	
5 años	2.118* (0.857)	0.488* (0.110)	-1.412 -1.539	r=0 r=1	13.61* \ 19.29* 5.68 \ 5.68	-61.786 (93.256)	9.338 (12.882)	12 (0.01)	6.75 (0.01)	-1.692 / -1.934	
<b>Tabla 3(d)</b>											
3 meses	-0.106 (0.114)	0.992* (0.020)	-4.980* -7.373*	r=0 r=1	64.43* \ 66.09* 1.66 \ 1.66	-0.401* (0.208)	1.047* (0.033)	14 (0.17)	1.91 (0.17)	-5.210* \ -7.435*	
6 meses	-0.052 (0.177)	0.935* (0.030)	-3.698* -4.314*	r=0 r=1	25.01* \ 28.51 3.50 \ 3.50	-1.173 (0.762)	1.147* (0.119)	14 (0.23)	1.45 (0.23)	-3.616* \ -4.479*	
1 año	0.502 (0.369)	0.748* (0.049)	-1.936* -2.070*	r=0 r=1	16.19* \ 19.53* 3.34 \ 3.34	-4.432* (2.602)	1.467* (0.359)	14 (0.16)	1.99 (0.16)	-2.136 \ -2.400	
2 años	3.523* (0.372)	0.346* (0.053)	-2.781* -3.036*	r=0 r=1	7.50 \ 9.85 2.35 \ 2.35	-- --	-- --	14 --	-- --	-1.921 \ -2.493	
3 años	4.090* (0.414)	0.260* (0.054)	-2.427* -2.484*	r=0 r=1	8.14 \ 11.48 3.34 \ 3.34	-- --	-- --	13 --	-- --	-1.929 \ -2.033	
4 años	4.771* (0.296)	0.167* (0.036)	-2.123* -2.252*	r=0 r=1	5.44 \ 8.19 2.75 \ 2.75	-- --	-- --	13 --	-- --	-1.928 \ -2.038	
5 años	5.818* (0.422)	0.048 (0.047)	-1.750* -1.866*	r=0 r=1	3.74 \ 5.31 1.57 \ 1.57	-- --	-- --	12 --	-- --	-1.560 \ -1.628	
<b>Tabla 3(y)</b>											
3 meses	-0.184* (0.031)	1.033* (0.010)	-5.002* -4.818*	r=0 r=1	90.85* \ 96.40* 5.55 \ 5.55	-0.116* (0.056)	1.044* (0.013)	13 (0.00)	9.31 (0.00)	-5.627* \ -4.691*	
6 meses	-0.370* (0.055)	1.017* (0.018)	-4.008* -4.226*	r=0 r=1	34.67* \ 43.77* 9.16* \ 9.16*	-0.363* (0.221)	1.110* (0.057)	13 (0.06)	3.65 (0.06)	-3.899* \ -4.228*	
1 año	-0.626* (0.094)	0.871* (0.029)	-3.778* -3.738*	r=0 r=1	25.49* \ 39.61* 14.12* \ 14.12*	-- --	-- --	13 --	-- --	-3.180* \ -3.366*	
2 años	-1.821* (0.118)	0.819* (0.027)	-3.836* -3.915*	r=0 r=1	16.75* \ 26.03* 9.28* \ 9.28*	-- --	-- --	12 --	-- --	-3.593* \ -3.534*	
3 años	-2.836* (0.182)	0.904* (0.034)	-3.381* -3.127*	r=0 r=1	14.06* \ 17.82* 3.76 \ 3.76	-3.466* (1.138)	1.027* (0.200)	12 (0.87)	0.03 (0.87)	-3.219* \ -3.126*	
4 años	-4.536* (0.377)	1.147* (0.065)	-3.225* -3.057*	r=0 r=1	11.54* \ 12.56 1.02 \ 1.02	-6.838* (1.828)	1.508* (0.304)	11 (0.10)	2.74 (0.10)	-2.855* \ -2.854*	
5 años	-1.248* (0.685)	0.572* (0.106)	-2.973* -3.148*	r=0 r=1	19.62* \ 25.09* 5.48 \ 5.48	0.219 (1.902)	0.308 (0.311)	10 (0.05)	3.74 (0.05)	-3.416* \ -3.095*	

Nota: (a) Estimación por mínimos cuadrados de la relación de cointegración siguiendo el método en dos etapas de Engle y Granger (1987). Desviaciones típicas robustas de Newey-West entre paréntesis. Los contrastes de raíz unitaria Dickey-Fuller aumentados (ADF) y Phillips-Perron (PP) sobre los residuos no incluyen término constante ni tendencia y el número de retardos usados es 4. Los valores críticos de ambos estadísticos al 10%, 5% y 1% son -1.62, -1.94 y -2.57 respectivamente. (b) Estimación máximo verosímil por el procedimiento de Johansen (1988). Desviaciones típicas entre paréntesis. Estadísticos máximo autovalor ( $\lambda$ MAX) y traza ( $\lambda$ TRAZA) definidos en Johansen (1988) para el contraste de la existencia de un máximo de r relaciones de cointegración. Sus valores críticos al 90% de confianza para r=0 son 10.29 y 17.79 y para r=1 son 7.50 y 7.50 respectivamente. k denota el número de retardos utilizado en el VAR en primeras diferencias, que no incluye término constante ni tendencia determinista. La última columna contiene el estadístico de razón de verosimilitudes para el contraste de la hipótesis de que el vector de cointegración es (1,-1), p-valor entre paréntesis. (c) Contrastes de raíz unitaria ADF y PP sobre la diferencia entre los tipos futuros y los tipos forward actuales. Incluyen término constante, pero no tendencia y el número de retardos usados es T<sup>1/3</sup>. Los valores críticos de ambos estadísticos al 10%, 5% y 1% son -2.57, -2.86 y -3.438 respectivamente. Un asterisco denota significación al 10% de nivel de significación.

**TABLA 4.**  
**ESTADÍSTICAS DESCRIPTIVAS DE LA SECUENCIA DE PARAMETROS  $\beta$**   
**ESTIMADOS POR EL PROCEDIMIENTO *ROLLING REGRESION***

$$r_{t+n,n} = \alpha + \beta f_{t,t+n,n} + u_t$$

<b>Tabla 4 (m)</b>					
	<b>n1 observ.</b>	<b>media</b>	<b>desv. típica</b>	<b>máximo</b>	<b>mínimo</b>
<b>r 3 meses</b>	2740	0.448	0.355	1.154	-0.518
<b>r 6 meses</b>	2674	0.161	0.663	1.035	-3.402
<b>r 1 año</b>	2544	0.090	0.671	2.521	-0.996
<b>r 2 años</b>	2284	0.105	0.857	2.652	-1.833
<b>r 3 años</b>	2023	0.002	0.905	2.055	-2.464
<b>r 4 años</b>	1762	0.620	1.209	3.283	-2.114
<b>r 5 años</b>	1500	0.500	1.071	2.255	-3.388

<b>Tabla 4 (d)</b>					
	<b>n1 observ.</b>	<b>media</b>	<b>desv. típica</b>	<b>máximo</b>	<b>mínimo</b>
<b>r 3 meses</b>	2742	0.479	0.397	1.713	-0.296
<b>r 6 meses</b>	2676	0.215	0.510	1.857	-0.655
<b>r 1 año</b>	2545	-0.041	0.679	1.752	-1.561
<b>r 2 años</b>	2286	0.040	0.571	1.355	-1.046
<b>r 3 años</b>	2024	-0.046	0.868	2.033	-1.752
<b>r 4 años</b>	1764	0.337	0.712	2.259	-0.737
<b>r 5 años</b>	1502	-0.224	0.747	0.860	-1.912

<b>Tabla 4 (y)</b>					
	<b>n1 observ.</b>	<b>media</b>	<b>desv. típica</b>	<b>máximo</b>	<b>mínimo</b>
<b>r 3 meses</b>	2099	0.401	0.546	1.511	-0.872
<b>r 6 meses</b>	2034	0.321	0.524	1.687	-1.021
<b>r 1 año</b>	1903	0.051	0.534	1.144	-1.303
<b>r 2 años</b>	1642	0.127	0.566	1.434	-0.935
<b>r 3 años</b>	1380	0.208	0.621	1.846	-0.740
<b>r 4 años</b>	1121	0.405	0.485	1.450	-0.935
<b>r 5 años</b>	859	0.354	0.664	1.303	-1.197

Nota: La secuencia de parámetros  $\beta$  ha sido estimada siguiendo un procedimiento *rolling regression*, donde cada estimación del vector de cointegración ( $1.\beta$ ) se ha efectuado por mínimos cuadrados como sugieren Engle y Granger (1987) para una ventana de amplitud fija e igual al año (261 observaciones).

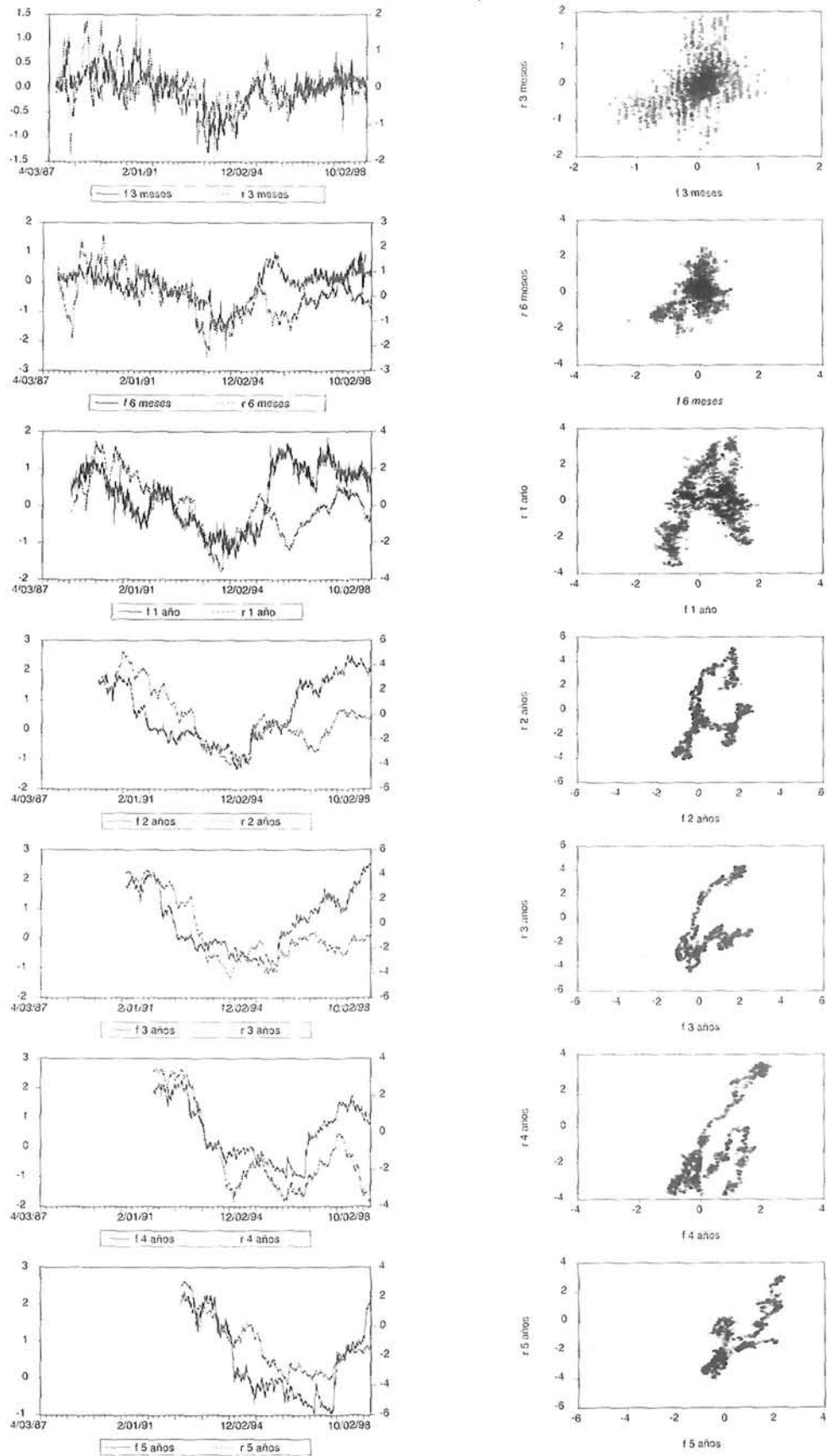
**TABLA 5. CONTRASTES DE ESTABILIDAD TEMPORAL UTILIZANDO EL PROCEDIMIENTO BOOTSTRAPING**

Plazo	Y: Pearson					F ANOVA				
	1 vs.2	2 vs.3	3 vs.4	4 vs.5	5 vs.6	6 vs.7	7 vs.8	8 vs.9	9 vs.10	10 vs.11
	Tabla 5. (m)									
3 meses	6.86 (0.87)	7.83 (0.80)	6.52 (0.69)	5.70 (0.93)	13.36 (0.33)	10.59 (0.78)	11.54 (0.71)	10.42 (0.58)	11.05 (0.81)	15.98 (0.72)
6 meses	5.91 (0.75)	1.69 (0.95)	1.31 (0.97)	2.83 (0.83)	7.71 (0.10)	10.98 (0.20)	4.77 (0.97)	13.38 (0.57)	10.46 (0.79)	7.29 (0.29)
1 año	16.10 (0.19)	4.48 (0.63)	8.25 (0.41)	9.95 (0.87)	14.70 (0.55)	4.28 (0.85)	4.99 (0.55)	10.65 (0.54)	8.07 (0.95)	
2 año	6.79 (0.56)	-3.00* (0.90)	18.23 (0.25)	14.57 (0.27)	10.48 (0.84)	11.16 (0.94)	7.77 (0.93)	4.74 (0.97)	6.61 (0.90)	21.990 (0.00)
3 año	8.78 (0.72)	28.25* (0.01)	4.69 (0.79)	3.88 (0.42)	4.32 (0.85)	18.46 (0.30)	16.94 (0.66)			
4 año	10.97 (0.75)	11.86 (0.46)	18.34 (0.56)	15.02 (0.45)	8.90 (0.71)	11.83 (0.92)				
5 año	1.70 (0.95)	13.13 (0.46)	16.78 (0.40)	10.17 (0.86)	11.73 (0.47)					
	Tabla 5. (d)									
3 meses	2.90 (0.97)	9.08 (0.70)	27.76* (0.03)	16.91 (0.39)	12.42 (0.71)	6.91 (0.86)	8.64 (0.47)	21.02* (0.01)	6.61 (0.88)	6.44 (0.98)
6 meses	21.05 (0.05)	5.94 (0.75)	7.48 (0.59)	9.95 (0.62)	15.82 (0.20)	10.94 (0.53)	6.54 (0.98)	14.10 (0.59)	8.28 (0.76)	15.97 (0.19)
1 año	6.88 (0.87)	13.52 (0.85)	6.03 (0.81)	18.15* (0.02)	8.19 (0.11)	7.72 (0.99)	16.32 (0.43)	5.68 (0.68)	11.80 (0.16)	
2 año	6.21 (0.62)	10.64 (0.22)	22.49* (0.03)	7.93 (0.24)	4.11 (0.81)	14.09 (0.29)	5.29 (0.81)	6.09 (0.73)		
3 año	4.83 (0.96)	6.60 (0.88)	12.12 (0.74)	9.85 (0.63)	2.57 (0.98)	9.63 (0.84)	11.80 (0.92)			
4 año	11.40 (0.50)	16.59 (0.17)	8.93 (0.35)	3.65 (0.96)	17.41 (0.29)	9.37 (0.67)				
5 año	8.90 (0.92)	14.76 (0.25)	4.72 (0.86)	7.31 (0.82)	6.21 (0.99)					
	Tabla 5. (y)									
3 meses	5.82 (0.76)	4.70 (0.86)	4.92 (0.96)	4.20 (0.98)	29.71* (0.00)	7.64 (0.94)	173.70* (0.00)	5.12 (0.82)		
6 meses	10.60 (0.96)	7.26 (0.51)	5.80 (0.45)	2.26 (0.99)	8.22 (0.51)	9.98 (0.82)	29.97* (0.07)	7.11 (0.85)		
1 año	31.13* (0.01)	16.13 (0.10)	4.67 (0.59)	10.60 (0.78)	14.48 (0.15)	2.73 (0.60)	9.58 (0.14)			
2 año	18.71 (0.23)	4.38 (0.89)	6.51 (0.68)	7.20 (0.62)	6.15 (0.72)	10.37 (0.80)				
3 año	3.11 (0.99)	4.13 (0.85)	5.32 (0.72)	3.46 (0.90)	3.44 (0.75)					
4 año	6.77 (0.34)	18.43 (0.10)	8.86 (0.98)	9.88 (0.83)						
5 año	6.13 (0.73)	12.73 (0.29)	12.15 (0.73)							

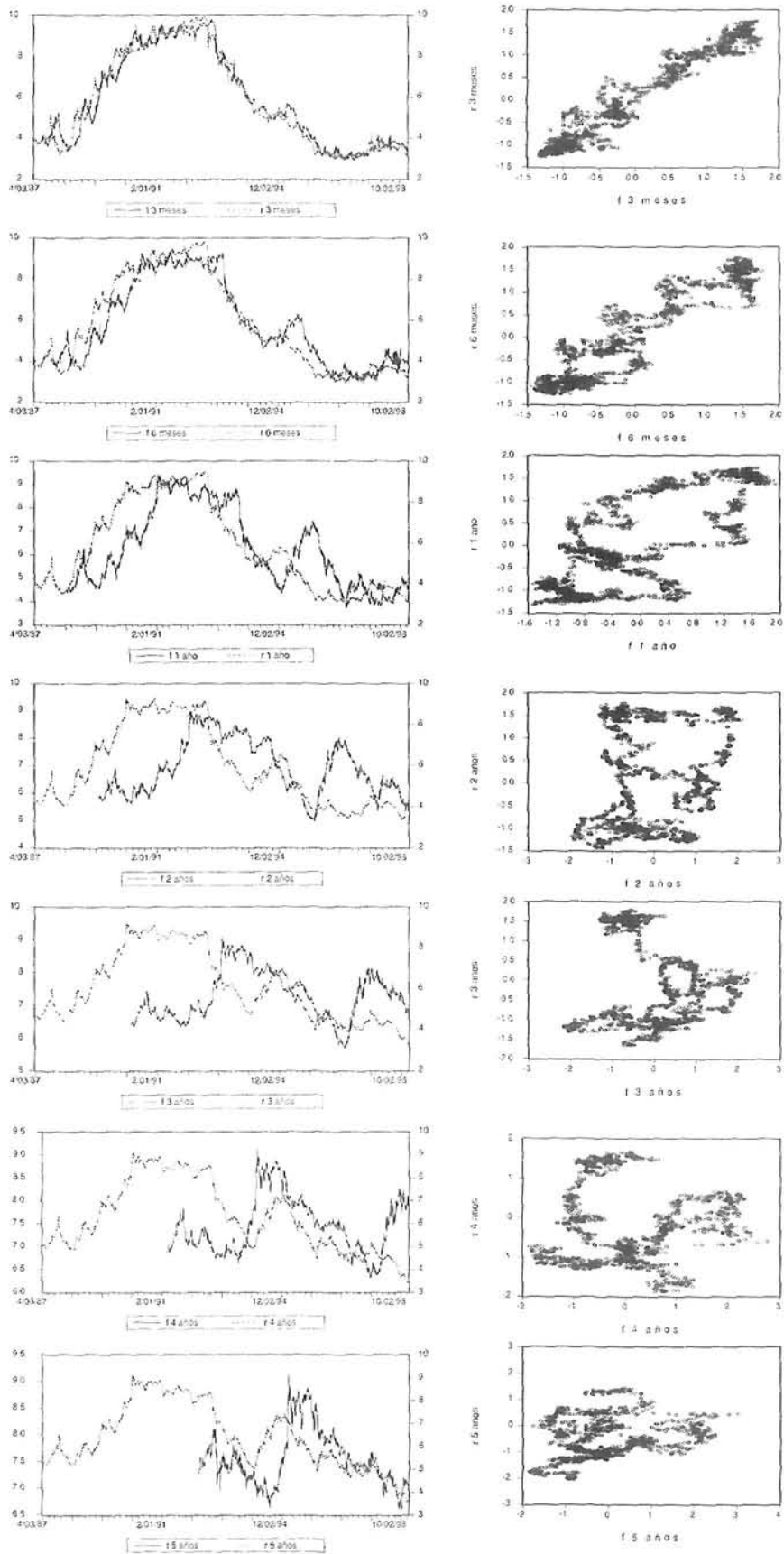
Nota: En cada celda se presenta el valor del estadístico para el contraste de la hipótesis de independencia (X: Pearson) e igualdad de media (F: Anova) de la distribución bootstrap del parámetro beta (1000 estimaciones bootstrap) entre dos años consecutivos. El estadístico Y: Pearson  $\sum_{i=1}^n \frac{(u_{i,t} - \bar{u}_t)^2}{n \hat{\sigma}_t^2}$  (donde  $u_{i,t}$ :  $u_{i,t}$  son las frecuencias observadas y previstas) se distribuye  $\chi^2$  con  $(k-1)N(c-1)$  grados de libertad. Entre paréntesis el p-valor. (In asterisco denota rechazo de la hipótesis nula al 10% de significación).

## APENDICE 2.

**Figura 1 (m).** Evolución y nubes de puntos del tipo *forward* y los tipos contado futuros en diferencias respecto al tipo actual:  $f_{n=t,t+n,n} - r_{t,n}$  y  $r_{t+n,n} - r_{t,n}$  con  $n = 3$  y 6 meses y 1, 2, 3, 4 y 5



**Figura 2 (m).** Evolución y nubes de puntos del tipo *forward*,  $f_{t,t+n,w}$  y el tipos contado futuro,  $r_{t+n,w}$  con  $n=3$  y 6 meses y 1, 2, 3, 4 y 5

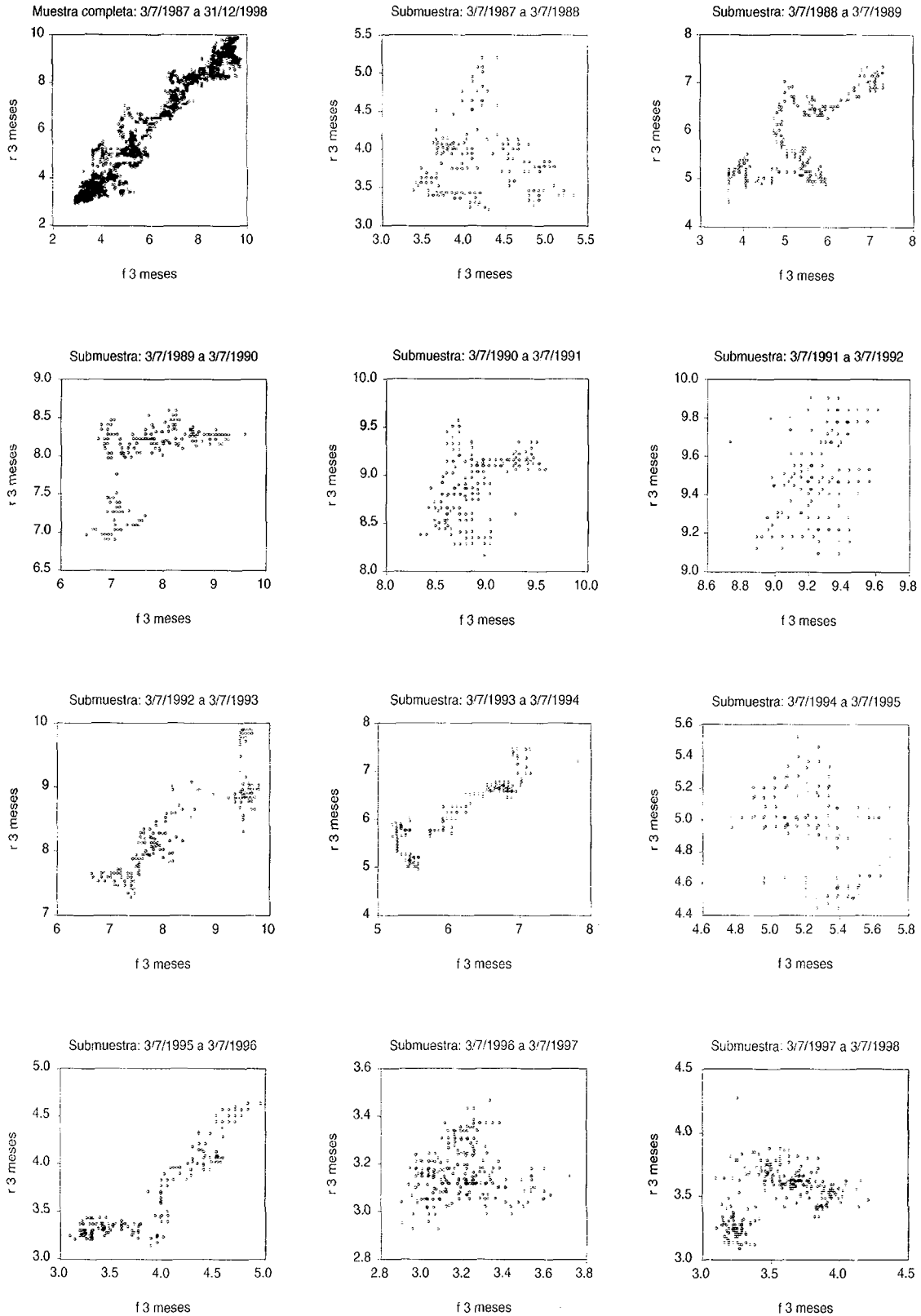




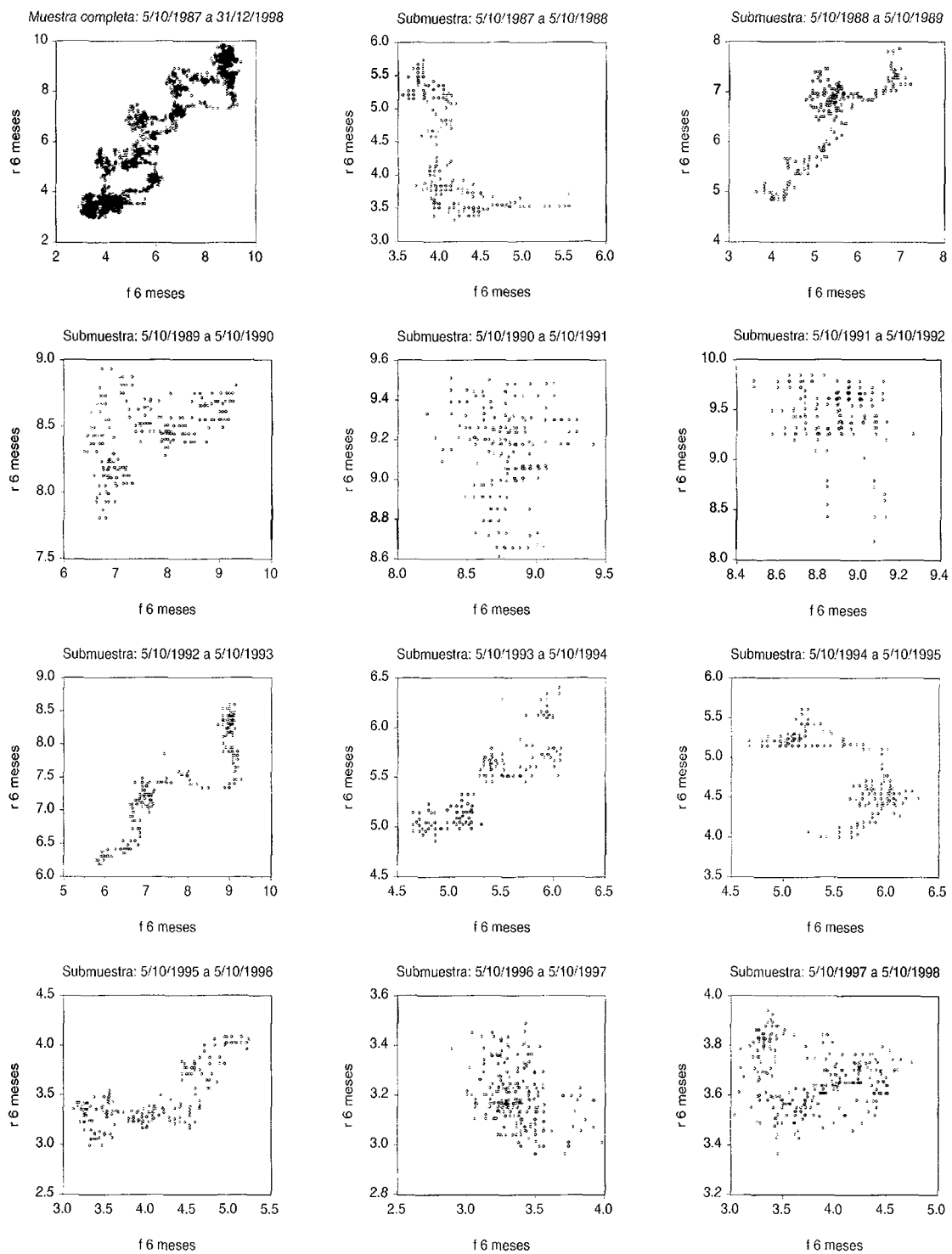
INESTABILIDAD EN LA RELACIÓN ENTRE LOS TIPOS FORWARD Y LOS TIPOS DE CONTADO FUTUROS EN LA ESTRUCTURA TEMPORAL DEL MERCADO DE SWAPS DE TIPOS DE INTERES

**Figura 3 (m).** Nubes de puntos del tipo *forward*,  $f_{t,t+n,w}$  y el tipo contado futuro,  $r_{t+n,w}$  con  $n=3$  y 6 meses, y 1, 2, 3, 4 y 5 años, para submuestras de un año de amplitud.

**Plazo: 3 meses**

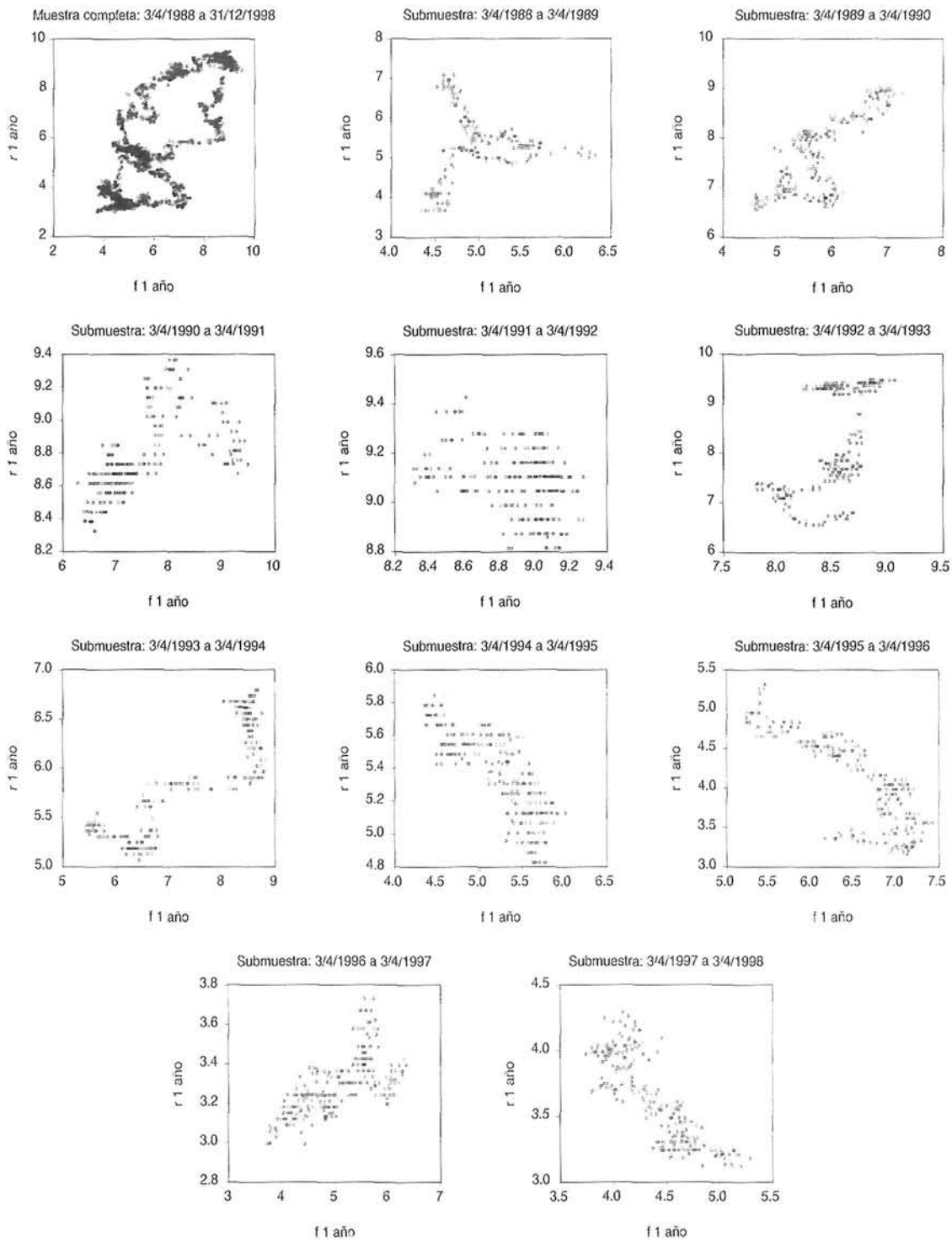


### Plazo: 6 meses

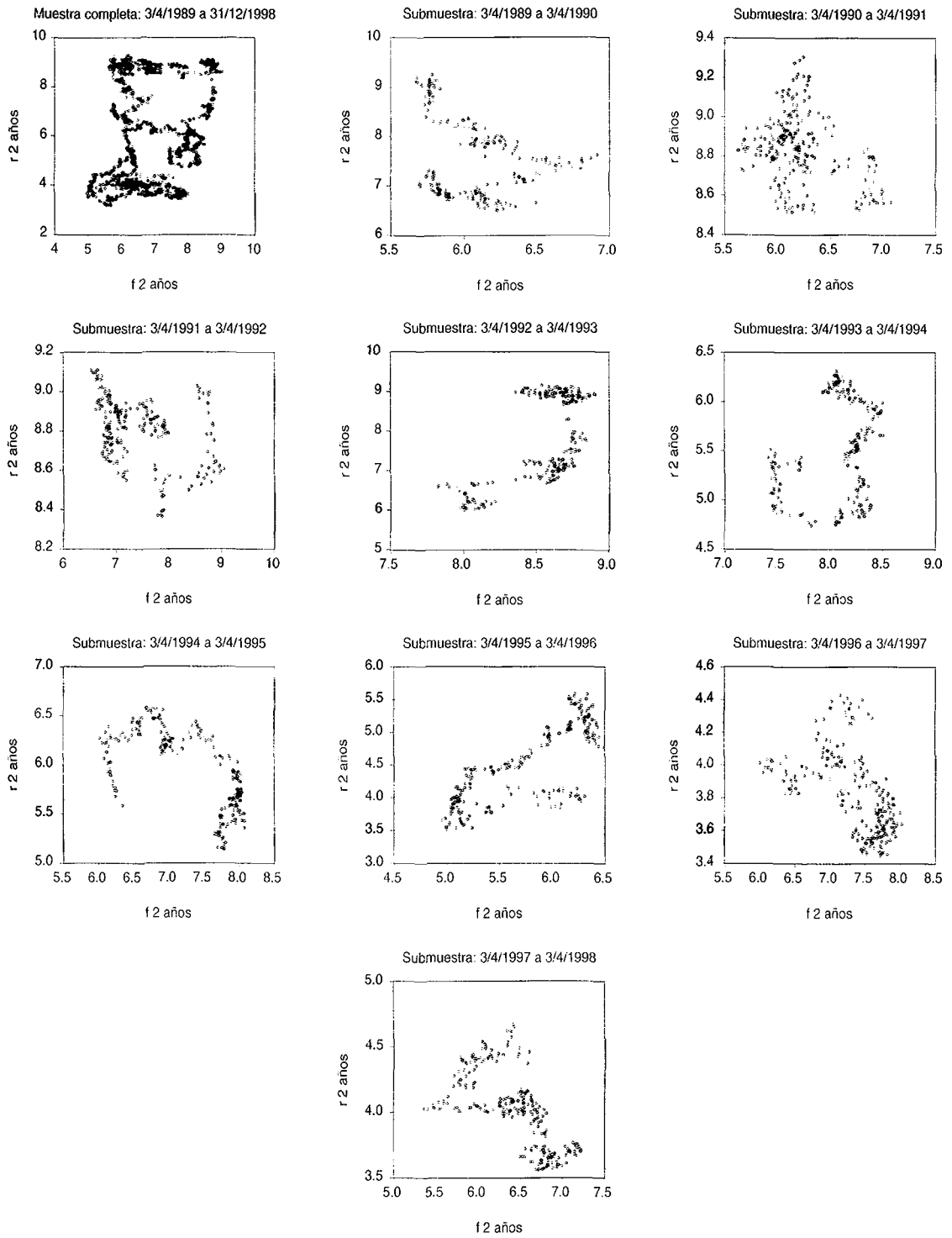


INESTABILIDAD EN LA RELACIÓN ENTRE LOS TIPOS FORWARD Y LOS TIPOS DE CONTADO FUTUROS EN LA ESTRUCTURA TEMPORAL DEL MERCADO DE SWAPS DE TIPOS DE INTERES

Plazo: 1 año

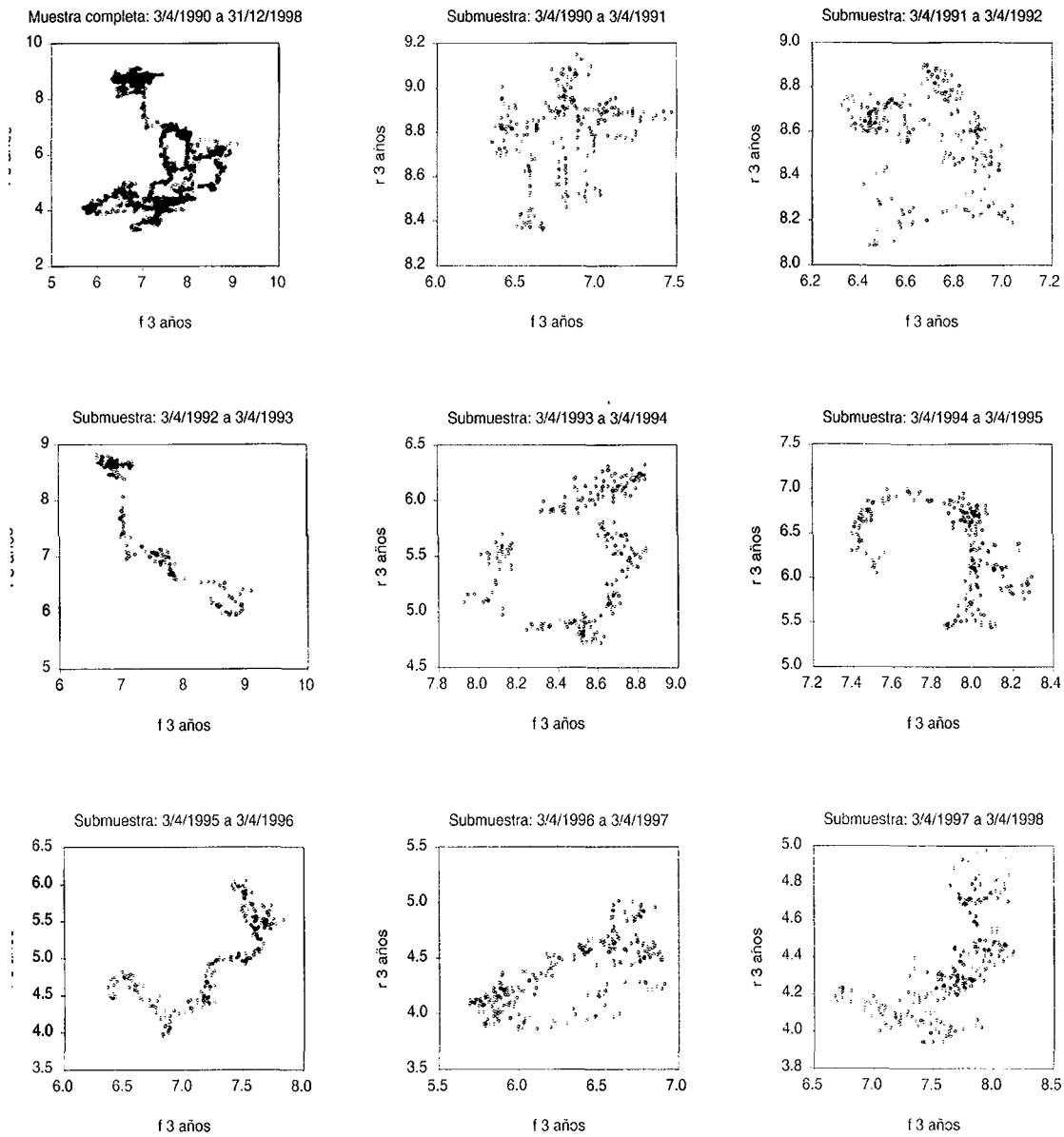


Plazo: 2 años

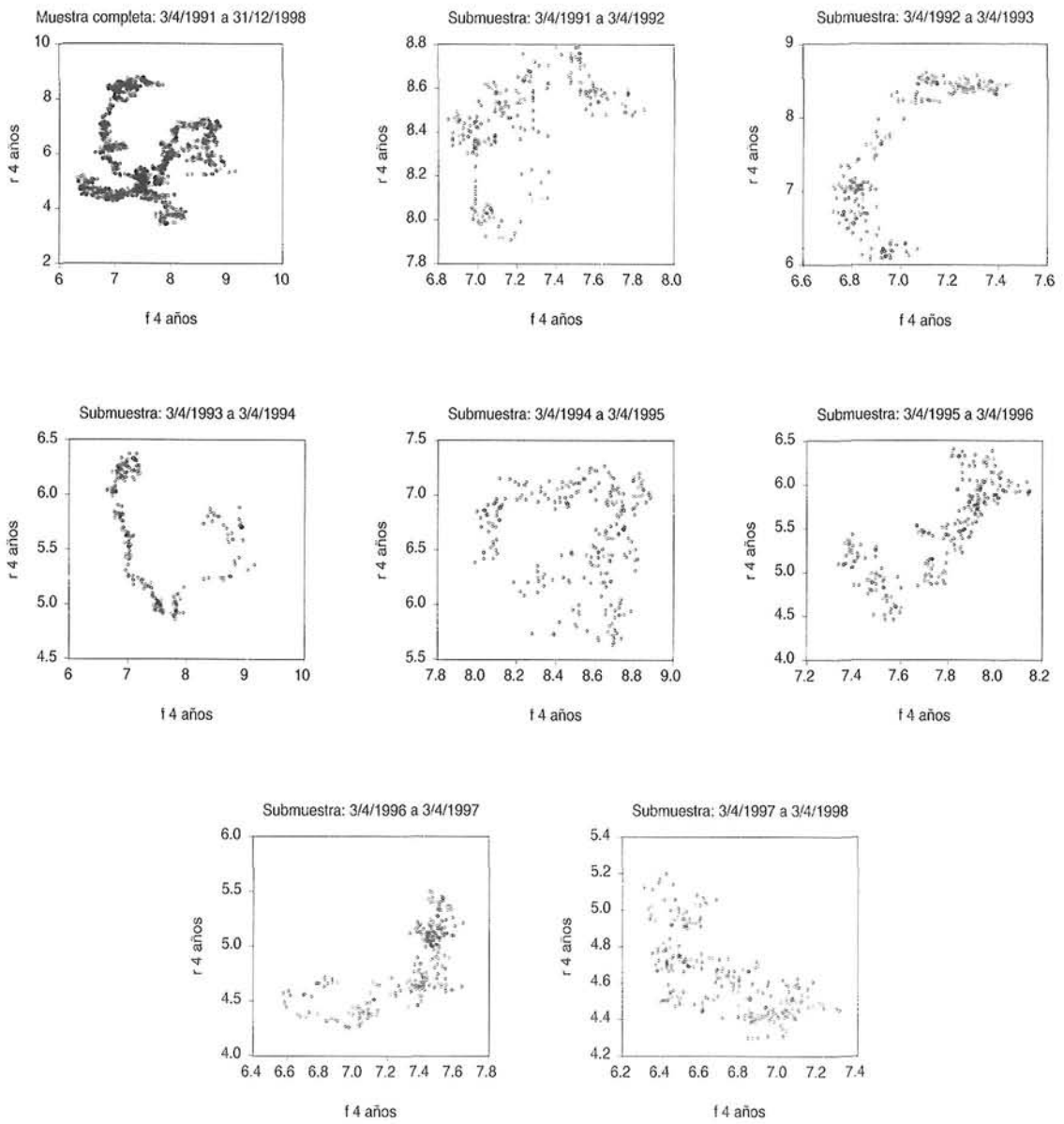


INESTABILIDAD EN LA RELACIÓN ENTRE LOS TIPOS FORWARD Y LOS TIPOS DE CONTADO FUTUROS EN LA ESTRUCTURA TEMPORAL DEL MERCADO DE SWAPS DE TIPOS DE INTERES

Plazo: 3 años

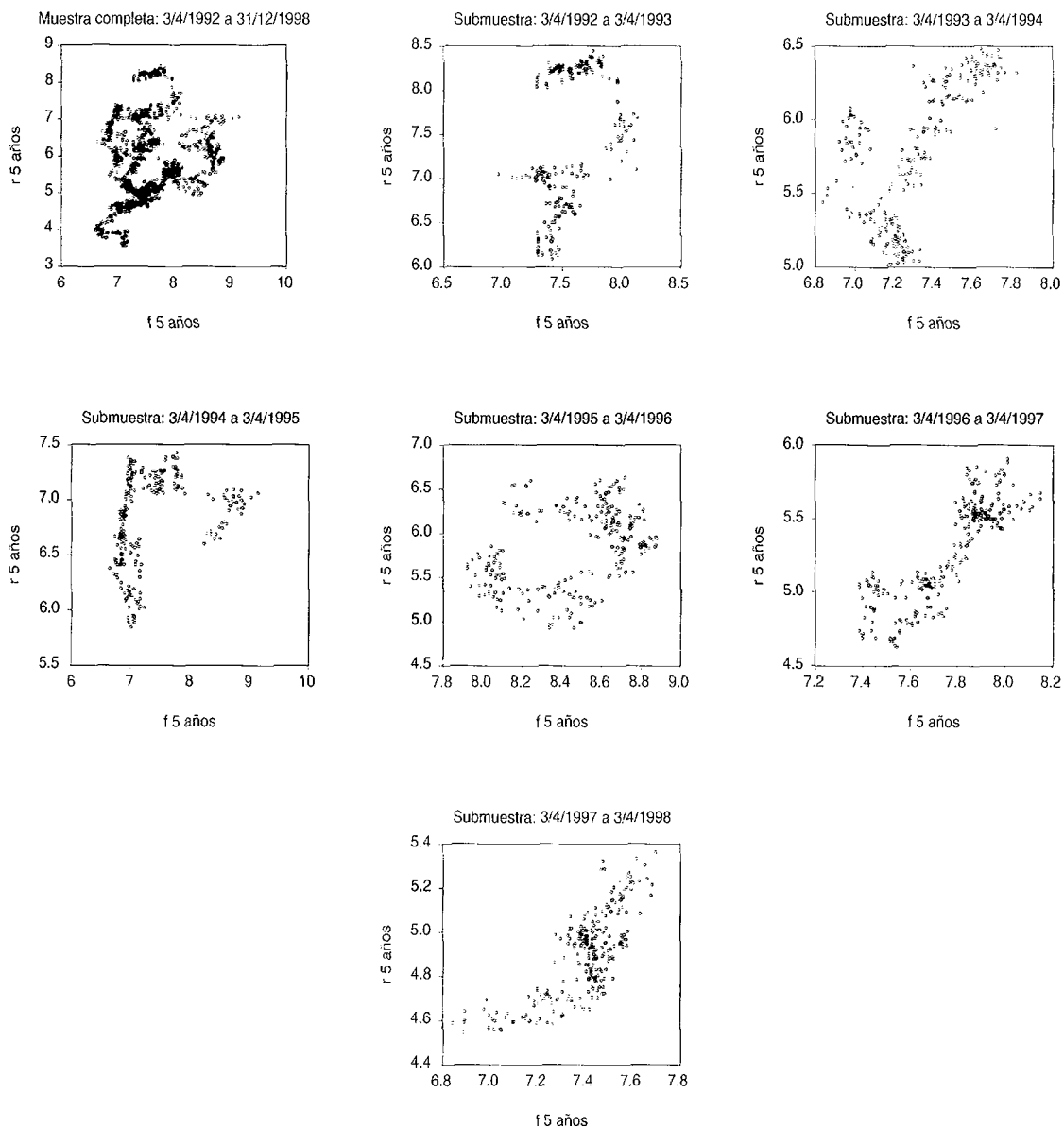


### Plazo: 4 años

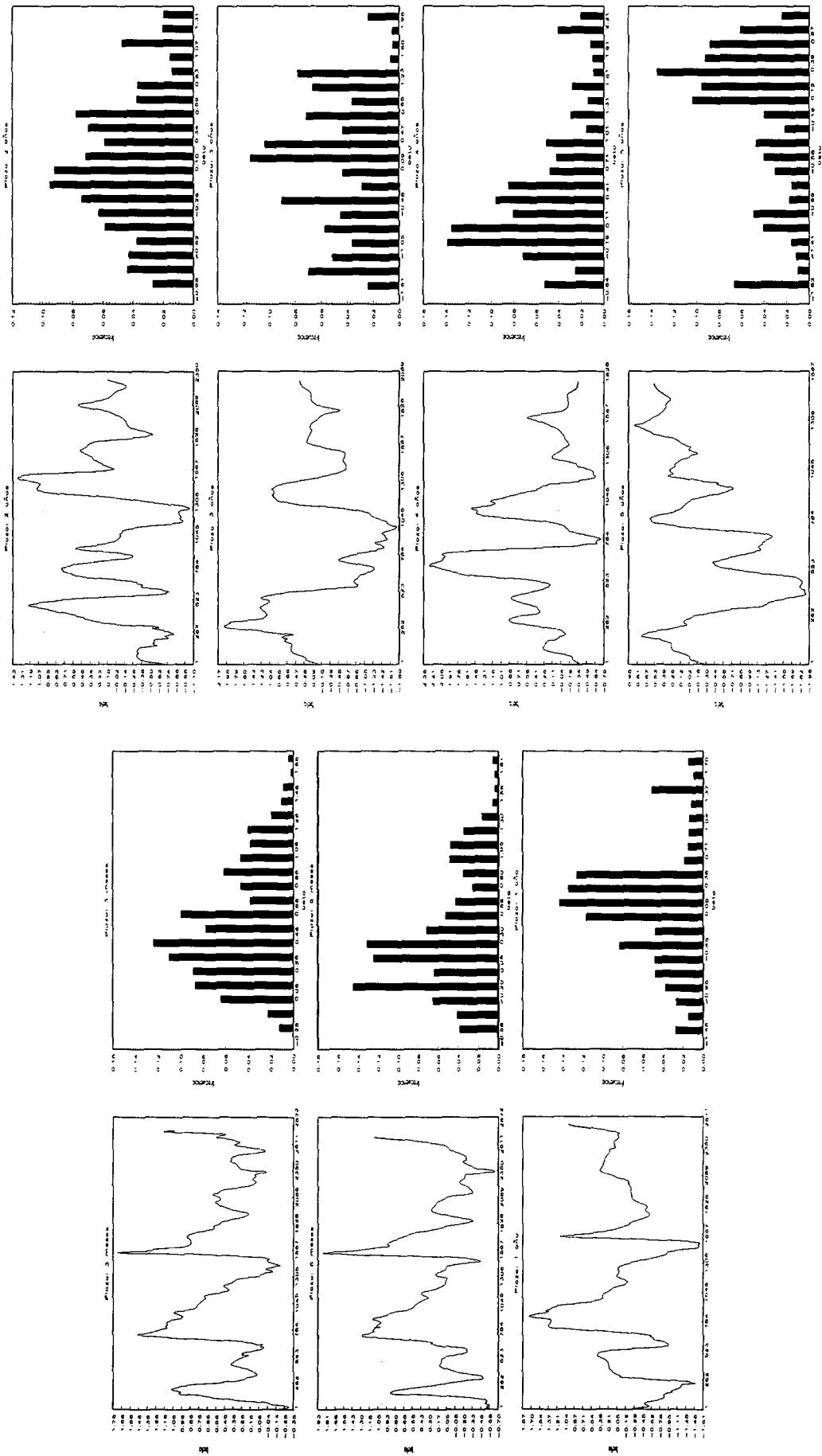


INESTABILIDAD EN LA RELACIÓN ENTRE LOS TIPOS FORWARD Y LOS TIPOS DE CONTADO FUTUROS EN LA ESTRUCTURA TEMPORAL DEL MERCADO DE SWAPS DE TIPOS DE INTERES

Plazo: 5 años



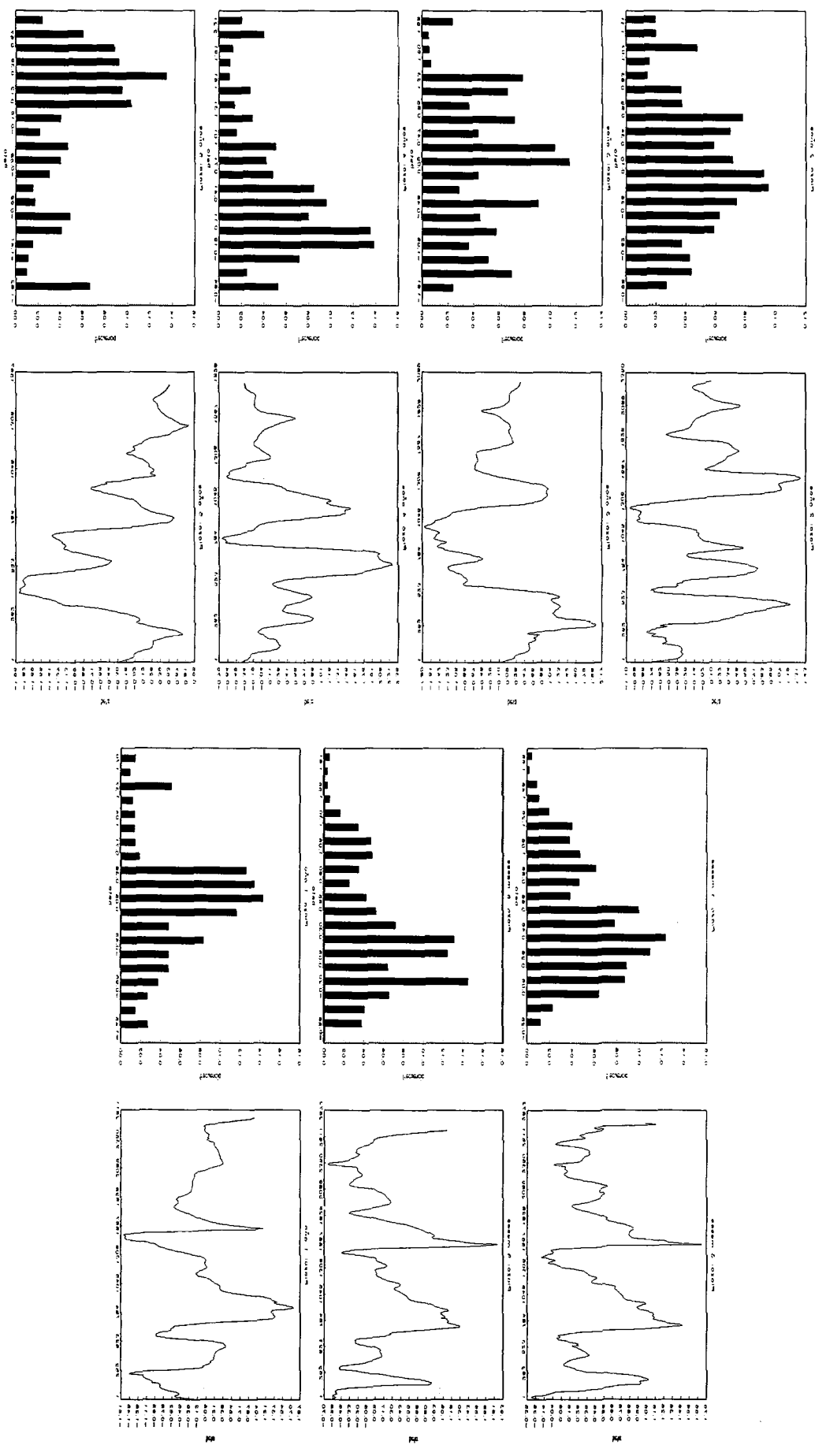
**Figura 4 (m).** Estimación mediante ventanas móviles de la relación a largo plazo entre el tipo *forward* y el tipos de contado futuro a cada plazo (ventana móvil de un año de amplitud)



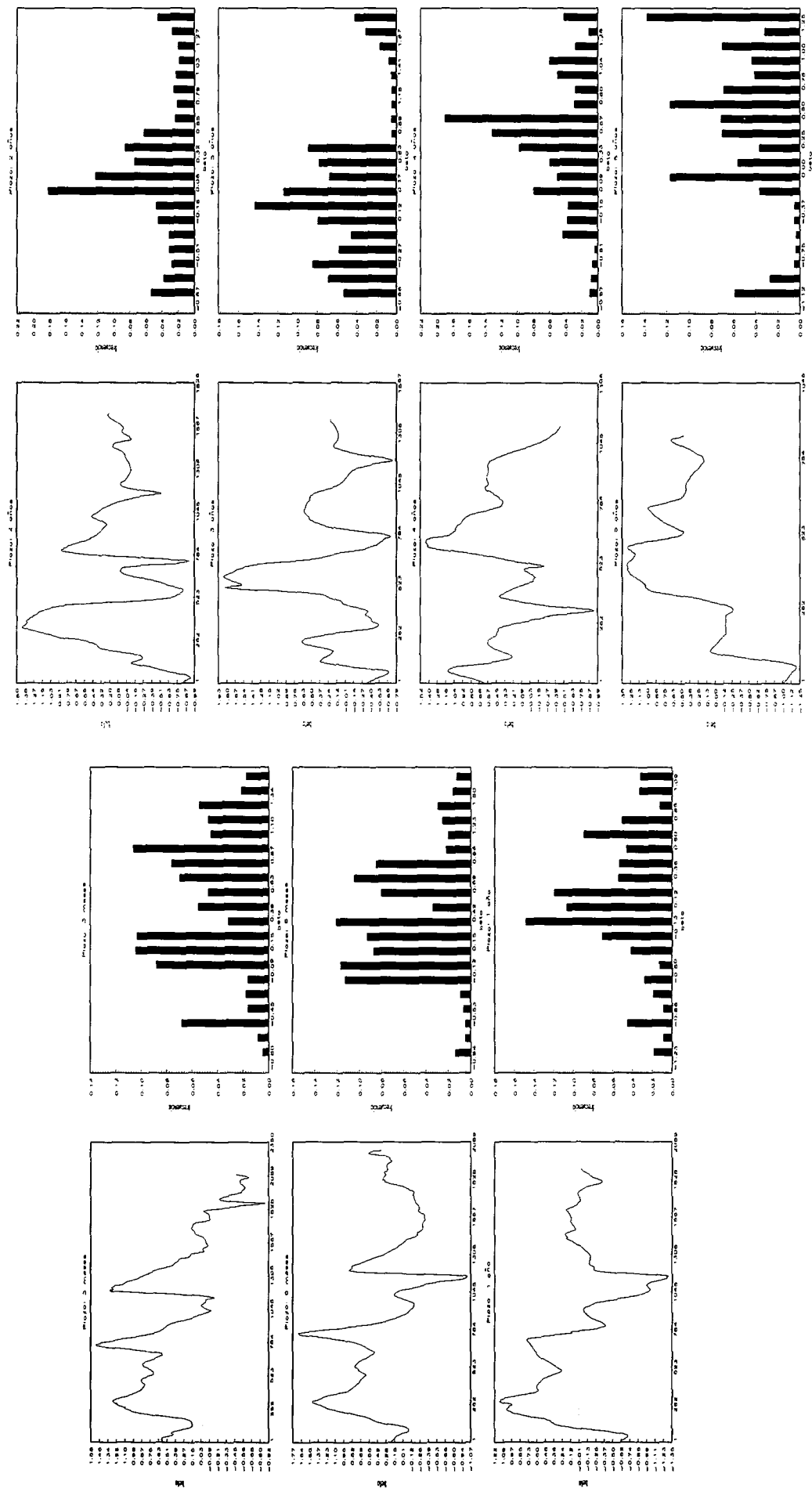


INESTABILIDAD EN LA RELACIÓN ENTRE LOS TIPOS FORWARD Y LOS TIPOS DE CONTADO FUTUROS EN LA ESTRUCTURA TEMPORAL DEL MERCADO DE SWAPS DE TIPOS DE INTERES

Figura 4 (d). Estimación mediante ventanas móviles de la relación a largo plazo entre el tipo *forward* y el tipos de contado futuro a cada plazo (ventana móvil de un año de amplitud)

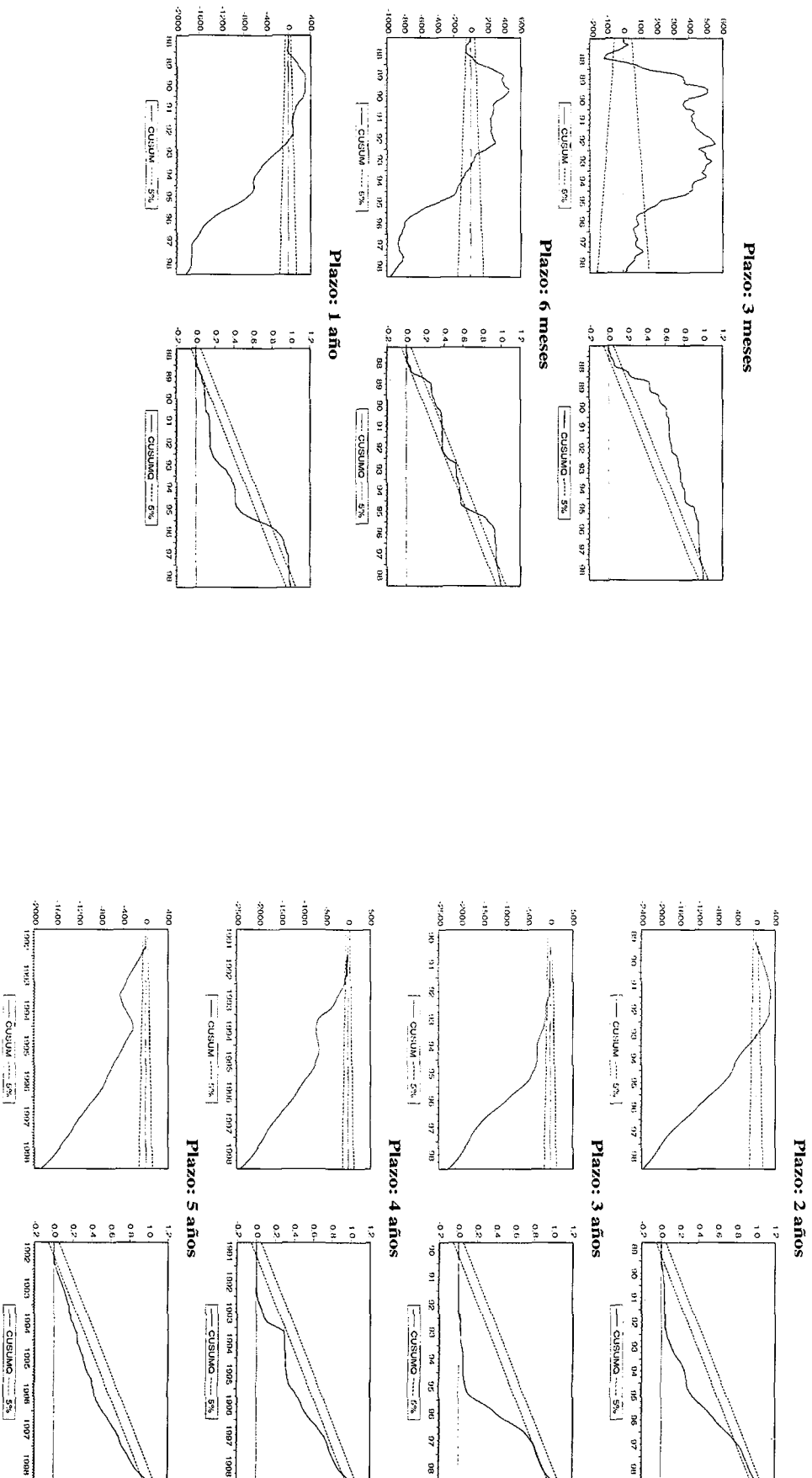


**Figura 4 (y).** Estimación mediante ventanas móviles de la relación a largo plazo entre el tipo *forward* y el tipos de contado futuro a cada plazo (ventana móvil de un año de amplitud)

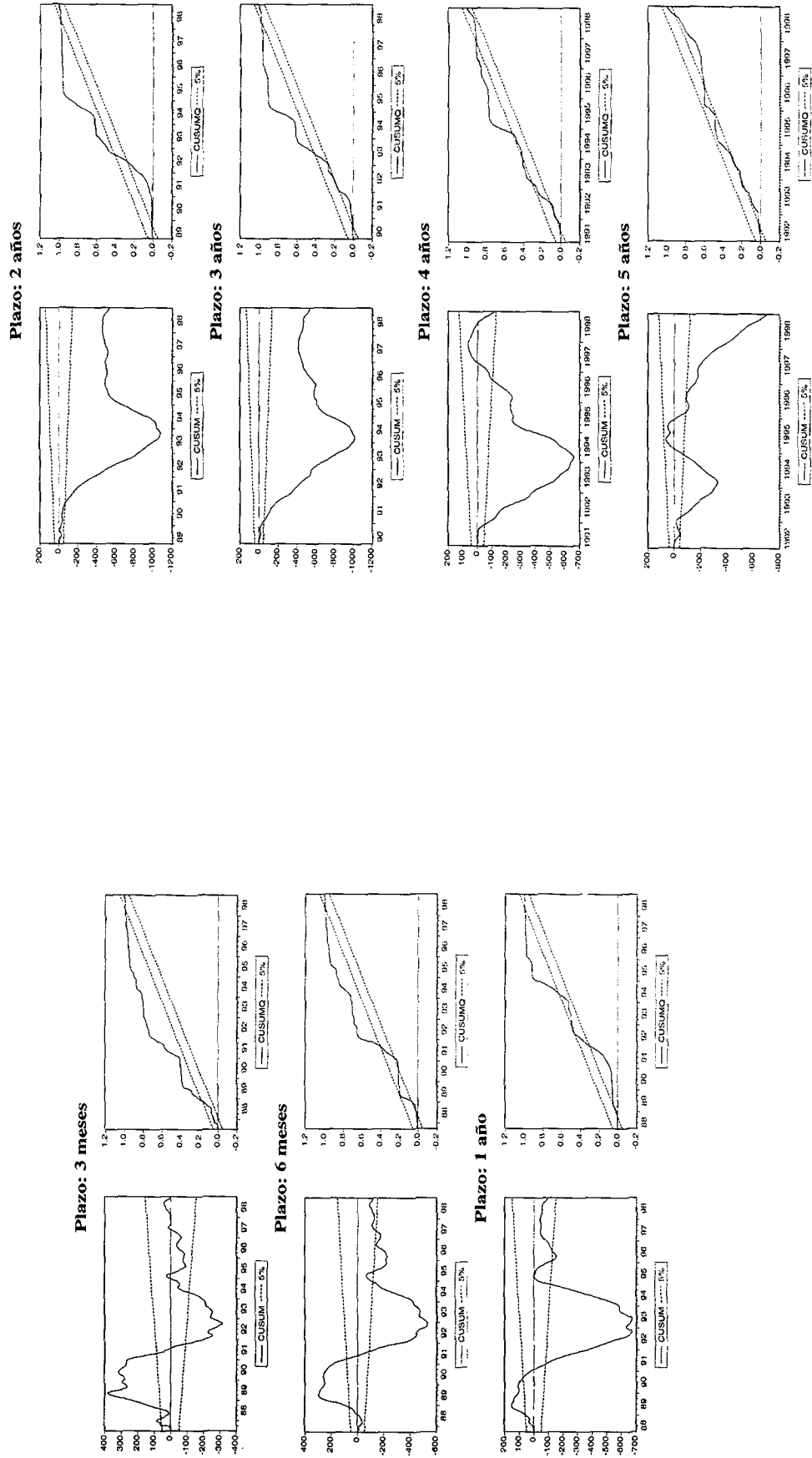


INESTABILIDAD EN LA RELACIÓN ENTRE LOS TIPOS FORWARD Y LOS TIPOS DE CONTADO FUTUROS EN LA ESTRUCTURA TEMPORAL DEL MERCADO DE SWAPS DE TIPOS DE INTERES

Figura 5 (m). Contrastes de estabilidad: Contrastes CUMSUM y CUMSUMQ sobre la estimación MCO de la relación entre los tipos forward y los tipos de contado futuros

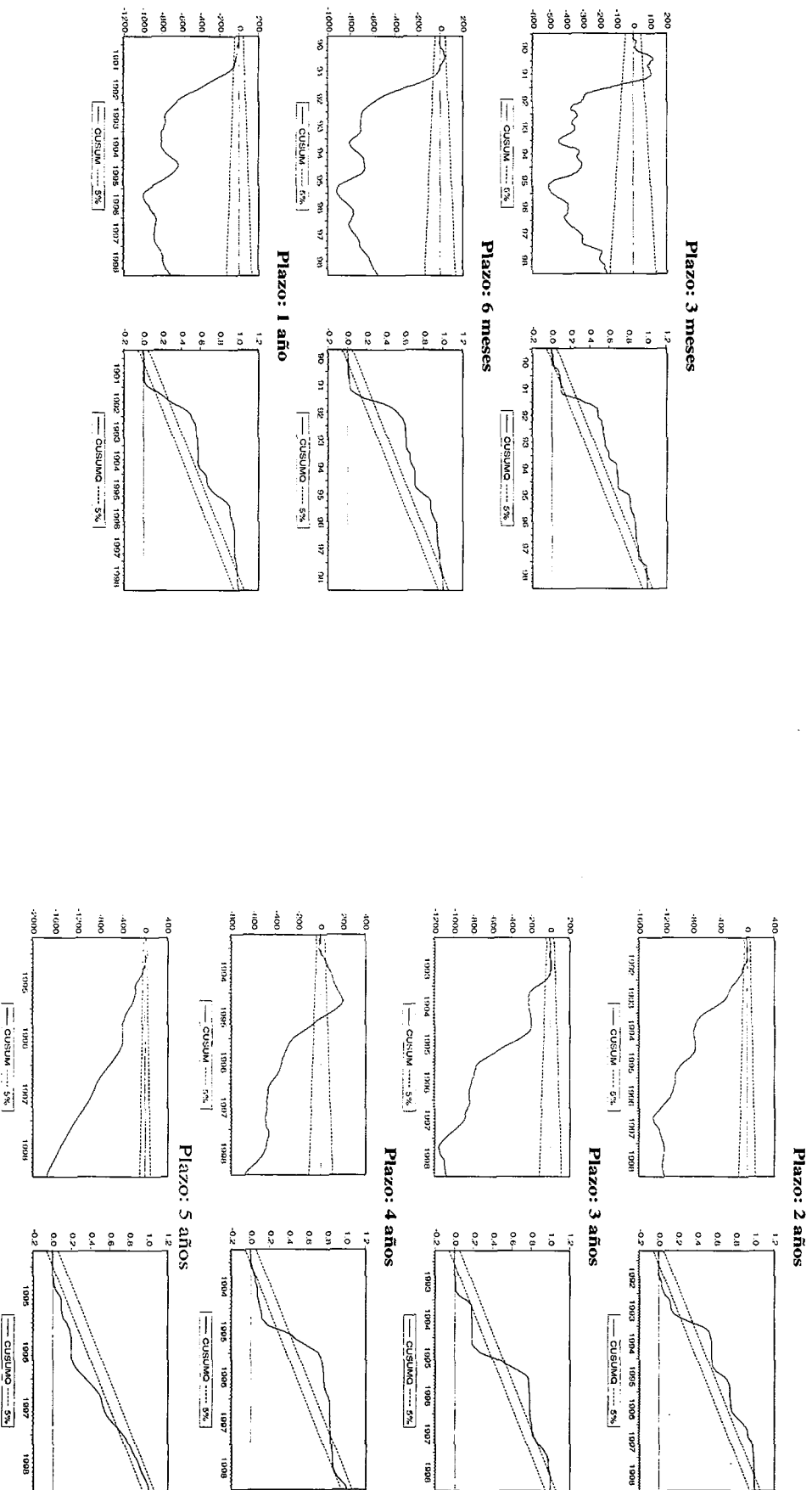


**Figura 5 (d).** Contrastes de estabilidad: Contrastes CUMSUM y CUMSUMQ sobre la relación entre los tipos forward y los tipos de contado



INESTABILIDAD EN LA RELACIÓN ENTRE LOS TIPOS FORWARD Y LOS TIPOS DE CONTADO FUTUROS EN LA ESTRUCTURA TEMPORAL DEL MERCADO DE SWAPS DE TIPOS DE INTERES

Figura 5 (Y). Contrastes de estabilidad: Contrastes CUMSUM y CUMSUMQ sobre la estimación MCO de la relación entre los tipos forward y los tipos de contado



## **ABSTRACT**

This paper addresses the relationships between forward interest rates and swaps interest rates as quoted in the IRS market. The aim is study the stability of the relationship using several econometric methods. The results suggest the hypothesis of time – varying relationship may not be rejected in the sample studied. The consequences for pricing and risk management of the IRS are discussed.