

José Luis Cendejas Bueno
Juan Luis del Hoyo Bernat
Jesús Guillermo Llorente Álvarez
Manuel Monjas Barroso
Carlos Rivero Rodríguez

Los procesos de convergencia financiera en Europa y su relación con el ciclo económico

Los procesos de convergencia financiera en Europa y su relación con el ciclo económico

José Luis Cendejas Bueno¹

Juan Luis del Hoyo Bernat¹

Jesús Guillermo Llorente Álvarez¹

Manuel Monjas Barroso¹

Carlos Rivero Rodríguez²

¹ *UNIVERSIDAD AUTÓNOMA DE MADRID*

² *UNIVERSIDAD COMPLUTENSE DE MADRID*

■ Resumen

En este documento de trabajo se modelizan los procesos de convergencia financiera y su relación con el ciclo económico en 15 países de la Unión Europea (UE-15). Para ello, se emplean modelos de componentes no observables y un modelo causal que define la convergencia como la diferencia entre las tasas de variación de dos series temporales convenientemente definidas. Las variables analizadas son los tipos de interés de la deuda pública (a diez años, tanto en tasas nominales como reales), la pendiente de la curva de tipos (diez años menos tres meses) y los rendimientos bursátiles interanuales. El análisis muestra la existencia de un proceso convergente para los tipos de interés y para la pendiente de la curva ya con anterioridad al tercer trimestre de 1998. Con posterioridad, encontramos integración en los tipos de interés nominales a diez años, así como de la pendiente de la curva. Los tipos de interés reales a diez años se mueven dentro de una banda con dispersión aproximadamente constante. Los rendimientos bursátiles no muestran convergencia, aunque también se mueven dentro de una banda con dispersión prácticamente constante. El ciclo del producto interior bruto UE-15 influye con signo positivo exclusivamente sobre la convergencia de los tipos nominales a diez años.

■ Palabras clave

Convergencia financiera, ciclo económico, integración de mercados, mercados de deuda europeos, modelos de componentes no observables.

■ Abstract

This working paper studies the convergence process in financial markets and its relation with the business cycle in 15 economies of the European Union. We use unobserved component models and a regression model. The regression model defines convergence as the discrepancy between two variables conveniently defined. The considered variables are the interest rates of the public debt (ten-year rates, in nominal and real terms), the slope of the term structure (ten-year minus three months) and the rates of return in the stock market. We find a convergence process for the interest rates and the term spread before the third quarter of 1998. After this, there is integration in the ten-year nominal rates and the term spread, but not in the real rates; they evolve in a band with constant dispersion. The rates of return in the stock market do not integrate, though they move within a band of constant variance. The GDP in the studied countries only has a positive influence over the convergence process for the nominal rates.

■ Key words

Financial convergence, business cycles, market integration, European debt markets, unobserved components models.

Al publicar el presente documento de trabajo, la Fundación BBVA no asume responsabilidad alguna sobre su contenido ni sobre la inclusión en el mismo de documentos o información complementaria facilitada por los autores.

The BBVA Foundation's decision to publish this working paper does not imply any responsibility for its content, or for the inclusion therein of any supplementary documents or information facilitated by the authors.

La serie Documentos de Trabajo tiene como objetivo la rápida difusión de los resultados del trabajo de investigación entre los especialistas de esa área, para promover así el intercambio de ideas y el debate académico. Cualquier comentario sobre sus contenidos será bien recibido y debe hacerse llegar directamente a los autores, cuyos datos de contacto aparecen en la *Nota sobre los autores*.

The Working Papers series is intended to disseminate research findings rapidly among specialists in the field concerned, in order to encourage the exchange of ideas and academic debate. Comments on this paper would be welcome and should be sent direct to the authors at the addresses provided in the About the authors section.

Todos los documentos de trabajo están disponibles, de forma gratuita y en formato PDF, en la web de la Fundación BBVA. Si desea una copia impresa, puede solicitarla a través de publicaciones@bbva.es.

All working papers can be downloaded free of charge in pdf format from the BBVA Foundation website. Print copies can be ordered from publicaciones@bbva.es.

La serie Documentos de Trabajo, así como información sobre otras publicaciones de la Fundación BBVA, pueden consultarse en: <http://www.bbva.es>

The Working Papers series, as well as information on other BBVA Foundation publications, can be found at: <http://www.bbva.es>

Los procesos de convergencia financiera en Europa y su relación con el ciclo económico

© Autores / Authors, 2007

© de esta edición / of this edition: Fundación BBVA, 2007

EDITA / PUBLISHED BY

Fundación BBVA, 2007

Plaza de San Nicolás, 4. 48005 Bilbao

DEPÓSITO LEGAL / LEGAL DEPOSIT NO.: M-35.794-2007

IMPRIME / PRINTED BY: Rógar, S. A.

Impreso en España – Printed in Spain

La serie Documentos de Trabajo de la Fundación BBVA está elaborada con papel 100% reciclado, fabricado a partir de fibras celulósicas recuperadas (papel usado) y no de celulosa virgen, cumpliendo los estándares medioambientales exigidos por la actual legislación.

The Working Papers series of the BBVA Foundation is produced with 100% recycled paper made from recovered cellulose fibre (used paper) rather than virgin cellulose, in conformity with the environmental standards required by current legislation.

El proceso de producción de este papel se ha realizado conforme a las normas y disposiciones medioambientales europeas y ha merecido los distintivos Nordic Swan y Ángel Azul.

The paper production process complies with European environmental laws and regulations, and has both Nordic Swan and Blue Angel accreditation.

Í N D I C E

1. Introducción.....	5
1.1. Consideraciones generales sobre convergencia.....	8
1.2. Integración y mercados financieros.....	10
2. Propuesta de contrastación de convergencia.....	16
2.1. Modelo univariante de Tendencia Cíclica.....	18
2.2. Modelo multivariante de Tendencia Cíclica.....	19
2.3. Modelo causal para los diferenciales de crecimiento.....	20
3. La base de datos.....	25
4. Contrastación empírica de convergencia.....	27
4.1. Mercados de renta fija.....	27
4.1.1 Análisis descriptivo.....	28
4.1.2 Análisis univariante.....	35
4.1.3 Análisis multivariante.....	41
4.1.4 Tasas de crecimiento diferencial.....	61
4.2. Mercados de renta variable.....	84
4.2.1 Análisis descriptivo.....	85
4.2.2 Análisis multivariante.....	87
4.2.3 Tasas de crecimiento diferencial.....	92
5. Conclusiones.....	97
Apéndice: Modelización de la inflación.....	98
Bibliografía.....	102
Nota sobre los autores.....	107

1. Introducción

LA firma del Tratado de Roma (1957) supuso el comienzo de un largo proceso para Europa. Las sucesivas modificaciones y ampliaciones de dicho tratado han dado paso a lo que hoy conocemos como Unión Europea con todas las instituciones y organismos que la vertebran. Por lo que respecta a las decisiones económicas, debemos destacar la creación de la Unión Aduanera en 1969, la adopción en 1979 de un mecanismo cambiario para dotar de estabilidad a las cotizaciones de las divisas en Europa (Sistema Monetario Europeo); en 1987 se firma el Acta Única, que recogía la libertad de movimientos para las personas, bienes, servicios y capitales. Con el Acta Única se crean las condiciones para la integración de los mercados europeos. En 1998 se fijan de forma irrevocable las paridades de las divisas europeas en relación con el euro. Por último, hay que destacar el inicio de la entrada en vigor del euro el 1 de enero de 1999. Uno de los objetivos principales de todo el proceso es conseguir la *integración*¹ económica y monetaria entre los distintos países que la componen. Con este fin los organismos de la Unión Europea promulgan continuamente normas en todos los ámbitos: social, económico, político, etcétera.

El estudio de la convergencia financiera en Europa debe reconocer, como paso previo a cualquier intento de modelización, el hecho diferencial con respecto a otras áreas geográficas y la existencia de criterios normativos que tratan de impulsar a los diferentes Estados miembros hacia una armonización de determinadas variables macroeconómicas como paso previo a la instauración del euro, entre las que se encuentran, lógicamente, las variables financieras.

El artículo 121 del Tratado de la Unión establece los siguientes criterios que deben cumplir los países que quieran acceder a la Moneda Única:

- En relación con los precios “los Estados miembros deberán tener un comportamiento de precios sostenible y una tasa promedio de

1. Según el Diccionario de la Real Academia, uno de los significados de *integrar* es: “aunar, fusionar dos o más conceptos, corrientes, etc., divergentes entre sí, en una sola que las sintetice”.

inflación, observada durante un período de un año antes del examen, que no exceda en más de un 1,5% la de, como máximo, los tres Estados miembros con mejor comportamiento en materia de estabilidad de precios. La inflación se medirá utilizando el índice de precios de consumo sobre una base comparable, teniendo en cuenta las diferencias en las definiciones nacionales”.

- Por lo que respecta al déficit y a la deuda se establecen dos criterios. Por un lado, la proporción entre el déficit público previsto o real y el producto interior bruto (PIB) no debe sobrepasar un valor de referencia (definido en el Protocolo sobre el Procedimiento de déficit excesivo como el 3% del PIB). Por otro, la proporción entre la deuda pública y el PIB no debe rebasar un valor de referencia (definido en el Protocolo sobre el Procedimiento de déficit excesivo como el 60% del PIB).
- En lo que respecta a los tipos de interés, el Protocolo estipula que “el criterio relativo a la convergencia de los tipos de interés se entenderá en el sentido de que, observados durante un período de un año antes del examen (mayo de 1998), los Estados miembros hayan tenido un tipo promedio de interés nominal a largo plazo que no exceda en más de un 2% el de, como máximo, los tres Estados miembros con mejor comportamiento en materia de estabilidad de precios. Los tipos de interés se medirán con referencia a los bonos del Estado a largo plazo u otros valores comparables, teniendo en cuenta las diferencias en las definiciones nacionales”.

No cabe duda de que estas exigencias normativas deberían actuar de forma proactiva sobre el proceso de convergencia. Por ello, deben ser consideradas como factores condicionantes en la explicación de posibles formas de convergencia a partir de la segunda mitad de la década de los noventa.

El resultado de todos los esfuerzos encaminados a conseguir la integración hace que sea necesario un seguimiento continuado de la convergencia como consecuencia de las medidas institucionales adoptadas, no sólo para conocer sus aciertos o errores, sino como elemento de reflexión para futuras decisiones ². En este contexto y centrándonos en los mercados financieros, uno de los hechos relevantes es conocer el grado de

2. Véanse European Central Bank (2001a y 2001b) y los trabajos de Adam et al. (2002) y Galati y Tsatsaronis (2001), entre otros, para una exposición de la evolución de los mercados financieros.

integración de los mercados; concretamente, su evolución a lo largo del tiempo (convergencia). El estudio de estos procesos en dimensión temporal es importante por su perspectiva histórica y dinámica cambiante no sólo para las futuras decisiones de los órganos de la Unión Europea, sino también debido a las reacciones de los agentes a éstas.

En este documento, fruto de las anteriores reflexiones, estudiaremos los procesos de integración de los mercados financieros de la Unión Europea de forma dinámica al considerar la situación cíclica de la economía europea. Los procesos de convergencia económica han sido objeto de detallados estudios en la última década, tanto desde el punto de vista teórico, como desde el aplicado. Resulta obvio señalar que los procesos de convergencia presentan diferentes matices en función de las variables o grupos de variables que se pretendan analizar y del entorno económico.

Por consiguiente, el objetivo del presente documento consiste en modelizar y analizar los procesos de convergencia financiera europea y su relación con el ciclo económico, a través de una serie de variables financieras representativas de los mercados de activos (renta fija y variable). Para ello, empleamos modelos de componentes no observables (univariantes y multivariantes); además se define y estudia la convergencia como la diferencia (discrepancia) entre la tasa de crecimiento de la variable considerada del país con respecto a la tasa de crecimiento de una variable agregada (común) del área económica convenientemente definida. Dicha diferencia se supone compuesta, además de por una constante, por otros dos términos, uno específico para cada país y otro referido a un comportamiento (ciclo) común entre los distintos países.

Los principales resultados obtenidos son la existencia de un proceso convergente para los tipos de interés con anterioridad a 1998, y posteriormente encontramos una integración en los tipos nominales y en la pendiente de la curva de tipos, aunque no para los tipos reales, que se mueven dentro de una banda con dispersión constante. Los rendimientos bursátiles interanuales no presentan un proceso convergente, aunque se mueven dentro una banda con amplitud constante.

El documento se estructura en cinco capítulos. El capítulo 1 plantea el problema, cómo ha sido tratado por otros autores y la aportación del presente documento con respecto a lo ya realizado. En el capítulo 2 se explican las técnicas empleadas para estudiar la convergencia. Posteriormente, el capítulo 3 describe la base de datos y variables que se emplearán en el estudio empírico. Los resultados obtenidos se presentan en el capítulo 4. Por último, las conclusiones más sobresalientes se recogen en el capítulo 5.

1.1. Consideraciones generales sobre convergencia

Los estudios sobre convergencia e integración entre mercados pueden agruparse en los que únicamente emplean variables macroeconómicas, los que emplean variables financieras y los mixtos. Las definiciones y análisis iniciales sobre convergencia han tratado principalmente variables macroeconómicas (en general producción y renta).

La creación del euro y el concepto de Mercado Único pueden considerarse hitos en la transición de mercados nacionales segmentados hacia un Mercado Único Europeo. El grado de segmentación y de integración es bastante discutible, dado que, dependiendo de los estudios, la situación actual se considera más cercana a un extremo u otro (integración o no integración). En cualquier caso, la literatura sobre convergencia financiera en Europa es amplia y diversa. Trabajos como Adjaouté et al. (2000), Bolkestein (2002) y Padoa-Schioppa (1999) ven el proceso con cierto escepticismo debido a la multitud de cuestiones para las que consideran que todavía no existe una respuesta adecuada (tiempos y requisitos necesarios para la realización de operaciones transnacionales, diferencias impositivas, diferencias en los estándares contables, etc.). Por otro lado, nos encontramos con estudios que consideran que, aunque el proceso de integración se encuentra en un avanzado estado (por ejemplo, De Santis, Gérard y Hillion, 1999; Brennan y Cao, 1997), los *desajustes* observados pueden ser debidos a una falta de información o a otras cuestiones menores (ha desaparecido el riesgo cambiario, no existen restricciones a la inversión entre países, no debería existir sesgo de invertir en el país de origen, etc.).

En este documento introducimos elementos novedosos con el fin de ligar la integración y convergencia entre mercados al estado dinámico de la economía, esperando contribuir al debate sobre las distintas cuestiones planteadas; en particular, sobre la evolución y el estado de integración en los mercados de activos financieros y sus relaciones con el ciclo económico.

No cabe duda de que una de las cuestiones más debatidas en toda la literatura sobre convergencia es el impacto de las denominadas *variables fundamentales de la economía* en el proceso convergente y cómo cuantificarlo. Se supone que si los fundamentos económicos se mueven hacia la integración sus efectos también se registrarán en los mercados financieros. En particular, ¿convergen los mercados financieros hacia una única estructura de precios (precio único)? Si la respuesta a esta cuestión es afirmativa estaremos en presencia de una de las características de un mercado integrado. Llegados a este punto, resulta clarificador aproximarnos a las definiciones de convergencia empleadas, así como a las diferentes técnicas para su contrastación.

Por lo que respecta a variables macroeconómicas, en general, podemos diferenciar tres tipos de convergencia ³. En primer lugar, la convergencia *beta* que trata de contrastar si una situación de atraso relativo en un momento dado tiende a reducirse con el paso del tiempo. En ese sentido, la convergencia *beta absoluta* mide si una determinada variable (PIB, tipos de interés, etc.) alcanza el nivel de otra tomada como referencia (tiende a una magnitud; Barro, 1991), mientras que la convergencia *beta condicional* mide si la variable estudiada tiende a una situación de equilibrio a largo plazo, donde ni converge ni produce divergencias con respecto al área de referencia (tendencia hacia un estado estacionario). En segundo lugar, la convergencia *sigma* que representa la evolución de la dispersión de una variable con el paso del tiempo (Barro y Sala-i-Martin, 1992). Por último, la convergencia puede definirse en un marco de análisis de series temporales como un proceso hacia una tendencia común a largo plazo entre las variables consideradas. Bernard y Durlauf (1995) definen los conceptos de convergencia por *alcance (catching up)* y convergencia *a largo plazo* ⁴. Dentro de este contexto, Li y Papell (1999), considerando a Carlino y Mills (1993), definen dos enfoques de convergencia empleando series temporales: una convergencia *estocástica débil* (contrastan su existencia fijándose en si el logaritmo de la tasa de crecimiento mantiene una tasa estacionaria), y, por otro lado, una *convergencia determinista* que podríamos asociar a un concepto más

3. Véase Durlauf y Quah (1998), y, para un excelente resumen de los estudios sobre convergencia, también puede consultarse Cedejas et al. (2004).

4. Bernard y Durlauf (1996) proponen dos definiciones de convergencia. Estas definiciones caracterizan convergencia entre pares de economías *i* y *j*, y permiten caracterizar convergencia entre miembros de un conjunto de economías. Definiendo \mathfrak{S}_t como toda la información disponible hasta el instante *t*:

Definición 1. Convergencia como alcance (catching up): dos países *i* y *j* convergen entre dos instantes de tiempo *t* y *t + T* si la discrepancia per cápita (en niveles o logaritmos) de la producción en *t* se espera que disminuya en valor. Si $y_{i,t} > y_{j,t}$,

$$E(y_{i,t+T} - y_{j,t+T} | \mathfrak{S}_t) < y_{i,t} - y_{j,t} \quad (1.1)$$

Es decir, se iguala convergencia con la tendencia a disminuir la diferencia en un intervalo de tiempo fijo. La segunda definición se refiere a si las diferencias entre las predicciones a largo plazo tienden a 0 a medida que se incrementa el plazo temporal.

*Definición 2. Convergencia como igualdad entre predicciones a largo plazo para un *t* fijo:* dos países *i* y *j* convergen si la predicción a largo plazo per cápita (en niveles o logaritmos) de la renta para ambos países es igual para un *t* dado:

$$\lim_{k \rightarrow \infty} E(y_{i,t+k} - y_{j,t+k} | \mathfrak{S}_t) = 0 \quad (1.2)$$

La definición 2 implica la definición 1 para un *T* dado. La diferencia entre convergencia empleando la predicción de series temporales, y la convergencia β es que una reducción esperada en las diferencias contemporáneas (convergencia β) no es lo mismo que la esperanza de su desaparición eventual (futura).

riguroso, al concepto acuñado por Durlauf, en la que las series convergen si la diferencia de sus tasas de crecimiento alcanza un nivel estacionario con media nula.

Los trabajos que estudian la contrastación empírica de los procesos de convergencia pueden agruparse en cinco tipos de análisis en función de las técnicas empleadas. Un primer grupo estaría constituido por los estudios que utilizan regresiones con datos de sección cruzada (Barro y Sala-i-Martin, 1992). En segundo lugar, podemos situar las aportaciones que utilizan regresiones con datos de panel (Islam, 1995; Caselli, Esquivel y Lefort, 1996; Canova, Ciccarelli y Ortega, 2004). El tercero emplea modelos de Markov (Quah, 1993, 1996). En cuarto término, podríamos señalar la contrastación de procesos convergentes con técnicas multivariantes que utilizan análisis cluster (Hobjin y Franses, 2000). Por último, encontraríamos las aproximaciones con series temporales (Bernard y Durlauf, 1995).

1.2. Integración y mercados financieros

El estudio de los procesos de convergencia en los mercados financieros presenta determinadas particularidades no presentes en otras variables económicas. La alta frecuencia de negociación y de posible revisión de las expectativas implica que deban considerarse con mucho cuidado las tendencias, posibles rupturas, características propias y características comunes, sobre todo si consideramos las épocas de *bonanza* y/o posibles burbujas que han ocurrido en los mercados al tiempo de la aparición del euro.

Según Aggarwal, Lcey y Muckley (2003) la integración en los mercados financieros puede estudiarse empleando medidas indirectas (decisiones corporativas), diferencias (*spreads*) entre mercados de créditos, decisiones de las unidades familiares, diferencias entre tipos de interés, precios relativos de los servicios (Adam et al., 2002) o empleando medidas directas, consecuencia de la denominada *ley de precio único* para bienes idénticos en distintos mercados. Las medidas directas fundadas en el supuesto cumplimiento de la ley de precio único requieren que los bienes comparados sean homogéneos. La identificación de estos bienes y sus características convierten el proceso en complicado, aunque no por ello imposible. En concreto, los activos comparados deben poseer iguales perfiles de riesgo, y estar sometidos a las mismas restricciones. En el presente documento nos centraremos en este tipo de variables.

Además, no debemos olvidar que el estudio de la convergencia en los mercados financieros requiere la consideración conjunta de los mercados

de renta fija y de renta variable, ya que no es posible estudiar el proceso convergente en uno de los dos mercados sin entender lo que ocurre en el otro y, todo ello, dentro del entorno económico en el que se produce.

En este epígrafe hacemos referencia a algunos de los trabajos y motivos que nos conducen a plantear el estudio de la convergencia en los mercados financieros con el esquema teórico escogido. En un mundo que tiende hacia la globalización surgen preguntas del tipo ¿por qué existen relaciones/correlación entre los mercados de activos entre distintos países?, ¿la relación anterior es elevada o no, en coherencia con las variables fundamentales de la economía?, ¿cómo se comportan estas relaciones y su intensidad ante cambios en las variables fundamentales? La idea subyacente es conocer si las relaciones entre mercados financieros de distintos países poseen correspondencia o no con variables macroeconómicas.

Con el fin de responder a las cuestiones anteriores, el estudio de las relaciones entre mercados financieros se ha realizado empleando múltiples métodos, técnicas y modelos (teóricos y puramente empíricos). Los estudios de Fama (1990) y Schwert (1990) suelen citarse entre los pioneros en relacionar mercados financieros (rentabilidad de los mercados de acciones) y actividad real para la economía de Estados Unidos. Choi, Hauser y Kopecky (1999) confirman este resultado para los países del denominado G-7.

La diversificación internacional de las carteras (Solnik, 1974; Levy y Sarnat, 1970) supone la existencia de una correlación baja entre mercados nacionales con el fin de poder formar carteras diversificadas. La diversificación se ha estudiado mediante correlaciones cruzadas o mediante las matrices de varianzas y covarianzas. Erb, Harvey y Viskanta (1994) estudian las correlaciones cruzadas entre los países del G-7 y su evolución en el tiempo con respecto a las variables reales de la economía, encontrando que éstas se incrementan en períodos de crisis y disminuyen tanto en fases de crecimiento como en épocas en las que los países se encuentran en distintos estados cíclicos; además, encuentran que las correlaciones no son simétricas. Login y Solnik (1995) también estudian la constancia de la correlación entre países empleando un modelo GARCH(1,1) multivariante e, igualmente, encuentran correlaciones no constantes y señalan el poder predictivo de las variables económicas (rentabilidad por dividendos y tipos de interés) sobre la correlación. Bekaert y Harvey (1995), mediante modelos de cambio de régimen, miden la integración de los mercados de capitales en mercados emergentes, concluyendo que no en todos los casos la pretendida globalización es una realidad empíricamente contrastable.

Otro grupo importante de aportaciones en la literatura se refiere a la correlación entre integración de mercados financieros y crecimiento. Las aportaciones de Arestis, Demetriades y Lunitel (2001), junto a Beck, Levive y Loeyssa (2000), establecen posibles vías de conexión entre la economía real y la financiera. Arestis, Demetriades y Lunitel (2001) restan importancia al efecto causal del desarrollo de los mercados financieros (en concreto, los bursátiles) sobre el crecimiento económico, incidiendo más en la importancia del sistema bancario como mecanismo de asignación de recursos para el desarrollo económico. Las conclusiones de Beck, Levive y Loeyssa (2000) son parecidas e inciden en el papel preponderante de los intermediarios financieros en el desarrollo de la riqueza.

Kim, Moshirian y Wu (2005) estudian la evolución de la correlación condicional entre los mercados de bonos y acciones en los países europeos (zona euro y Reino Unido), Estados Unidos y Japón empleando un modelo EGARCH bivariante, y concluyen sobre la existencia de una baja correlación entre los mercados de activos tanto a nivel doméstico (Europa) como desde el punto de vista interregional (Europa, Estados Unidos y Japón) hasta la segunda mitad de los años noventa. A partir de esa fecha, se incrementa progresivamente la integración entre mercados. Este proceso se acelera tras la introducción del euro, por lo que se acepta la hipótesis de la moneda única como motor de convergencia en los mercados de activos.

Canova y Nicolo (1995) emplean un modelo multipaís con ciclos de negocios para estudiar las relaciones entre rentabilidad de los activos y las variables macroeconómicas de los países, concluyendo que existe un posible incremento en las relaciones entre mercados cuando se consideran las influencias internacionales (un componente común *internacional*). Por otra parte, Dumas, Harvey y Ruiz (2002), al igual que Canova y Nicolo (1995), emplean un modelo que combina elementos de economía financiera y de teoría de ciclos de negocios para estudiar los cambios en las correlaciones entre los mercados de acciones de los distintos países y su relación con un *factor común* ligado a la producción de los países considerados. Suponiendo que los mercados se encuentran integrados, el modelo produce correlaciones próximas a las encontradas en la realidad para 12 países de la Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económico (OCDE).

Asimismo, relacionado con la transmisión de perturbaciones (*shocks*) entre países y sus causas, nos encontramos con los trabajos de *contagio*. Pavlova y Rigobon (2005) estudian la influencia de las restricciones a la formación de carteras por parte de los agentes en un determinado país y

su influencia en las relaciones entre mercados de acciones y la existencia de contagio ⁵.

Bekaert, Harvey y Ng (2002), definiendo contagio como un exceso de correlación (*correlación superior a la esperada*) entre los residuos de los modelos para los mercados, estudian la integración de mercados y el contagio mediante un modelo de dos factores comunes en tres regiones: Europa, Asia Meridional y América Latina. La inclusión de factores internacionales permite considerar el modelo como un sistema de valoración de activos de capital (Capital Asset Pricing Model, CAPM) global (Sharpe, 1964; Lintner, 1965). Dividen lo que ellos denominan *mercado mundial* en tres partes: Estados Unidos, regiones y factores locales, estudiando sus interacciones y transmisiones de correlación. La consideración de factores comunes permite evitar problemas de sesgos creados por el empleo de variables observadas (coeficiente de correlación, v. Forbes y Rigobon, 2002; Boyer, Gibson y Loretan, 1999). Lo novedoso de este documento, y que comparte con el esquema que nosotros proponemos, es la importancia de considerar factores comunes y su evolución entre los países estudiados con el fin de no sesgar los resultados del estudio, eliminando perturbaciones (*shocks*) comunes que pueden enmascarar (sesgar) las relaciones buscadas.

Nasseh y Strauss (2000), Cheung y Ng (1998), entre otros, emplean técnicas de cointegración (VECM) y encuentran relaciones entre los precios de las acciones y el PIB o producción industrial para un grupo de países de la Unión Europea. Por su parte, Aggarwal, Lcey y Muckley (2003) ⁶ con el empleo de técnicas de *cointegración dinámica* y modelos de parámetros cambiantes estudian la cointegración entre mercados europeos de acciones para el período 1985-2002. Detectan un incremento en la integración para el período 1997-1998, coincidiendo con el establecimiento del Banco Central Europeo (BCE) y la puesta en entrada en vigor del euro. Además, apuntan al poder de *mercado dominante* de Fráncfort.

Calcagnini, Farabullini y Hester (2000) contrastan la convergencia que existe en la Unión Europea previa a la introducción del euro a partir de medidas indirectas, encontrando evidencias de convergencia en inflación y en tipos nominales a medio y largo plazo. Asimismo, evidencian un acercamiento de los márgenes de intermediación bancarios a partir de

5. Este artículo incluye una revisión actualizada de los trabajos que estudian los mecanismos de transmisión internacionales.

6. Esta obra incluye una recopilación sobre estudios previos que emplean esquemas de cointegración.

1997. Murinde, Agung y Mullineux (2004) investigan la posibilidad de convergencia en los patrones de financiación corporativa en el seno de la Unión, tratando de verificar si tienden a un modelo anglosajón (orientado al mercado de capitales) o bien a un modelo continental (fundado en mercados de financiación bancaria), y concluyen que cada vez existe un mayor peso de la financiación a través de mercados de emisiones.

La contrastación de convergencia en áreas económicas integradas no europeas está también muy generalizada. En este sentido, para el área asiática destacan los trabajos de Fukuda y Toya (1995) y Lim y Mc Aleer (2003) para el área de la Asociación de Países del Sudeste Asiático (ASEAN) tanto de forma aislada como con respecto al crecimiento de Estados Unidos. En ambos casos, se examina el papel que juegan en la convergencia factores macroeconómicos como la exportación o ventajas competitivas como la capacidad de innovación. Respecto a estudios sobre convergencia para las economías regionales de los Estados Unidos, Tsionas (2000) y Young, Higgings y Level (2004), entre otros, contrastan la convergencia beta entre los crecimientos de los diferentes estados de Estados Unidos con resultados contradictorios. Mientras que Tsionas (2000) no encuentra evidencia de convergencia beta, los segundos afirman la presencia de ésta.

Respecto a la contrastación de la convergencia del ciclo de crecimiento en la OCDE y en la Unión Europea, Li y Papell (1999) contrastan convergencia en el crecimiento per cápita para 14 de los 16 países de la OCDE encontrando convergencia para 10 de ellos. Por su parte Attfield (2003), centrado en el análisis de países de la Unión Europea, encuentra convergencia para siete economías europeas en el período 1980-2001.

El análisis presentado en este documento se encuentra entre dos disciplinas: ciclos de negocios y mercados financieros. Como tal, debemos considerar variables de ambos mercados: economía real y financiera. No será posible hablar de integración y convergencia en mercados financieros si no conocemos o hemos controlado la convergencia o integración entre variables económicas fundamentales⁷. Continuando con la argumentación de Bekaert, Harvey y Ng (2002) con el fin de evitar sesgos debido a la no consideración de la importancia de los factores comunes entre países y variables, y teniendo en cuenta los problemas que suelen plantear las

7. Pérez-Quirós y Timmermann (1996) y Ang y Bekaert (2002) estudian las correlaciones entre mercados y las transmisiones de volatilidad entre mercados y su relación con la actividad real de los países.

metodologías de cointegración, empleamos un esquema de factores comunes dinámicos similar al de Stock y Watson (1991).

Las técnicas de modelización empleadas en el estudio permiten descomponer las variables estudiadas en un factor común tendencial, un factor común cíclico y componentes específicos (idiosincrásicos) individuales. Las componentes comunes (tendencia y ciclo) constituyen la clave para evitar sesgos en las medidas de correlación, contagio, etc. La particularización de este modelo para las distintas variables estudiadas nos permitirá realizar todo tipo de comparaciones. Llegados a este punto podremos estudiar las relaciones entre tendencias, ciclos, residuos (contagio), etc.

Además, estudiamos la convergencia como la diferencia (discrepancia) de la tasa de crecimiento de la variable considerada con respecto a la tasa de crecimiento de la variable agregada (común) del área económica, convenientemente definida ⁸. Dicha diferencia se supone compuesta por dos posibles partes, una específica para cada país (componente idiosincrásica propia de la variable/país) y otra referida a un ciclo común entre países. La parte no explicada por el modelo proporciona las desviaciones del proceso convergente que serán transitorios por la naturaleza de sus componentes, ya que al ser procesos estacionarios (tipo AR) su predicción a largo plazo será nula.

El análisis de la convergencia en los mercados de activos (renta fija y renta variable) para los distintos países y del agregado de la Unión Europea, junto con la evolución del PIB de la Unión Europea, permitirá estudiar la posible existencia de un proceso convergente, así como de sus distintas etapas a lo largo de la muestra considerada, analizando hasta qué punto podemos vincular los resultados con los procesos de convergencia *beta* y *sigma*. Adicionalmente, en relación con las aportaciones de Solnik y Roulet (2000) utilizando la dispersión en sección cruzada para las distintas variables, y empleando las técnicas de factores comunes, estudiamos otra posible definición alternativa a la habitualmente denominada convergencia *sigma*.

8. Definiremos variable agregada común como una suma ponderada por producto interior bruto (PIB) de las variables individuales de todos los países que componen la muestra/variables consideradas en cada situación. Para una justificación y otros estudios de agregación realizados con otras variables, véase Moneta (2003).

2. Propuesta de contrastación de convergencia

LA exposición anterior nos ha permitido destacar la importancia de estudiar la convergencia de una forma dinámica, y destacar la posible influencia de las variables económicas (ciclos) en los procesos de convergencia. Además, es de esperar que cada variable/país posea elementos idiosincrásicos propios, independientes del resto de países o unidades económicas con los que se relaciona. Fruto de las consideraciones anteriores, el proceso secuencial de modelización propuesto en esta sección nos permitirá conocer qué parte de la convergencia entre las variables estudiadas se atribuye a cada una de las posibles fuentes que afectan al proceso dinámico.

La respuesta a la pregunta de convergencia la realizaremos de dos formas, una primera estudiando la evolución dinámica de las variables observadas, al estilo de Bernard y Durlauf (1995), *alcance, catching up*, aunque con diferentes modelos y especificaciones de las variables⁹. En este sentido nuestra definición y estudio de la convergencia podrá entenderse de forma similar a la denominada *convergencia beta condicional*. La segunda forma de estudiar la convergencia se encuentra relacionada con la denominada *convergencia sigma*, estudio de la dispersión a lo largo del tiempo. Dispersión entre variables que puede modelizarse de dos formas. Por un lado, al igual que en Solnik y Roulet (2000), con el cálculo de la dispersión en cada momento del tiempo sobre las variables observadas, pero a diferencia de Solnik y Roulet (2000) posteriormente con la descomposición de esta dispersión en tendencia, ciclo y otros factores específicos, relacionándolos con los correspondientes componentes de las variables macroeconómicas. La otra alternativa, al igual que en Bekaert, Harvey y Ng (2002), consiste en estudiar la dispersión entre variables no observadas a las que se les han eliminado los

9. Como posible extensión admite la posibilidad de estudiar cambios estructurales y parámetros no constantes.

componentes asociados a factores comunes no estacionarios, y, en su caso, el factor cíclico común (factores comunes)¹⁰, de esta forma se evitan los posibles sesgos creados por elementos comunes. En todas las especificaciones del modelo supondremos que es posible construir (tal y como se indicará en el próximo epígrafe) una medida (variable) global para todos los países, o unidades económicas consideradas, y para cada una de las variables (definiciones) económicas estudiadas.

El estudio de las definiciones de convergencia lo realizamos empleando tres clases de modelos que describimos atendiendo a su nivel de sofisticación. Comenzamos la modelización con un análisis univariante de las series individuales, y dado que necesitamos conocer los factores comunes e idiosincrásicos de las variables sujetas a estudio, empleamos el modelo de tendencia cíclica para estimar las componentes de tendencia y ciclo. La comparación entre las tendencias estimadas para las distintas variables/países y los denominados términos de *deriva*, que recogerán las tasas medias de crecimiento de cada serie analizada, permitirá una primera valoración de la posible existencia de convergencia beta entre las series estudiadas. A partir de los residuos estimados en estos modelos también se podrá inferir la evolución de lo que hemos denominado convergencia sigma. Por otra parte, la comparación de las componentes tendenciales y cíclicas entre el conjunto de series estudiadas ofrecerá una primera información relativa a la idoneidad de modelos con factores tendenciales y cíclicos comunes, información que tendrá que ser contrastada de forma conveniente. En segundo lugar, la generalización multivariante modeliza de forma simultánea todas las variables estudiadas. En este modelo se podrán imponer factores comunes de acuerdo con los resultados de contrastación convenientemente realizados. Esta formulación permitirá obtener conclusiones más fundadas en relación con la convergencia entre las series consideradas. Por último, emplearemos modelos de regresión para explicar las tasas de crecimiento diferencial de cada una de las variables estudiadas con respecto a un agregado convenientemente definido.

Dado que uno de los objetivos de este proyecto consiste en el análisis de la convergencia tomando en consideración la componente cíclica C_t , ésta tendrá que figurar entre las variables explicativas. Sin embargo, como la componente cíclica es inobservable, tendrá que ser sustituida por una estimación adecuada. El problema surge como consecuencia de que la

10. Rissman (1997) emplea un modelo similar para estudiar el desempleo y su dispersión entre sectores en la economía de Estados Unidos.

estimación utilizada tendrá que permitir la estimación consistente de los coeficientes del modelo. Una estimación conveniente tal y como se muestra en Cendejas et al. (2004) resulta ser la componente cíclica suavizada $C_{t|T}$.

El estudio de las dispersiones de los residuos en las tres modelizaciones anteriores permite conocer la importancia de los elementos idiosincrásicos en la convergencia. Aunque esta dispersión es similar en definición a la denominada *convergencia sigma*, la forma de calcularla es distinta. Bekaert, Harvey y Ng (2002), para estudiar el *contagio* entre países, apuntan la necesidad de eliminar los factores comunes existentes entre las variables para no sesgar los resultados finales. Ésta es una de las razones por las que nosotros únicamente estudiamos la dispersión entre variables que no posean componentes comunes (tendencias y ciclos). Por otra parte, Young, Higgins y Level (2004) estudian las relaciones entre la convergencia *beta* y *sigma* y sus implicaciones; dado que la existencia de convergencia *beta* es una condición necesaria pero no suficiente para que exista convergencia *sigma*, es necesario ortogonalizar las posibles fuentes causantes de la convergencia y estudiar su evolución en el tiempo.

2.1. Modelo univariante de Tendencia Cíclica

El modelo de *Tendencia Cíclica* del que haremos uso constituye una modificación de la descomposición tradicional de *Tendencia más Ciclo* (por ejemplo, Harvey, 1985; Clark, 1987; Nelson, 1988). La principal diferencia con respecto a la descomposición aditiva en tendencia y ciclo es que se supone que el componente tendencial (no estacionario) acumula el componente cíclico (estacionario) además de un crecimiento medio tendencial que queda recogido en un parámetro de deriva. El modelo de *Tendencia Cíclica* implica que las series observadas sean I(1), sin embargo, la formulación alternativa de *Tendencia más Ciclo*, especificando un camino aleatorio integrado para la tendencia (por ejemplo, Carvalho y Harvey, 2004), implica que las series observadas sean I(2).

La formulación del modelo de Tendencia Cíclica es la siguiente ¹¹. La serie (habitualmente su transformada logarítmica) es la suma de una

11. Para una formulación más detallada véase Cendejas et al. (2004).

tendencia (Tendencia Cíclica) y ruido blanco ¹²:

$$y_t = T_t + e_t \quad (2.1)$$

donde $e_t \sim iid N(0, \sigma_e^2)$ y $E(e_t e_s) = 0$ para $t \neq s$. La tendencia cíclica sigue el esquema:

$$T_t = \mu + T_{t-1} + C_{t-1} \quad (2.2)$$

donde μ es el parámetro de deriva y C_t admite una representación de tipo autorregresivo estacionaria ¹³.

$$\phi(L)C_t = \varepsilon_t \quad (2.3)$$

Con $\varepsilon_t \sim iid N(0, \sigma_\varepsilon^2)$, $E(\varepsilon_t \varepsilon_s) = 0$ para $t \neq s$, $E(e_t \varepsilon_s) = 0$ para todo par (t, s) , y $\phi(L) = \phi_0 + \phi_1 L + \dots + \phi_p L^p$.

La representación conjunta de las ecuaciones (2.1, 2.2, 2.3) en espacio de estados permite la estimación de los parámetros (los parámetros autorregresivos, la deriva y la relación de varianzas) mediante máxima verosimilitud utilizando el filtro de Kalman, así como la obtención de los componentes filtrados y suavizados, tendencial y cíclico, para la serie considerada. Los componentes tendencial y cíclico suavizados ($T_{t|T}$ y $C_{t|T}$) se obtienen condicionando a toda la muestra mediante un algoritmo de suavizado de intervalo fijo (Harvey, 1989).

2.2. Modelo multivariante de Tendencia Cíclica

El modelo de Tendencia Cíclica multivariante es una generalización del modelo anterior para $i = 1, \dots, m$, series simultáneas. La estructura de este modelo permite la inclusión de factores comunes, tanto para las tendencias, como para el ciclo, así como también de componentes específicos. La especificación empleada en este documento utiliza un factor cíclico común y otro específico para cada país.

Al igual que en el epígrafe anterior, cada serie i (habitualmente su transformada logarítmica) se supone compuesta por la suma de una

12. Para simplificar y con el fin de diferenciar la notación de la correspondiente especificación multivariante del próximo epígrafe, eliminaremos el subíndice i que corresponderá a la variable estudiada.

13. En la ecuación (2.2) es posible añadir una perturbación aleatoria. Los modelos considerados en este trabajo no la contemplan porque no resultó significativa en las estimaciones realizadas.

tendencia (Tendencia Cíclica) y ruido blanco:

$$y_{i,t} = T_{i,t} + e_{i,t} \quad (2.4)$$

Las tendencias cíclicas siguen el esquema:

$$T_{i,t} = \mu_i + T_{i,t-1} + \gamma_i C_{t-1} + C_{i,t-1} \quad (2.5)$$

donde μ_i son los parámetros de deriva, C_t es la componente cíclica común, γ_i es la carga factorial que determina la importancia del ciclo común en la serie i -ésima, $C_{i,t}$ son las componentes cíclicas específicas¹⁴. Las componentes cíclicas se supone que siguen procesos autorregresivos estacionarios:

$$\phi(L)C_t = \varepsilon_t, \quad (2.6)$$

$$\varphi_i(L)C_{i,t} = \varepsilon_{i,t} \quad (2.7)$$

donde $\phi(L) = \phi_0 + \phi_1 L + \dots + \phi_p L^p$ y $\varphi_i(L) = \varphi_{i,0} + \varphi_{i,1} L + \dots + \varphi_{i,p} L^p$. Los ruidos ε_t , $\varepsilon_{i,t}$, y $e_{i,t}$ son *iid* normales e independientes entre sí. La representación anterior puede adaptarse, sin mayores complicaciones, para incluir tendencias comunes.

Dadas las propiedades de las distintas ecuaciones, y al igual que la representación univariante, la representación multivariante conjunta de las ecuaciones (2.4, 2.5, 2.6, 2.7) en espacio de estados permite la estimación de los parámetros (los parámetros autorregresivos, las derivas y las relaciones de varianzas), mediante máxima verosimilitud utilizando el filtro de Kalman, así como la obtención de los componentes filtrados, tendencial y cíclico, para las series consideradas. Los componentes tendencial y cíclico suavizados ($T_{i|T}$ y $C_{i|T}$) se obtienen condicionando a toda la muestra mediante un algoritmo de suavizado de intervalo fijo (Harvey, 1989). Nótese que del análisis de los coeficientes μ_i tendremos una evaluación de la posible convergencia *beta*.

2.3. Modelo causal para los diferenciales de crecimiento

Sea S_{it} la proporción (*share*) que representa la variable individual (y_{it}) del país i en el instante t sobre el agregado total (y_t). Definiremos la tasa de

14. Al igual que en la ecuación (2.2), en la ecuación (2.5) es posible añadir una perturbación aleatoria. Los modelos considerados en este trabajo no la consideran porque no resultó significativa en las estimaciones realizadas.

crecimiento diferencial como:

$$g_{it} = \Delta \ln S_{it} = \Delta \ln \frac{y_{it}}{y_t} = \Delta \ln(y_{it}) - \Delta \ln(y_t) \quad (2.8)$$

En la definición anterior se supone que las variables (y_{it} e y_t) poseen una raíz unitaria, son $I(1)$, y no tienen tendencia determinista. Esta hipótesis podrá contrastarse, aunque sin olvidar los problemas asociados de potencia que poseen los correspondientes contrastes estadísticos, sobre todo ante la posible presencia de cambios estructurales.

Existen múltiples razones por las cuales el crecimiento de un país puede ser diferente del crecimiento del agregado: diferentes condiciones de partida pueden inducir períodos crecientes, decrecientes o constantes; el ciclo económico puede afectar de forma diferente dependiendo del país y, por último, es lógico que cada país posea sus características específicas.

La tasa g_{it} puede servir para cuantificar la existencia de convergencia de tipo *catching up* o bien divergencia¹⁵. Es importante destacar que g_{it} está a su vez compuesta por los diferenciales de los componentes que integran cada una de las series que intervienen en su cálculo. Así, por ejemplo, si tanto y_{it} como y_t obedecen a la descomposición de Tendencia Cíclica con factor cíclico, y suponiendo que¹⁶:

$$y_t = T_t + e_t \quad (2.9)$$

$$T_t = \mu + T_{t-1} + \gamma C_{t-1} + \zeta_{t-1} \quad (2.10)$$

$$C_t = \frac{\epsilon_t}{\phi(L)} \quad (2.11)$$

$$\zeta_t = \frac{\eta_t}{\psi(L)} \quad (2.12)$$

con $\psi(L) = \psi_0 + \psi_1 L + \dots + \psi_p L^p$. Análogamente para las series individuales consideradas:

$$y_{it} = T_{it} + e_{it} \quad (2.13)$$

$$T_{it} = \mu_i + T_{i,t-1} + \gamma_i C_{t-1} + C_{i,t-1} \quad (2.14)$$

$$C_{it} = \frac{\eta_{it}}{\psi_i(L)} \quad (2.15)$$

siendo C_t el factor cíclico común y $\psi_i(L) = \psi_{i,0} + \psi_{i,1} L + \dots + \psi_{i,p} L^p$. En estas condiciones la dinámica de g_{it} posee la siguiente especificación

15. Para una explicación más detallada véase Cendejas et al. (2004).

16. Por razones de identificación, el parámetro γ , o, alternativamente, la varianza del factor cíclico común, se puede suponer unitario.

general:

$$g_{it} = (\mu_i - \mu) + (\gamma_i - \gamma)C_{t-1} + (C_{i,t} - \zeta_t) + (\Delta e_{it} - \Delta e_t) \quad (2.16)$$

Por tanto, en general, el crecimiento diferencial g_{it} medio que mide la convergencia o divergencia será $(\mu_i - \mu)$; este crecimiento diferencial vendrá explicado por el factor cíclico común de la serie individual (y_{it}) y agregada (y_t) con parámetro igual a la diferencia de cargas factoriales $(\gamma_i - \gamma)$, y por las diferencias entre factores idiosincrásicos, más una perturbación.

La especificación de un modelo dinámico de tipo causal más general que pretenda explicar el comportamiento de los diferenciales de crecimiento g_{it} estaría compuesto por un modelo que estima la componente cíclica común C_t , junto con el siguiente submodelo:

$$A_i(L)g_{it} = \alpha_i + B_i(L)C_t + x'_{it}\beta_i + \xi_{it} \quad (2.17)$$

$$A_i(L) = 1 - a_{i,1}L - \dots - a_{i,p}L^p \quad (2.18)$$

$$B_i(L) = b_{i,0} + b_{i,1}L + \dots + b_{i,q}L^q \quad (2.19)$$

$$\phi(L)C_t = \epsilon_t \quad (2.20)$$

donde $A_i(L)$ y $B_i(L)$ son polinomios de retardos y x_{it} un vector de variables exógenas (eventualmente componentes cíclicos obtenidos de otras series, variables de intervención u otras series) con capacidad explicativa sobre g_{it} . La inclusión de los polinomios $A_i(L)$ y $B_i(L)$ servirá para recoger la eventual autocorrelación que pudiera aparecer al sustituir la forma reducida por el modelo dinámico¹⁷. De este modo: $\xi_{it} \sim N(0, \sigma_{\xi_i}^2)$. Se supone también incorrelado con ϵ_t para todo t . El signo de la constante α_i será indicativo del proceso de acercamiento o alejamiento de cada serie con respecto al agregado o referencia. Así, si se parte de una situación en la que el nivel de la serie de un cierto país es menor que el del agregado, una α_i positiva indicará un acercamiento al mismo. Lo contrario sucederá si el nivel individual es superior y el coeficiente α_i es negativo. En estos dos casos se puede alcanzar convergencia¹⁸. El análisis de estabilidad de los coeficientes en (2.17) suministrará información adicional sobre posibles

17. Una posible especificación alternativa de la ecuación (2.17) consiste en incluir variables ficticias (0, 1) dependiendo de la situación cíclica o variable macroeconómica de referencia. Erb, Harvey y Viskanta (1994) emplean un argumento similar para estudiar la relación entre las correlaciones cruzadas y las diferentes fases del ciclo económico.

18. Nótese que, en ausencia de variables exógenas, la predicción a largo plazo de g_{it} es α_i ya que, al ser las componentes cíclicas incluidas AR estacionarios, su predicción a largo plazo es nula.

cambios en la capacidad explicativa de las distintas variables a lo largo de la muestra.

Al igual que en los modelos anteriores, aparece la componente cíclica C_t que no es observable, por tanto, para hacer el modelo operativo necesitamos una estimación adecuada dada por $C_{t|t}$ (componente filtrada) o bien $C_{t|T}$ (componente suavizada).

La ecuación del crecimiento diferencial (2.17) puede incluirse en la estimación estructural del modelo multivariante. En este caso, habrá que ampliar el vector de estado del modelo completo, lo que puede suponer problemas de estimación adicionales. Una alternativa mejor, que es la empleada en este documento, consiste en estimarla en una segunda fase, una vez estimadas las componentes cíclicas involucradas a partir del modelo multivariante. Sin embargo, dado que las componentes cíclicas incluidas en la ecuación de crecimiento diferencial son inobservables ($C_t, C_{i,t}, C_t^{PIB}$), éstas deberán ser estimadas de forma adecuada para que los estimadores de la ecuación puedan ser consistentes. La solución consiste en emplear las correspondientes componentes suavizadas ($C_{t|T}, C_{i,t|T}, C_{t|T}^{PIB}$) tal y como se demuestra en Cendejas et al. (2004).

La especificación (2.17) permite que se considere el proceso convergente en todas sus componentes, eliminando los sesgos debidos a que se consideren variables observadas (Forbes y Rigobon, 2002; Bekaert, Harvey y Ng, 2002). Por otra parte, al estudiar variables financieras el modelo anterior puede entenderse como un modelo de valoración de activos de capital internacional con múltiples factores. Sus resultados serán importantes para la formación de carteras.

La anterior especificación de la discrepancia entre tasas de crecimiento también permite estudiar la dinámica de la convergencia entre pares o conjuntos de países, la única diferencia será la especificación del modelo en espacio de estados. Para la situación de varios países la especificación se encuentra próxima a los estudios de datos del panel ¹⁹.

La anterior especificación estudia la convergencia dinámica entre variables y permite evaluar su velocidad, similar a la denominada convergencia *beta*; sin embargo, no permite estudiar la dispersión conjunta para todos los países y su evolución dinámica, nos gustaría concluir con

19. Independientemente de la especificación adoptada (individual o conjunta, tendencia/ciclo) y como posible extensión al análisis aquí presentado, los trabajos de Del Hoyo, Llorente y Rivero (2005) nos permitirán contrastar la estabilidad de las relaciones. Es decir, podremos estudiar la posible presencia de cambios estructurales. A priori es de suponer que existan rupturas en los parámetros, motivados por múltiples causas (por ejemplo, medidas institucionales), aunque su repercusión y ocurrencia en el tiempo no pueden evaluarse a priori, los contrastes anteriores nos permiten realizar esta operación *a posteriori*.

respecto a una convergencia tipo *convergencia* σ en el contexto de nuestro modelo. Esta convergencia puede estudiarse de dos formas. Una al estilo de Solnik y Roulet (2000), calculando la dispersión en las variables observadas y estudiando sus características junto con las de una variable macroeconómica que represente la actividad. Esta alternativa posee el sesgo potencial apuntado en Bekaert, Harvey y Ng (2002), por lo que se propone otra alternativa en la que no sea posible confundir los factores comunes con los factores específicos. La segunda alternativa para estudiar la convergencia sigma es aquella en la que se han eliminado los efectos comunes (tendencia y ciclo económico)²⁰. Para ello, y siguiendo las líneas de Rissman (1997), definimos la siguiente variable:

$$\hat{\sigma}_t = \left[\sum_{i=1}^I \hat{\lambda}_{it} \hat{\eta}_{it}^2 \right]^{1/2} \quad (2.21)$$

donde $\hat{\sigma}_t$ es una medida de la dispersión en cada instante del tiempo entre variables a las que se les ha eliminado el efecto de los factores comunes (tendencias y ciclo) y también posiblemente factores cíclicos individuales, $\hat{\lambda}_{it}$ mide la proporción en el agregado de cada una de las variables individuales²¹, y las $\hat{\eta}_{it}$ s son las estimaciones de las perturbaciones idiosincrásicas provenientes de cualquiera de los modelos empleados (multivariante $\epsilon_{i,t}$, o modelo causal ξ_{it}). Por consiguiente, $\hat{\sigma}_t$ mide la evolución de la variación/dispersión en el tiempo de la variable considerada entre países; evolución que no se encuentra directamente relacionada con factores comunes y/o individuales sobre los cuales ya se ha estudiado previamente su convergencia.

20. En este sentido, y dependiendo de la especificación del modelo, la definición adoptada de convergencia *sigma* es muy similar a la definición de contagio.

21. El estudio puede realizarse con λ_i igual para todos los i , o puede especificarse una ponderación en función de algún otro criterio que se considere adecuado.

3. La base de datos

LA construcción de la base de datos es una de las tareas primordiales y más arduas a las que nos hemos enfrentado. La elección de las variables, países, periodicidad y período analizado supone una decisión bastante complicada, como explicaremos en párrafos posteriores.

Con respecto a los países que debemos estudiar, nos hemos centrado en los siguientes, todos forman la Unión Europea en la actualidad: Austria, Bélgica, Dinamarca, Finlandia, Francia, Alemania, Grecia, Irlanda, Italia, Holanda, España, Suecia, Reino Unido, Portugal y Luxemburgo. Nótese que en la *Europa de los 15*, aunque no todos comparten los mismos acuerdos (por ejemplo, no todos emplean una moneda única, tampoco todos poseen la misma antigüedad en la Unión, etc.), su consideración nos parece, a priori y salvo que los datos demuestren lo contrario, una cuestión de lógica económica.

Por lo que respecta a la periodicidad nos enfrentamos a una elección compleja. Uno de nuestros argumentos es la influencia e importancia del ciclo económico en los procesos de convergencia. Por tanto, la periodicidad con la que podamos medir el ciclo será determinante. La siguiente cuestión es: ¿qué variable elegir para representar el ciclo? La candidata generalmente aceptada es el producto interior bruto (PIB); aunque puedan existir otras variables, nosotros consideraremos el PIB como la variable a partir de la cual determinaremos el estado del ciclo económico para cada país y para el agregado. Hay que destacar que los datos publicados del PIB poseen una periodicidad trimestral o anual; sin embargo, dado que para los mercados financieros poseemos datos mensuales, emplearemos esta periodicidad cuando no se incluya el PIB en los modelos. La consideración del PIB en los modelos supondrá calcular medias para trimestralizar las series de periodicidad mensual.

Fruto de las anteriores decisiones hemos consultado las siguientes fuentes de datos estadísticas: Banco Central Europeo, Eurostat, Bank for International Settlements, Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económico (OCDE), Fondo Monetario Internacional, diversos bancos centrales, InterMoney, New Cronos (base de datos de la Comisión Europea), base de datos de Berglas School of Economics, la recopilación de datos anuales de Maddison (2003). Dadas las grandes similitudes entre

bases, tanto en datos presentes como ausentes, trataremos de formar la base de datos con las fuentes más homogéneas.

El estudio de la convergencia en los mercados financieros de renta fija lo realizamos empleando tipos de interés a diez años nominales provenientes del rendimiento de la deuda pública a diez años (Eurostat, Banco de España e Intermoney), período septiembre de 1992-diciembre de 2004, tipos de interés del mercado monetario a tres meses (Eurostat e Intermoney), período septiembre de 1992-diciembre de 2004. Ambos tipos son datos mensuales obtenidos como media de los datos diarios. Los datos sobre índices de precios de consumo proceden de Eurostat (con posterioridad a 1995) y OCDE (con anterioridad a 1995); ambos son datos mensuales expresados en tasas interanuales, período septiembre de 1992-diciembre de 2004.

Para estudiar la convergencia en los mercados de renta variable hemos utilizado como fuentes la Subdirección General de Análisis Macroeconómico, Yahoo.com e Intermoney, aunque para algunos índices poseíamos datos diarios; con el fin de comparar con los mercados de renta fija, hemos empleado datos mensuales contruidos a partir de las medias de los datos diarios. En concreto, los índices bursátiles utilizados han sido: FTSE 100 (Reino Unido), Dax-Xetra (Alemania), CAC-40 (Francia), IBEX-35 (España), ATX (Austria), BFX (Bélgica), KFX (Dinamarca), HEX (Finlandia), AEX (Holanda), SEISEQ (Irlanda), PSI 20 (Portugal) y SXAXPI (Suecia).

Una vez elegidas las variables, hay que expresarlas en las mismas unidades y proceder a formar la *variable agregada* que mejor represente el conjunto. Moneta (2003), y las referencias allí mencionadas, describe diversas posibilidades para formar el agregado, proponiendo el PIB como la mejor variable para construir las ponderaciones. Por consiguiente, las variables agregadas que empleemos para representar el conjunto de países de la muestra se construirán como sumas ponderadas, donde la ponderación vendrá determinada por el PIB de cada una de las economías con respecto a la suma de todos los PIB que componen la muestra, excluyendo el Reino Unido. La exclusión del Reino Unido se realiza por cuestiones obvias, entre otras su no participación en la Moneda Única.

4. Contratación empírica de convergencia

EN este capítulo presentamos los resultados de contrastar la convergencia entre mercados. Dadas las distintas variables/mercados sobre los que se realiza la convergencia, presentamos su análisis de acuerdo con su clasificación económica. En nuestro caso, aludiremos dentro de los mercados financieros a los activos de renta fija y de renta variable. En todos los casos se realiza un análisis descriptivo de las variables para, a continuación, pasar a su modelización. La modelización, siguiendo las pautas expuestas en los capítulos anteriores, se realiza en tres etapas: modelización univariante, modelización multivariante y regresiones de la tasa de crecimiento diferencial.

4.1. Mercados de renta fija

El estudio de los mercados de renta fija constituye uno de los objetivos básicos en los estudios sobre convergencia. Preguntas sobre las primas por liquidez, riesgo, crédito, etc. necesitan una respuesta dentro del entorno en el que se producen. Las pautas impuestas por los diversos tratados de la Unión Europea sobre algunas variables de la contabilidad nacional deberían influir sobre los mercados financieros. En concreto, la desaparición de las distintas monedas nacionales, la creación y entrada en funcionamiento del Banco Central y los requisitos sobre déficit y deuda pública deberían tener su traslado a los mercados de renta fija. La desaparición de los riesgos sobre tipos de cambio, la política monetaria única y los requisitos sobre deuda pública y déficit es de suponer que hayan impuesto en los mercados una convergencia en tipos de interés, sin embargo, aunque a priori parece sensata la presencia de una convergencia plena, no hay que olvidar la existencia de otras variables económicas idiosincrásicas de cada país, que pueden estar limitando la plena coincidencia de los tipos de interés (por ejemplo, liquidez, crédito...). Otro hecho que hay que tener en cuenta en todo el estudio es la fijación

de los tipos de cambio irrevocables para las monedas nacionales con respecto al euro (mayo de 1998), es de suponer que en esta fecha se haya creado un cambio estructural en las series.

Por consiguiente, las rentabilidades ofrecidas en los mercados de deuda pública constituyen en el área de la Unión Europea la mejor referencia para conocer la estructura temporal de tipos de interés de una economía, al no incorporar a priori primas significativas ni de riesgo de crédito, ni de riesgo de liquidez, presentes en otros mercados de intercambio de recursos financieros.

La contrastación de la convergencia en los mercados de deuda pública se ha efectuado examinando tres aspectos:

- a. Convergencia de los tipos de interés de los bonos a diez años. Se ha estudiado si existen discrepancias significativas en las rentabilidades del mercado secundario de los bonos emitidos por tesoros de países que componen la muestra. La elección de la referencia a diez años se justifica por el hecho de ser el plazo más líquido tanto de emisión como de negociación, en la mayor parte de emisores soberanos.
- b. Convergencia en la estructura temporal de los tipos de interés de la deuda. En este caso, se trata de observar si la pendiente de la estructura temporal de los tipos de interés en los mercados de la Unión Europea presenta indicios de homogeneidad o discrepancia. Para ello, se han elegido como vértices de la función las referencias a tres meses y diez años.
- c. Convergencia en tipos reales. Se ha considerado conveniente estudiar el efecto de la inflación sobre las rentabilidades de la deuda pública para, de esta forma, intentar analizar si existe discrepancia en las rentabilidades reales a diez años.

La muestra está formada por las rentabilidades mensuales de la deuda desde 1992 hasta 2004, para la UE-15 (Alemania, Austria, Bélgica, Dinamarca, España, Finlandia, Francia, Grecia, Holanda, Irlanda, Italia, Luxemburgo, Portugal, Reino Unido y Suecia).

4.1.1 Análisis descriptivo

Los datos correspondientes a los tipos de interés del bono a diez años del mercado secundario empleados son datos mensuales desde septiembre de 1992 hasta diciembre de 2004. En total la muestra posee 148 observaciones y durante este período existen datos publicados para todos los países del

conjunto estudiado. El tipo de interés del mercado monetario a corto plazo empleado (tres meses) también posee la misma periodicidad y tamaño muestral. Con el fin de construir los tipos reales de interés a diez años descontaremos la inflación esperada²² de los tipos nominales a diez años. La consideración de la inflación esperada supone que los agentes poseen una previsión exacta sobre la inflación. Los datos disponibles de inflación son tasas de inflación mensuales interanuales, por lo tanto, al elaborar los tipos de interés reales, perdemos 12 observaciones respecto a los tipos nominales. Los tipos de interés reales poseen periodicidad mensual desde diciembre de 1992 hasta diciembre de 2003, en total 136 observaciones.

El análisis descriptivo de la base de datos lo realizamos presentando la evolución de la media, desviación típica y coeficiente de asimetría²³ para todos los países en cada momento del tiempo. Es decir, dado que nos interesa estudiar la evolución conjunta en el tiempo, acorde con Solnik y Roulet (2000), presentamos un estudio de la dispersión y sus propiedades en sección cruzada. El estudio en el tiempo de esta variable nos debería ayudar a determinar las primeras pautas de comportamiento sobre el proceso convergente. La consideración del coeficiente de asimetría nos permitirá conocer la situación relativa de los países con respecto a la evolución del conjunto.

Los gráficos 4.1, 4.2 y 4.3 presentan la evolución de los tipos de interés a diez años nominal, diez años real, la tasa interanual de inflación, el tipo de interés a tres meses y la pendiente (diferencia, *spread*) entre el tipo a diez años y el tipo a tres meses. La diferencia entre el gráfico 4.1 y el 4.2 es la consideración de Grecia. En el gráfico 4.1 Grecia posee el mayor nivel de tipos a diez años nominal y la mayor inflación. Este hecho distorsiona los estadísticos descriptivos, además, no poseemos durante todo el período considerado tipos de interés a tres meses para Grecia, razón por la cual es excluida de algunos comentarios y modelos estimados. En todos los gráficos se presenta la evolución en sección cruzada de las variables, su media, desviación típica y coeficiente de asimetría en cada momento del tiempo. El cuadro 4.1 recoge los valores máximos y mínimos de los estadísticos descriptivos que se presentan en los gráficos.

La disminución de las diferencias entre los tipos de interés queda reflejada en los gráficos y en la tablas, sin embargo, este decrecimiento no se produce por igual en todas las variables. Todas comparten un cambio estructural evidente en mayo de 1998 motivado por la fijación de los tipos

22. La inflación esperada utilizada ha sido la inflación efectiva realizada en el período de doce meses, es decir, se supone que los agentes poseen previsión perfecta de la inflación.

23. Coeficiente de asimetría definido como el momento de tercer orden normalizado.

GRÁFICO 4.1: Tipos de interés a diez años e inflación

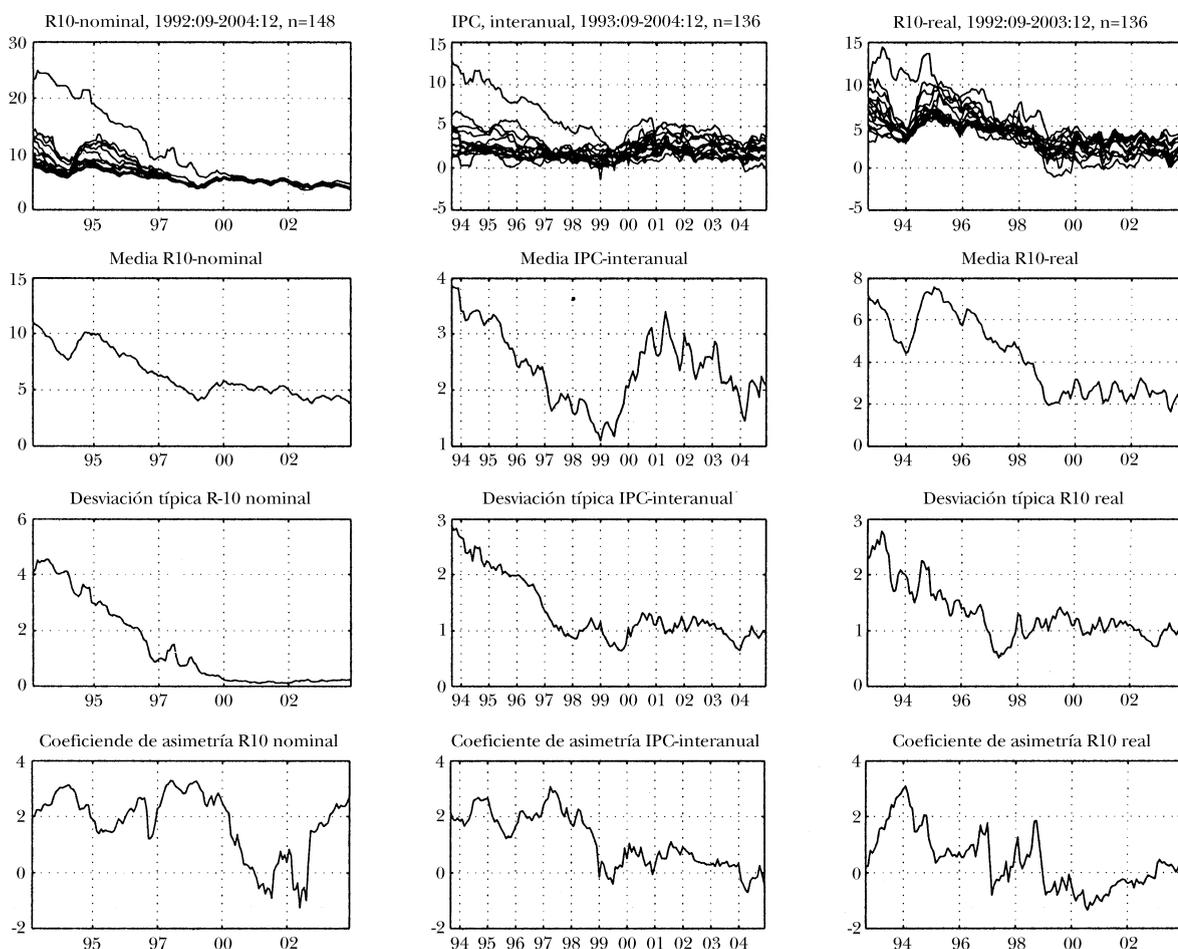


GRÁFICO 4.2: Tipos de interés a diez años e inflación, excluida Grecia

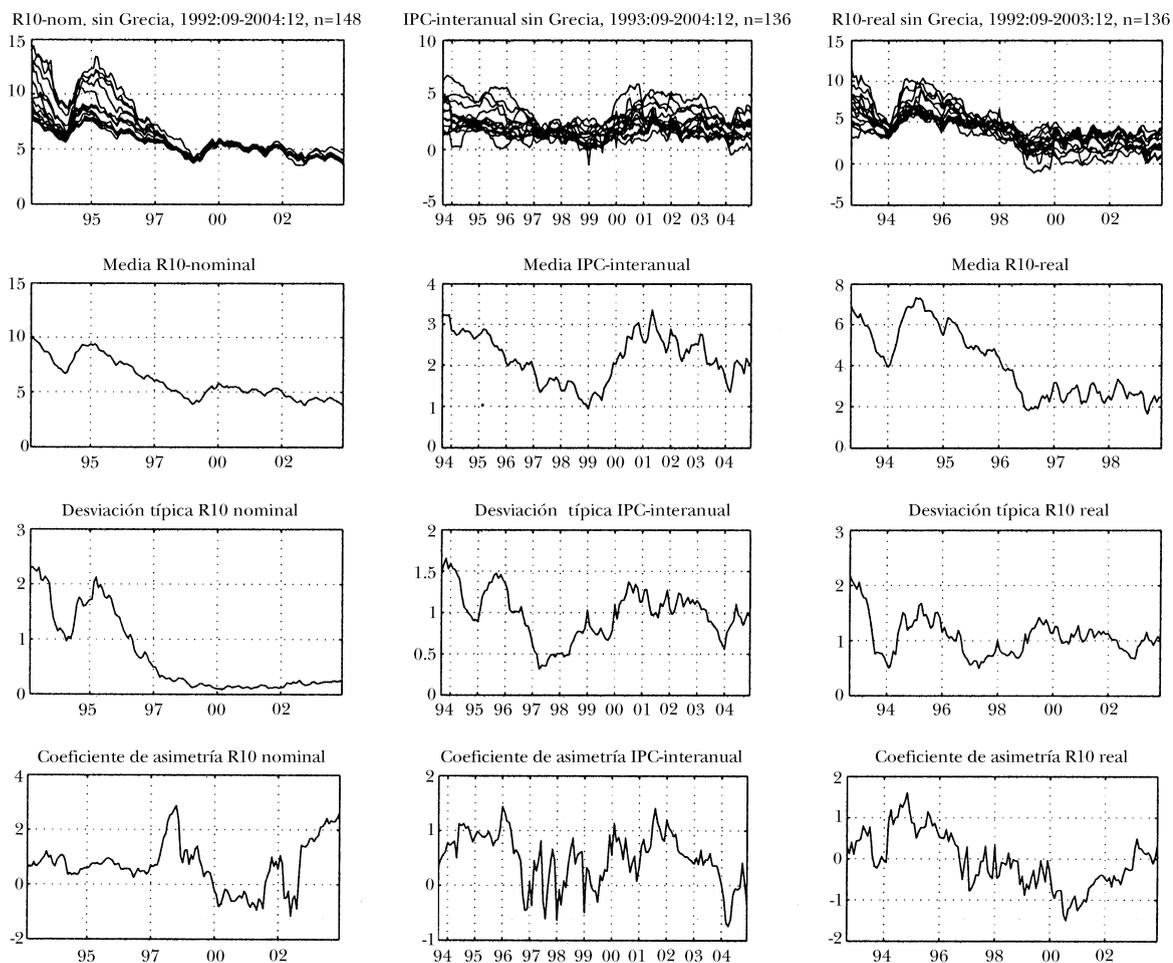
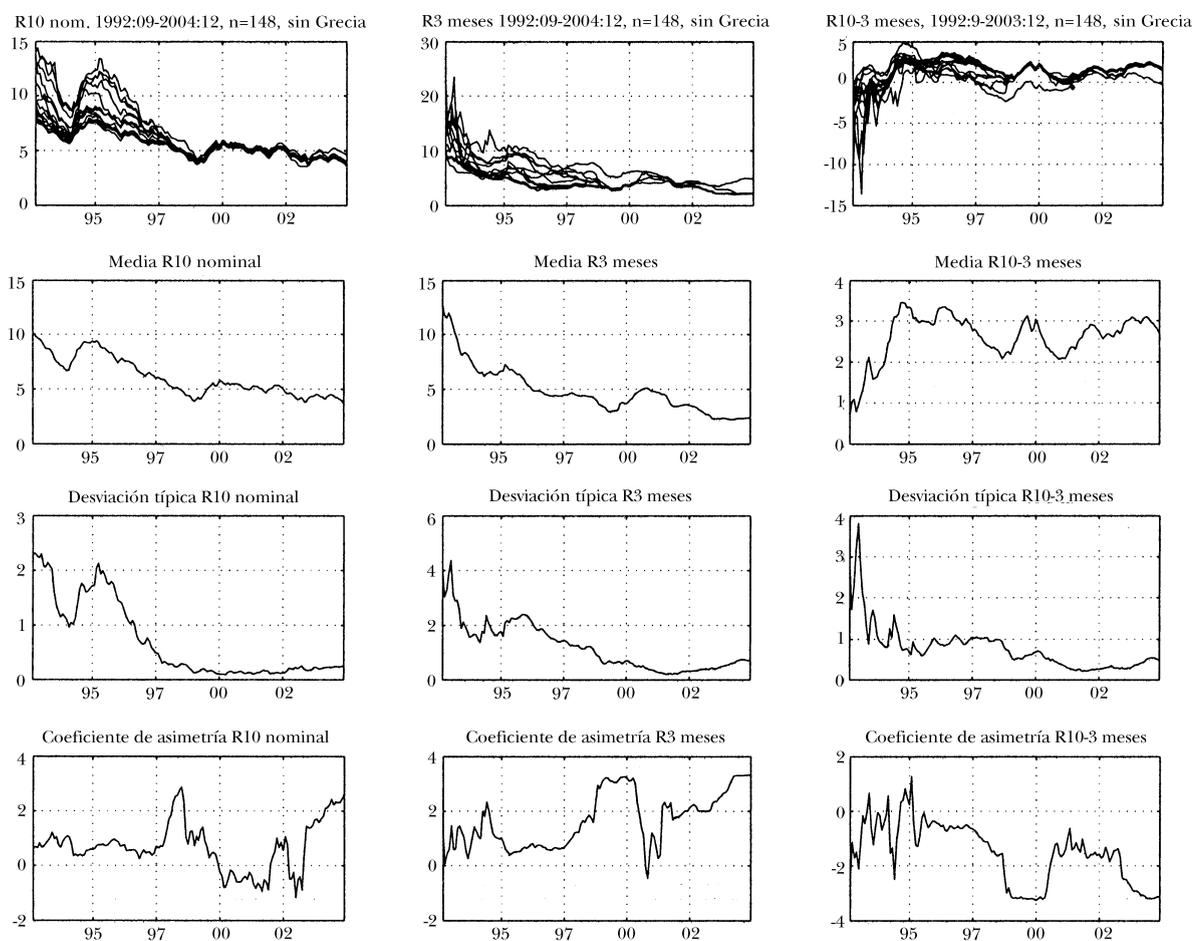


GRÁFICO 4.3: Tipos de interés a diez años, tres meses y diferencia



CUADRO 4.1: Estadísticos descriptivos en sección cruzada de tipos de interés e inflación, sin considerar Grecia

		Nominal 10 años	Real 10 años	Nominal 3 meses	Diferencial 10 años	Inflación 3 meses
Media	Máximo	10,1464	7,3365	12,7414	2,9193	3,3630
	Mínimo	3,7514	1,6812	2,2307	-2,5950	0,9427
Desviación típica	Máximo	2,3170	2,1805	4,3689	3,8177	1,6559
	Mínimo	0,0948	0,4978	0,2032	0,2135	0,3129
Coeficiente de asimetría	Máximo	2,8804	1,6105	3,3274	1,2817	1,4433
	Mínimo	-1,1663	-1,5039	-0,4653	-3,2534	-0,7474

de cambio irrevocables entre las monedas individuales y el euro. Con anterioridad a esa fecha, tanto las medias, como las desviaciones típicas son superiores a los valores posteriores a mayo de 1998.

Los tipos de interés a diez años nominales poseen como valor medio máximo de 10,1464 y valor mínimo de 3,7514, es decir, se ha producido una disminución de 6,39 puntos porcentuales. Con respecto a la desviación típica se ha pasado de un valor máximo de 2,3170 a un valor mínimo de 0,0948, y prácticamente todos los tipos son iguales. Sin embargo, el coeficiente de asimetría refleja el hecho de que con anterioridad a 1998 la mayoría de los países poseen tipos superiores a la media; con posterioridad a 1998 la situación se invierte, hay mas países con tipos inferiores a la media, volviendo a una asimetría positiva en los últimos años de la muestra. La razón de esta discrepancia debemos buscarla en las mayores necesidades de financiación del déficit público (particularmente significativo en el caso de Italia) en la Unión Europea durante la década de los noventa. Posteriormente, la disciplina monetaria y el control del gasto público, consecuencia de las exigencias de la Unión Monetaria, consiguieron, junto con la reactivación del ciclo, menores necesidades de endeudamiento público, lo que condujo a una reducción en los tipos de emisión. En los últimos años de la década, la tendencia se invierte como consecuencia de los déficit de Francia y Alemania, países que incumplen, entre otros, el Pacto de Estabilidad y Crecimiento en materia de déficit público.

Los tipos de interés a tres meses poseen la particularidad de que a partir del establecimiento del euro y el funcionamiento del Banco Central Europeo, todos salvo los correspondientes a Reino Unido, Suecia,

Dinamarca y Grecia (en parte de la muestra) son iguales, dado que se convierten al denominado Euríbor. Para ello, tal y como se observa, se pasó de valores medios de, aproximadamente, el 12% a valores del 2,5%, disminuyendo la desviación típica de los distintos tipos. Conviene destacar que el coeficiente de asimetría, en prácticamente toda la muestra, es positivo, y refleja el hecho de que las desviaciones de tipos se producían para valores superiores a la media, al igual que ocurre en la actualidad. Los países que no comparten Moneda Única son los que poseen mayores tipos.

La pendiente de la curva o *spread*, diferencia entre los tipos a diez años y tres meses, posee una evolución distinta a los tipos individuales. Al principio de la muestra nos encontramos con una pendiente de la estructura de tipos negativa, es decir, el tipo a tres meses es superior al tipo a diez años (curva invertida). De acuerdo con la teoría de las expectativas racionales de los tipos de interés, los agentes intervinientes en el mercado estaban anticipando una disminución de los tipos a corto plazo, situación que se produce a partir de 1995, momento a partir del cual la pendiente se convierte en positiva para todo el resto de la muestra, fluctuando en una banda de aproximadamente dos puntos porcentuales. La dispersión alrededor del valor medio también ha sufrido un descenso considerable, aunque no ha ocurrido esto con el coeficiente de asimetría; durante toda la muestra, ha sido mayor el número de países con valores inferiores a la media, sin embargo, con posterioridad a 1998, nos encontramos con que la distribución se convierte en más asimétrica hacia la izquierda motivado por el hecho de la existencia de varios países cuya pendiente es inferior a la media.

El tipo de interés real a diez años es fruto de la evolución conjunta del tipo nominal y de la tasa interanual de inflación. Con anterioridad a 1998, ambas variables sufren una disminución paulatina debido a que los países deben cumplir los criterios del Tratado de Maastricht, sin embargo, con posterioridad a esa fecha, aunque el tipo de interés nominal ha continuado descendiendo, no ha ocurrido lo mismo con la inflación; observamos un período inflacionario que parece disminuir al final de la muestra. La disminución del tipo nominal se ha visto compensada con el aumento de la inflación. Como resultado, el tipo real a diez años parece sufrir un *estancamiento* tanto en media como en varianza. Por lo que respecta a la asimetría de la distribución, observamos el cambio en la situación alrededor de la media muestral, en la primera parte predominan los valores superiores a la media, en la segunda, los valores inferiores a la media, aunque en el gráfico observamos que son pocos los países con tipos de interés reales inferiores a la media.

4.1.2 Análisis univariante

En este epígrafe presentamos el análisis univariante de los tipos nominales a diez años; el análisis univariante para los tipos reales y la pendiente de la curva no se presenta porque, al igual que ocurre con los tipos nominales, sus características principales se encuentran adecuadamente reflejadas en los análisis multivariantes.

4.1.2.1 Tipos de interés a diez años nominales

En el epígrafe 4.1.1 la inspección visual de los gráficos nos ha permitido concluir sobre la aparente convergencia de los tipos y pendiente de la curva; en éste, analizamos la convergencia empleando los modelos univariantes de series temporales presentados en el epígrafe 2.1.

Las estimaciones de los modelos univariantes de Tendencia Cíclica que se presentan en el cuadro 4.2 resultan coherentes con el análisis descriptivo de las series. La reducción tendencial de los tipos de interés nominales a diez años se comprueba en la estimación significativa y con signo negativo de los parámetros de deriva en la mayor parte de las series de tipos. La excepción son las series de Estados Unidos (que únicamente se considera a efectos comparativos), y de Italia, Suecia e Irlanda, que mantienen el signo negativo, pero no su significatividad. Se confirma así el proceso de reducción de tipos que ha predominado a lo largo del período. Los gráficos que representan las series con sus tendencias (gráfico 4.4) confirman este hecho.

La reducción de tipos de las economías que partían con mayores niveles (España, Italia, Portugal y Grecia) ha sido mayor y, como se verá en los modelos multivariantes de Tendencia Cíclica, amplificando las variaciones de tipo cíclico comunes que afectan a los tipos individuales. De ahí que las derivas estimadas resulten mayores en valor absoluto en estos casos.

Los términos autorregresivos de los componentes cíclicos señalan una significativa autocorrelación, mientras que las ratios de varianza ruido ($nvr = \frac{\sigma_{\epsilon}^2}{\sigma_{\eta}^2}$) resultan muy reducidos debido al predominio del ruido en las series observadas con respecto a la señal de tipo cíclico.

El cuadro 4.3 presenta los períodos de disminución tendencial para los distintos países obtenidos con las estimaciones. El fechado realizado a partir de las tendencias estimadas confirma que la reducción tendencial de tipos ha sido prácticamente coincidente en la mayor parte de la muestra. La integración de los mercados financieros ha provocado que no sólo los tipos se acercaran mientras se reducían, sino que coincidieran en los

CUADRO 4.2: Estimación del modelo univariante de Tendencia Cíclica para las series de tipos de interés a largo plazo (septiembre de 1992-diciembre de 2004) (148 observaciones)

	μ	$\varphi(L)$	$nvr = \sigma_\epsilon^2 / \sigma_\epsilon^2$		μ	$\varphi(L)$	$nvr = \sigma_\epsilon^2 / \sigma_\epsilon^2$
Estados Unidos	-0,0164 (0,0152)	0,6232 (0,2871)	0,0046 (0,0060)	Finlandia	-0,0409 (0,0139)	1,8749 (0,0250)	0,0001 (0,0000)
						-0,9214 (0,0237)	
Reino Unido	-0,0250 (0,0176)	0,7468 (0,2169)	0,0028 (0,0041)	Grecia	-0,1397 (0,0380)	1,4495 (0,3646)	0,0048 (0,0072)
						-0,6133 (0,2733)	
Alemania	-0,0224 (0,0104)	0,6389 (0,3913)	0,0021 (0,0041)	Holanda	-0,0223 (0,0123)	0,6638 (0,3274)	0,0025 (0,0043)
Francia	-0,0274 (0,0191)	0,2089 (0,0000)	0,0013 (0,0008)	Irlanda	-0,0346 (0,0263)	1,3489 (0,1773)	0,0009 (0,0012)
		-0,3653 (0,0000)				-0,4447 (0,1017)	
Italia	-0,0700 (0,0500)	1,4026 (0,0000)	0,0029 (0,0011)	Luxemburgo	-0,0252 (0,0124)	0,6728 (0,3133)	0,0024 (0,0041)
		-0,4918 (0,0001)					
España	-0,0472 (0,0258)	1,8790 (0,0068)	0,0001 (0,0001)	Portugal	-0,0524 (0,0255)	1,8843 (0,0356)	0,0001 (0,0000)
		-0,9139 (0,0000)				-0,9189 (0,0342)	
Austria	-0,0238 (0,0130)	0,7005 (0,2988)	0,0021 (0,0037)	Suecia	-0,0351 (0,0208)	1,8845 (0,0104)	0,0001 (0,0000)
						-0,9278 (0,0078)	
Bélgica	-0,0275 (0,0148)	0,7228 (0,2412)	0,0024 (0,0035)				
Dinamarca	-0,0265 (0,0131)	1,8816 (0,0240)	0,0 (0,0)				
		-0,9260 (0,0158)					

GRÁFICO 4.4: Tipos de interés a diez años nominales y componentes tendencias suavizados

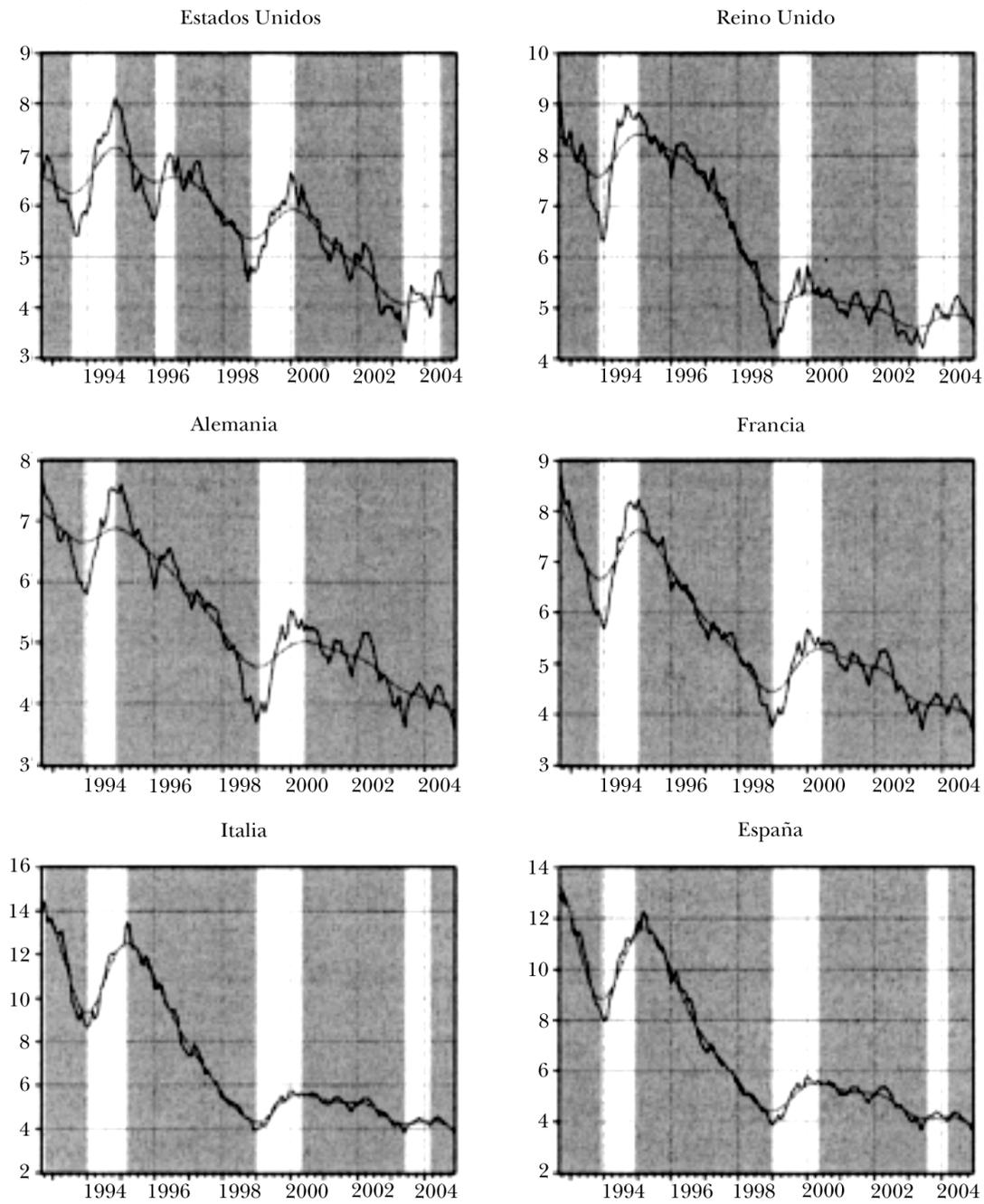


GRÁFICO 4.4 (cont.): Tipos de interés a diez años nominales y componentes tendencias suavizados

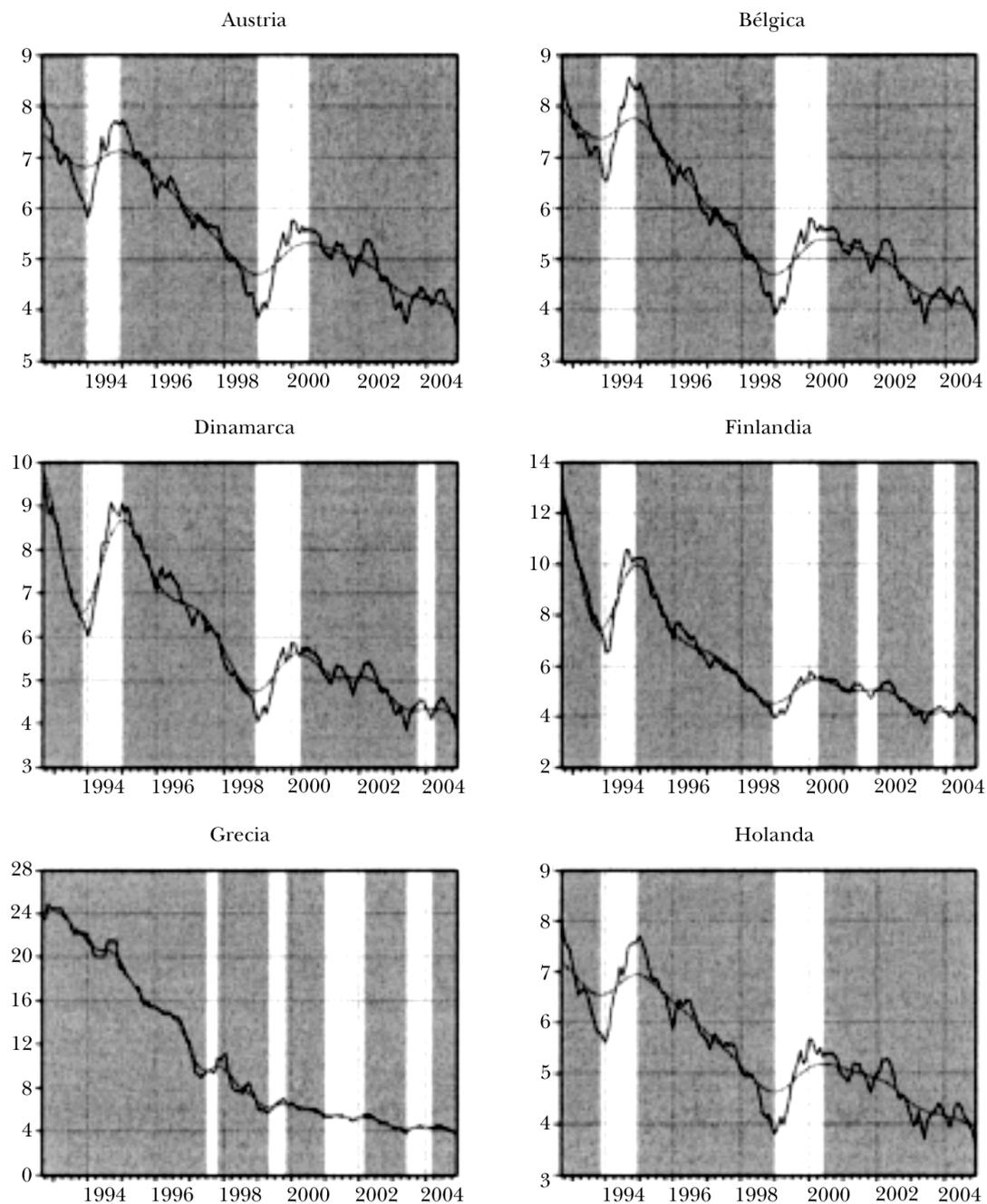
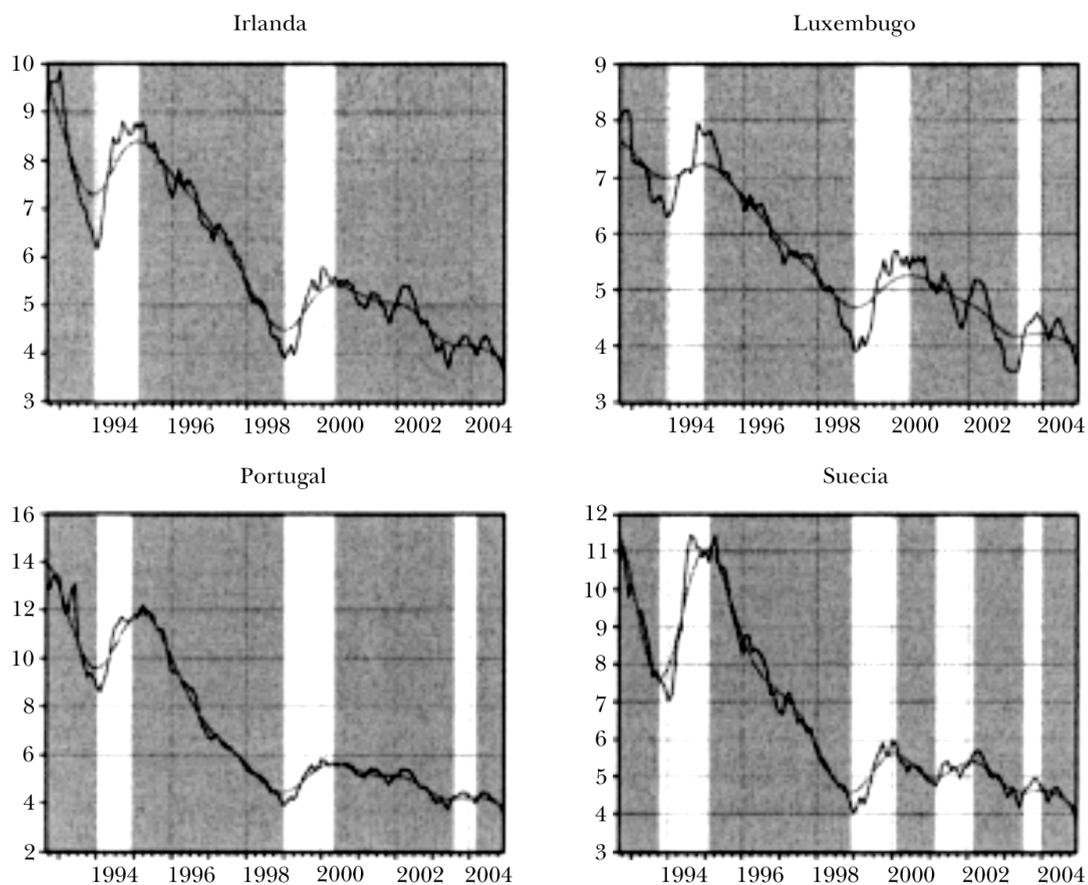


GRÁFICO 4.4 (cont.): Tipos de interés a diez años nominales y componentes tendenciales suavizados



Nota: El sombreado se refiere a los períodos de disminución de los tipos obtenidos con el criterio del fechado de disminución tendencial.

CUADRO 4.3: Fechado de los períodos de disminución tendencial del tipo de interés a largo plazo (septiembre de 1992-diciembre de 2004) ¹

Estados Unidos	Reino Unido	Alemania	Francia	Italia	
-1993.08	-1993.11	-1993.12	-1993.11		
1994.11-1996.01	1994.11-1999.02			-1994.01	
1995.01-1999.03		1995.01-1999.01	1995.03-1999.01		
1996.08-1998.11					
2000.02-2003.05	2000.02-2003.03	2000.06-	2000.06-	2000.05-2003.06	
2004.06-	2004.06-			2004.03-	
España	Austria	Bélgica	Dinamarca	Finlandia	Grecia
		—	—		
-1993.12	-1993.12	-1993.11	-1993.11	-1993.11	
	1994.12-1999.01	1994.11-1999.01		1994.12-1998.12	
1995.03-1999.01			1995.01-1998.12		
					-1997.07
					1997.11-1999.05
					1999.11-2001.01
2000.05-2003.08	2000.07-	2000.07-	2000.04-2001.08	2000.04-2001.06	
			2002.01-2003.10	2002.01-2003.09	2002.03-2003.06
2004.03-			2004.04-	2004.04-	2004.03-
Holanda	Irlanda	Luxemburgo	Portugal	Suecia	
-1993.11	-1993.12	-1993.12		-1993.10	
1994.12-1999.01		1994.12-1999.01	- 1994.01		
	1995.02-1999.01		1995.03-1999.01	1995.02-1998.12	
2000.06-	2000.05-	2000.06-2003.05	2000.05-2003.08	2000.02-2001.03	
				2002.03-2003.07	
		2003.12-			
			2004.03-	2004.01-	

¹ El criterio para fechar los períodos de disminución del tipo de interés ha sido el de considerar que tiene un máximo en t cuando $\{\Delta T_t > 0, \Delta T_{t+1} < 0, \Delta T_{t+2} < 0\}$, y un mínimo en t cuando $\{\Delta T_{t-1} < 0, \Delta T_t < 0, \Delta T_{t+1} > 0\}$. ΔT_t es la variación de la tendencia suavizada conforme a los modelos estimados de Tendencia Cíclica.

períodos de disminución y en los excepcionales períodos de subida.

En este punto es necesario recordar que se partía, en general, de tipos muy elevados tras la crisis del Sistema Monetario Europeo y de políticas económicas predominantemente contractivas. A partir de ese momento ha predominado una reducción paulatina de tipos. Únicamente durante 1994, 1999 e inicios de 2000 han tenido lugar aumentos tendenciales coincidentes de tipos. Posteriormente, los aumentos ocurridos, de escasa duración, no han afectado a las tendencias estimadas en buena parte de las series.

A estas reducciones contribuyen, en el período 1995-1999 las buenas perspectivas sobre la Unión Económica y Monetaria y el éxito en la reducción de las tasas de inflación en un entorno de crecimiento económico favorable. Por el contrario, en la reducción tendencial que se inicia en 2000, con la Unión Monetaria ya concluida, el contexto es el opuesto, de recesión o de débil crecimiento, mientras que las variaciones de la inflación han recogido los vaivenes del precio del petróleo.

4.1.3 Análisis multivariante

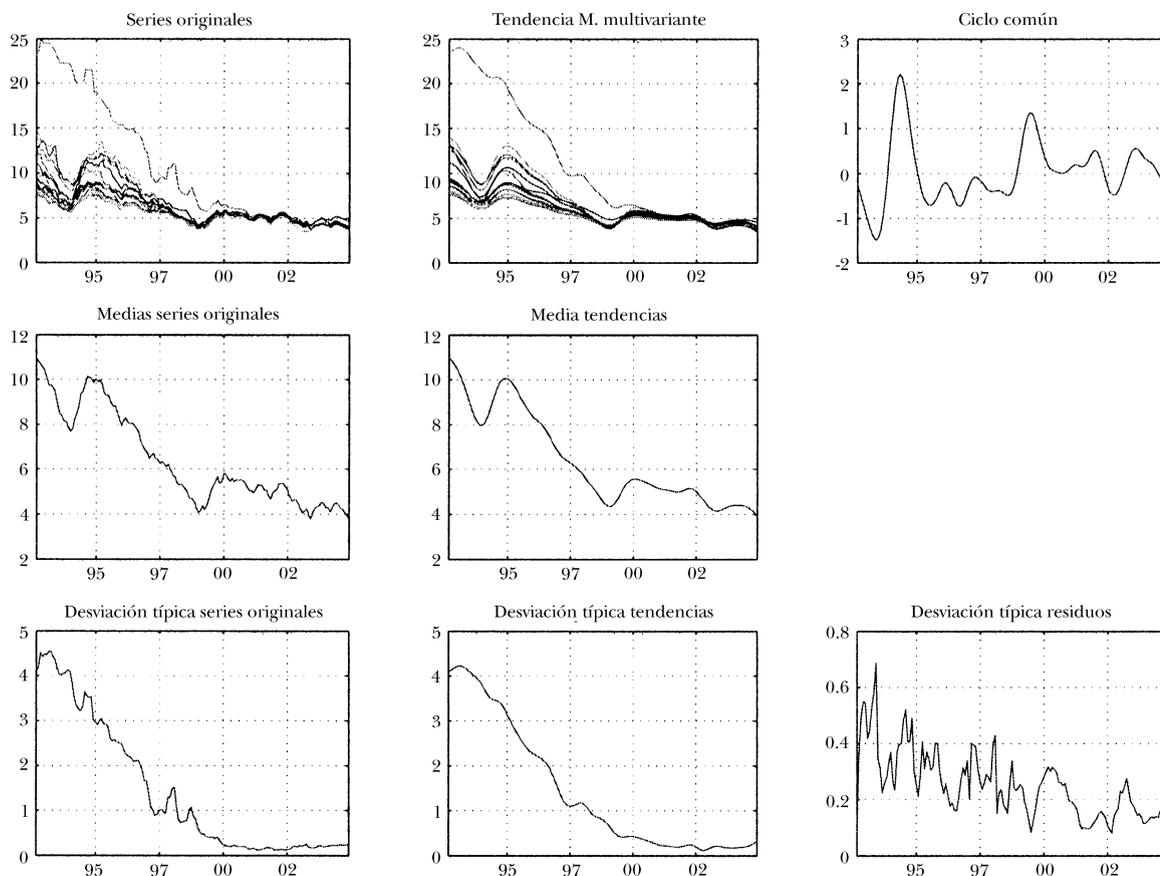
En este epígrafe presentamos los resultados de las estimaciones de los modelos multivariantes expuestos en el epígrafe 2.2, para el conjunto de países. Comenzaremos con las estimaciones para los tipos a diez años nominales, seguidamente las estimaciones de los tipos reales a diez años y, por último, las estimaciones de la pendiente de la curva. Debido al cambio estructural ocurrido en mayo de 1998 estimamos los modelos con toda la muestra y la dividimos en dos partes.

4.1.3.1 Tipos de interés a diez años nominales

La estimación del modelo multivariante de Tendencia Cíclica con factor cíclico común para toda la muestra (septiembre de 1992-diciembre de 2004) se presenta en el cuadro 4.4, para la primera parte de la muestra (septiembre de 1992-abril de 1998) en el cuadro 4.5 y para la segunda parte de la muestra (mayo de 1998-diciembre de 2004) en el cuadro 4.6.

Los resultados de las estimaciones que emplean toda la muestra (cuadro 4.4) indican la significatividad de todas las cargas factoriales, es decir, todas las series comparten una dinámica cíclica común estacionaria. La representación gráfica de este componente (gráfico 4.5) indica los períodos compartidos de crecimiento y decrecimiento de los tipos de interés. La estimación de las tendencias para cada país (gráfico 4.5) permite comprobar los procesos simultáneos de acercamiento y reducción de los tipos. Esta reducción tendencial está presente en todos ellos; como

GRÁFICO 4.5: Tipos de interés a diez años nominales: componentes (septiembre de 1992-diciembre de 2004)



CUADRO 4.4: Modelo de factor cíclico común para los tipos de interés a diez años nominal (septiembre de 1992-diciembre de 2004) (148 observaciones)

Cargas factoriales: γ_i	Reino Unido	Alemania	Francia	Italia	España	Austria	Bélgica	Dinamarca
	0,1231 (0,0581)	0,0945 (0,0401)	0,1388 (0,0579)	0,2977 (0,1171)	0,2515 (0,1004)	0,1084 (0,0468)	0,1189 (0,0517)	0,1526 (0,0624)
	Finlandia	Grecia	Holanda	Irlanda	Luxemburgo	Portugal	Suecia	
	0,2451 (0,1030)	0,0982 (0,0855)	0,1094 (0,0458)	0,1351 (0,0552)	0,0980 (0,0422)	0,2366 (0,0966)	0,2169 (0,0884)	
Derivas de las tendencias: μ_i	Reino Unido	Alemania	Francia	Italia	España	Austria	Bélgica	Dinamarca
	-0,0337 (0,0183)	-0,0272 (0,0127)	-0,0344 (0,0185)	-0,0795 (0,0396)	-0,0685 (0,0334)	-0,0295 (0,0145)	-0,0342 (0,0159)	-0,0395 (0,0204)
	Finlandia	Grecia	Holanda	Irlanda	Luxemburgo	Portugal	Suecia	
	-0,0734 (0,0363)	-0,1249 (0,0424)	-0,0284 (0,0146)	-0,0390 (0,0181)	-0,0296 (0,0132)	-0,0710 (0,0319)	-0,0537 (0,0290)	
Autorregresivos de los componentes específicos: ψ_i	Reino Unido	Alemania	Francia	Italia	España	Austria	Bélgica	Dinamarca
	0,6665 (0,5209)	n.s.						
	Finlandia	Grecia	Holanda	Irlanda	Luxemburgo	Portugal	Suecia	
	n.s.	0,6472 (0,1847)	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	
Ratios varianza ruido: nr_i	Reino Unido	Alemania	Francia	Italia	España	Austria	Bélgica	Dinamarca
	0,0009 (0,0025)	0,0 (0,0)						
	Finlandia	Grecia	Holanda	Irlanda	Luxemburgo	Portugal	Suecia	
	0,0342 (0,0141)	0,0272 (0,0229)	0,0 (0,0)	0,0 (0,0)	0,0 (0,0)	0,0030 (0,0038)	0,0 (0,0)	
Autorregresivos del factor cíclico común	$\varphi_1: 1,7858$ (0,1008)							
	$\varphi_2: -0,8490$ (0,0840)							

lo muestran los resultados de las estimaciones de las derivas se reducen más rápidamente los tipos que partían de niveles superiores.

Otro hecho significativo es la ausencia de componentes específicos autorregresivos en todas las series analizadas, salvo Reino Unido y Grecia, indicativo de la importancia de la dinámica compartida por los tipos para el resto de los países. Incluso el pequeño valor numérico de los componentes específicos estimados en relación con el factor cíclico común para Reino Unido y Grecia permitiría prescindir de la estimación de estos parámetros autorregresivos, tal y como se realiza en posteriores estimaciones. Hay que recordar que en ningún momento se elimina la información, simplemente se refleja en la tendencia. Los *nvr* estimados en todas las series vuelven a corroborar el predominio de la dinámica cíclica común.

El compartir dinámica cíclica común nos permite analizar las particularidades de cada país respecto a la misma. Las diferentes cargas factoriales, pero todas con el mismo signo, indican la variación en fase compartida aunque con distinta amplitud. Las oscilaciones de los tipos, aunque son compartidas, son mayores para países con mayor carga factorial (hay que destacar Italia, España, Suecia, Finlandia y Portugal). Como se comprueba comparando los modelos de los cuadros 4.5 y 4.6, la disminución del valor de las cargas indicaría la existencia de lo que se ha denominado convergencia *sigma*.

También observamos reducciones tendenciales más rápidas cuando se parte de niveles de tipos superiores (coeficiente μ_i); en cuanto a esto, podemos destacar Italia, España, Portugal y Grecia. Esta reducción diferencial indica la existencia de la denominada convergencia *beta*.

La creación del euro supuso la desaparición de los tipos de cambio entre las monedas que lo componen. Este hecho motivó en mayo de 1998 un aparente cambio estructural en los modelos que se reflejan en los análisis gráficos y en las estimaciones de las submuestras presentadas en los cuadros 4.5 y 4.6. Con posterioridad a 1998 nos encontramos con la práctica asimilación de todas las cargas factoriales, salvo Reino Unido, Grecia y Suecia. También observamos la similitud de las derivas, salvo una vez más Reino Unido, Grecia y Suecia. Ambos hechos confirman que ya ha ocurrido la convergencia (tanto *beta* como *sigma*), además, permiten estimar un modelo restringido conjunto en el que se imponen idénticas cargas factoriales y derivas para los países que parecen compartirlas (v. cuadro 4.7).

La estimación del modelo restringido permite afirmar la existencia de una tendencia común, la amplitud de la oscilación respecto al ciclo común es la misma, y las pendientes de las tendencias también coinciden,

CUADRO 4.5: Modelo de factor cíclico común para los tipos de interés a diez años nominal (septiembre de 1992-abril de 1998) (68 observaciones)

Cargas factoriales: γ_i	Reino Unido	Alemania	Francia	Italia	España	Austria	Bélgica	Dinamarca
	0,1640 (0,0500)	0,1142 (0,0438)	0,1813 (0,0536)	0,3633 (0,0834)	0,3158 (0,0732)	0,1297 (0,0467)	0,1289 (0,0480)	0,2196 (0,0554)
	Finlandia	Grecia	Holanda	Irlanda	Luxemburgo	Portugal	Suecia	
	0,3191 (0,1039)	0,0627 (0,1415)	0,1385 (0,0431)	0,1824 (0,0489)	0,1131 (0,0418)	0,2782 (0,0706)	0,3139 (0,0790)	
Derivas de las tendencias: μ_i	Reino Unido	Alemania	Francia	Italia	España	Austria	Bélgica	Dinamarca
	-0,0426 (0,0055)	-0,0406 (0,0048)	-0,0613 (0,0056)	-0,1353 (0,0066)	-0,1147 (0,0071)	-0,0487 (0,0052)	-0,0563 (0,0054)	-0,0664 (0,0041)
	Finlandia	Grecia	Holanda	Irlanda	Luxemburgo	Portugal	Suecia	
	-0,1351 (0,0310)	-0,1907 (0,0774)	-0,0482 (0,0049)	-0,0581 (0,0055)	-0,0453 (0,0047)	-0,1228 (0,0068)	-0,0898 (0,0077)	
Autorregresivos de los componentes específicos: ψ_i	Reino Unido	Alemania	Francia	Italia	España	Austria	Bélgica	Dinamarca
	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.
	Finlandia	Grecia	Holanda	Irlanda	Luxemburgo	Portugal	Suecia	
	n.s.	0,5066 (0,2236)	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	
Ratios varianza ruido: νr_i	Reino Unido	Alemania	Francia	Italia	España	Austria	Bélgica	Dinamarca
	0,0 (0,0)	0,0 (0,0)	0,0 (0,0)	0,0 (0,0)	0,0 (0,0)	0,0 (0,0)	0,0 (0,0)	0,0 (0,0)
	Finlandia	Grecia	Holanda	Irlanda	Luxemburgo	Portugal	Suecia	
	0,0658 (0,0316)	0,0942 (0,0913)	0,0 (0,0)	0,0 (0,0)	0,0 (0,0)	0,0 (0,0)	0,0 (0,0)	
Autorregresivos del factor cíclico común	$\varphi_1: 1,7910$ (0,0943)							
	$\varphi_2: -0,8570$ (0,0855)							

CUADRO 4.6: Cargas factoriales y derivas del modelo de factor cíclico común para los tipos de interés a diez años nominal (mayo de 1998-diciembre de 2004) (80 observaciones) ¹

Cargas factoriales:	Reino Unido	Alemania	Francia	Italia	España	Austria	Bélgica	Dinamarca
γ_i	0,1092 (0,0822)	0,1657 (0,0866)	0,1727 (0,0980)	0,1767 (0,0961)	0,1806 (0,0865)	0,1860 (0,0979)	0,1857 (0,0960)	0,1634 (0,0874)
	Finlandia	Grecia	Holanda	Irlanda	Luxemburgo	Portugal	Suecia	
	0,1748 (0,0898)	0,0564 (0,0740)	0,1753 (0,0935)	0,1829 (0,0878)	0,1781 (0,0923)	0,1850 (0,0806)	0,1409 (0,0741)	
Derivas de las tendencias:	Reino Unido	Alemania	Francia	Italia	España	Austria	Bélgica	Dinamarca
μ_i	-0,0188 (0,0083)	-0,0171 (0,0052)	-0,0171 (0,0060)	-0,0179 (0,0060)	-0,0189 (0,0062)	-0,0172 (0,0061)	-0,0178 (0,0009)	-0,0176 (0,0056)
	Finlandia	Grecia	Holanda	Irlanda	Luxemburgo	Portugal	Suecia	
	-0,0179 (0,0059)	-0,0523 (0,0087)	-0,0171 (0,0057)	-0,0192 (0,0060)	-0,0188 (0,0059)	-0,0191 (0,0054)	-0,0129 (0,0050)	

¹ Se ha impuesto la restricción de ausencia de autorregresivos en todos los factores cíclicos específicos, ya que no resultaron significativos tampoco los de Reino Unido y Grecia.

por lo tanto podríamos hablar de que ha existido una convergencia *beta* (incluso el Reino Unido comparte este hecho, debido al valor de su carga factorial, próximo al valor estimado para el modelo restringido, tanto la carga factorial como la deriva).

Por lo que respecta a la convergencia de tipo *sigma*, además de la igualdad de cargas factoriales, es preciso atender a los ruidos de la ecuación de observación, variación específica de tipo estacionario. En el gráfico 4.5 se representa la evolución de la desviación típica de los ruidos estimados. La disminución en magnitud de la desviación típica hasta 1998 constituye otra prueba de la necesidad de considerar la existencia de un cambio estructural en 1998. A partir de 1998, observamos una estabilización en la varianza, consecuencia de que se ha alcanzado la convergencia.

Para concluir, y a modo de resumen, el análisis de las estimaciones para los tipos de interés nominales a diez años muestra la finalización del proceso convergente con posterioridad a 1998; se ha producido una convergencia de tipos *beta* y *sigma* para 12 de las 15 economías estudiadas. Con anterioridad a esta fecha, nos encontramos con una fase de acercamiento. Los diferenciales de tipos actuales pueden ser debidos a distintas valoraciones de los agentes sobre la futura evolución de las economías nacionales, primas por liquidez y crédito, pero dentro de unos límites de variación mínimos.

4.1.3.2 *Tipos de interés a diez años reales*

La estimación del modelo multivariante de Tendencia Cíclica con factor cíclico común para toda la muestra (septiembre de 1992-diciembre de 2003) se presenta en el cuadro 4.8a, para la primera parte de la muestra (septiembre de 1992-abril de 1998) en el cuadro 4.8b y para la segunda parte de la muestra (mayo de 1998-diciembre de 2003) en el cuadro 4.9. Los resultados de las estimaciones para toda la muestra indican la significatividad de todas las cargas factoriales, y sus elevados valores, es decir, al igual que ocurría con los tipos nominales, todas las series comparten una dinámica cíclica común estacionaria. La representación gráfica de este componente (gráfico 4.6) indica los períodos compartidos de crecimiento y decrecimiento de los tipos de interés reales, comportamiento similar a los tipos nominales para la primera parte de la muestra; en la segunda parte nos encontramos con un comportamiento oscilante dentro de una banda con dispersión constante. La estimación de las tendencias (gráfico 4.6) permite afirmar la existencia de un proceso de movimiento simultáneo de ligero acercamiento en la primera parte de la muestra, que no se traduce en la finalización de una convergencia casi plena, a diferencia de lo que ocurría en los tipos nominales. Nos encontramos con que los tipos han disminuido siguiendo una pauta similar con anterioridad a 1998, y posteriormente se mantienen en una banda de fluctuación. El hecho diferencial con respecto a los tipos nominales viene motivado, como comentamos en la descripción estadística de las variables, por el diferente comportamiento de la inflación ²⁴. Las estimaciones de las derivas no son significativas para ningún país, lo cual indica, una vez más, el no acercamiento entre las series, aunque compartan movimientos similares.

La presencia de componentes específicos autorregresivos en todas las series, salvo para Reino Unido, Alemania, Francia, España, Austria y Dinamarca, nos indica que la dinámica compartida no es tan uniforme como ocurría en los tipos nominales, los valores estimados corroboran la importancia de los componentes específicos para algunos países. La escasa magnitud de los cocientes de la varianza del ruido implican componentes específicos relativamente suaves. Aunque las cargas factoriales nos indican la existencia de una dinámica cíclica en fase compartida de distinta magnitud, gran parte de los países también posee su componente específico importante. Estas características generales se mantienen para las estimaciones de las dos submuestras debido a la fijación de paridades con respecto al euro (cuadros 4.8b y 4.9).

24. Las estimaciones del modelo multivariante para la inflación se presentan en el apéndice. Las diferencias entre países son las responsables de la no convergencia de los tipos reales.

CUADRO 4.7: Cargas factoriales y derivas del modelo de factor cíclico común restringido para los tipos de interés a diez años nominal (mayo de 1998-diciembre de 2004) (80 observaciones) ¹

Cargas factoriales: γ_i	Alemania, Francia, Italia, España, Austria, Bélgica, Dinamarca, Finlandia, Holanda, Irlanda, Luxemburgo, Portugal,	Reino Unido	Grecia	Suecia
	0,1774 (0,0896)	0,1094 (0,0802)	0,0565 (0,0656)	0,1411 (0,0878)
Derivas de las tendencias: μ_i	Alemania, Francia, Italia, España, Austria, Bélgica, Dinamarca, Finlandia, Holanda, Irlanda, Luxemburgo, Portugal,	Reino Unido	Grecia	Suecia
	-0,0180 (0,0200)	-0,0188 (0,0148)	-0,0523 (0,0110)	-0,0129 (0,0158)

¹ Además de la restricción de ausencia de autorregresivos en todos los factores cíclicos específicos, se han impuesto idénticas cargas factoriales y derivas al grupo de tipos a largo plazo que se señalan en este cuadro.

CUADRO 4.8a: Modelo de factor cíclico común para los tipos de interés a diez años reales (septiembre de 1992-diciembre de 2003) (136 observaciones) ¹

Cargas factoriales: γ_i	Reino Unido	Alemania	Francia	Italia	España	Austria	Bélgica	Dinamarca
	0,6777 (0,2456)	0,4779 (0,1971)	0,4943 (0,1769)	0,8531 (0,2981)	1,3188 (0,4465)	0,6241 (0,2130)	0,6031 (0,2368)	1,0442 (0,3608)
	Finlandia	Grecia	Holanda	Irlanda	Luxemburgo	Portugal	Suecia	
	1,4335 (0,4889)	0,5826 (0,3487)	0,5868 (0,2346)	1,0305 (0,3510)	0,7056 (0,2750)	0,7966 (0,2956)	1,0383 (0,3817)	
Derivas de las tendencias: μ_i	Reino Unido	Alemania	Francia	Italia	España	Austria	Bélgica	Dinamarca
	-0,0315 (0,0213)	-0,0068 (0,0202)	-0,0328 (0,0148)	-0,0517 (0,0339)	-0,0567 (0,0390)	-0,0186 (0,0200)	-0,0288 (0,0241)	-0,0399 (0,0326)
	Finlandia	Grecia	Holanda	Irlanda	Luxemburgo	Portugal	Suecia	
	-0,0583 (0,0516)	-0,0537 (0,0588)	-0,0198 (0,0285)	-0,0457 (0,0350)	-0,0217 (0,0322)	-0,0376 (0,0339)	-0,0220 (0,0348)	
Autorregresivos de los componentes específicos: ψ_i	Reino Unido	Alemania	Francia	Italia	España	Austria	Bélgica	Dinamarca
	n.s.	n.s.	n.s.	0,7869 (0,1313)	n.s.	n.s.	0,7680 (0,1382)	n.s.
	Finlandia	Grecia	Holanda	Irlanda	Luxemburgo	Portugal	Suecia	
	0,9008 (0,0923)	0,5134 (0,1318)	0,8030 (0,1141)	0,6689 (0,2489)	0,7995 (0,1122)	0,7884 (0,1510)	0,7172 (0,1323)	
Ratios varianza ruido: nr_i	Reino Unido	Alemania	Francia	Italia	España	Austria	Bélgica	Dinamarca
	0,0134 (0,0071)	0,0390 (0,0149)	0,0 (0,0)	0,0061 (0,0051)	0,0 (0,0)	0,0098 (0,0072)	0,0029 (0,0027)	0,0184 (0,0105)
	Finlandia	Grecia	Holanda	Irlanda	Luxemburgo	Portugal	Suecia	
	0,0015 (0,0020)	0,0965 (0,0407)	0,0043 (0,0038)	0,0063 (0,0085)	0,0056 (0,0047)	0,0045 (0,0049)	0,0150 (0,0106)	
Autorregresivos del factor cíclico común	φ_1 : 1,1933 (0,2534)							
	φ_2 : -0,4394 (0,2066)							

¹ Se ha calculado el tipo de interés real restando del rendimiento de la deuda pública a diez años la tasa de inflación anual un año por delante (hipótesis de previsión perfecta del tipo de interés real *ex ante*). La tasa de inflación anual se ha calculado con los índices de precios de consumo nacionales hasta diciembre de 1995 (OCDE), para Austria hasta diciembre de 1996. Para Irlanda se ha mensualizado el dato, originalmente trimestral, mediante un interpolado lineal. Desde esa fecha, para todos los países, se ha calculado la tasa de inflación a partir de los índices armonizados de precios de consumo (Eurostat).

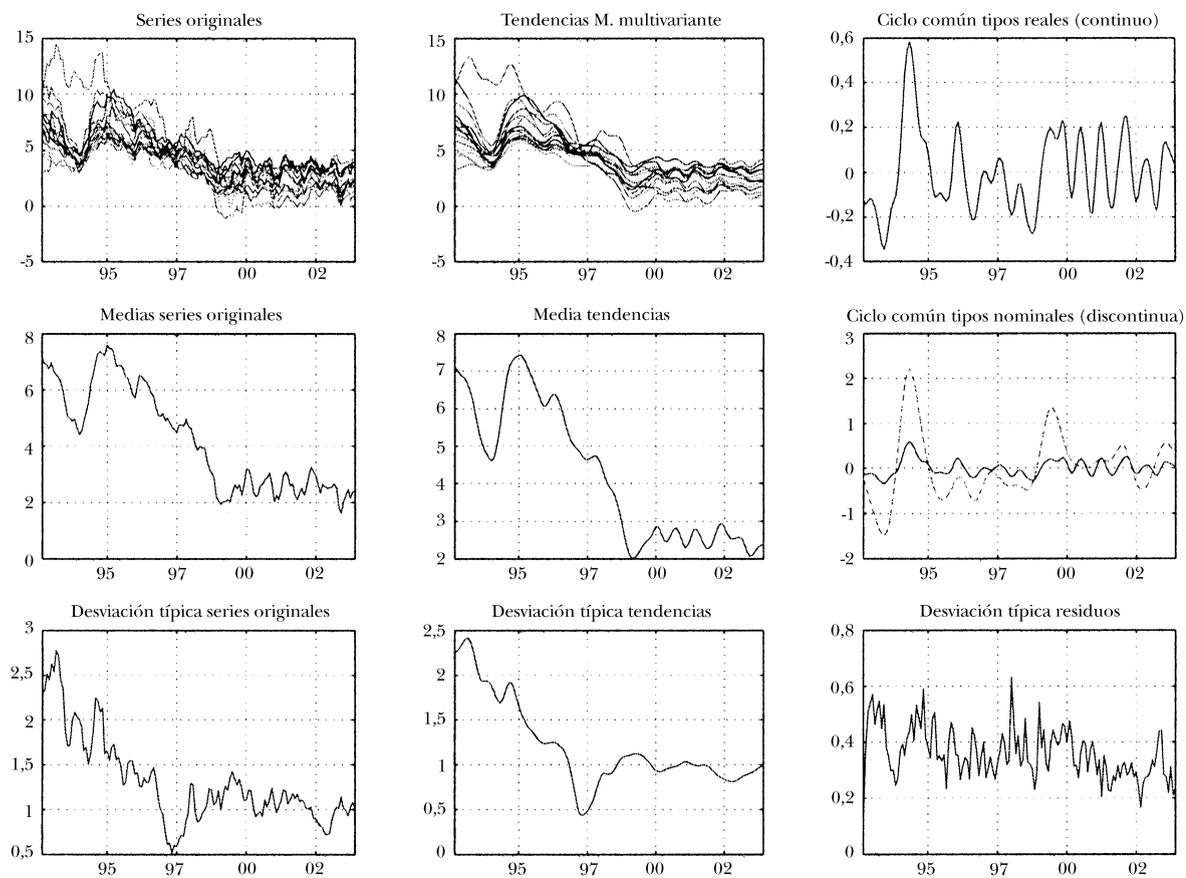
CUADRO 4.8b: Modelo de factor cíclico común para los tipos de interés a diez años reales (septiembre de 1992-abril de 1998) (68 observaciones)

Cargas factoriales: γ_i	Reino Unido	Alemania	Francia	Italia	España	Austria	Bélgica	Dinamarca
	0,1857 (0,1023)	0,1014 (0,0758)	0,1491 (0,0743)	0,1600 (0,1225)	0,3018 (0,1522)	0,1503 (0,0798)	0,1438 (0,0877)	0,2996 (0,1418)
	Finlandia	Grecia	Holanda	Irlanda	Luxemburgo	Portugal	Suecia	
	0,4064 (0,1877)	0,1752 (0,1831)	0,2069 (0,1038)	0,2178 (0,1138)	0,1388 (0,0745)	0,2335 (0,1288)	0,2925 (0,1647)	
Derivas de las tendencias: μ_i	Reino Unido	Alemania	Francia	Italia	España	Austria	Bélgica	Dinamarca
	-0,0565 (0,0299)	0,0159 (0,0253)	-0,0435 (0,0167)	-0,0768 (0,0782)	-0,1010 (0,0445)	-0,0109 (0,0175)	-0,0377 (0,0257)	-0,0913 (0,0333)
	Finlandia	Grecia	Holanda	Irlanda	Luxemburgo	Portugal	Suecia	
	-0,1576 (0,0450)	-0,0389 (0,1199)	-0,0477 (0,0287)	-0,0887 (0,0369)	-0,0505 (0,0224)	-0,0758 (0,0751)	-0,0470 (0,0674)	
Autorregresivos de los componentes específicos: ψ_i	Reino Unido	Alemania	Francia	Italia	España	Austria	Bélgica	Dinamarca
	n.s.	n.s.	n.s.	0,8547 (0,1056)	n.s.	n.s.	0,6623 (0,3858)	n.s.
	Finlandia	Grecia	Holanda	Irlanda	Luxemburgo	Portugal	Suecia	
	n.s.	0,5538 (0,1932)	0,6859 (0,5448)	0,7033 (0,3318)	0,9250 (0,0325)	0,9316 (0,0943)	0,7124 (0,2285)	
Ratios varianza ruido: νr_i	Reino Unido	Alemania	Francia	Italia	España	Austria	Bélgica	Dinamarca
	0,0299 (0,0201)	0,0330 (0,0178)	0,0 (0,0)	0,0121 (0,0087)	0,0641 (0,0338)	0,0 (0,0)	0,0032 (0,0062)	0,0 (0,0)
	Finlandia	Grecia	Holanda	Irlanda	Luxemburgo	Portugal	Suecia	
	0,0 (0,0)	0,1847 (0,1029)	0,0019 (0,0055)	0,0055 (0,0097)	0,0 (0,0)	0,0024 (0,0031)	0,0202 (0,0227)	
Autorregresivos del factor cíclico común	φ_1 : 1,8228 (0,1022)							
	φ_2 : -0,8968 (0,0877)							

CUADRO 4.9: Cargas factoriales y derivas del modelo de factor cíclico común para los tipos de interés a diez años reales (mayo de 1998-diciembre de 2003) (68 observaciones)

Cargas factoriales:	Reino Unido	Alemania	Francia	Italia	España	Austria	Bélgica	Dinamarca
γ_i	0,2564 (0,1853)	0,9088 (0,3275)	0,8921 (0,3161)	0,7392 (0,2759)	0,8837 (0,3142)	1,0414 (0,3627)	1,2101 (0,4009)	0,8891 (0,3249)
	Finlandia	Grecia	Holanda	Irlanda	Luxemburgo	Portugal	Suecia	
	0,9832 (0,3652)	0,5194 (0,3065)	0,1548 (0,2052)	1,3231 (0,4905)	1,3866 (0,5032)	0,2504 (0,1789)	0,6496 (0,3209)	
Derivas de las tendencias:	Reino Unido	Alemania	Francia	Italia	España	Austria	Bélgica	Dinamarca
μ_i	-0,0205 (0,0070)	-0,0286 (0,0209)	-0,0415 (0,0207)	-0,0262 (0,0177)	-0,0280 (0,0209)	-0,0318 (0,0247)	-0,0250 (0,0286)	-0,0063 (0,0211)
	Finlandia	Grecia	Holanda	Irlanda	Luxemburgo	Portugal	Suecia	
	0,0044 (0,0281)	-0,0671 (0,0359)	-0,0031 (0,0478)	-0,0135 (0,0480)	-0,0423 (0,0357)	-0,0219 (0,0166)	-0,0194 (0,0348)	
Autorregresivos de los componentes específicos:	Reino Unido	Alemania	Francia	Italia	España	Austria	Bélgica	Dinamarca
ψ_i	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.
	Finlandia	Grecia	Holanda	Irlanda	Luxemburgo	Portugal	Suecia	
	n.s.	0,8467 (0,1769)	0,8420 (0,1397)	0,7353 (0,2386)	0,5401 (0,5501)	n.s.	0,6433 (0,2900)	
Ratios varianza ruido:	Reino Unido	Alemania	Francia	Italia	España	Austria	Bélgica	Dinamarca
nr_i	0,0 (0,0)	0,0 (0,0)	0,0 (0,0)	0,0 (0,0)	0,0 (0,0)	0,0 (0,0)	0,0 (0,0)	0,0 (0,0)
	Finlandia	Grecia	Holanda	Irlanda	Luxemburgo	Portugal	Suecia	
	0,0098 (0,0093)	0,0020 (0,0031)	0,0044 (0,0050)	0,0068 (0,0100)	0,0050 (0,0108)	0,0148 (0,0123)	0,0110 (0,0149)	
Autorregresivos del factor cíclico común	$\varphi_1: 1,2587$ (0,1943)							
	$\varphi_2: -0,6897$ (0,1326)							

GRÁFICO 4.6: Tipos de interés a diez años reales: componentes (septiembre de 1992-diciembre de 2004)



Las estimaciones por submuestras indican la existencia de dos procesos con valores parámetros diferentes, aunque de características similares: importancia del componente cíclico común y existencia de componentes específicos de diversa consideración. Esta situación nos impide estimar un modelo restringido como se ha realizado con los tipos nominales.

Por lo que respecta a la convergencia de tipo *sigma*, además de las cargas factoriales, es preciso atender a los ruidos de la ecuación de observación, variación específica de tipo estacionario. En el gráfico 4.6 se representa la evolución de la desviación típica de los residuos estimados. Debe destacarse la relativa estabilidad de su desviación típica a lo largo de toda la muestra. Por tanto, aunque observamos una convergencia entre las tendencias con anterioridad a 1998, los componentes específicos no explicados por el modelo indican la inexistencia de un proceso convergente de tipo *sigma*.

Para concluir, y a modo de resumen, el análisis de las estimaciones para los tipos de interés reales a diez años muestra la existencia de dos períodos diferentes. Con anterioridad a 1998 se ha producido un descenso *con acercamiento*, motivado por el decrecimiento conjunto de los tipos nominales y la inflación; sin embargo, con posterioridad a 1998 nos encontramos con unas fluctuaciones *en una banda con dispersión aproximadamente constante*, debidas a la disminución de los tipos nominales acompañadas con un incremento de la inflación. Por consiguiente, no podemos hablar de convergencia en sentido estricto para los tipos reales a diez años.

4.1.3.3 *Pendiente de la curva: diferencia de diez años con respecto a tres meses*

Los análisis realizados hasta este momento sobre los tipos de interés (nominales y reales) con vencimiento a diez años nos han permitido concluir que existe convergencia para los tipos nominales, además de un comportamiento *conjunto* (en sintonía dentro de una banda) de los tipos reales. Las diferentes inflaciones son las causantes de este hecho.

Una de las variables de referencia en los mercados financieros es la denominada pendiente de la curva de la estructura temporal de tipos de interés (*spread*). Acorde con la teoría de las expectativas sobre la estructura temporal de tipos de interés, la pendiente de la curva indica las expectativas que poseen los agentes sobre la evolución de los tipos de interés a corto plazo y su relación con los tipos actuales. Por ejemplo, una pendiente positiva indica expectativas de subidas de tipos de corto plazo

en un horizonte temporal futuro, y al contrario, si la curva posee forma *invertida* (pendiente negativa). La influencia de las expectativas de los agentes en la formación de los tipos a largo plazo implica la consideración de variables no observables.

Al igual que en el análisis de los tipos de interés, estimamos el modelo multivariante con toda la muestra (enero de 1992-diciembre de 2004), en el cuadro 4.10a, para la submuestra enero de 1992-abril de 1998 en el cuadro 4.10b, y la submuestra de mayo de 1998-diciembre de 2004 en el cuadro 4.10c. Debido a las características de los datos en la segunda submuestra, se estima un único modelo (restringido) para todos los países, excepto Reino Unido y Suecia (cuadro 4.11).

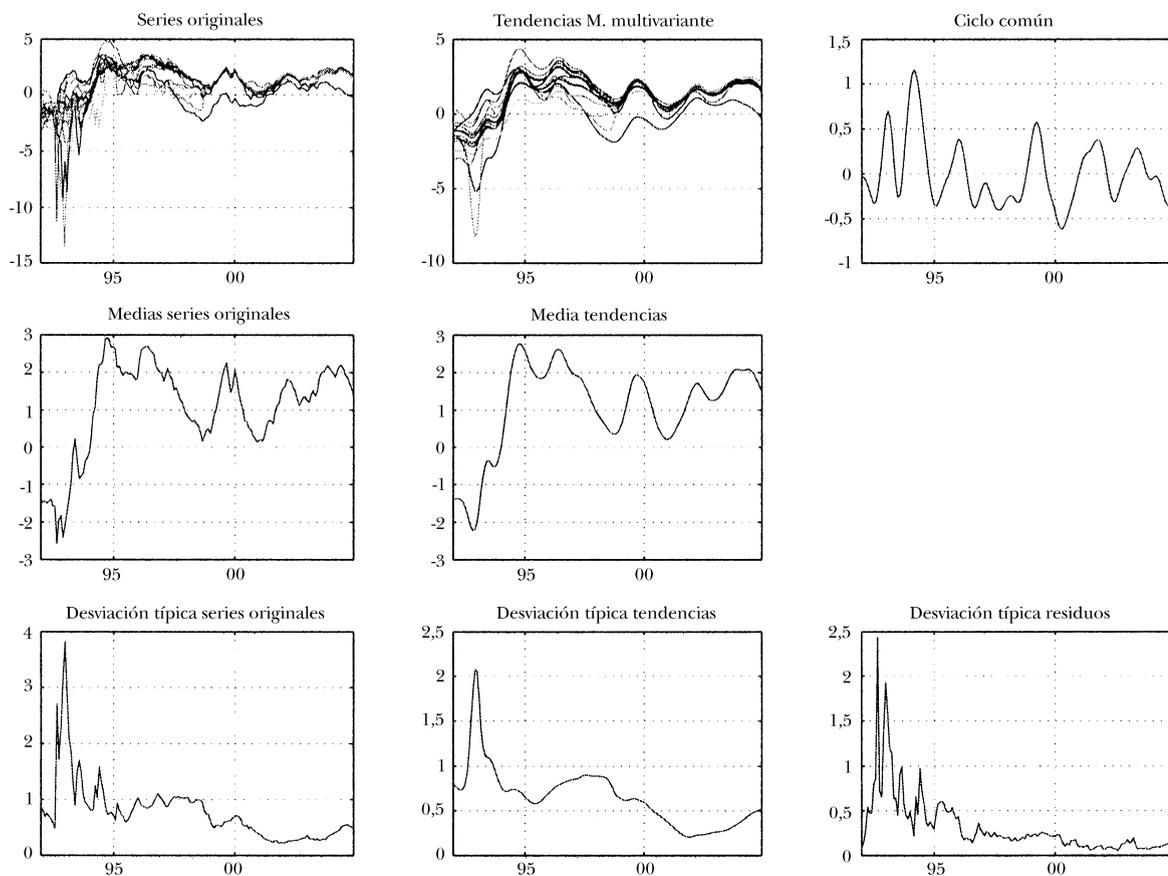
La estimación con toda la muestra (cuadro 4.10a) indica la importancia de las cargas factoriales del factor cíclico común. Todos los países, excepto Italia, comparten una dinámica cíclica común (estacionaria) representada en el gráfico 4.7. Las distintas cargas factoriales informan de las amplitudes con respecto al ciclo común, diferentes para cada país, oscilación (fase) compartida mayor para los países con mayor carga factorial (Dinamarca, Irlanda y Finlandia). La eventual igualación de las cargas factoriales para el resto de países, más patente en la segunda parte de la muestra, es un indicativo de convergencia tipo *sigma*.

La existencia de procesos de acercamiento (convergencia) entre tipos debería reflejarse en unos valores significativos de las derivas tendenciales. El modelo no parece apuntar una reducción/aproximación de las distintas pendientes, excepto para Francia, Bélgica, Holanda, Luxemburgo y Portugal. Incluso la reducción presente en los citados países no es tan elevada como ocurría con los tipos a diez años nominales. Hay que destacar que el signo de las estimaciones junto con las posiciones iniciales indica una aproximación *desde abajo*, es decir, las tendencias individuales se aproximan a un posible factor común desde niveles inferiores, creciendo.

La importancia de la dinámica compartida también se manifiesta en la ausencia de componentes autorregresivos específicos. La dinámica cíclica compartida es suficiente para explicar su evolución, excepto para Reino Unido, Italia, España, Dinamarca e Irlanda.

Un indicativo de la convergencia *sigma* entre los componentes no estudiados lo constituye la evolución temporal de la dispersión de las perturbaciones estimadas. En el gráfico 4.7 se muestra la evolución de los residuos sin tendencias ni componentes específicos. Excepto para la primera parte de la muestra, se observa un valor constante y mínimo para la desviación típica de los residuos estimados, indicativo de que la convergencia en la pendiente de la curva ha sido *plena*.

GRÁFICO 4.7: Pendiente de la curva de tipos a diez años menos tres meses: componentes (enero de 1992-diciembre de 2004)



CUADRO 4.10a: Modelo de factor cíclico común para los diferenciales de los tipos de interés de diez años menos tres meses (enero de 1992-diciembre de 2004) (156 observaciones) ¹

Cargas factoriales: γ_i	Reino Unido	Alemania	Francia	Italia	España	Austria	Bélgica	Dinamarca
	0,3090 (0,0924)	0,3787 (0,0357)	0,3199 (0,0411)	0,3404 (0,3295)	0,3702 (0,0695)	0,3684 (0,0381)	0,3632 (0,0323)	0,5472 (0,1142)
	Finlandia	Holanda	Irlanda	Luxemburgo	Portugal	Suecia		
	0,4112 (0,0583)	0,3614 (0,2936)	0,6527 (0,2544)	0,4019 (0,0399)	0,2586 (0,0317)	0,4206 (0,0949)		
Derivas de las tendencias: μ_i	Reino Unido	Alemania	Francia	Italia	España	Austria	Bélgica	Dinamarca
	0,0086 (0,0228)	0,0176 (0,0021)	0,0209 (0,0019)	0,0050 (0,0200)	0,0211 (0,0125)	0,0170 (0,0009)	0,0139 (0,0019)	0,0165 (0,0821)
	Finlandia	Holanda	Irlanda	Luxemburgo	Portugal	Suecia		
	0,0118 (0,0100)	0,0160 (0,0019)	0,0181 (0,0662)	0,0200 (0,0021)	0,0294 (0,0015)	0,0308 (0,0186)		
Autorregresivos de los componentes específicos: ψ_i	Reino Unido	Alemania	Francia	Italia	España	Austria	Bélgica	Dinamarca
	0,8766 (0,1031)	n.s.	n.s.	0,7724 (0,1615)	0,7292 (0,3381)	n.s.	n.s.	0,4918 (0,2822)
	Finlandia	Holanda	Irlanda	Luxemburgo	Portugal	Suecia		
	0,5697 (0,6162)	n.s.	0,4693 (0,1498)	n.s.	n.s. (0,4053)	0,4483		
Ratios varianza ruido: nvr_i	Reino Unido	Alemania	Francia	Italia	España	Austria	Bélgica	Dinamarca
	0,0022 (0,0025)	0,0 (0,0)	0,0 (0,0)	0,0036 (0,0055)	0,0017 (0,0035)	0,0 (0,0)	0,0 (0,0)	0,0309 (0,0294)
	Finlandia	Holanda	Irlanda	Luxemburgo	Portugal	Suecia		
	0,0027 (0,0069)	0,0 (0,0)	0,1995 (0,0818)	0,0 (0,0)	0,0 (0,0)	0,0214 (0,0296)		
Autorregresivos del factor cíclico común	φ_1 : 1,5841 (0,0333)							
	φ_2 : -0,6998 (0,0324)							

¹ El tipo monetario a tres meses, desde enero de 1999 es el Euríbor (a tres meses) para los países de la Unión Económica Monetaria y para Grecia desde enero de 2001.

El posible cambio estructural ocurrido en 1998, y corroborado en los análisis de los tipos, nos lleva a reestimar el modelo para dos submuestras con punto de cambio en abril de 1998. Las estimaciones se presentan en los cuadros 4.10b y 4.10c. El análisis conjunto de ambos manifiesta la importancia del factor cíclico común (cargas factoriales) para todos los países (excepto Italia e Irlanda para la primera parte y Suecia para la segunda). Aunque con distinta intensidad, en la primera submuestra el ciclo común posee mayor influencia (mayores cargas factoriales). Además, la práctica igualdad de cargas para todos los países en la segunda parte indica la existencia de un factor cíclico común.

Aunque existe una dinámica cíclica común, no parece que existan aproximaciones entre las tendencias individuales. Las estimaciones de las derivas individuales no son significativas para ningún país en la segunda parte de la muestra (no existe convergencia entre tendencias), aunque sí se da una aproximación tendencial para Alemania, Francia, Austria, Bélgica, Holanda y Luxemburgo en la primera parte de la muestra. Es decir, con anterioridad a mayo de 1998 las pendientes de los tipos de interés de algunos países se aproximan, aunque se aproximan creciendo en magnitud (signo positivo de las derivas estimadas). Con posterioridad a 1998 nos encontramos con que no existen más movimientos de aproximación, bien porque para un grupo de países sus tendencias son prácticamente iguales (v. gráfico 4.7) y se mueven dentro de una banda de fluctuación con poca dispersión, o bien porque no se da una aproximación, sino más bien divergencia (gráfico 4.7).

Por último, hay que apuntar la existencia de diferentes comportamientos en cuanto a los componentes específicos. Reino Unido, España, Dinamarca, Finlandia e Irlanda poseen componentes específicos propios en la primera submuestra, sin embargo, únicamente el Reino Unido lo posee en la segunda submuestra. Una vez más, nos encontramos con la ausencia de componentes específicos en la segunda submuestra, fruto del final del proceso convergente, aunque no a un único valor.

La práctica igualdad de los coeficientes estimados en las cargas factoriales, derivas y ausencia de componentes específicos para la segunda submuestra, nos permite estimar un modelo multivariante restringido, imponiendo los mismos parámetros para todos los países excepto para el Reino Unido y Suecia (cuadro 4.11). Las estimaciones confirman la existencia de un factor cíclico común, excepto para el Reino Unido. Cabe mencionar la existencia de un componente específico para el Reino Unido, motivo por el cual no ha sido incluido en la estimación del modelo restringido.

CUADRO 4.10b: Modelo de factor cíclico común para los diferenciales de los tipos de interés de diez años menos tres meses (enero de 1992-abril de 1998) (76 observaciones)

Cargas factoriales: γ_i	Reino Unido	Alemania	Francia	Italia	España	Austria	Bélgica	Dinamarca
	0,3900 (0,1682)	0,3886 (0,0959)	0,3584 (0,0831)	0,4291 (0,2754)	0,4641 (0,1628)	0,4159 (0,0949)	0,4599 (0,0800)	0,6992 (0,3077)
	Finlandia	Holanda	Irlanda	Luxemburgo	Portugal	Suecia		
	0,5114 (0,1626)	0,3830 (0,0834)	0,9890 (0,6403)	0,4284 (0,0703)	0,1772 (0,3143)	0,6189 (0,2424)		
Derivas de las tendencias: μ_i	Reino Unido	Alemania	Francia	Italia	España	Austria	Bélgica	Dinamarca
	0,0012 (0,0495)	0,0450 (0,0088)	0,0494 (0,0163)	-0,0074 (0,0370)	0,0315 (0,0244)	0,0352 (0,0085)	0,0331 (0,0085)	0,0402 (0,0739)
	Finlandia	Holanda	Irlanda	Luxemburgo	Portugal	Suecia		
	0,0395 (0,0326)	0,0403 (0,0086)	0,0176 (0,1645)	0,0442 (0,0061)	0,0436 (0,0235)	0,0515 (0,0604)		
Autorregresivos de los componentes específicos: ψ_i	Reino Unido	Alemania	Francia	Italia	España	Austria	Bélgica	Dinamarca
	0,8164 (0,1834)	n.s.	n.s.	0,5081 (0,3037)	0,6937 (0,3368)	n.s.	n.s.	0,3828 (0,2827)
	Finlandia	Holanda	Irlanda	Luxemburgo	Portugal	Suecia		
	0,7180 (0,3218)	n.s.	0,4929 (0,1694)	n.s.	n.s.	0,1581 (0,3996)		
Ratios varianza ruido: $\nu\tau_i$	Reino Unido	Alemania	Francia	Italia	España	Austria	Bélgica	Dinamarca
	0,0066 (0,0085)	0,0 (0,0)	0,0 (0,0)	0,0233 (0,0382)	0,0051 (0,0091)	0,0 (0,0)	0,0 (0,0)	0,1597 (0,1220)
	Finlandia	Holanda	Irlanda	Luxemburgo	Portugal	Suecia		
	0,0062 (0,0115)	0,0 (0,0)	0,5059 (0,1693)	0,0 (0,0)	0,0588 (0,0443)	0,1816 (0,1720)		
Autorregresivos del factor cíclico común	φ_1 : 1,5909 (0,1375) φ_2 : -0,7163 (0,1230)							

CUADRO 4.10c: Modelo de factor cíclico común para los diferenciales de los tipos de interés de diez años menos tres meses (mayo de 1998-diciembre de 2004) (80 observaciones) ¹

Cargas factoriales: γ_i	Reino Unido	Alemania	Francia	Italia	España	Austria	Bélgica	Dinamarca
	0,1206 (0,0707)	0,1636 (0,0641)	0,1586 (0,0527)	0,1386 (0,0674)	0,1397 (0,0552)	0,1487 (0,0686)	0,1473 (0,0620)	0,1864 (0,0494)
	Finlandia	Holanda	Irlanda	Luxemburgo	Portugal	Suecia		
	0,1514 (0,0634)	0,1580 (0,0713)	0,1536 (0,0785)	0,1628 (0,0577)	0,1383 (0,0532)	0,0982 (0,0681)		
Derivas de las tendencias: μ_i	Reino Unido	Alemania	Francia	Italia	España	Austria	Bélgica	Dinamarca
	0,0037 (0,0388)	-0,0152 (0,0152)	-0,0141 (0,0154)	0,0073 (0,0161)	-0,0024 (0,0138)	-0,0112 (0,0159)	-0,0125 (0,0147)	-0,0060 (0,0171)
	Finlandia	Holanda	Irlanda	Luxemburgo	Portugal	Suecia		
	-0,0120 (0,0162)	-0,0145 (0,0162)	0,0197 (0,0282)	-0,0158 (0,0152)	-0,0007 (0,0131)	0,0018 (0,0142)		
Autorregresivos de los componentes específicos: ψ_i	Reino Unido	Alemania	Francia	Italia	España	Austria	Bélgica	Dinamarca
	0,8885 (0,2379)	n.s.						
	Finlandia	Holanda	Irlanda	Luxemburgo	Portugal	Suecia		
	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.		
Ratios varianza ruido: nr_i	Reino Unido	Alemania	Francia	Italia	España	Austria	Bélgica	Dinamarca
	0,0005 (0,0014)	0,0 (0,0)	0,0 (0,0)	0,0033 (0,0053)	0,0 (0,0)	0,0 (0,0)	0,0 (0,0)	0,0 (0,0)
	Finlandia	Holanda	Irlanda	Luxemburgo	Portugal	Suecia		
	0,0 (0,0)	0,0 (0,0)	0,0329 (0,0170)	0,0 (0,0)	0,0 (0,0)	0,0 (0,0)		
Autorregresivos del factor cíclico común	$\varphi_1: 1,8087$ (0,0188)							
	$\varphi_2: -0,8825$ (0,0027)							

¹ El tipo monetario a tres meses desde enero de 1999 es el Euríbor (a tres meses) para los países de la Unión Económica Monetaria y para Grecia desde enero de 2001.

CUADRO 4.11: Modelo restringido de factor cíclico común para los diferenciales de los tipos de interés de diez años menos tres meses (mayo de 1998-diciembre de 2004) (80 observaciones)

Cargas factoriales: γ_i	Alemania, Francia, Italia, España, Austria, Bélgica, Dinamarca, Finlandia, Holanda, Irlanda, Luxemburgo, Portugal	Reino Unido	Suecia
	0,1045 (0,0449)	0,0806 (0,0469)	0,0755 (0,0415)
Derivas de las tendencias: μ_i	Alemania, Francia, Italia, España, Austria, Bélgica, Dinamarca, Finlandia, Holanda, Irlanda, Luxemburgo, Portugal	Reino Unido	Suecia
	0,0025 (0,0242)	0,0108 (0,0373)	0,0016 (0,0181)
		Autorregresivos de los componentes específicos: ψ_i	
		0,9087 (0,1721)	
Autorregresivos del factor cíclico común	φ_1 : 1,8686 (0,0532) φ_2 : -0,9303 (0,0366)		

Como conclusión del análisis de las pendientes de los tipos, destacamos la importancia de la dinámica cíclica común para toda la muestra, dinámica que se convierte en única con posterioridad a 1998, excepto para el Reino Unido, es decir, podemos hablar de una convergencia *beta* y *sigma* al menos desde la fijación de los cambios introducidos con el euro en 1998. Este hecho parecería indicar que un gran componente de las expectativas es común en todos los mercados. El resultado parece lógico si pensamos en la composición de los vértices que componen la pendiente, tipo a diez años nominal (hemos estudiado su convergencia) y tipo de interés monetario a tres meses (íntimamente ligado a la evolución de los tipos de interés controlados por el Banco Central Europeo). El Reino Unido posee un comportamiento diferencial debido a la independencia de su Banco Central y a la distinta política monetaria con respecto al resto de países que componen la muestra (aunque Dinamarca y Suecia tampoco pertenecen a la Moneda Única, sus políticas monetarias están asimiladas).

4.1.4 Tasas de crecimiento diferencial

Los análisis de los tipos de interés nominales y de la pendiente de la curva realizados hasta el momento nos han permitido contrastar la existencia de convergencia en el vértice de diez años y en la estructura temporal de tipos; sin embargo, hemos encontrado que los tipos reales, aunque vivieron momentos de acercamiento, se mueven dentro de una banda con dispersión aproximadamente constante, sin que hasta el momento converjan hacia un único valor. Estas conclusiones las hemos obtenido sin considerar la situación cíclica de las economías, en ningún momento hemos empleado variables de la economía real y su interacción con el proceso convergente. En este epígrafe relacionamos ambos tipos de variables: financieras y reales (producto interior bruto, PIB).

La importancia de las variables de la economía real proviene del diferente comportamiento que se les supone a los mercados financieros y a las expectativas de los agentes, dependiendo de la situación económica. Es decir, aparte de las imposiciones impulsadas por los tratados y normas comunitarias, es importante conocer la posible influencia que han tenido las variables económicas reales sobre el proceso convergente. En este epígrafe presentamos los resultados de estudiar la influencia de los ciclos comunes y ciclos del PIB intracomunitario, sobre los diferenciales de tasas de crecimiento de cada variable/país, con respecto a lo que denominamos *variable agregada*. Queremos conocer la importancia que poseen sobre la diferencia de tasas de crecimiento los componentes comunes de las

variables estudiadas y de la economía real (representado por el componente cíclico común). La variable agregada común se ha formado como una media ponderada de las variables individuales, con ponderaciones formadas por la proporción de PIB individual con respecto al PIB de la zona euro, sin considerar, por tanto, Reino Unido, Suecia y Dinamarca, por no pertenecer a la Moneda Única ²⁵.

Los componentes cíclicos comunes de cada variable estudiada se estimaron en el epígrafe 4.1.3 correspondiente a las estimaciones de los modelos multivariantes. El componente cíclico común del PIB se valoró empleando técnicas similares a partir de los PIB de los países que componen la muestra ²⁶.

La especificación empleada para estimar la importancia de cada componente es una particularización de la expuesta en el epígrafe 2.3. En particular:

$$g_{it} = (\mu_i - \mu) + \alpha g_{i,t-1} + (\gamma_i - \gamma)C_t + \beta C_t^{PIB} + \eta_t \quad (4.1)$$

Donde g_{it} es la tasa de crecimiento diferencial de la variable/país individual considerada (i) con respecto a la variable agregada. C_t representa el ciclo común de la variable estudiada y C_t^{PIB} es el ciclo común del PIB de los países que componen la muestra. Debido a la diferente periodicidad de los datos, hemos calculado la media trimestral de las variables con frecuencia mensual para estimar las regresiones.

El término constante de la regresión representa la convergencia a largo plazo de la diferencia entre tasas, es decir, cómo convergen/divergen ambas tasas de variación. El coeficiente α nos indica la inercia o autocorrelación que posee la diferencia de tasas. El coeficiente asociado al ciclo común ($\gamma_i - \gamma$) mide la importancia del ciclo común mediante la diferencia entre cargas factoriales (individual y de la variable agregada) ²⁷; por último, β nos indicará la importancia del ciclo común del PIB sobre la tasa diferencial, cómo influye la actividad económica común sobre la convergencia/divergencia entre las variables con el paso del tiempo. Hay que destacar que si nos referimos a la convergencia como un proceso *a largo plazo*, los coeficientes α , ($\gamma_i - \gamma$) y β poseen sólo interpretación de efectos transitorios sobre el proceso convergente y el término constante como el efecto a largo plazo.

25. Véase Moneta (2003), para una justificación y posibles alternativas en la construcción de esta variable.

26. Véase Cendejas et al. (2006); Del Hoyo, Llorente y Rivero (2005).

27. El coeficiente γ se ha restringido en las estimaciones a un valor unitario.

A priori, si existe convergencia/divergencia uniforme entre la variable individual y la variable agregada esperamos una cierta relación entre los signos de la constante y de β . Suponiendo que ha existido un proceso convergente desde la variable individual hacia el agregado partiendo de niveles superiores, es decir, la variable individual se *acerca por arriba* al agregado durante todo el período estudiado y, acorde con lo encontrado en las muestras estudiadas, ambas variables disminuyen (tendencias decrecientes), debería ser mayor la disminución de μ_i que la de μ , con lo cual su diferencia es negativa; la constante de esta regresión debería ser negativa. Si, como es de esperar, el PIB posee influencia sobre el proceso convergente, lo acelera en épocas de bonanza y no contribuye en las épocas de crisis, el signo esperado de β también debería ser negativo. El acercamiento de la tasa de crecimiento individual *por abajo* tomando como base un decrecimiento de la tasa agregada, implica un término constante estimado positivo y un β positivo. Si las anteriores afirmaciones son ciertas, concluiríamos que el acercamiento/convergencia necesita de auges cíclicos, fases de crecimientos del PIB.

Al igual que en el epígrafe 4.1.3, la exposición la realizamos comenzando con los tipos nominales, continuamos con los tipos reales, para terminar con la pendiente de la curva. También presentamos las estimaciones con toda la muestra y por submuestras.

4.1.4.1 Tipos de interés a diez años nominales

Los cuadros 4.12a, 4.12b y 4.12c presentan las regresiones de las tasas de crecimiento diferenciales para los tipos nominales a diez años. El cuadro 4.12a para todo el período muestral primer trimestre de 1993-tercer trimestre de 2004 (datos trimestrales), el cuadro 4.12b para la submuestra primer trimestre de 1993-segundo trimestre de 1998 y el cuadro 4.12c para la segunda submuestra tercer trimestre de 1998-tercer trimestre de 2004.

Las estimaciones con toda la muestra (primer trimestre de 1993-tercer trimestre de 2004), cuadro 4.12a y la primera submuestra (primer trimestre de 1993-segundo trimestre de 1998), cuadro 4.12b, período en el que como vimos todavía no se había alcanzado la convergencia plena poseen características acordes con dicha situación. En ambos cuadros observamos, en general, el mantenimiento de los signos de los coeficientes, aunque no su valor numérico. En general nos encontramos con que podemos explicar entre el 15 y el 50% de la variación en la tasa diferencial. Países como Alemania, España, Bélgica y Finlandia poseen un elevado estadístico R^2 ; indicativo del proceso convergente. Por otra parte, Grecia, Irlanda, Portugal y Reino Unido presentan gran variación no explicada por las regresiones. Irlanda y Reino

Unido, debido a sus particularidades, Grecia aunque dentro de la Unión Monetaria se incorporó con cierto retraso, y Portugal posee diversos problemas que pueden explicar este hecho: durante el período 1993-1996 el crecimiento de la economía portuguesa fue negativo. Con posterioridad hasta el año 2000 experimentó un crecimiento estable del PIB, entrando nuevamente en una fase recesiva a partir de dicho año.

El análisis del modelo multivariante en el epígrafe 4.1.3 nos ha permitido concluir la existencia de convergencia con posterioridad a 1998 para los tipos a diez años nominales. Este hecho se refleja en el cuadro 4.12c donde la mayoría de los coeficientes no son significativamente distintos de 0, con valores estimados para el término constante muy pequeños y, excepto para el Reino Unido, Austria y Bélgica, los valores del estadístico R^2 son pequeños. La influencia del ciclo común del PIB sobre la tasa diferencial para el Reino Unido está justificada por el acercamiento de los tipos británicos al resto de la Unión Europea. La regresión confirma la situación de convergencia posterior a 1998.

Como era de esperar, el ciclo común de los tipos influye en la tasa diferencial, gran parte de los coeficientes son significativos, particularmente en la primera submuestra y su signo, al igual que veremos con el signo de β , depende de la trayectoria seguida en su aproximación (convergencia) hacia el agregado (v. gráfico 4.8). Los países que partían de una situación con tipos superiores al agregado presentan un coeficiente positivo y la carga factorial individual es más importante que la común, por ejemplo España e Italia. Los países que partían con un tipo de interés inferior al agregado cuentan con un coeficiente negativo, y mayor importancia la carga factorial común que la específica, por ejemplo, Francia, Bélgica y Holanda.

La interacción entre las variables financieras y reales de la economía (PIB) debería darnos una idea de cómo han influido las diferentes situaciones cíclicas sobre la convergencia ya que debería existir una relación no solamente significativa de las estimaciones, sino también en cuanto a signos entre el término constante y las estimaciones de β , tal y como explicamos en párrafos anteriores. Las estimaciones únicamente son significativas para Reino Unido, Francia, Italia, España, Austria, Holanda, Luxemburgo y Suecia con toda la muestra. Francia, Italia y Luxemburgo mantienen la significatividad para la segunda parte de la muestra. Si nos fijamos en los signos de todas las estimaciones, salvo Bélgica y Portugal, éstos se mantienen y, además, encontramos la relación esperada, dependiendo de la situación relativa de partida entre los tipos individuales y el agregado. Países con *acercamiento por arriba* al agregado poseen estimaciones del término constante negativo. Este hecho puede

CUADRO 4.12a: Tipos a diez años nominales (primer trimestre de 1993-tercer trimestre de 2004), n = 47

(errores estándar entre paréntesis empleando Newey-West)

$$g_{i,t} = (\mu_i - \mu) + \alpha g_{i,t-1} + (\gamma_i - \gamma)C_t + \beta C_t^{\text{PIB}} + \eta_t$$

	$(\mu_i - \mu)$	α	$(\gamma_i - \gamma)$	β	R^2
Reino Unido	0,0377 (0,0310)	0,1625 (0,1035)	-0,0213 (0,0632)	-0,0417 (0,0226)	0,1052
Alemania	0,0375 (0,0187)	0,3105 (0,0707)	-0,1166 (0,0253)	0,0151 (0,0100)	0,4531
Francia	0,0298 (0,0133)	-0,0546 (0,1279)	-0,0231 (0,0206)	0,0276 (0,0118)	0,1163
Italia	-0,0809 (0,0462)	0,2458 (0,0910)	0,2478 (0,0608)	-0,0584 (0,0252)	0,3344
España	-0,0644 (0,0318)	0,2296 (0,1688)	0,1881 (0,0416)	-0,0268 (0,0157)	0,4259
Austria	0,0412 (0,0142)	0,1483 (0,1201)	-0,1281 (0,0290)	0,0334 (0,0113)	0,4182
Bélgica	0,0251 (0,0195)	0,4990 (0,1223)	-0,1053 (0,0383)	0,0120 (0,0103)	0,5438
Dinamarca	0,0180 (0,0205)	-0,2106 (0,2015)	0,0560 (0,0460)	0,0119 (0,0144)	0,1108
Finlandia	-0,0478 (0,0404)	0,0825 (0,1755)	0,2073 (0,0927)	0,0093 (0,0271)	0,2911
Grecia	-0,3120 (0,0987)	0,0422 (0,0200)	-0,0925 (0,1642)	-0,1097 (0,0777)	0,0955
Holanda	0,0385 (0,0158)	0,2669 (0,0694)	-0,0955 (0,0230)	0,0260 (0,0093)	0,3333
Irlanda	-0,0042 (0,0247)	-0,1035 (0,1281)	0,0736 (0,0556)	-0,0050 (0,0145)	0,0692
Luxemburgo	0,0386 (0,0215)	-0,0152 (0,1551)	-0,1372 (0,0537)	0,0595 (0,0238)	0,2037
Portugal	-0,0846 (0,0468)	0,0357 (0,1519)	0,1874 (0,0640)	-0,0600 (0,0382)	0,1477
Suecia	-0,0272 (0,0318)	-0,0707 (0,1363)	0,2787 (0,0890)	-0,0413 (0,0206)	0,2999

**CUADRO 4.12b: Tipos a diez años nominales (primer trimestre de 1993-
segundo trimestre de 1998), n = 22**

(errores estándar entre paréntesis empleando Newey-West)

$$g_{i,t} = (\mu_i - \mu) + \alpha g_{i,t-1} + (\gamma_i - \gamma)C_t + \beta C_t^{\text{PIB}} + \eta_t$$

	$(\mu_i - \mu)$	α	$(\gamma_i - \gamma)$	β	R^2
Reino Unido	0,1118 (0,0781)	0,1696 (0,1827)	0,0181 (0,0976)	-0,1006 (0,0533)	0,1250
Alemania	0,0429 (0,0342)	0,2899 (0,1108)	-0,1388 (0,0350)	0,0150 (0,0266)	0,4747
Francia	0,0348 (0,0297)	-0,3745 (0,2325)	-0,0355 (0,0295)	0,1015 (0,0345)	0,3027
Italia	-0,0688 (0,1008)	0,1541 (0,1541)	0,3352 (0,1285)	-0,1478 (0,0628)	0,3457
España	-0,0770 (0,0643)	0,2129 (0,1936)	0,2180 (0,0438)	-0,0276 (0,0632)	0,4364
Austria	0,0312 (0,0364)	0,1099 (0,1685)	-0,1631 (0,0629)	0,0566 (0,0432)	0,4399
Bélgica	0,0314 (0,0333)	0,6026 (0,1624)	-0,1100 (0,0473)	-0,0264 (0,0248)	0,5905
Dinamarca	0,0489 (0,0323)	-0,3570 (0,2181)	0,1098 (0,0558)	0,0196 (0,0358)	0,2686
Finlandia	-0,1134 (0,0882)	-0,0777 (0,1970)	0,2286 (0,1071)	0,1392 (0,0785)	0,4139
Grecia	-0,6444 (0,1515)	0,0805 (0,0412)	-0,2778 (0,2281)	0,1150 (0,3483)	0,1324
Holanda	0,0382 (0,0377)	0,1885 (0,1156)	-0,1267 (0,0512)	0,0607 (0,0392)	0,3505
Irlanda	0,0320 (0,0671)	-0,1462 (0,1506)	0,1117 (0,0976)	-0,0357 (0,0615)	0,0889
Luxemburgo	-0,0052 (0,0375)	-0,1144 (0,2053)	-0,2342 (0,0532)	0,1413 (0,0452)	0,4693
Portugal	-0,0863 (0,0925)	-0,0306 (0,1918)	0,2400 (0,0961)	-0,1530 (0,1240)	0,1558
Suecia	0,0281 (0,0715)	-0,1275 (0,1690)	0,3590 (0,1051)	-0,0399 (0,0658)	0,3858

CUADRO 4.12c: Tipos a diez años nominales (tercer trimestre de 1998-tercer trimestre de 2004), n = 25

(errores estándar entre paréntesis empleando Newey-West)

$$g_{i,t} = (\mu_i - \mu) + \alpha g_{i,t-1} + (\gamma_i - \gamma) C_t + \beta C_t^{\text{PIB}} + \eta_t$$

	$(\mu_i - \mu)$	α	$(\gamma_i - \gamma)$	β	R^2
Reino Unido	-0,0368 (0,0379)	0,0652 (0,1993)	0,0854 (0,0947)	-0,0611 (0,0275)	0,2515
Alemania	-0,0022 (0,0064)	-0,2894 (0,2278)	0,0198 (0,0171)	-0,0058 (0,0045)	0,1578
Francia	0,0013 (0,0034)	-0,2432 (0,1063)	0,0121 (0,0061)	0,0011 (0,0024)	0,2003
Italia	0,0058 (0,0100)	0,0353 (0,2799)	-0,0186 (0,0195)	0,0034 (0,0067)	0,0507
España	0,0023 (0,0093)	-0,0586 (0,2197)	-0,0129 (0,0255)	0,0067 (0,0066)	0,0628
Austria	0,0175 (0,0065)	-0,2476 (0,1724)	-0,0286 (0,0147)	0,0183 (0,0032)	0,3240
Bélgica	0,0052 (0,0051)	0,0735 (0,1515)	-0,0073 (0,0112)	0,0100 (0,0037)	0,3371
Dinamarca	0,0325 (0,0190)	-0,1572 (0,1941)	-0,0851 (0,0442)	0,0194 (0,0119)	0,1843
Finlandia	0,0131 (0,0120)	0,0632 (0,1773)	-0,0358 (0,0266)	0,0087 (0,0063)	0,1522
Grecia	-0,1221 (0,0863)	-0,1754 (0,0900)	-0,2098 (0,1780)	-0,0742 (0,0543)	0,2838
Holanda	0,0020 (0,0062)	-0,2277 (0,1299)	0,0186 (0,0111)	0,0023 (0,0036)	0,1515
Irlanda	-0,0117 (0,0065)	0,0905 (0,2066)	0,0356 (0,0209)	-0,0008 (0,0068)	0,1566
Luxemburgo	-0,0227 (0,0251)	0,2298 (0,1283)	0,1087 (0,0962)	-0,0015 (0,0257)	0,1398
Portugal	-0,0052 (0,0074)	-0,1583 (0,1616)	0,0157 (0,0208)	0,0052 (0,0050)	0,1143
Suecia	-0,0145 (0,0465)	0,1682 (0,1376)	0,0580 (0,1029)	-0,0288 (0,0268)	0,1468

interpretarse como que los países que han aprovechado las expansiones económicas para aumentar su acercamiento al tipo agregado poseen estimaciones de β negativas. Esta situación queda reflejada en el gráfico 4.9, donde presentamos los coeficientes de variación y asimetría de la tasa diferencial, del ciclo común del PIB y del PIB per cápita. Entre paréntesis consta el signo de las estimaciones de β . El coeficiente de asimetría se emplea debido a que las series estudiadas no poseen un comportamiento simétrico alrededor de su media, en particular, el PIB y su ciclo común son series en las que las depresiones son más cortas que los auges (Cendejas et al., 2006).

El análisis conjunto de los gráficos 4.8 y 4.9 revela la sintonía de la interacción entre las variables financieras y las de actividad real de la economía. La disminución de la distancia entre los tipos individuales y el agregado, partiendo de una posición relativa superior de los tipos individuales, produce convergencia con un signo negativo del término constante. Cuando se aprovechan los auges económicos para impulsar (acelerar) la convergencia entre tasas, se obtienen signos de los estimadores de β que son negativos. Esta situación la encontramos para todos los países salvo para Finlandia y Dinamarca.

Para concluir, y como resumen, las regresiones de las tasas diferenciales para los tipos nominales a diez años reflejan el proceso de convergencia que se consigue en 1998, observado anteriormente en el análisis univariante y multivariante.

4.1.4.2 *Tipos de interés a diez años reales*

Los cuadros 4.13a, 4.13b y 4.13c presentan las regresiones de las tasas de crecimiento diferenciales para los tipos reales a diez años. El cuadro 4.13a para todo el período muestral primer trimestre de 1993-cuarto trimestre de 2003, el cuadro 4.13b para la submuestra primer trimestre de 1993-segundo trimestre de 1998 y el cuadro 4.13c para la segunda submuestra tercer trimestre de 1998-cuarto trimestre de 2003.

El análisis del modelo multivariante en el epígrafe 4.1.3 nos ha permitido concluir sobre la no existencia de convergencia con posterioridad a 1998 para los tipos a diez años reales, los tipos se mantenían en una banda con dispersión aproximadamente constante. Este hecho se refleja en el cuadro 4.13c donde la mayoría de los coeficientes no son significativamente distintos de 0, con valores estimados para los términos constantes muy pequeños, los valores del estadístico R^2 también son pequeños salvo para Grecia e Irlanda. Recuérdese que el tipo real se descompone en tipo nominal y tasa de inflación. Grecia ha sido el

GRÁFICO 4.8: Tipos de interés a diez años nominales, individuales (continua) y agregado sin Reino Unido (discontinua)

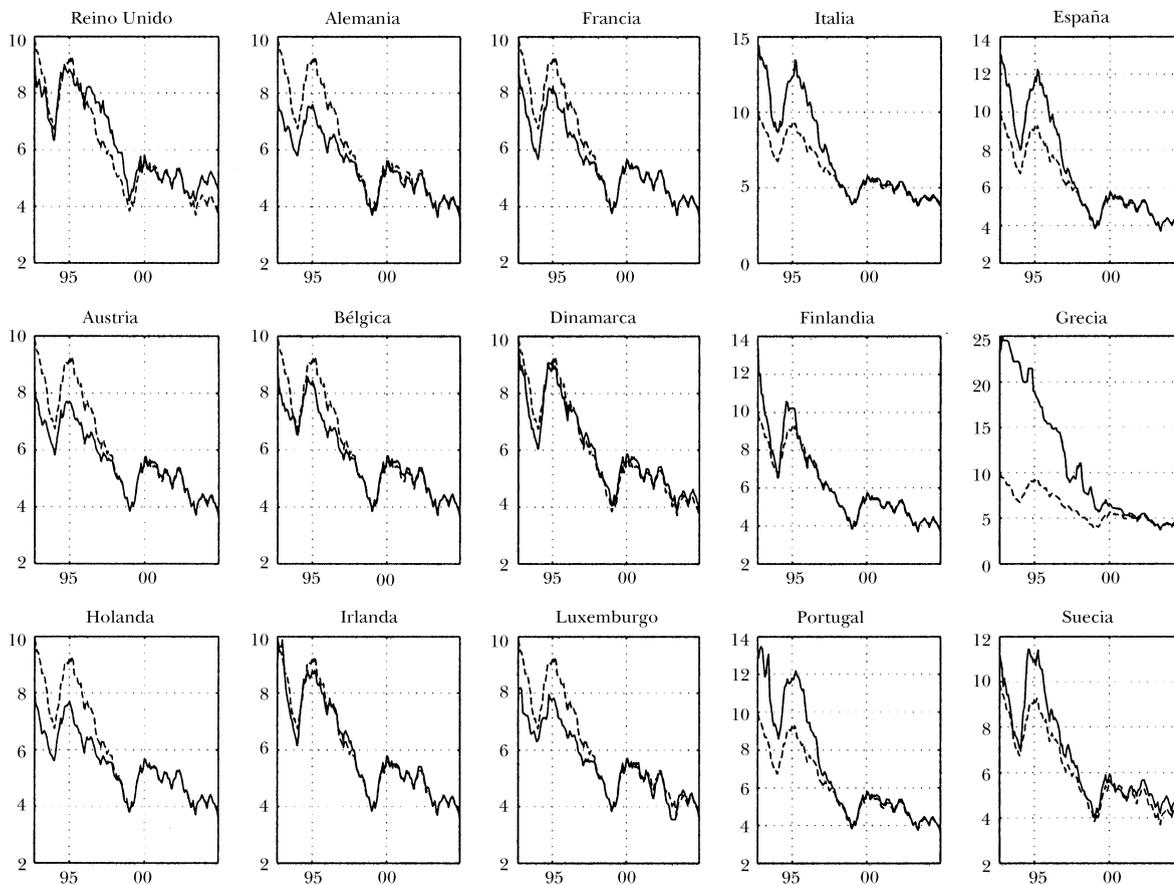
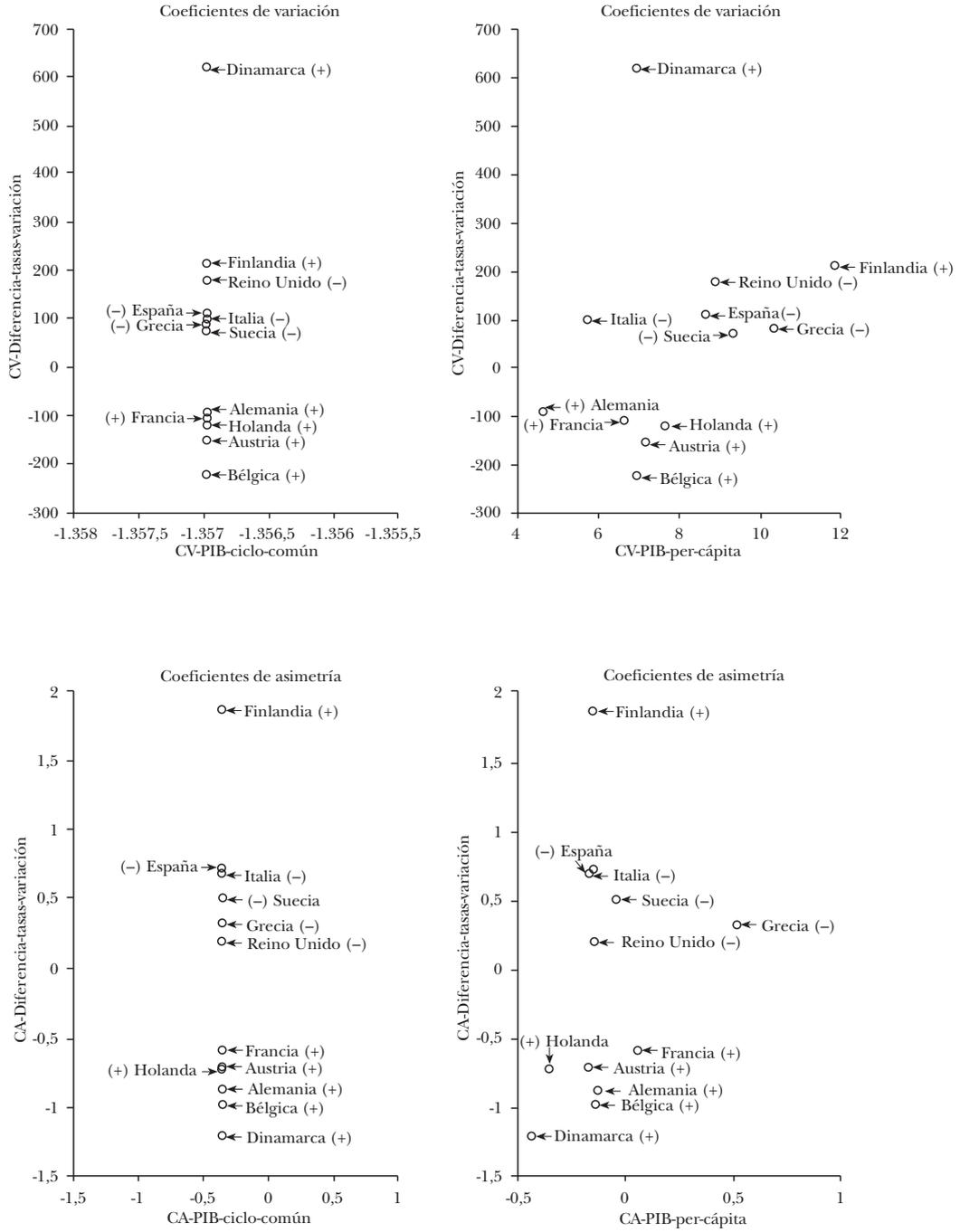


GRÁFICO 4.9: Coeficiente de variación, coeficiente de asimetría y tipos de interés a diez años nominales



único país de la UE-15 que junto con Portugal ha reducido sus tasas de inflación insistentemente, mientras que el resto de países posee períodos de descensos e incrementos, pero no reducción continua. Esta situación particular de Grecia se refleja en todos los coeficientes estimados para esta segunda parte de la muestra, término constante negativo, importancia de la carga factorial común y aceleración del proceso convergente en períodos de auge económico (β estimado negativo).

Las estimaciones con toda la muestra (cuadro 4.13a) y la primera submuestra (cuadro 4.13b), período en el que como vimos todavía no se había alcanzado el *movimiento coordinado con dispersión constante* cuentan con características acordes con dicha situación. En ambos cuadros observamos, en general, el mantenimiento de los signos de los coeficientes, aunque no su valor numérico. En general, nos encontramos con que podemos explicar una mínima parte de la variación en la tasa diferencial, excepto para Austria, Dinamarca Finlandia y Holanda (primera submuestra) que presentan un elevado estadístico R^2 .

Como era de esperar, el ciclo común de los tipos no posee gran importancia, gran parte de los coeficientes no son significativos, particularmente en la primera submuestra, excepto España, Dinamarca y Finlandia. El signo de la estimación del factor cíclico común, al igual que veremos con el signo de β , no posee una relación clara con la trayectoria seguida en su aproximación (convergencia) hacia el agregado (v. gráfico 4.10). Excepto para el caso de Grecia, no existe una posición única relativa entre el agregado y los tipos individuales; por consiguiente, al contrario de lo que ocurría para el tipo a diez años nominal no podemos hablar de concordancia de signos dependiendo del signo de la trayectoria diferencial. Una vez más esta diferencia está motivada por las tasas de inflación.

Las estimaciones de la interacción entre las variables financieras y reales de la economía (PIB) son únicamente significativas para Francia (toda la muestra y primera submuestra), Austria, Bélgica, Dinamarca y Holanda. Los signos son positivos. Existe una relación directa entre el PIB y la tasa diferencial. Sin embargo, dado que la tasa diferencial no posee un signo constante (positivo o negativo), no podemos concluir, al igual que con los tipos a diez años nominales, cómo han influido las diferentes situaciones cíclicas sobre la convergencia, tal y como explicamos en párrafos anteriores²⁸. Esta situación queda reflejada en el gráfico 4.11, donde presentamos los coeficientes de variación y asimetría de la tasa

28. Una posible ampliación de la regresión añadiendo una variable dicotómica (0 o 1) dependiendo del signo de la tasa diferencial quizá podría ayudar a clarificar el efecto del PIB.

CUADRO 4.13a: Tipos a diez años reales (primer trimestre de 1993-cuarto trimestre de 2003), n = 44

(errores estándar entre paréntesis empleando Newey-West)

$$g_{i,t} = (\mu_i - \mu) + \alpha g_{i,t-1} + (\gamma_i - \gamma) C_t + \beta C_t^{\text{PIB}} + \eta_t$$

	$(\mu_i - \mu)$	α	$(\gamma_i - \gamma)$	β	R^2
Reino Unido	0,0107 (0,0601)	-0,0279 (0,1527)	0,0318 (0,2649)	0,0235 (0,0467)	0,0073
Alemania	0,0326 (0,0350)	0,4575 (0,0905)	-0,1841 (0,1393)	-0,0003 (0,0313)	0,2287
Francia	-0,0084 (0,0338)	-0,0141 (0,1527)	-0,0971 (0,1285)	0,0540 (0,0231)	0,0831
Italia	-0,0553 (0,0870)	0,2614 (0,1097)	-0,0343 (0,3571)	-0,0283 (0,0444)	0,0853
España	-0,0730 (0,0665)	0,1081 (0,0845)	0,8019 (0,3438)	-0,0019 (0,0570)	0,0890
Austria	0,0477 (0,0546)	-0,4271 (0,2002)	-0,0781 (0,1998)	0,0368 (0,0445)	0,1887
Bélgica	0,0093 (0,0685)	-0,0320 (0,1410)	-0,1021 (0,2624)	0,0312 (0,0482)	0,0099
Dinamarca	-0,0118 (0,0624)	0,1060 (0,1894)	0,6248 (0,2750)	0,0339 (0,0578)	0,1303
Finlandia	-0,0598 (0,0821)	0,1132 (0,1020)	1,7708 (0,6573)	-0,0442 (0,0465)	0,2621
Grecia	-0,1558 (0,1273)	0,0254 (-0,1476)	-0,8122 (0,7229)	-0,1202 (0,0971)	0,0579
Holanda	0,0364 (0,0849)	0,0201 (0,0966)	0,5096 (0,4066)	-0,0650 (0,0816)	0,0420
Irlanda	-0,0529 (0,0858)	0,2475 (0,1458)	0,5221 (0,4355)	-0,0262 (0,0829)	0,0957
Luxemburgo	-0,0030 (0,0759)	0,1320 (0,1850)	-0,4675 (0,2827)	0,0341 (0,0612)	0,0528
Portugal	-0,0306 (0,1022)	-0,1621 (0,1489)	0,4254 (0,6719)	-0,1377 (0,0877)	0,0881
Suecia	0,0266 (0,1121)	0,0206 (0,1887)	0,7922 (0,6514)	-0,0979 (0,0968)	0,0518

CUADRO 4.13b: Tipos a diez años reales (primer trimestre de 1993-segundo trimestre de 1998), n = 22

(errores estándar entre paréntesis empleando Newey-West)

$$g_{i,t} = (\mu_i - \mu) + \alpha g_{i,t-1} + (\gamma_i - \gamma)C_t + \beta C_t^{\text{PIB}} + \eta_t$$

	$(\mu_i - \mu)$	α	$(\gamma_i - \gamma)$	β	R^2
Reino Unido	-0,0443	-0,1383	0,1739	0,0343	0,0342
	0,1364	0,2108	0,4900	0,1703	
Alemania	0,0736	0,4887	-0,2228	-0,0378	0,2736
	0,0724	0,1317	0,2122	0,0878	
Francia	-0,0294	-0,0171	-0,2173	0,1145	0,1343
	0,0715	0,2329	0,2465	0,0560	
Italia	-0,0980	0,1963	0,0975	-0,1460	0,1362
	0,1766	0,2236	0,6575	0,1862	
España	-0,1085	0,1942	1,1066	-0,0235	0,2106
	0,1236	0,1065	0,4573	0,1524	
Austria	0,0867	-0,6669	-0,5969	0,2154	0,4460
	0,0659	0,2067	0,2880	0,0876	
Bélgica	-0,0478	-0,1736	-0,2619	0,2288	0,1614
	0,1125	0,2507	0,4415	0,1038	
Dinamarca	-0,1853	-0,1636	0,7289	0,2033	0,3206
	0,0800	0,1679	0,4600	0,0739	
Finlandia	-0,2240	-0,0082	2,6268	0,0715	0,4831
	0,1356	0,1178	0,5791	0,1713	
Grecia	-0,1550	0,0956	-0,2035	-0,1524	0,0341
	0,2515	0,1701	1,3165	0,3659	
Holanda	-0,0854	-0,3131	0,4546	0,2399	0,4043
	0,0592	0,1176	0,4908	0,0614	
Irlanda	-0,1662	-0,0316	0,8658	0,0282	0,0963
	0,1386	0,1268	0,5810	0,1578	
Luxemburgo	0,0440	-0,2650	-0,8570	0,0737	0,1427
	0,0898	0,3307	0,3020	0,0811	
Portugal	-0,0507	-0,2185	0,9983	-0,2090	0,1330
	0,1519	0,1150	0,7093	0,1479	
Suecia	0,0863	-0,0433	1,5608	-0,1842	0,1199
	0,2533	0,2211	0,9232	0,3447	

CUADRO 4.13c: Tipos a diez años reales (tercer trimestre de 1998-cuarto trimestre de 2003), n = 22

(errores estándar entre paréntesis empleando Newey-West)

$$g_{i,t} = (\mu_i - \mu) + \alpha g_{i,t-1} + (\gamma_i - \gamma) C_t + \beta C_t^{\text{PIB}} + \eta_t$$

	$(\mu_i - \mu)$	α	$(\gamma_i - \gamma)$	β	R^2
Reino Unido	0,0532 (0,0721)	0,2015 (0,1235)	-0,4536 (0,3446)	0,0207 (0,0431)	0,1062
Alemania	-0,0111 (0,0437)	0,2476 (0,1562)	0,1910 (0,2459)	0,0021 (0,0325)	0,0923
Francia	-0,0145 (0,0449)	-0,1752 (0,2772)	-0,1388 (0,3655)	0,0374 (0,0322)	0,0921
Italia	0,0407 (0,0639)	-0,2215 (0,1917)	0,1283 (0,3558)	0,0428 (0,0409)	0,0887
España	0,0091 (0,0945)	-0,1522 (0,1038)	-0,1405 (0,6626)	0,0295 (0,0709)	0,0324
Austria	-0,0530 (0,0479)	-0,1657 (0,1439)	0,3500 (0,2331)	-0,0271 (0,0377)	0,0457
Bélgica	-0,0009 (0,0859)	-0,2458 (0,2399)	-0,5552 (0,5055)	-0,0381 (0,0652)	0,0961
Dinamarca	0,0777 (0,0651)	0,2265 (0,2839)	-0,0966 (0,5139)	0,0179 (0,0485)	0,0552
Finlandia	0,0985 (0,0691)	-0,0854 (-0,1486)	-0,4753 (0,5074)	-0,0660 (0,0430)	0,1573
Grecia	-0,1800 (0,0920)	-0,3420 (0,1256)	-2,0976 (0,7870)	-0,1376 (0,0559)	0,4718
Holanda	0,0464 (0,1702)	-0,0274 (0,1489)	-0,0825 (1,0123)	-0,1599 (0,1206)	0,1392
Irlanda	0,0074 (0,1353)	0,5291 (0,1674)	0,0213 (0,8521)	-0,0229 (0,0957)	0,2994
Luxemburgo	-0,0193 (0,1648)	0,2233 (0,2507)	-0,1263 (0,6943)	0,0281 (0,1036)	0,0582
Portugal	(0,0394 0,1393)	-0,1711 (0,2014)	-0,6835 (1,0295)	-0,1044 (0,1025)	0,1125
Suecia	0,0255 (0,1161)	0,1482 (0,2938)	-0,5265 (1,0999)	-0,0743 (0,0816)	0,0912

GRÁFICO 4.10: Tipos de interés a diez años reales individuales (continua) y agregado sin Reino Unido (discontinua)

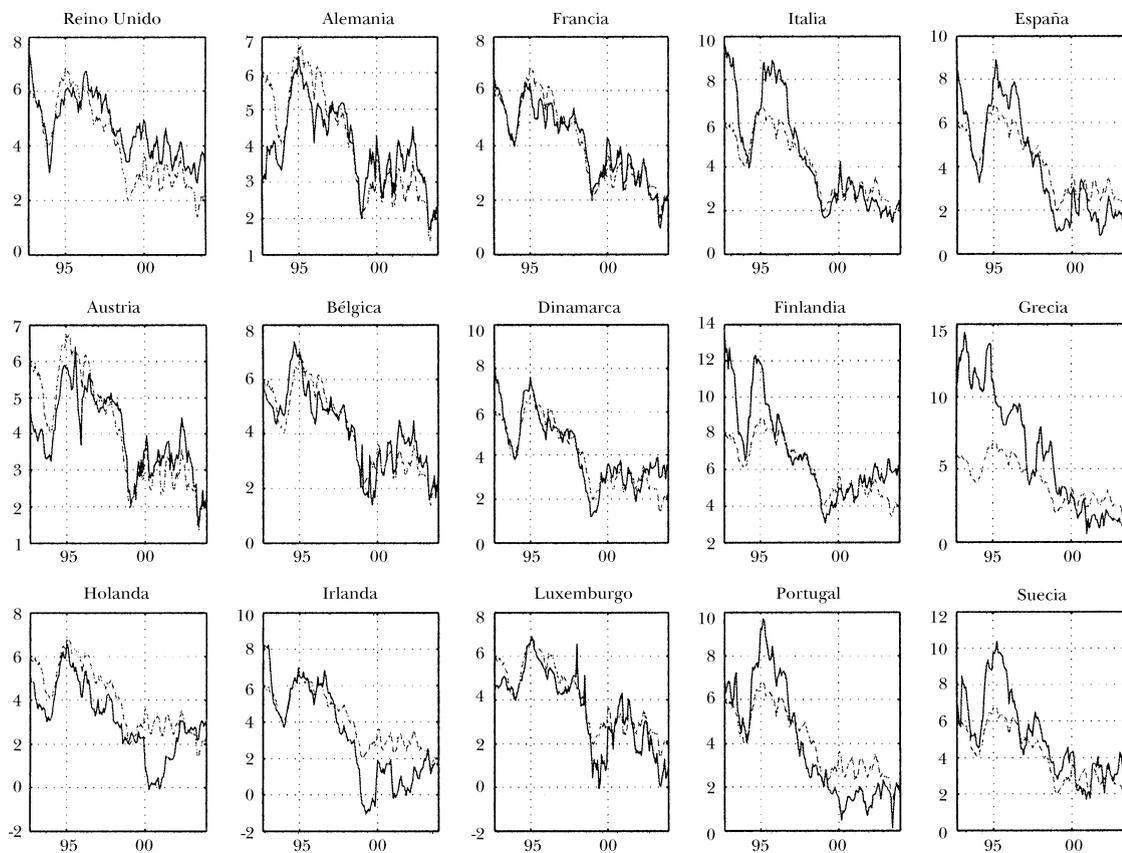
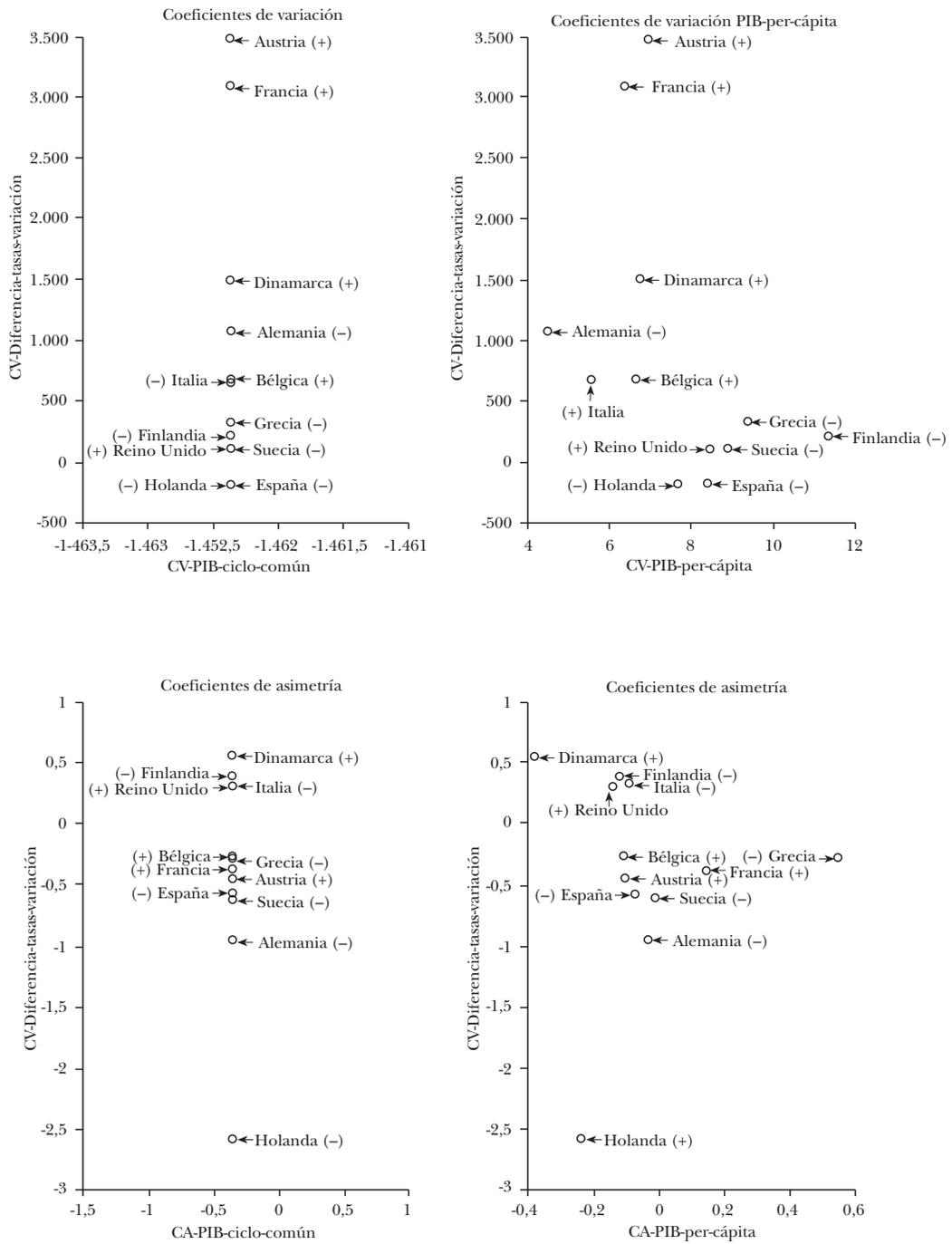


GRÁFICO 4.11: Coeficiente de variación, coeficiente de asimetría y tipos de interés a diez años reales



diferencial, del ciclo común del PIB y del PIB per cápita. Entre paréntesis consta el signo de las estimaciones de β .

El análisis conjunto de los gráficos 4.10 y 4.11 revela la falta de sintonía entre las variables financieras y de actividad real de la economía. La disminución de la distancia entre los tipos individuales y el agregado no se produce de forma uniforme, partiendo de una posición relativa superior o inferior; este hecho motiva la inconclusión de los resultados presentados.

Para concluir, y como resumen, las regresiones de las tasas diferenciales para los tipos reales a diez años no reflejan el proceso de convergencia, al igual que obtuvimos con sus análisis univariante y multivariante. Si bien en los tipos a diez años nominales encontramos convergencia, la inflación parece ser el elemento distorsionante en los tipos a diez años reales. El mercado a diez años nominal es un mercado integrado, sin embargo, el mercado de tipos a diez años es un mercado segmentado, en el que la inflación juega un papel importante.

4.1.4.3 Pendiente de la curva: diferencia a diez años menos tres meses

Los cuadros 4.14a, 4.14b y 4.14c presentan las regresiones de las tasas de crecimiento diferenciales para la pendiente de la curva (diez años menos tres meses). El cuadro 4.14a para todo el período muestral primer trimestre de 1993-tercer trimestre de 2004, el cuadro 4.14b para la submuestra primer trimestre de 1993-segundo trimestre de 1998 y el cuadro 4.14c para la segunda submuestra tercer trimestre de 1998-tercer trimestre de 2004.

El análisis del modelo multivariante en el epígrafe 4.1.3 nos ha permitido concluir sobre la existencia de convergencia aunque no plena con posterioridad a 1998 para la pendiente de la curva de tipos. Los tipos se mantenían en una banda con dispersión muy pequeña aproximadamente constante, aunque con cierta asimetría negativa creada por la existencia de varios países que no comparten la tendencia común, este hecho se refleja en el cuadro 4.14c, donde la mayoría de los coeficientes no son significativamente distintos de 0, con valores estimados para el término constante de pequeña magnitud, los valores del estadístico R^2 también son reducidos. Debemos recordar que la pendiente de la curva se descompone en tipo nominal a diez años, fijado libremente en el mercado secundario aunque considerando las expectativas del tipo a corto futuro y el tipo a tres meses del mercado monetario íntimamente ligado al tipo de descuento fijado por el Banco Central Europeo. Es decir, estamos considerando la pendiente de la curva con un vértice casi fijo y el

otro que se mueve en función de las expectativas. La convergencia encontrada para el tipo a diez años nominal se transmite a este cuadro por la no significatividad de los coeficientes estimados. Únicamente poseen cierta importancia las estimaciones correspondientes a la inercia de la tasa diferencial.

Las estimaciones con toda la muestra (cuadro 4.14a) y la primera submuestra (cuadro 4.14b), período en el que como vimos todavía no se había alcanzado el *movimiento coordinado con dispersión constante*, poseen características acordes con dicha situación. En ambas tablas observamos, en general, el mantenimiento de los signos de los coeficientes, aunque no su valor numérico. En general, nos encontramos con que no podemos explicar una parte significativa de la variación de la tasa diferencial, excepto para Reino Unido, Dinamarca, Finlandia y Portugal (particularmente en la segunda submuestra) que presentan mayores estadísticos R^2 . También tenemos que apuntar que Reino Unido posee una política monetaria propia y Portugal se encuentra en una situación de crisis endémica.

El ciclo común de los tipos posee cierta importancia, la mayoría de los coeficientes no son significativos, particularmente en la primera submuestra, con excepción de los países con elevados estadísticos R^2 , Reino Unido, Finlandia, Bélgica y Portugal. El signo de la estimación del factor cíclico común, al igual que veremos con el signo de β , no posee una relación clara con la trayectoria seguida en su aproximación (convergencia) hacia el agregado (v. gráfico 4.12).

Las estimaciones de la interacción entre las variables financieras y reales de la economía (ciclo de PIB) son únicamente significativas para Alemania y Holanda (toda la muestra y primera submuestra), Reino Unido, Dinamarca, Finlandia y Portugal en la primera parte de la muestra. Los signos son cambiantes y no existe una relación directa entre el PIB y el término constante de la regresión. Sin embargo, dado que la tasa diferencial no posee un signo constante (positivo o negativo), no podemos concluir, al igual que con los tipos a diez años nominales, cómo han influido las diferentes situaciones cíclicas sobre la convergencia, tal y como explicamos en párrafos anteriores. Esta situación queda reflejada en el gráfico 4.13, donde presentamos los coeficientes de variación y asimetría de la tasa diferencial, del ciclo común del PIB y del PIB per cápita. Entre paréntesis consta el signo de las estimaciones de β .

El análisis conjunto de los gráficos 4.12 y 4.13 revela una cierta sintonía entre las variables financieras y de actividad real de la economía, aunque no tan nítida como ocurría en los tipos nominales. La disminución de la distancia entre los tipos individuales y el agregado no se produce de

CUADRO 4.14a: Diferencial a diez años menos tres meses (tercer trimestre de 1992-tercer trimestre de 2004), n = 49

(errores estándar entre paréntesis empleando Newey-West)

$$g_{i,t} = (\mu_i - \mu) + \alpha g_{i,t-1} + (\gamma_i - \gamma) C_t + \beta C_t^{\text{PIB}} + \eta_t$$

	$(\mu_i - \mu)$	α	$(\gamma_i - \gamma)$	β	R^2
Reino Unido	-0,0539 (0,0641)	0,2832 (0,1276)	0,1156 (0,1629)	-0,1125 (0,0604)	0,3103
Alemania	0,0032 (0,0259)	-0,2620 (0,2201)	-0,0448 (0,0706)	-0,0411 (0,0177)	0,1325
Francia	0,0177 (0,0568)	-0,3164 (0,1415)	-0,0275 (0,2383)	0,0644 (0,0501)	0,1231
Italia	-0,0233 (0,0675)	0,0650 (0,1619)	0,2083 (0,3267)	-0,0028 (0,0730)	0,0218
España	0,0154 (0,0387)	0,1205 (0,1005)	-0,0279 (0,1850)	0,0536 (0,0363)	0,0771
Austria	-0,0005 (0,0181)	0,1901 (0,1078)	-0,0750 (0,0771)	-0,0113 (0,0208)	0,0719
Bélgica	-0,0141 (0,0415)	-0,0544 (0,1770)	0,2600 (0,2146)	-0,0062 (0,0289)	0,0699
Dinamarca	0,0386 (0,1011)	-0,2773 (0,1566)	0,5224 (0,3616)	0,1896 (0,1270)	0,1708
Finlandia	-0,0031 (0,0482)	0,0619 (0,1162)	0,2960 (0,1251)	-0,0892 (0,0650)	0,1863
Holanda	-0,0042 (0,0247)	0,0016 (0,2416)	-0,0714 (0,0868)	-0,0316 (0,0134)	0,0670
Irlanda	0,0276 (0,1206)	0,0361 (0,0966)	0,2192 (0,2566)	0,1526 (0,1717)	0,0364
Luxemburgo	0,0034 (0,0551)	-0,1424 (0,1689)	0,2060 (0,2417)	-0,0403 (0,0484)	0,0456
Portugal	0,0450 (0,0826)	-0,3076 (0,1652)	-0,6119 (0,2198)	-0,0449 (0,0562)	0,2187
Suecia	0,0231 (0,0825)	-0,0930 (0,1615)	0,5460 (0,4542)	0,0031 (0,0929)	0,0759

**CUADRO 4.14b: Diferencial a diez años menos tres meses (tercer trimestre de 1992-
segundo trimestre de 1998), n = 24**

(errores estándar entre paréntesis empleando Newey-West)

$$g_{i,t} = (\mu_i - \mu) + \alpha g_{i,t-1} + (\gamma_i - \gamma)C_t + \beta C_t^{\text{PIB}} + \eta_t$$

	$(\mu_i - \mu)$	α	$(\gamma_i - \gamma)$	β	R^2
Reino Unido	-0,1466 (0,1044)	-0,0167 (0,1710)	0,3527 (0,1817)	-0,2654 (0,0669)	0,5151
Alemania	0,0490 (0,0483)	-0,3348 (0,2055)	-0,0682 (0,1149)	-0,0646 (0,0233)	0,2009
Francia	0,0496 (0,1184)	-0,3545 (0,1789)	-0,0649 (0,3462)	0,1347 (0,0885)	0,1744
Italia	-0,0972 (0,1442)	0,0348 (0,1790)	0,3219 (0,5013)	-0,0263 (0,1614)	0,0319
España	0,0121 (0,0755)	0,1174 (0,1040)	-0,0602 (0,2778)	0,0885 (0,0804)	0,1040
Austria	0,0139 (0,0448)	0,1863 (0,2014)	-0,0970 (0,1373)	-0,0229 (0,0459)	0,0890
Bélgica	-0,0231 (0,1026)	-0,1021 (0,2005)	0,4413 (0,2630)	-0,0129 (0,0612)	0,1293
Dinamarca	0,0157 (0,1726)	-0,3325 (0,1747)	0,6029 (0,4944)	0,3746 (0,1775)	0,2569
Finlandia	0,0141 (0,0987)	0,0115 (0,1570)	0,4958 (0,1555)	-0,1675 (0,0835)	0,3191
Holanda	0,0228 (0,0544)	-0,0225 (0,2507)	-0,1018 (0,1534)	-0,0505 (0,0225)	0,0960
Irlanda	-0,0742 (0,2937)	0,0314 (0,1551)	0,3041 (0,5155)	0,2330 (0,3200)	0,0463
Luxemburgo	0,0265 (0,1411)	-0,2506 (0,1978)	0,3882 (0,3275)	-0,1018 (0,0763)	0,1116
Portugal	0,1171 (0,1639)	-0,3923 (0,1496)	-0,9956 (0,2828)	-0,1205 (0,0650)	0,3618
Suecia	-0,0031 (0,1781)	-0,1179 (0,1785)	0,9326 (0,7003)	-0,0388 (0,1954)	0,1527

CUADRO 4.14c: Diferencial a diez años menos tres meses (tercer trimestre de 1998-tercer trimestre de 2004), n = 25

(errores estándar entre paréntesis empleando Newey-West)

$$g_{i,t} = (\mu_i - \mu) + \alpha g_{i,t-1} + (\gamma_i - \gamma) C_t + \beta C_t^{\text{PIB}} + \eta_t$$

	$(\mu_i - \mu)$	α	$(\gamma_i - \gamma)$	β	R^2
Reino Unido	0,0098 (0,0578)	0,5250 (0,1772)	-0,0935 (0,2470)	-5,78E-05 (0,0374)	0,2351
Alemania	-0,0133 (0,0155)	0,2794 (0,1239)	0,0198 (0,0154)	-0,0100 (0,0105)	0,2189
Francia	-0,0138 (0,0127)	0,2561 (0,0865)	0,0245 (0,0203)	-0,0068 (0,0085)	0,1435
Italia	0,0205 (0,0338)	0,3555 (0,1091)	-0,0053 (0,0568)	0,0143 (0,0244)	0,2947
España	0,0101 (0,0168)	0,1943 (0,1419)	0,0242 (0,0273)	0,0131 (0,0130)	0,2170
Austria	-0,0162 (0,0155)	-0,0647 (0,1597)	-0,0587 (0,0356)	-0,0020 (0,0097)	0,1071
Bélgica	-0,0289 (0,0156)	-0,4338 (0,2480)	-0,0955 (0,0527)	-0,0090 (0,0109)	0,3059
Dinamarca	0,0072 (0,0363)	-0,2908 (0,2594)	0,3269 (0,1480)	-0,0065 (0,0244)	0,2289
Finlandia	-0,0246 (0,0163)	-0,2062 (0,1134)	-0,0471 (0,0370)	-0,0119 (0,0105)	0,2133
Holanda	-0,0261 (0,0213)	-0,0867 (0,2201)	-0,0256 (0,0498)	-0,0158 (0,0150)	0,0981
Irlanda	0,1009 (0,1003)	0,0273 (0,1001)	0,1012 (0,1704)	0,0734 (0,0690)	0,0904
Luxemburgo	-0,0072 (0,0391)	0,1889 (0,2004)	-0,0152 (0,1488)	0,0089 (0,0206)	0,0463
Portugal	0,0189 (0,0197)	0,0110 (0,1230)	0,0391 (0,0308)	0,0226 (0,0142)	0,1871
Suecia	0,0243 (0,0433)	0,1087 (0,1525)	-0,1930 (0,1652)	0,0371 (0,0267)	0,1366

GRÁFICO 4.12: Pendiente de la curva de tipos de interés a diez años menos tres meses, individuales (continua) y agregado sin Reino Unido (discontinua)

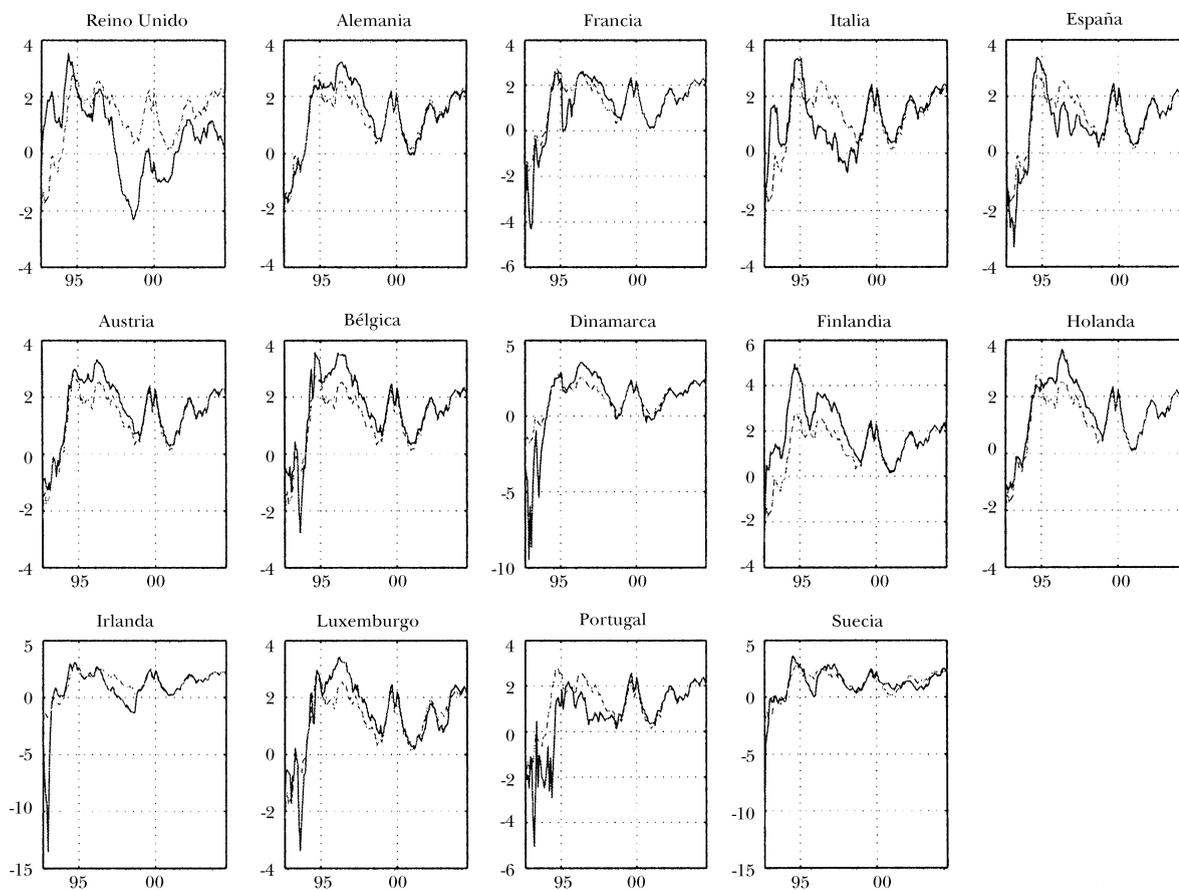
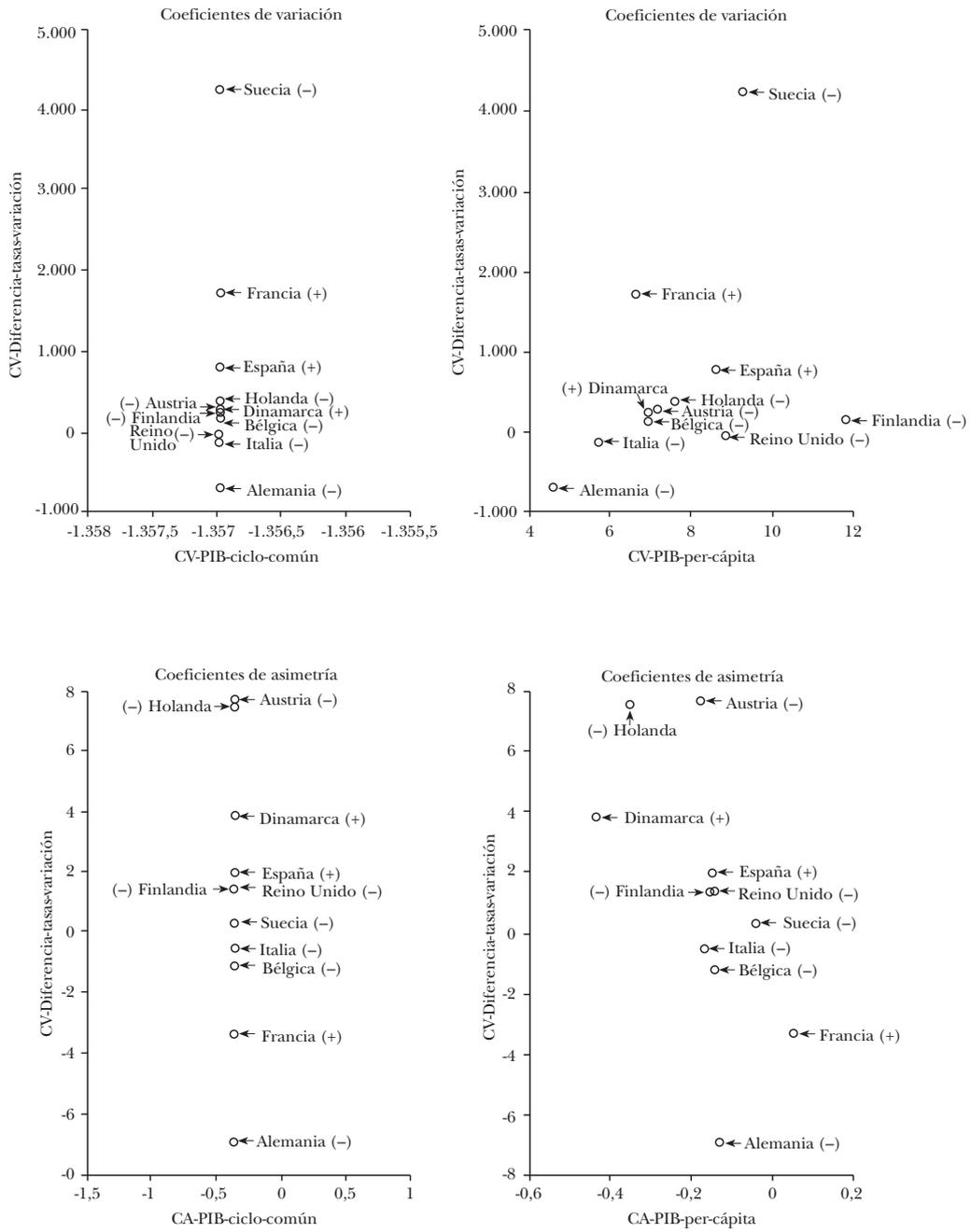


GRÁFICO 4.13: Coeficiente de variación, coeficiente de asimetría y pendiente de la curva de tipos de interés



forma uniforme, partiendo de una posición relativa superior o inferior.

Para concluir, las regresiones de las tasas diferenciales para la pendiente de la curva de tipos no reflejan el proceso de convergencia, al contrario de lo que obtuvimos con los análisis univariante y multivariante. Si bien en los tipos a diez años nominales encontramos convergencia, debemos pensar que la falta de información en las regresiones viene motivada por el tipo monetario y su *fijación* con criterios económicos que no afectan por igual a todos los países/economías. El mercado para los tipos de interés a diez años nominal presenta un elevado grado de convergencia, sin embargo, la curva de tipos de interés muestra una cierta segmentación. Otros indicadores de los mercados financieros refuerzan las conclusiones sobre la existencia de un proceso convergente. Así, la caída experimentada en la negociación de derivados sobre renta fija y depósitos bancarios en los mercados europeos constata la reducción de la volatilidad experimentada en las tasas internas de rentabilidad de los bonos y de las rentabilidades de las operaciones del mercado interbancario.

4.2. Mercados de renta variable

La convergencia en los rendimientos bursátiles es una de las áreas dentro de la convergencia financiera que más atención está recibiendo durante los últimos años. Conocer si los mercados convergen, cómo y por qué son cuestiones importantes.

La convergencia es relevante desde una perspectiva inversora a largo plazo, si las rentabilidades (monetarias o reales) de los índices bursátiles nacionales comparten una (o unas pocas) tendencias, y las desviaciones de esta tendencia son de escasa magnitud, no debería ser posible obtener ganancias en el largo plazo con la diversificación entre mercados. Este argumento, además, justificaría la existencia de fusiones entre los mercados y la promulgación de legislación europea para motivar la convergencia económica, lo cual acarrearía la convergencia y a largo plazo la desaparición del riesgo específico de los países.

Conocer la existencia de tendencia o tendencias comunes, ciclo común, ciclos específicos y las desviaciones de los mercados individuales con respecto a estas variables proporciona elementos importantes para los inversores de los mercados europeos. La descomposición anterior puede servir para formar carteras con cualquier plazo: corto, medio y largo, dependiendo de los elementos considerados (residuos, ciclo o tendencias). También puede ayudar a formar carteras con perfiles de riesgo determinados asociados a las preferencias inversoras por el riesgo: baja, media o elevada aversión por el riesgo (tendencias, ciclos o residuos).

Además, la descomposición anterior puede ayudar a entender la transmisión de perturbaciones (*shocks*) entre mercados, también denominadas en la literatura específica como *contagio*. Conocer qué país reacciona, cómo, con qué magnitud, ante noticias o acontecimientos económicos y políticos puede resultar de extrema utilidad para tomar decisiones de inversión y cubrir riesgos.

Otro hecho relevante puede provenir del comportamiento conjunto con países que actualmente no comparten la Moneda Única, pero sí integran la Unión Europea, por ejemplo, Reino Unido. El debate sobre la adopción por parte del Reino Unido del euro, y sus repercusiones en los mercados financieros, puede no ser muy importante si se comprueba que los mercados financieros en realidad ya se encuentran integrados, comparten características similares, por tanto, la integración y coordinación de políticas económicas no conllevaría grandes cambios en el comportamiento de los mercados financieros.

Otra cuestión que no trataremos en este estudio se refiere a la convergencia e integración entre compañías del mismo sector o incluso sectores. Puede que no exista integración entre índices bursátiles debido a la presencia de compañías locales/nacionales que reciben poca influencia de mercados exteriores. Sin embargo, en todos los índices considerados, existen compañías con importante presencia internacional, sometidas a una fuerte competencia con otras firmas extranjeras. Además de su riesgo idiosincrásico, es de suponer que existen características comunes entre todas estas empresas ²⁹.

El esquema de trabajo que a continuación se presenta es similar al seguido en los mercados de renta fija. Comenzamos describiendo las características estadísticas de los mercados ³⁰. A continuación, presentamos la estimación de modelo multivariante. Por último, se estudian los modelos de las tasas de crecimiento diferencial.

4.2.1 Análisis descriptivo

Los datos correspondientes a los rendimientos bursátiles estudiados están compuestos por los índices representativos de cada una de las siguientes

29. Las premisas anteriores hacen que el estudio presentado en este epígrafe deba considerarse como el comienzo de lo que podría ser un programa de investigación autónomo. Entre las posibles extensiones destacan la consideración de datos reales (descontando la inflación), la utilización de frecuencias muestrales superiores (diarias, semanales), la consideración del volumen negociado en los distintos mercados, etc.

30. También aquí el análisis univariante no se realiza debido a su redundancia con el análisis multivariante, tal y como se comprobó en los mercados de renta fija.

plazas financieras: Reino Unido (FTSE100), Alemania (Dax Xetra), Francia (CAC 40), Italia (MIB 30), España (IBEX 35), Austria (ATX), Bélgica (BFX), Dinamarca (KFX), Holanda (AEX), Portugal (PSI20) y, como referencia, para el área euro se ha tomado el Eurostoxx 50.

Dado que los datos iniciales poseen periodicidad diaria o mensual, con el fin de compatibilizar los resultados con los obtenidos en los mercados de renta fija, el estudio de los rendimientos bursátiles lo realizamos para periodicidades similares. Por tanto, en primer lugar, transformamos los datos diarios calculando medias mensuales, y en segundo lugar, calculamos las tasas interanuales como $100 \cdot \log(y_{t-1}/y_{t-12})$. El período estudiado comprende desde octubre de 1996 hasta junio de 2004 (en total 93 observaciones).

El análisis descriptivo de la base de datos presenta la evolución de la media, desviación típica y coeficiente de asimetría para todos los países en cada momento del tiempo (gráfico 4.14 y cuadro 4.15), estudio de la evolución en sección cruzada de los distintos estadísticos con el fin de conocer alguna de las pautas de comportamiento del proceso convergente. La disminución progresiva de las medias hasta finales del año 2002 queda reflejada en los gráficos. Al contrario de lo que ocurrió en los mercados de renta fija, no parece existir un cambio estructural en 1998, sin embargo, parece como si los mercados *aplaudieran* la fijación de tipos de cambio irrevocables con respecto al euro y su puesta en circulación, período con mayor rentabilidad interanual. Con posterioridad, los mercados entraron en una fase depresiva, que finaliza en el año 2002. Se pasa de una rentabilidad media de aproximadamente el 47,18 al $-46,69\%$ ³¹. La desviación típica de las rentabilidades parece haber seguido un proceso *estacionario* en media, salvo el comienzo del año 2000 (el denominado *efecto 2000*, la burbuja tecnológica y crisis de los mercados de deuda en Rusia), y el comienzo del año 2003 (crisis de confianza en los sistemas financieros debido a las revisiones contables de Enron, WorldCom, Citigroup, JPMorgan-Chase y a la publicación de la Contabilidad Nacional Alemana correspondiente a 2002 con un mínimo crecimiento del 0,2% y un déficit público del 3,7% sobre el PIB); banda de fluctuación de aproximadamente cinco puntos porcentuales.

El *efecto 2000* supone un cambio estructural en el coeficiente de asimetría, con anterioridad a esta fecha observamos que existen más plazas bursátiles con rentabilidades inferiores a la media, sin embargo, con

31. Debido a un comportamiento anómalo del índice AEX (Holanda) durante 1999, decidimos realizar un análisis de intervención para dicho período.

CUADRO 4.15: Estadísticos descriptivos en sección cruzada de los rendimientos bursátiles interanuales.

		Rendimientos interanuales
Media	Máximo	47,1848
	Mínimo	-46,6953
Desviación típica	Máximo	21,1616
	Mínimo	5,6866
Coeficiente de asimetría	Máximo	1,8192
	Mínimo	-1,3607

posterioridad, la situación se invierte; predominan las rentabilidades superiores a la media.

Como conclusión al análisis descriptivo observamos una disminución de las rentabilidades medias, pero no de su dispersión, con un cambio en la situación relativa en rentabilidades alrededor del valor medio en el año 2000 ³².

4.2.2 Análisis multivariante

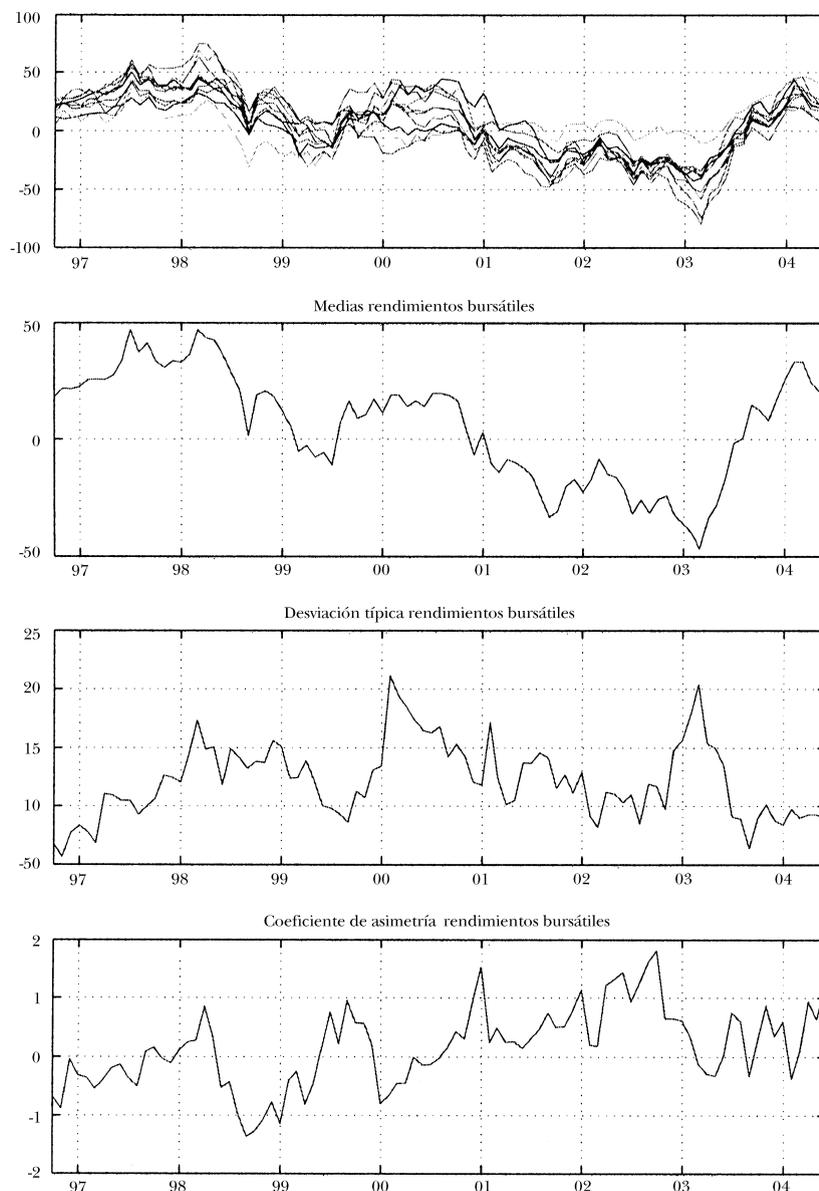
En este epígrafe presentamos los resultados de las estimaciones de los modelos multivariantes para el conjunto de países ³³. La estimación del modelo multivariante de Tendencia Cíclica con factor cíclico común para toda la muestra se presenta en el cuadro 4.16 y en los gráficos correspondientes a las tendencias, las medias de las tendencias, ciclo común y desviación típica de los residuos se presentan en el gráfico 4.15.

Los resultados de las estimaciones empleando toda la muestra (cuadro 4.16) indican la significatividad de todas las cargas factoriales, es decir, todas las series comparten una dinámica cíclica común estacionaria. Sin embargo, la importancia del ruido presente en estas series ha impedido estimar un factor común *suave*, tal y como se representa en el gráfico 4.15, a diferencia de lo que ocurría en las series de tipos de interés. La no significatividad del parámetro autorregresivo del factor cíclico común compartido, factor próximo a un ruido blanco, resulta coherente

32. Un análisis preliminar efectuado con tasas de rendimientos en términos reales, proporciona conclusiones similares.

33. Los resultados del análisis univariante no se presentan porque no añaden información con respecto a los modelos multivariantes.

GRÁFICO 4.14: Rendimientos bursátiles interanuales (octubre de 1996-junio de 2004)



con otros estudios que concluyen que los modelos de camino aleatorio son muy adecuados para representar los índices bursátiles. Las desviaciones con respecto a estos caminos aleatorios podrían ser relevantes en la formación de expectativas acerca del comportamiento futuro.

La presencia de ruido también se manifiesta en las estimaciones de las tendencias. La obtención de *tendencias suaves* cuando existe mucho ruido en las series es bastante complicada; además implica que las estimaciones de los cocientes entre varianzas (*nvr's*) sean muy elevadas. La evolución conjunta de las tendencias y las estimaciones de los parámetros de deriva no indican la presencia de comportamientos de acercamiento/alejamiento. No se manifiestan características de mayor integración a lo largo del período considerado. Las series originales y sus tendencias se *mueven* dentro de una banda de fluctuación entre el 10 y 15%, excepto al comienzo de la muestra hasta alcanzar 1998, principios del año 2000 y finales de 2002, al contrario de lo que ocurría con los tipos de interés.

Otro hecho significativo es la importancia de componentes específicos autorregresivos en todas las series analizadas. Este hecho podría aprovecharse para intentar mejorar las predicciones de los índices individuales obtenidas con modelos univariantes.

Por último, las desviaciones típicas de los residuos a lo largo del tiempo de los componentes específicos, representadas en el gráfico 4.15³⁴, muestran una oscilación aproximada de dos puntos porcentuales, salvo para el período 1998-2001. La reducción de la dispersión de los componentes específicos durante los últimos años, con vuelta a un patrón similar al del inicio de la muestra, puede indicar que los mercados han asumido el proceso de implantación del euro, desapareciendo las incertidumbres asociadas a su implantación.

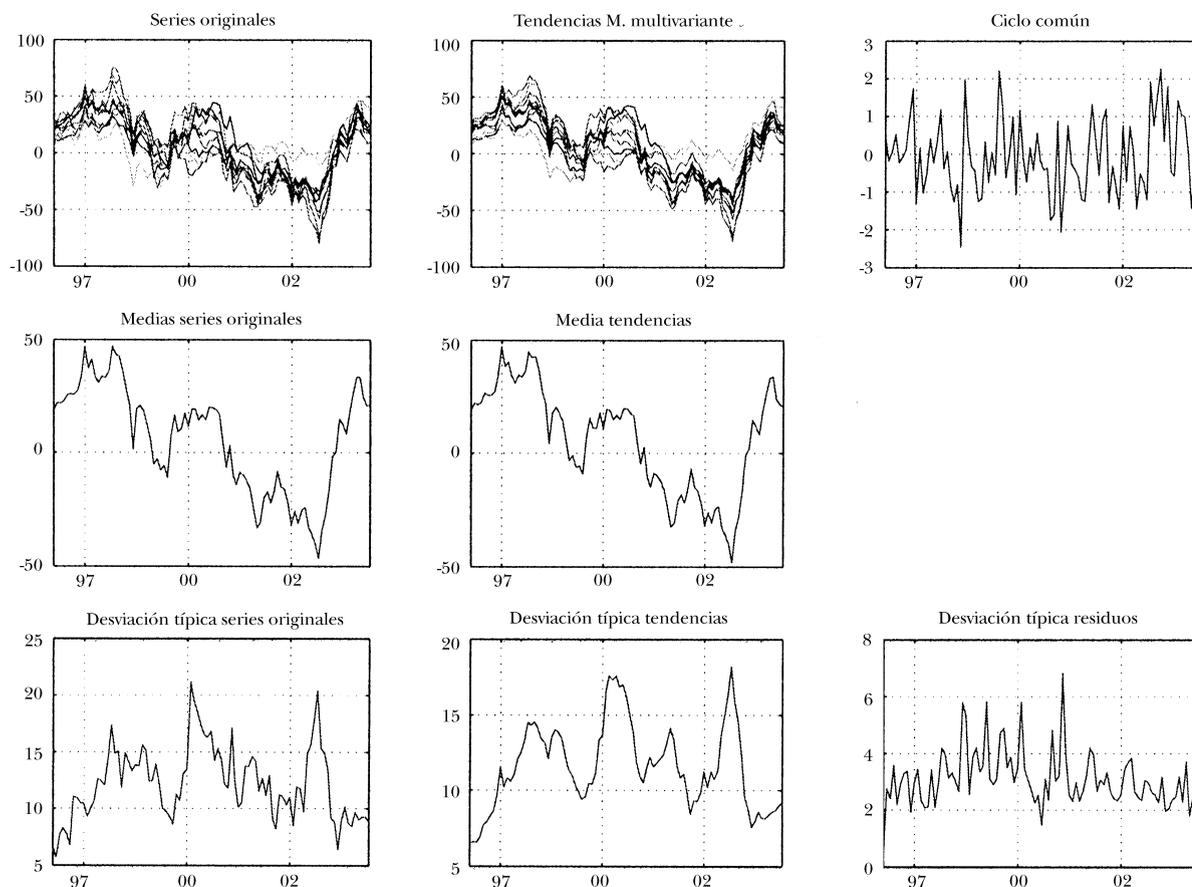
Como conclusión, a modo de resumen, el análisis de las estimaciones para los rendimientos bursátiles interanuales no parece que muestre la existencia de un proceso integrador más intenso. No se manifiesta una mayor convergencia *beta* o *sigma*. No se observa una convergencia hacia un único valor, los distintos índices fluctúan con una dispersión aproximadamente constante, únicamente modificada con los acontecimientos relacionados con la introducción del euro y su puesta en funcionamiento, crisis del año 2000 y otros hechos relevantes.

34. Este gráfico se ha obtenido al restar a cada serie original el factor cíclico común multiplicado por su carga factorial (por lo que dicha desviación excluye la debida a las diferencias en las cargas). Estarían incluidos como específicos, por tanto, los factores cíclicos específicos, las diferencias en las derivas (de resultar éstas cambiantes inducirían variaciones en la desviación típica calculada) y los ruidos de la ecuación de observación.

CUADRO 4.16: Modelo de factor cíclico común para los rendimientos bursátiles interanuales $100*\log(y_i / y_{t-12})$ (octubre de 1996-junio de 2004) (93 observaciones)

Cargas factoriales: γ_i	FTSE 100 (Reino Unido)	Dax Xetra (Alemania)	CAC 40 (Francia)	MIB 30 (Italia)	IBEX 35 (España)	ATX (Austria)
	4,6717 (0,4419)	9,4414 (0,7657)	8,0830 (0,6332)	7,4486 (0,7214)	7,1875 (0,7050)	5,0154 (0,5969)
	BFX (Bélgica)	KFX (Dinamarca)	AEX (Holanda)	PSI 20 (Portugal)	EuroStoxx50 (UEM)	
	5,7611 (0,5941)	6,4665 (0,6399)	8,5614 (0,6747)	7,3380 (0,7619)	6,5774 (0,6689)	
Derivas de las tendencias: μ_i	FTSE 100 (Reino Unido)	Dax Xetra (Alemania)	CAC 40 (Francia)	MIB 30 (Italia)	IBEX 35 (España)	ATX (Austria)
	0,0751 (0,3040)	0,4968 (0,4704)	0,5964 (0,4097)	1,3686 (0,9347)	0,3267 (0,4513)	0,2539 (0,6327)
	BFX (Bélgica)	KFX (Dinamarca)	AEX (Holanda)	PSI 20 (Portugal)	EuroStoxx50 (UEM)	
	0,0000 (0,0009)	0,3264 (0,5797)	0,3694 (0,3796)	1,0419 (0,8144)	0,2878 (0,3847)	
Autorregresivos de los componentes específicos: ψ_i	FTSE 100 (Reino Unido)	Dax Xetra (Alemania)	CAC 40 (Francia)	MIB 30 (Italia)	IBEX 35 (España)	ATX (Austria)
	0,7092 (0,0803)	0,6807 (0,0892)	0,6268 (0,1132)	0,8817 (0,0647)	0,7257 (0,0915)	0,8455 (0,0639)
	BFX (Bélgica)	KFX (Dinamarca)	AEX (Holanda)	PSI 20 (Portugal)	EuroStoxx50 (UEM)	
	0,8924 (0,0457)	0,8358 (0,0660)	0,6247 (0,1211)	0,8734 (0,0582)	0,6235 (0,1187)	
Ratios varianza ruido inversos: nr_i^{-1}	FTSE 100 (Reino Unido)	Dax Xetra (Alemania)	CAC 40 (Francia)	MIB 30 (Italia)	IBEX 35 (España)	ATX (Austria)
	5,1193 (1,0052)	6,9906 (1,7059)	1,7644 (0,6251)	14,3367 (2,6835)	20,3196 (3,7005)	18,5372 (3,2029)
	BFX (Bélgica)	KFX (Dinamarca)	AEX (Holanda)	PSI 20 (Portugal)	EuroStoxx50 (UEM)	
	12,4106 (2,4166)	13,1460 (2,3439)	2,9529 (0,8956)	27,0219 (4,8848)	13,4043 (2,3588)	
Autorregresivos del factor cíclico común	$\varphi_1: 0,0957 (0,1010)$					

GRÁFICO 4.15: Rendimientos bursátiles interanuales, tendencias, ciclos y residuos (octubre de 1996-junio de 2004)



4.2.3 Tasas de crecimiento diferencial

Al igual que en el epígrafe 4.1.4, correspondiente a los mercados de renta fija, a continuación presentamos las regresiones de las diferencias de las tasas de crecimiento sobre los componentes cíclicos (específicos y comunes) y el componente cíclico del PIB ³⁵ (epígrafe 2.3). Nótese que se incluye el componente cíclico específico de cada país debido a su importancia en el análisis multivariante.

Por consiguiente, una vez más, la ecuación empleada para estimar la importancia de cada componente es una particularización de la expuesta en el epígrafe 2.3.

$$g_{it} = (\mu_i - \mu) + \alpha g_{i,t-1} + (\gamma_i - \gamma)C_t + \delta C_t^i + \beta C_t^{PIB} + \eta_t \quad (4.2)$$

Donde g_{it} es la tasa de crecimiento diferencial de la variable/país individual considerada (i) con respecto a la variable agregada, C_t representa el ciclo común, C_t^i representa el ciclo específico de la variable estudiada y C_t^{PIB} es el ciclo del PIB de los países que componen la muestra. Debido a la diferente periodicidad de los datos que poseemos, hemos calculado la media trimestral de las variables con frecuencia mensual para estimar las regresiones.

Debemos recordar que el término constante de la regresión representa la convergencia a largo plazo de la diferencia entre tasas, es decir, cómo convergen y divergen éstas. El coeficiente α nos indica la inercia o autocorrelación que posee la diferencia de tasas. El coeficiente asociado al ciclo común $(\gamma_i - \gamma)$ mide la importancia del ciclo común mediante la diferencia entre cargas factoriales (individual y de la variable agregada). El coeficiente asociado al ciclo específico δ mide la importancia de éste. Por último, β nos indicará la importancia del ciclo común del PIB sobre la tasa diferencial; es decir, cómo influye la actividad económica sobre la convergencia/divergencia con el paso del tiempo. Hay que fijarse en que si nos referimos a la convergencia como un proceso a *largo plazo*, los coeficientes α , $(\gamma_i - \gamma)$, δ y β poseen interpretación de efectos transitorios sobre el proceso convergente, mientras que el término constante recoge el efecto a largo plazo.

Al igual que en la exposición de los tipos de interés, si existe convergencia uniforme entre la variable individual y la agregada, esperamos una cierta relación entre los signos de la constante y β .

El cuadro 4.17 presenta las estimaciones de la ecuación (4.2)

35. Una posible alternativa al ciclo del PIB es el ciclo de la curva de tipos de interés.

considerando todo el período muestral (cuarto trimestre de 1996-segundo trimestre de 2004). El gráfico 4.16 muestra las posiciones relativas entre la variable agregada y los índices individuales a lo largo del tiempo para los países en la muestra. Una primera observación nos indica la ausencia de lo que hemos denominado convergencia uniforme entre las variables individuales y el agregado (las estimaciones de β no son significativas). Este hecho es posible que no permita aceptar una relación entre el PIB y la tasa diferencial, tal y como ocurría en algunos tipos de interés. Esta situación se observa en el cuadro 4.17 ³⁶.

Un hecho novedoso con respecto a lo observado en los tipos de interés es la importancia de la variable endógena retardada a través de un proceso autorregresivo de orden 1 con coeficiente negativo. Además, los estadísticos R^2 indican grados de ajuste elevados y, por tanto, abriendo la posibilidad de realizar predicciones con el modelo.

El ciclo común influye en la tasa diferencial en varios de los mercados más importantes con un coeficiente significativamente distinto de 0: Reino Unido, Alemania, España, Austria, Bélgica y Dinamarca. Hay que tener en cuenta que, con la excepción de Alemania, Francia y Holanda que poseen signos positivos, el resto son negativos. Es decir, acorde con la ecuación (4.2) la carga factorial de estos tres países es mayor que la común; son países con mas *autonomía* con respecto al ciclo común. Es decir, si intentáramos plantear una estrategia de negociación teniendo en cuenta este resultado, deberíamos distinguir los países que están más próximos al comportamiento del ciclo común del resto de ellos.

Por último, de acuerdo con los resultados del modelo multivariante, hay que destacar la importante presencia de los ciclos específicos en todas las regresiones. El signo positivo indica, tal y como cabría esperar, la divergencia entre tasas de crecimiento que producen los componentes específicos.

Las regresiones de la tasa de crecimiento diferencial no nos proporcionan una guía de la influencia de la economía real en las rentabilidades de los mercados de renta variable; sin embargo, podemos concluir acerca de la importancia relativa del ciclo común para los distintos países y su grado de *autonomía* con respecto al mismo.

36. El escaso grado de colinealidad entre los regresores facilita la interpretación individual de la contribución de cada componente.

CUADRO 4.17: Estimación de los modelos de crecimiento diferencial para los rendimientos bursátiles interanuales (cuarto trimestre de 1996-segundo trimestre de 2004) (31 observaciones) ¹

	$\mu_i - \mu_j$	$g_{i,t-1}$	Ciclo común	Ciclo PIB	Ciclo específico	R^2
FTSE 100 (Reino Unido)	-1,4337 (1,0118)	-0,4215 (0,1517)	-7,8273 (1,8181)	-0,2152 (0,5899)	4,7919 (1,2351)	0,6237
Dax Xetra (Alemania)	-0,0361 (0,8259)	-0,4426 (0,1264)	4,7058 (2,0823)	0,2261 (0,6482)	4,9985 (1,2870)	0,6253
CAC 40 (Francia)	0,6544 (0,6372)	-0,1620 (0,1152)	1,4262 (1,7345)	-0,1348 (0,4876)	4,3603 (0,6324)	0,5702
MIB 30 (Italia)	2,9406 (0,5488)	-0,4096 (0,0960)	-0,9990 (1,7146)	-0,0080 (0,4661)	3,4103 (0,5052)	0,6457
IBEX 35 (España)	-0,6994 (0,6487)	-0,3333 (0,1638)	-4,1567 (2,1113)	-0,6389 (0,4848)	2,5285 (0,9325)	0,5780
ATX (Austria)	-0,7932 (1,3352)	-0,6506 (0,1634)	-7,2869 (1,7252)	-0,3125 (0,5878)	5,1391 (1,2076)	0,6866
BFX (Bélgica)	-2,1593 (1,1557)	-0,5683 (0,1206)	-4,7845 (1,7284)	0,3264 (0,7723)	5,4867 (0,5303)	0,8002
KFX (Dinamarca)	-0,4763 (0,8322)	-0,4413 (0,1124)	-4,0130 (1,9944)	0,1771 (0,6560)	3,7617 (0,5546)	0,6340
AEX (Holanda)	-0,4314 (0,7588)	-0,5640 (0,1097)	3,0473 (2,2487)	0,3278 (0,4904)	5,1606 (0,5388)	0,6306
PSI 20 (Portugal)	1,9463 (0,4933)	-0,6253 (0,0855)	-1,9640 (1,5686)	-0,1702 (0,4173)	3,6024 (0,3669)	0,7500
EuroStoxx50 (UEM)	-0,8534 (0,7921)	-0,5398 (0,0722)	-3,8887 (2,3667)	-0,4435 (0,5437)	6,5531 (1,9569)	0,6245

¹ Los errores estándar se han estimado de manera consistente mediante el estimador de Newey-West.

GRÁFICO 4.16: Rendimientos bursátiles interanuales, individuales (continua) y agregado (discontinua)

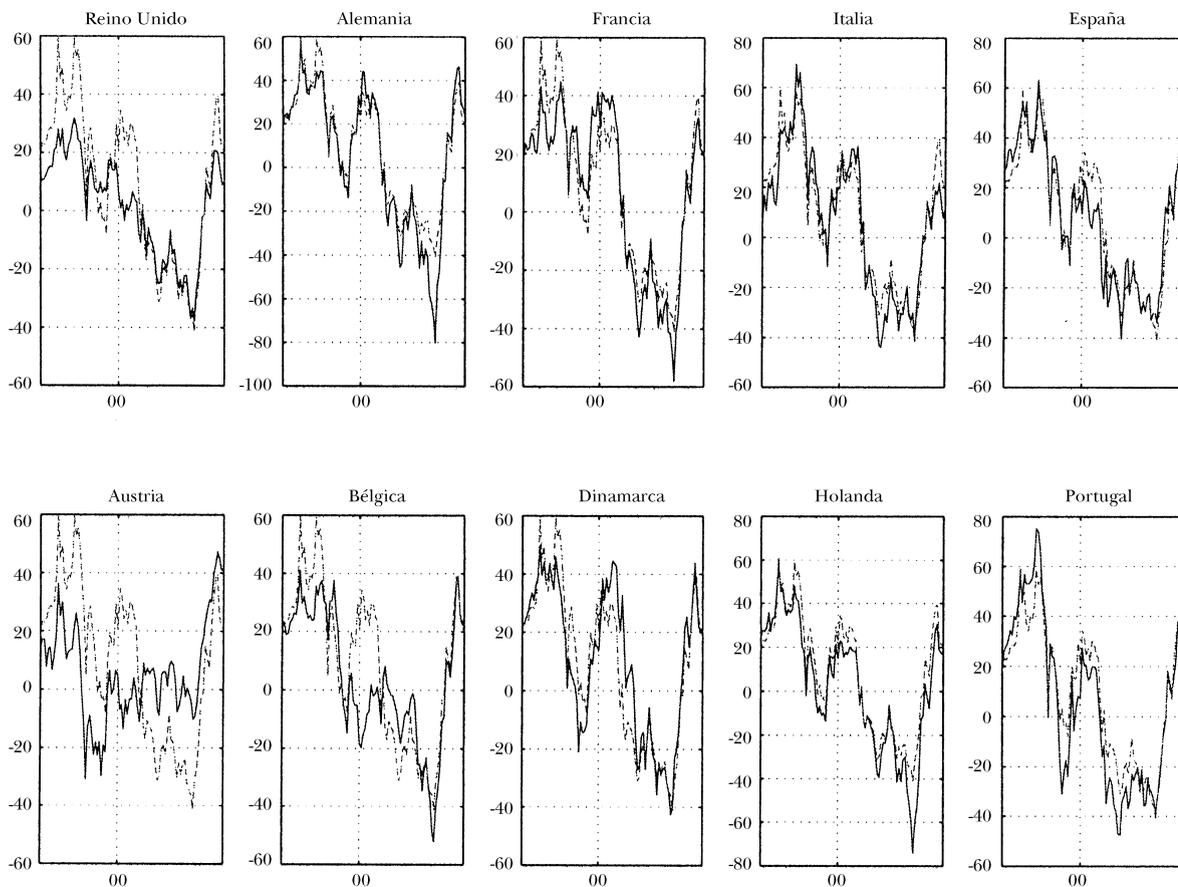
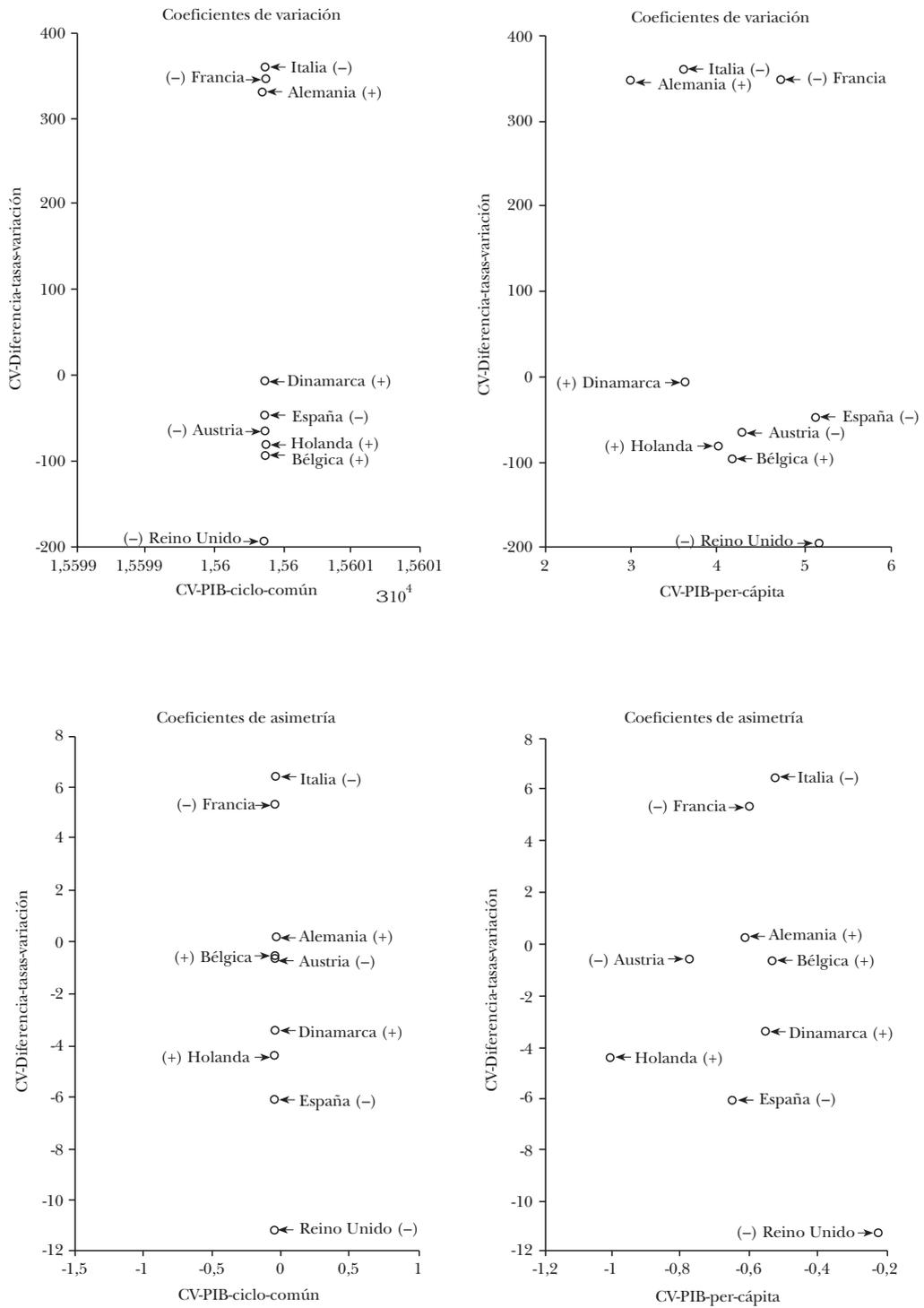


GRÁFICO 4.17: Coeficiente de variación, coeficiente de asimetría y rendimientos bursátiles interanuales



5. Conclusiones

EN el presente documento se han analizado los procesos de convergencia e integración de los mercados financieros de renta fija y renta variable en la Unión Europea (UE-15). Las técnicas cuantitativas empleadas son modelos de componentes no observables de tendencia-ciclo (univariantes y multivariantes) y un modelo causal entre las tasas de variación de la serie considerada y otra relativa a un agregado o referencia. La influencia de los ciclos económicos en el proceso convergente ha recibido una atención destacada. La base de datos está compuesta por las rentabilidades de la deuda pública a diez años, tipos de interés del mercado monetario a tres meses, índices bursátiles nacionales y tasas de inflación interanuales, para el período comprendido entre 1993 y 2004, datos mensuales. Para el producto interior bruto (PIB) se han empleado datos trimestrales.

La existencia de un proceso convergente con anterioridad a 1998 queda patente en todos los mercados de renta fija: deuda pública nominal, real y pendiente de la curva (diez años menos tres meses); con posterioridad al tercer trimestre de 1998 (en el que se fijan los tipos de cambio irrevocables con él) encontramos un comportamiento diferente en la dinámica del proceso. Los tipos nominales y la pendiente de la curva convergen en media y varianza, sin embargo, los tipos reales se mueven en sintonía dentro de una banda con dispersión aproximadamente constante. Este comportamiento diferencial de los tipos reales viene motivado por las tasas de inflación. El ciclo económico (PIB) ha impulsado la convergencia entre los tipos de interés nominales de deuda pública. Se han aprovechado las épocas de auge de la economía para acelerar la convergencia de tipos de interés nominales. Este efecto no se observa en los tipos reales ni en la pendiente de la curva.

Los rendimientos bursátiles interanuales muestran una dinámica compartida, aunque no de convergencia durante todo el período estudiado. No se observa una influencia sistemática del ciclo económico del PIB sobre el proceso dinámico.

Apéndice: Modelización de la inflación

A diferencia de lo sucedido con los tipos de interés a largo plazo, las tasas de inflación presentan un grado de convergencia menor, lo que ha impedido que los tipos de interés reales, tal como hemos analizado previamente, no hayan alcanzado un nivel de convergencia equiparable a los nominales.

Examinando los resultados de las estimaciones del modelo multivariante de Tendencia Cíclica para las tasas de inflación (cuadro A.1) en todo el período considerado, destaca la no significatividad del componente cíclico común estimado en Reino Unido, Alemania, Dinamarca, Grecia, Holanda, Irlanda, Portugal y Suecia. Es decir, las variaciones de la inflación en estas economías no han seguido el mismo patrón de comportamiento de las restantes. Por ello la dinámica relevante es la de los componentes autorregresivos específicos. Donde este último tampoco ha sido significativo (Alemania y Dinamarca) cabe hablar de variación específica sin variación sistemática, es decir, ruido blanco.

Las restantes economías que sí comparten un factor cíclico común significativo (carga factorial significativa) son Francia, Italia, España, Austria, Bélgica, Finlandia y Luxemburgo. De estas últimas no cuentan con variación de tipo específico Francia, España y Austria. Para Italia, esta variación específica resulta débil. Por el contrario existe un componente de variación de la inflación específico, añadido al común en Bélgica, Finlandia y Luxemburgo.

En lo referido al comportamiento de las derivas, o crecimiento tendencial, en buena parte de las economías ha predominado una inflación con tendencia a reducirse a lo largo del horizonte temporal considerado (signo negativo en las derivas). No obstante, si observamos la significatividad de las derivas estimadas, sólo Grecia y Portugal han reducido la inflación de modo persistente. En el resto, la combinación de períodos de descensos con aumentos, o bien de estabilidad de la inflación, da lugar a derivas no significativas.

En el gráfico A.1 cabe distinguir además dos períodos, el previo a la fijación de los tipos de cambio irrevocables del euro en 1998 y posteriormente. Se ponen así de manifiesto las políticas de convergencia nominal que obligaban a las economías que se fueran a integrar en el euro a que sus tasas de inflación no superaran en 1,5 puntos porcentuales la inflación media de las tres economías con menor inflación. Previamente a esa fecha (examen de convergencia) las tasas de inflación se reducen, aunque resulta más evidente la reducción de la dispersión de las tasas de inflación que la reducción de su nivel. Desde 1999 es evidente una relajación que eleva las tasas de inflación e incrementa la dispersión. Esta última permanece estable en el intervalo de variación de los cuatro puntos.

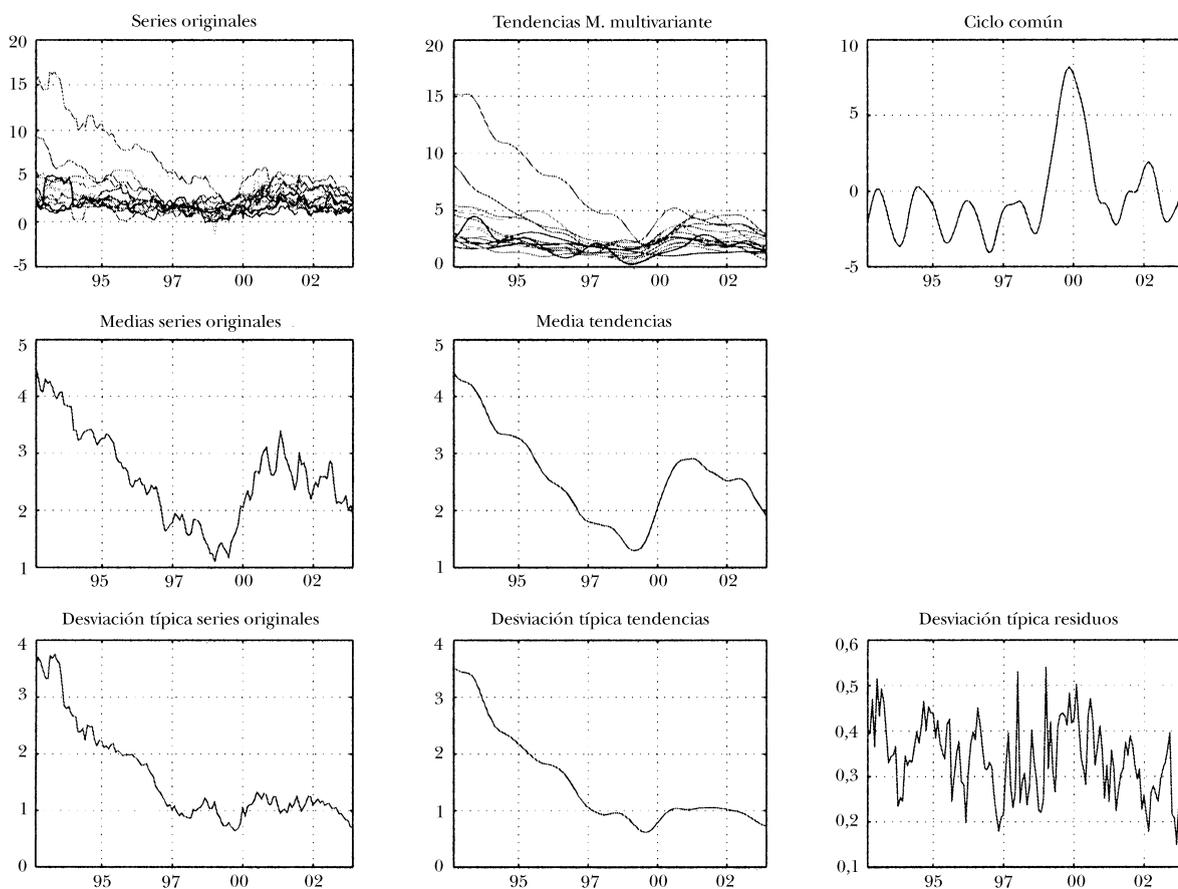
En resumen, salvo la reducción sistemática, hasta 1998, de las tasas de inflación de las economías que partían de niveles históricamente más elevados, las tasas de inflación no muestran un proceso de convergencia tan evidente como el que hemos analizado para los tipos de interés nominales. Desde 1999 la dispersión de las tasas ha permanecido estable en una banda. Este hecho impide una convergencia de los tipos de interés reales equiparable a la registrada en los nominales. La dispersión de los tipos reales se encuentra entonces plenamente relacionada con la de las tasas de inflación.

CUADRO A.1: Modelo de factor cíclico común para las tasas de inflación anuales (septiembre de 1992-diciembre de 2003) (136 observaciones) ¹

Cargas factoriales: γ_i	Reino Unido	Alemania	Francia	Italia	España	Austria	Bélgica	Dinamarca
	0,0015 (0,0075)	0,0187 (0,0244)	0,0131 (0,0033)	0,0134 (0,0079)	0,0227 (0,0180)	0,0199 (0,0037)	0,0146 (0,0069)	0,0077 (0,0090)
	Finlandia	Grecia	Holanda	Irlanda	Luxemburgo	Portugal	Suecia	
	0,0182 (0,0077)	0,0325 (0,1158)	0,0034 (0,2841)	0,0228 (0,0987)	0,0284 (0,0089)	0,0124 (0,0124)	0,0158 (0,0133)	
Derivas de las tendencias: μ_i	Reino Unido	Alemania	Francia	Italia	España	Austria	Bélgica	Dinamarca
	-0,0165 (0,0162)	-0,0196 (0,0180)	0,0017 (0,0106)	-0,0184 (0,0193)	-0,0127 (0,0182)	-0,0107 (0,0160)	-0,0018 (0,0135)	-0,0049 (0,0136)
	Finlandia	Grecia	Holanda	Irlanda	Luxemburgo	Portugal	Suecia	
	-0,0235 (0,0377)	-0,0860 (0,0380)	-0,0160 (0,0293)	-0,0019 (0,0303)	0,0090 (0,4770)	-0,0417 (0,0278)	-0,0107 (0,1494)	
Autorregresivos de los componentes específicos: ψ_i	Reino Unido	Alemania	Francia	Italia	España	Austria	Bélgica	Dinamarca
	0,8147 (0,2190)	n.s.	n.s.	0,7373 (0,4594)	n.s.	n.s.	0,3962 (1,2064)	0,7254 (0,4213)
	Finlandia	Grecia	Holanda	Irlanda	Luxemburgo	Portugal	Suecia	
	0,9683 (0,0546)	0,6650 (0,1954)	0,8506 (0,3439)	0,7571 (0,0034)	0,7562 (0,5334)	0,7118 (0,1852)	0,6442 (0,1588)	
Ratios varianza ruido: νr_i	Reino Unido	Alemania	Francia	Italia	España	Austria	Bélgica	Dinamarca
	0,0015 (0,0029)	0,0130 (0,0126)	0,0 (0,0)	0,0032 (0,0038)	0,0 (0,0)	0,0 (0,0)	0,0019 (0,0070)	0,0016 (0,0009)
	Finlandia	Grecia	Holanda	Irlanda	Luxemburgo	Portugal	Suecia	
	0,0002 (0,0002)	0,0144 (0,0143)	0,0032 (0,0025)	0,0060 (0,0032)	0,0021 (0,0039)	0,0084 (0,0086)	0,0195 (0,0111)	
Autorregresivos del factor cíclico común	φ_1 : 1,3782 (0,0003)							
	φ_2 : -0,4748 (0,0003)							

¹ La tasa de inflación anual se ha calculado con los índices de precios de consumo nacionales hasta diciembre de 1995 (OCDE), y para Austria hasta diciembre de 1996. Para Irlanda se ha mensualizado el dato, originalmente trimestral, mediante un interpolado lineal. Desde esa fecha, para todos los países, se ha calculado la tasa de inflación a partir de los índices armonizados de precios de consumo (Eurostat).

GRÁFICO A.1: Inflación, tendencias, ciclos, residuos (septiembre de 1992-diciembre de 2003)



Bibliografía

- ADAM, K., T. JAPPELLI, M. PADULA, A. MENICHINI y M. PAGANO (2002): *Study to Analyze, Compare and Apply Alternative Indicators and Monitoring Methodologies to Measure the Evolution of Capital Market Integration in the European Union*, Bruselas, Commission of the European Communities, Internal Market Directorate General.
- ADJAOUTÉ, K., L. BOTTAZZI, J.-P. DANTHINE, A. FISHER, R. HAMAUI, R. PORTES y M. WICKENS (2000): "EMU and Portfolio Adjustment", *CEPR Policy Paper*, 5.
- AGGARWAL, R., B. M. LCEY y C. MUCKLEY (2003): *Dynamics of Equity Market Integration in Europe: Evidence of Changes Over Time and With Events*, Kent State University, Documento de Trabajo.
- ANG, A. y G. BEKAERT (2002): "International Asset Allocation with Regime Shifts", *Review of Financial Studies*, 15, 1137-1187.
- ARESTIS, P., P. DEMETRIADES y K. LUNITEL (2001): "Financial Development and Economic Growth: The Role of Stock Markets", *Journal of Money, Credit and Banking*, 33(1), 16-41.
- ATTFIELD, C. L. F. (2003): "Structural Breaks and Convergence in Output Growth in the EU", *Bristol Economics Discussion Papers*, 03/544, Department of Economics, University of Bristol, UK.
- BARRO, R. (1991): "Economic Growth in a Cross Section of Countries", *Quarterly Journal of Economics*, 106, 407-443.
- y X. SALA-I-MARTIN (1991): "Convergence Across States and Regions", *Bookings Papers on Economic Activity*, 1 (abril), 107-182.
- (1992): "Convergence", *Journal of Political Economy*, 100(2) (abril), 223-251.
- y X. SALA-I-MARTIN (1995): *Economic Growth*, Nueva York, McGraw-Hill.
- BECK, T., R. LEVIVE y N. LOEYSA (2000): "Finance and the Sources of Growth", *Journal of Financial Economics*, 58(1-2), 261-300.
- BERNARD, A. B. y S. DURLAUF (1995): "Convergence in International Output", *Journal of Applied Econometrics*, 10(2) (abril), 97-108.
- (1996): "Interpreting Tests of Convergence Hypothesis", *Journal of Econometrics*, 71(1-2), 161-174.
- BEKAERT, G. y C.R. HARVEY (1995): "Time Varying World Market Integration", *Journal of Finance*, 50, 403-444.
- y A. NG (2002): "Market Integration and Contagion", *Journal of Business*, próxima publicación.
- BOLKESTEIN, F. (2002): *European Economic and Financial Integration, State of Play before Barcelona*, Speech in Geneva, ICMB Conference.
- BOYER, M. S., B. H. GIBSON y M. LORETAN (1999): "Pitfalls in Tests for Changes in Correlations", *International Finance Discussion Paper*, 597, Washington, DC, Board of Governors of the Federal Reserve System.
- BRENNAN, M. y H. CAO (1997): "International Portfolio Investment Flows", *Journal of Finance*, 52, 1851-1880.
- CALCAGNINI, G., FARABULLINI, F., HESTER, D. (2000): *Financial Convergence In The European Monetary Union?*, University of Wisconsin at Madison, SSRI Economics Dept. Documento de Trabajo.

- CANOVA, F., M. CICCARELLI y E. ORTEGA (2004): *Similarities and Convergence in G-7 Cycles*, Documento de Trabajo 0404, Banco de España.
- y A. MARCET (1995): “The Poor Stay Poor: Non-Convergence across Countries and Regions”, *Discussion Paper 1265*, CEPR (noviembre).
- y G. DE NICOLO (1995): “Stock Returns and Real Activity: A Structural Approach”, *European Economic Review*, 39, 981-1015.
- CARLINO, G. A. y L. O. MILLS (1993): “Are US Regional Incomes Converging?: A Time Series Analysis”, *Journal of Monetary Economics*, 32(2), 335-346.
- CARVALHO, V. M. y A. HARVEY (2004): *Growth, Cycles and Convergence in US Regional Time Series*, Cambridge University, Documento de Trabajo (noviembre).
- CASELLI, F., ESQUIVEL, G. y F. LEFORT (1996): “Reopening the Convergence Debate: A New Look at Cross Country Growth Empirics”, *Journal of Economic Growth*, 1, 363-389.
- CENDEJAS, J.L. (2001): “Análisis del ciclo económico en España mediante modelos de cambio de régimen”, Universidad Autónoma de Madrid [tesis doctoral].
- J. DEL HOYO, G. LLORENTE y M. MONJAS (2004): *Convergencia: Consideraciones Generales y Propuesta de Modelización*, Documento de Trabajo (octubre), UAM.
- y M. MONJAS (2006), *Ciclo Económico y Convergencia Real en la Unión Europea. Análisis de los PIBs Per Cápita en la UE-15*, Documento de Trabajo (octubre), UAM.
- CHEUNG, Y. -W., J. HE y L. NG, (1997): “What are the Global Sources of Rational Variation in International Equity Returns?”, *Journal of International Money and Finance*, 16, 821-836.
- y L. K. NG (1998): “International Evidence on the Stock Market and Aggregate Economic Activity”, *Journal of Empirical Finance*, 5, 281-296.
- CHOI, J. J., S. HAUSER y K. KOPECKY (1999): “Does the Stock Market Predict Real Activity? Time Series Evidence from the G-7 Countries”, *Journal of Banking and Finance*, 23, 1771-1792.
- CLARK, P.K. (1987): “The Cyclical Component of U.S. Economic Activity”, *The Quarterly Journal of Economics*, 797-814 (noviembre).
- DATTA, A. (2003): “Time Series Tests of Convergence and Transitional Dynamics”, *Economics Letters*, 81, 233-240.
- DUMAS, B., C. R. HARVEY y P. RUIZ (2002): *Are Correlations of Stock Returns Justified by Subsequent Changes in National Outputs?*, Documento de Trabajo, McGill University (agosto, 7).
- DURLAUF, S. N. (2001): “Manifesto for a Growth Econometrics”, *Journal of Econometrics*, 100, 65-69.
- y D. QUAH (1998): “The New Empirics of Economic Growth”, en J. Taylor y M. Woodford (eds.), *Prepared for the Handbook of Macroeconomics*.
- ERB, C. B., C. R. HARVEY y T. V. VISKANTA (1994): “Forecasting International Equity Correlations”, *Financial Analysts Journal*, 32-45 (noviembre/diciembre).
- EUROPEAN CENTRAL BANK (2001a): *The Euro Equity Markets Report*, Fráncfort, ECB.
- (2001b): *The Euro Bond Market Report*, Fráncfort, ECB.
- EUROPEAN COMMISSION (2000): “Business Climate Indicator for the Euro Area”, *Presentation Paper*, Bruselas, Dirección General de Asuntos Económicos y Financieros (noviembre).
- FAMA, E. (1990): “Stock Returns, Expected Returns, and Real Activity”, *Journal of Finance*, 45, 1089-1108.
- FORBES, K. y R. RIGOBON (2002): “No Contagion, Only Interdependence: Measuring Stock Market Comovements”, *Journal of Finance*, 57, 5, 2223-2261.
- FUKUDA, S. y H. TOYA (1995): “Conditional Convergence in East Asian Countries: The Role of Exports in Economic Growth”, en T. Ito y A. O. Krueger (eds.), *Growth Theories in Light of the East Asian Experience*, Chicago, University of Chicago Press, 247-262.

- GALATI, G. y K. TSATSARONIS (2001): *The Impact of the Euro on Europe's Financial Markets*, BIS Monetary and Economic Department, Documento de Trabajo, 100.
- HAMILTON, J. D. (1994): *Time Series Analysis*, Princeton University Press.
- HARVEY, A.C. (1985): "Trend and Cycles in Macroeconomic Time Series", *Journal of Business & Economic Statistics*, 3(3), 216-227.
- (1989): *Forecasting Structural Time Series Models and the Kalman Filter*, Cambridge, Cambridge University Press.
- HOBJIN, B. y P. H. FRANSES (2000): "Asimptotically Perfect and Relative Convergence of Productivity", *Journal of Applied Econometrics*, 15, 59-81.
- HOYO, J. DEL y CENDEJAS, J. L. (2003a): *Stability Analysis in ARMA and Unobserved Component Models*, Luxemburgo, 4th EUROSTAT and DG ECFIN Colloquium on Modern Tools for Business Cycle Analysis.
- (2003b): *El ciclo económico de las Islas Baleares en relación con los Ciclos Español y Europeo*, Palma de Mallorca, I Congreso de Economía de las Islas Baleares.
- HOYO, J. DEL, G. LLORENTE y C. RIVERO (2005): *Estimating and Testing Linearized Nonlinear Models and Unobserved Component Models*, Documento de Trabajo, Universidad Autónoma de Madrid.
- (2005): *Testing for parameter instability in unobserved components models*, Documento de Trabajo, Universidad Autónoma de Madrid.
- ISLAM, N. (1995): "Growth Empirics: A Panel Data Approach", *Quarterly Journal of Economics*, 110 (443) (noviembre): 1127-1170.
- JONES, C. I. (1995): "R&D-based Models of Economic Growth", *Journal of Political Economy*, 103(3) (agosto): 759-784.
- (1997): "On the Evolution of the World Income Distribution", *Journal of Economic Perspectives*, 11(3) (verano): 19-36.
- KIM, C. J. y C. R. NELSON (1999): *State-Space Models with Regime Switching*, Cambridge, Mass., MIT Press.
- KIM, S. J., F. MOSHIRIAN y E. WU (2005): "Dynamic stock market integration driven by the European Monetary Union: an empirical analysis", *Journal of Banking and Finance*, 29, 10, 2475-2502.
- LEVY, H. y M. SARNAT (1970): "International Diversification of Investment Portfolios", *American Economic Review*, 668-675.
- LI, Q. y D. PAPELL (1999): "Convergence of International Output. Time Series Evidence for 16 OECD Countries", *International Review of Economics and Finance*, 8, 267-280.
- LIM, M. K. y M. MC ALEER (2003): *Convergence and Catching Up in ASEAN: A Comparative Analysis*, CIRJE Discussion Papers, Universidad de Tokio, 2003-CF-218.
- LINTNER, J. (1965): "The Valuation of Risk Assets and the Selection of Risky Investments in Stock Portfolios and Capital Budgets", *Review of Economics and Statistics*, 74, 13-37.
- LOGIN, F. y B. SOLNIK (1995): "Is the Correlation in International Equity Returns Constant: 1970-1990?", *Journal of International Money and Finance*, 14, 3-26.
- MADDISON, A. (2003): *La Economía Mundial*, OCDE.
- MONETA, F. (2003): *Does the Yield Spread Predict Recessions in the Euro Area?*, Documento de Trabajo, ECB (diciembre).
- MURINDE, V., AGUNG, J. y A. MULLINEUX (2004): "Patterns of Corporate Financing and Financial System Convergence in Europe", *Review of International Economics*, 12(4), 693-705.
- MURPHY, K. M., A. SHLEIFER y R. W. VISHNY (1989), "Industrialization and the Big Push", *Journal of Political Economy*, 97(4) (octubre): 1003-1026.
- NASSEH, A. y J. STRAUSS (2000): "Stock Prices and Domestic and International Macroeconomic Activity: a Cointegration Approach", *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 40, 229-245.

- NELSON, C. R. (1988): "Spurious trend and cycle in the state space decomposition of a time series with a unit root", *Journal of Economic Dynamic and Control*, 12, 475-488.
- PADOA-SCHIOPPA, T. (1999): *PSSS in EMU*, Speech, European Central Bank.
- PAVLOVA, A. y R. RIGOBON (2005): *Flight to Quality, Contagion and Portfolio Constraints*, Documento de Trabajo, Sloan School of Management, MIT (marzo).
- PÉREZ-QUIRÓS, G. y A. TIMMERMANN (1996): *On Business Cycle Variation in the Mean, Volatility and Conditional Distribution of Stock Returns*, Documento de Trabajo, U.C. San Diego.
- QUAH, D. (1993): "Galton's Fallacy and Tests of the Convergence Hypothesis", *The Scandinavian Journal of Economics* 95(4) (diciembre): 427-443.
- (1996): "Empirics for Economic Growth and Convergence", *European Economic Review*, 40, 1353-1375.
- RISSMAN, E. R. (1997): "Measuring Labor Market Turbulence", *Economic Perspectives* (mayo/junio).
- SANTIS, G. DE, B. GERARD y P. HILLION (1999): "The European Single currency and World Equity Markets", en P. Hillion et al. (eds.), *European Capital Markets with a Single Currency*, Oxford University Press.
- SCHWERT, W. (1990): "Stock Returns and Real Activity: A Century of Evidence", *Journal of Finance*, 45, 1237-1257.
- SHARPE, W. (1964): "Capital Asset Prices -A Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk", *Journal of Finance*, 425-442 (septiembre).
- SOLNIK, B. (1974): "Why not Diversify Internationally rather than Domestically?", *Financial Analysts Journal*, 30 (julio/agosto): 48-54.
- y J. ROULET (2000): "Dispersion as Cross-Sectional Correlation", *Financial Analysts Journal*, 54-61 (enero/febrero).
- STOCK, J. H. y M. W. WATSON (1991): "A probability model of the coincident economic indicators", en K. Lahiri y G. H. Moore (eds.), *Leading economic indicators. New approaches and forecasting records*, Cambridge, Cambridge University Press.
- TSIONAS, E. G. (2000): "Regional Growth and Convergence: Evidence from the United States", *Regional Studies*, 34, 231-238.
- YOUNG, A. T., M. J. HIGGINS y D. LEVEL (2004): *Sigma Convergence Versus Beta Convergence: Evidence from U.S. County-Level Data*, Documento de Trabajo, Emory University.
- YOUNG, P. C. (1994): "Time-variable parameter and trend estimation in nonstationary economic time series", *Journal of Forecasting*, 13, 179-210.

NOTA SOBRE LOS AUTORES *

JOSÉ LUIS CENDEJAS BUENO es doctor en Ciencias Económicas y Empresariales por la Universidad Autónoma de Madrid (UAM). En la actualidad, es profesor contratado de Fundamentos del Análisis Económico en la Universidad Francisco de Vitoria y en la UAM. Sus investigaciones y escritos se centran en econometría y macroeconomía del ciclo económico, habiendo publicado en numerosas revistas y editoriales de reconocido prestigio (*Cuadernos de Economía* y *Revista de Economía Aplicada*, entre otras).

Correo electrónico: joseluis.cendejas@uam.es

JUAN LUIS DEL HOYO BERNAT es doctor en Economía por la UAM, ingeniero superior de Telecomunicación y economista del Estado (excedente). Actualmente es catedrático de Fundamentos del Análisis Económico en la UAM. Es autor de numerosos trabajos que han sido publicados en revistas nacionales e internacionales (*Review of Financial Studies*, *Review of Business and Economic Statistics*, *Journal of Forecasting*, *Computational Economics*, *Revista Europea de Dirección y Economía de la Empresa*, entre otras).

Correo electrónico: juan.hoyo@uam.es

JESÚS GUILLERMO LLORENTE ÁLVAREZ es doctor en Economía por la UAM y PhD en Economía por el Instituto de Tecnología de Massachusetts (MIT). En la actualidad, es profesor titular de Análisis Económico en la UAM. Los campos preferentes de investigación son la econometría, series temporales y economía financiera aplicada. Sus escritos más recientes han sido publicados en diferentes revistas de carácter nacional e internacional (*Review of Financial Studies*, *Revista Europea de Dirección y Financiación* y *Computational Economics*).

Correo electrónico: guiller@uam.es

Cualquier comentario sobre los contenidos recogidos en esta publicación puede dirigirse a José Luis Cendejas, a través de joseluis.cendejas@uam.es.

* Los autores agradecen la financiación recibida de la Fundación BBVA para la realización del Proyecto *Análisis de la incidencia del ciclo económico en los procesos de convergencia con Europa*, dirigido por Juan Luis del Hoyo Bernat, del que este documento es resultado. Además de los autores de este documento, formaron parte del proyecto Fernando Alonso Guinea (UCM) y Antonio Martín Arroyo (UAM). Asimismo, los autores agradecen a Jorge Andueza y a Víctor Gonzalo la ayuda recibida en la elaboración de la base de datos.

MANUEL MONJAS BARROSO es doctor en Ciencias Económicas y Empresariales por la UAM. Actualmente, es profesor titular de Economía Financiera y coordinador en la UAM del Programa de Doctorado Interuniversitario en Finanzas de Empresa (UAM). Sus líneas de investigación se centran en gestión de riesgos de mercado con productos derivados, innovación financiera en mercados de deuda pública, cobertura de riesgos en empresas no financieras y evaluación de proyectos de inversión. Es autor de varios libros relacionados con las materias anteriormente reseñadas.

Correo electrónico: manuel.monjas@uam.es

CARLOS RIVERO RODRÍGUEZ es doctor en Matemáticas por la Universidad Complutense de Madrid, donde actualmente es profesor titular interino de Estadística e Investigación Operativa. Sus áreas de interés son la estadística teórica y la econometría. Sus últimos trabajos han sido publicados en revistas internacionales como *Scandinavian Journal of Statistics*, *Journal of Statistical Planning and Inference* y *European Journal of Operational Research*.

Correo electrónico: crivero@mat.ucm.es

Fundación **BBVA**

D O C U M E N T O S D E T R A B A J O

NÚMEROS PUBLICADOS

- DT 01/02 *Trampa del desempleo y educación: un análisis de las relaciones entre los efectos desincentivadores de las prestaciones en el Estado del Bienestar y la educación*
Jorge Calero Martínez y Mónica Madrigal Bajo
- DT 02/02 *Un instrumento de contratación externa: los vales o cheques. Análisis teórico y evidencias empíricas*
Ivan Planas Miret
- DT 03/02 *Financiación capitativa, articulación entre niveles asistenciales y descentralización de las organizaciones sanitarias*
Vicente Ortún Rubio y Guillem López-Casasnovas
- DT 04/02 *La reforma del IRPF y los determinantes de la oferta laboral en la familia española*
Santiago Álvarez García y Juan Prieto Rodríguez
- DT 05/02 *The Use of Correspondence Analysis in the Exploration of Health Survey Data*
Michael Greenacre
- DT 01/03 *¿Quiénes se beneficiaron de la reforma del IRPF de 1999?*
José Manuel González-Páramo y José Félix Sanz Sanz
- DT 02/03 *La imagen ciudadana de la Justicia*
Juan José Toharia Cortés
- DT 03/03 *Para medir la calidad de la Justicia (I): Abogados*
Juan José García de la Cruz Herrero
- DT 04/03 *Para medir la calidad de la Justicia (II): Procuradores*
Juan José García de la Cruz Herrero
- DT 05/03 *Dilación, eficiencia y costes: ¿Cómo ayudar a que la imagen de la Justicia se corresponda mejor con la realidad?*
Santos Pastor Prieto
- DT 06/03 *Integración vertical y contratación externa en los servicios generales de los hospitales españoles*
Jaume Puig-Junoy y Pol Pérez Sust
- DT 07/03 *Gasto sanitario y envejecimiento de la población en España*
Namkee Ahn, Javier Alonso Meseguer y José A. Herce San Miguel

- DT 01/04 *Métodos de solución de problemas de asignación de recursos sanitarios*
Helena Ramalhinho Dias Lourenço y Daniel Sierra de la Figuera
- DT 01/05 *Licensing of University Inventions: The Role of a Technology Transfer Office*
Inés Macho-Stadler, David Pérez-Castrillo, Reinhilde Veugelers
- DT 02/05 *Estimating the Intensity of Price and Non-Price Competition in Banking: An Application to the Spanish Case*
Santiago Carbó Valverde, Juan Fernández de Guevara Radoselovics, David Humphrey, Joaquín Maudos Villarroya
- DT 03/05 *Sistemas de pensiones y fecundidad: Un enfoque de generaciones solapadas*
Gemma Abío Roig y Concepció Patxó Cardoner
- DT 04/05 *Análisis de los factores de exclusión social*
Joan Subirats i Humet (Dir.), Ricard Gomà Carmona y Joaquim Brugué Torruella (Coords.)
- DT 05/05 *Riesgos de exclusión social en las Comunidades Autónomas*
Joan Subirats i Humet (Dir.), Ricard Gomà Carmona y Joaquim Brugué Torruella (Coords.)
- DT 06/05 *A Dynamic Stochastic Approach to Fisheries Management Assessment: An Application to some European Fisheries*
José M. Da-Rocha Álvarez y María-José Gutiérrez Huerta
- DT 07/05 *The New Keynesian Monetary Model: Does it Show the Comovement between Output and Inflation in the U.S. and the Euro Area?*
Ramón María-Dolores Pedrero y Jesús Vázquez Pérez
- DT 08/05 *The Relationship between Risk and Expected Return in Europe*
Ángel León Valle, Juan Nave Pineda y Gonzalo Rubio Irigoyen
- DT 09/05 *License Allocation and Performance in Telecommunications Markets*
Roberto Burguet Verde
- DT 10/05 *Procurement with Downward Sloping Demand: More Simple Economics*
Roberto Burguet Verde
- DT 11/05 *Technological and Physical Obsolescence and the Timing of Adoption*
Ramón Caminal Echevarría
- DT 01/06 *El efecto de la inmigración en las oportunidades de empleo de los trabajadores nacionales: Evidencia para España*
Raquel Carrasco Perea, Juan Francisco Jimeno Serrano y Ana Carolina Ortega Masagué
- DT 02/06 *Inmigración y pensiones: ¿Qué sabemos?*
José Ignacio Conde-Ruiz, Juan Francisco Jimeno Serrano y Guadalupe Valera Blanes
- DT 03/06 *A Survey Study of Factors Influencing Risk Taking Behavior in Real World Decisions under Uncertainty*
Manel Baucells Alibés y Cristina Rata
- DT 04/06 *Measurement of Social Capital and Growth: An Economic Methodology*
Francisco Pérez García, Lorenzo Serrano Martínez, Vicente Montesinos Santalucía y Juan Fernández de Guevara Radoselovics

- DT 05/06 *The Role of ICT in the Spanish Productivity Slowdown*
Matilda Mas Ivars y Javier Quesada Ibáñez
- DT 06/06 *Cross-Country Comparisons of Competition and Pricing Power in European Banking*
David Humphrey, Santiago Carbó Valverde, Joaquin Maudos Villarroya y Philip Molyneux
- DT 07/06 *The Design of Syndicates in Venture Capital*
Giacinta Cestone, Josh Lerner y Lucy White
- DT 08/06 *Efectos de la confianza en la información contable sobre el coste de la deuda*
Belén Gill de Albornoz Noguera y Manuel Illueca Muñoz
- DT 09/06 *Relaciones sociales y envejecimiento saludable*
Ángel Otero Puime, María Victoria Zunzunegui Pastor, François Béland, Ángel Rodríguez Laso y María Jesús García de Yébenes y Prous
- DT 10/06 *Ciclo económico y convergencia real en la Unión Europea: Análisis de los PIB per cápita en la UE-15*
José Luis Cendejas Bueno, Juan Luis del Hoyo Bernat, Jesús Guillermo Llorente Álvarez, Manuel Monjas Barroso y Carlos Rivero Rodríguez
- DT 11/06 *Esperanza de vida en España a lo largo del siglo XX: Las tablas de mortalidad del Instituto Nacional de Estadística*
Francisco José Goerlich Gisbert y Rafael Pinilla Pallejà
- DT 12/06 *Convergencia y desigualdad en renta permanente y corriente: Factores determinantes*
Lorenzo Serrano Martínez
- DT 13/06 *The Common Agricultural Policy and Farming in Protected Ecosystems: A Policy Analysis Matrix Approach*
Ernest Reig Martínez y Vicent Estruch Guitart
- DT 14/06 *Infrastructures and New Technologies as Sources of Spanish Economic Growth*
Matilde Mas Ivars
- DT 15/06 *Cumulative Dominance and Heuristic Performance in Binary Multi-Attribute Choice*
Manel Baucells Alibés, Juan Antonio Carrasco López y Robin M. Hogarth
- DT 16/06 *Dynamic Mixed Duopoly: A Model Motivated by Linux versus Windows*
Ramon Casadesus-Masanell y Pankaj Ghemawat
- DT 01/07 *Social Preferences, Skill Segregation and Wage Dynamics*
Antonio Cabrales Goitia, Antoni Calvo-Armengol y Nicola Pavoni
- DT 02/07 *Stochastic Dominance and Cumulative Prospect Theory*
Manel Baucells Alibés y Franz H. Heukamp
- DT 03/07 *Agency Revisited*
Ramon Casadesus-Masanell y Daniel F. Spulber
- DT 04/07 *Social Capital and Bank Performance: An International Comparison for OECD Countries*
José Manuel Pastor Monsálvez y Emili Tortosa-Ausina

- DT 05/07 *Cooperation and Cultural Transmission in a Coordination Game*
Gonzalo Olcina Vauteren y Vicente Calabuig Alcántara
- DT 06/07 *The Extended Atkinson Family and Changes in Expenditure Distribution: Spain 1973/74 - 2003*
Francisco J. Goerlich Gisbert, María Casilda Lasso de la Vega Martínez y Ana Marta Urrutia Careaga
- DT 07/07 *Análisis de la evolución de la dependencia en la tercera edad en España*
David Casado Marín
- DT 08/07 *Designing Contracts for University Spin-offs*
Inés Macho-Stadler, David Pérez-Castrillo y Reinhilde Veugelers
- DT 09/07 *Regional Differences in Socioeconomic Health Inequalities in Spain*
Pilar García Gómez y Ángel López Nicolás
- DT 10/07 *The Evolution of Inequity in Access to Health Care in Spain: 1987-2001*
Pilar García Gómez y Ángel López Nicolás
- DT 11/07 *The Economics of Credit Cards, Debit Cards and ATMs: A Survey and Some New Evidence*
Santiago Carbó-Valverde, Nadia Massoud, Francisco Rodríguez-Fernández, Anthony Saunders y Barry Scholnick
- DT 12/07 *El impacto comercial de la integración europea, 1950-2000*
Luis Fernando Lanaspá Santolaria, Antonio Montañés Bernal, Marcos Sanso Frago y Fernando Sanz Gracia
- DT 13/07 *Proyecciones de demanda de educación en España*
Andrés M. Alonso Fernández, Daniel Peña Sánchez de Rivera y Julio Rodríguez Puerta
- DT 14/07 *Aversion to Inequality and Segregating Equilibria*
Antonio Cabrales Goitia y Antoni Calvó-Armengol
- DT 15/07 *Corporate Downsizing to Rebuild Team Spirit*
Antonio Cabrales Goitia y Antoni Calvó-Armengol
- DT 16/07 *Maternidad sin matrimonio: Nueva vía de formación de familias en España*
Teresa Castro Martín
- DT 17/07 *Immigrant Mothers, Spanish Babies: Childbearing Patterns of Foreign Women in Spain*
Marta Roig Vila y Teresa Castro Martín

Fundación **BBVA**

Gran Vía, 12
48001 Bilbao
España
Tel.: +34 94 487 52 52
Fax: +34 94 424 46 21

Paseo de Recoletos, 10
28001 Madrid
España
Tel.: +34 91 374 54 00
Fax: +34 91 374 85 22
publicaciones@bbva.es
www.bbva.es

