

*RENDIMIENTOS BURSÁTILES Y ECONOMÍA REAL.
INTERRELACIONES.*

Oscar Bayona Candel

Trabajo de Investigación
Programa de Doctorado Interuniversitario
en
Finanzas Cuantitativas.

nº012

Universidad Complutense de Madrid.
Universidad del País Vasco.
Universidad de Valencia.

www.uv.es/qf

RENDIMIENTOS BURSÁTILES Y ECONOMÍA REAL. INTERRELACIONES.

Oscar Bayona Candel

Programa de Doctorado Interuniversitario en Finanzas Cuantitativas.

Resumen

¹El estudio de las interrelaciones existentes entre la economía real y la evolución de los índices bursátiles es de gran complejidad. En este trabajo se presenta una revisión bibliográfica que tratará de comentar los diferentes modos en que se ha abordado esta apasionante línea de investigación. Se comenta brevemente las diferentes técnicas de análisis y las variables macroeconómicas que con mayor frecuencia son utilizadas por diversos autores. Por último, se plantean posibles líneas de investigación futuras y un breve análisis empírico para las economías USA y Francia.

Abstract

The study of the existing relationships between the real economy and the evolution of the stock exchange indexes is of great complexity. In this work there appears a bibliographical review that will try to comment on the different manners in which this exciting line of investigation has been approached. We commented briefly the different ways of analysis and the macroeconomic variables that with bigger frequency are used by diverse authors. Finally, there appear possible future lines of investigation and a brief empirical analysis for the economies USA and France.

¹Este trabajo fue expuesto públicamente en el I Workshop en Finanzas Cuantitativas celebrado en la Universidad del País Vasco los días 26 y 27 de junio de 2003. Quisiera agradecer aquí la ayuda de mi Tutor D. Amado Peiró Gimenez y la ayuda tanto personal como profesional de la Profesora Dulce Contreras Bayarri y del Profesor Jorge Belaire Franch. También quisiera agradecer los comentarios realizados por la Profesora Marta Regulez Castillo. Por último, quisiera dar las gracias a mi familia por apoyarme desde el principio y a Sandra, por su amor incondicional y su sonrisa, que siempre me animó para seguir adelante.

Índice

1. Introducción	4
2. Producción Industrial, Tipos de Interés y Rendimientos Bursátiles	7
3. Volatilidad del Mercado de Acciones y Economía Real	19
4. Análisis de Cointegración	25
5. Relaciones No Lineales y Asimetrías.	29
6. Líneas de Investigación Abiertas	32
7. Breve Estudio Empírico	34
7.1. Análisis descriptivo	34
7.2. Análisis VAR y Causalidad de Granger	37
7.3. Análisis de Cointegración	41
7.4. Cambio estructural	46
8. Conclusiones	48
9. Apéndice	55

1. Introducción

El estudio de las interrelaciones existentes entre la denominada economía real y la evolución de los mercados bursátiles es de gran complejidad. El análisis objeto de estudio de este artículo tiene especial interés tanto para los *policy makers*, cuya tarea se encamina a suavizar la evolución del ciclo económico, como para los gestores de fondos de inversión, mejorando su conocimiento económico-financiero del mercado.

Desde un punto de vista teórico, la interacción entre estas variables *proxy* representativas de la economía real y la evolución de los índices bursátiles no debería ser ambigua.

El punto de partida de este trabajo puede comprenderse en el siguiente esquema que aunque sencillo encierra una gran complejidad:

$$\begin{array}{ccc} \textit{EconomiaReal} & \xrightarrow{\textit{Causa?}} & \textit{Mercadosbursatiles} \\ \textit{Mercadosbursatiles} & \xrightarrow{\textit{Causa?}} & \textit{EconomiaReal} \end{array}$$

El concepto de Economía Real es demasiado general y ambiguo. Numerosos autores han acotado el problema y han escogido, de acuerdo con diversos criterios, determinadas variables *proxy* aceptándolas como representativas del estado de la economía real. Las variables que con mayor frecuencia se analiza son los Índices de Producción Industrial, los Tipos de Interés y Diferenciales sobre tipos de interés.

Un modelo teórico que justifica el uso de estas variables, en relación a los precios de los índices bursátiles, es Teoría del Valor Presente. De acuerdo con esta Teoría, cambios en la producción producirán cambios en el precio del activo, en el mismo sentido, a través de los futuros dividendos esperados. Sin embargo, respecto a los tipos de interés la relación será opuesta.

El análisis de causalidad entre las variables mencionadas suele plantearse en términos de la denominada causalidad de Granger cuya finalidad es analizar la capacidad predictiva de una variable respecto de otra.

La gran mayoría de autores pretende explicar y predecir los rendimientos bursátiles a partir de un conjunto de variables macroeconómicas. En este trabajo estamos interesados, adicionalmente, en la capacidad de los rendimientos bursátiles como buen *leading*

indicator de la futura actividad macroeconómica real. La teoría financiera que mencionaremos a lo largo de este trabajo supone implícita o explícitamente la relación de causalidad economía real causa rendimientos bursátiles. La relación inversa no suele plantearse. Aunque es posible que los rendimientos bursátiles afecten a la economía vía efecto riqueza, la evidencia no es concluyente. Por otra parte, en los momentos de segundo orden es posible que existan *feedback* pero la investigación tanto empírica como teórica está por desarrollar. Como veremos, es posible que una mayor volatilidad de los mercados bursátiles se traduzca en una desaceleración del crecimiento económico y, a la vez, también es posible que una desaceleración del crecimiento económico pueda afectar a la evolución de los rendimientos bursátiles. La teoría no es clara respecto a estos supuestos.

El objetivo de este trabajo es realizar un análisis bibliográfico que, partiendo de un número considerable de fuentes bibliográficas, tratará de describir los diferentes modos en que se ha abordado este complejo y apasionante tema. El orden de los apartados que componen este trabajo muestra la evolución que se ha seguido en la investigación para confeccionar este documento y refleja determinados puntos clave necesarios para poder realizar una tarea investigadora futura de calidad.

En primer lugar, se comentarán aquellos trabajos que analizan las interacciones existentes entre los rendimientos bursátiles, la producción industrial y los tipos de interés. En este mismo punto, también comentaremos brevemente las variables proxy que teóricamente recogen la variación de las expectativas sobre la evolución de los rendimientos bursátiles.

En segundo lugar, se analiza la influencia de la volatilidad de los mercados bursátiles sobre los momentos de primer orden tales como la tasa de crecimiento futura de la producción industrial y los rendimientos bursátiles.

En tercer lugar, se presentan los trabajos que analizan la posible relación de cointegración entre las variables anteriormente mencionadas. Si las variables están cointegradas el análisis más adecuado para analizar su relación sería un Modelo de Corrección de Errores mejorando las formas iniciales de análisis basadas en regresiones lineales simples o modelos VAR.

En cuarto lugar, se analizan los trabajos que plantean la existencia de relaciones no lineales y asimétricas, en función del ciclo económico, entre los rendimientos bursátiles y la economía real.

Por último, se plantea los objetivos que se desean alcanzar en la Tesis Doctoral y se presenta un breve análisis empírico para las economías USA y Francia como avance de la investigación futura.

2. Producción Industrial, Tipos de Interés y Rendimientos Bursátiles

En la introducción mencionábamos la Teoría del Valor Presente cuya representación viene caracterizada por la siguiente expresión:

$$P_t = \sum_{t=1}^{\infty} \frac{1}{(1 + \rho)^t} E[d_{t+1}/\Omega_t]$$

Esta teoría presupone que el precio de los activos financieros se determina en base al supuesto de expectativas de tipo *forward looking* respecto a los futuros flujos de caja.

Según esta teoría, la tasa de crecimiento de los índices bursátiles debería ser un buen *leading indicator* de la economía real, salvo existencia de burbujas financieras u otros factores.

Históricamente ha habido un efecto *leading indicator* de los rendimientos respecto a variables *proxy* de la economía real.

Los trabajos que contrastan la eficiencia de los mercados financieros podrían considerarse como la base de este trabajo. Bajo la hipótesis de eficiencia sólo debería considerarse movimientos inesperados en las variables económicas, ya que son los únicos que afectan a los precios. La mayor parte de los trabajos de investigación empíricos, por tanto, están basados en la hipótesis de eficiencia en los mercados financieros, la racionalidad de los agentes económicos y unas expectativas de tipo *forward looking*. En este tipo de trabajos, el análisis de la predictibilidad de los rendimientos bursátiles a partir de variables económicas es el más frecuente.

En este trabajo no se discutirá explícitamente el supuesto de eficiencia y, la racionalidad de los agentes económicos, la respuesta a estas preguntas queda abierta. Junto con Eugene F. Fama (1990) se deja que el lector considere el supuesto más razonable. Debe quedar claro que si los mercados son eficientes y los agentes racionales, existen multitud de modelos teóricos que relacionan los rendimientos bursátiles con las variables macroeconómicas: CAPM, APT, ICAPM, CCAPM, etc.

Fama (1990) está interesado en utilizar la producción futura para explicar los rendimientos bursátiles. El periodo analizado, a diferentes frecuencias, abarca desde 1953-1987

para la economía USA. Con este objetivo, por ejemplo, plantea una serie de estimaciones por MCO de los rendimientos del NYSE sobre *leads* en el crecimiento de la producción y sobre la producción contemporánea. Este punto es importante, ya que lo que está intentando demostrar Fama es que la economía real, representada por una serie de variables *proxy*, causa los rendimientos bursátiles. No la relación contraria. Citando a Fama la relación entre los rendimientos y la producción futura en parte refleja la información sobre los flujos de caja futuros asociados a la producción. Pero, al menos, hay otras dos posibilidades Barro (1990):

- Los precios y la producción pueden responder conjuntamente a otras variables. Por ejemplo, una caída en los tipos de interés puede causar tanto un aumento en el precio de las acciones como un aumento en la producción de bienes de inversión.
- Por otra parte, los rendimientos podrían también causar cambios en la actividad real. Así, un incremento en el precio de las acciones mediante un incremento en la riqueza puede traducirse, por ejemplo, en un aumento en la demanda de bienes de consumo o de bienes de inversión.

A continuación, presento las expresiones que utiliza Fama en su análisis ²:

Regresiones de la Tasa de Crecimiento del IPI sobre los Rendimientos Bursátiles

$$P(t - T, t) = \alpha + \beta R(t - k, t - k + 3) + e(t - T, t)$$

$$\text{para } k = (3, 6, 9, 12, 15, 18, 21, 24)$$

Regresiones de los Rendimientos Bursátiles sobre la Tasa de Crecimiento del IPI

$$R(t, t + T) = \alpha + \beta P(t + k, t + k + 3) + e(t, t + T)$$

$$\text{para } k = (3, 6, 9, 12, 15, 18, 21)$$

Fama (1990) parte de la hipótesis siguiente: *La información disponible sobre la tasa de crecimiento de la producción $P(t - T, t)$ de un periodo concreto dado se encuentra disgregada en varios periodos precedentes de manera que afecta al rendimiento $R(t - k, t - k + 3)$ de las acciones sobre diversos intervalos temporales.* Visto desde otro punto de vista, un rendimiento bursátil mensual tiene información sobre diversas tasas de crecimiento futuras

²En el Apéndice detallo los detalles de estas expresiones.

de la producción, no solamente del siguiente mes. Un rendimiento con un horizonte temporal de corto plazo contendrá información sobre tasa de crecimiento de la producción futuras de varios periodos. Por otra parte, los rendimientos adyacentes presentarán información adicional sobre las mismas tasas de crecimiento de la producción futuras. En consecuencia, las regresiones de los rendimientos a largo plazo sobre tasas de crecimiento de la producción futuras darán una mejor visión de la información acumulada sobre la producción en los rendimientos.

Si la información de la producción está diluida en diversos meses, podríamos interpretar, como se sugiere en el artículo, que los rendimientos de las acciones son predictores con ruido del IPI. Parece razonable pensar que existe variación en la producción futura que es irrelevante para predecir los rendimientos contemporáneos. Esta información irrelevante, actúa como una medida de error que desvirtúa la información relevante de la producción sobre los rendimientos. De acuerdo con la teoría de Fama el ruido puede ser reducido, y la fuerza predictiva aumentada, con regresiones sobre el IPI a frecuencias menos elevadas, frecuencias anuales, sobre los rendimientos significativos. Los resultados lo avalan y el R_2 aumenta. La justificación teórica que plantea Fama (1990) explicaría que la relación entre los rendimientos bursátiles y la economía real aumente conforme aumenta el horizonte temporal de los datos. Ejemplos de esta aparente paradoja son Fama (1981), Kaul (1987), Peiró (1996), es decir, que las relaciones con datos anuales son más fuertes que con datos de frecuencia mensual.

En las regresiones de Fama (1990) existe una simetría entre los resultados de las regresiones sobre la producción y sobre los rendimientos. Se muestra que *leads* sobre tres o cuatro tasa de crecimiento trimestral de la producción ayudan a predecir los rendimientos de las acciones con frecuencias mensuales trimestrales y anuales. Como bien advierte el autor una de las críticas que podemos realizar a su análisis es el considerar la bondad del ajuste como un indicador de selección de variables y no hacer uso de las directrices de la ampliamente desarrollada teoría financiera. Adicionalmente, la variación explicada que se atribuye a las variables exógenas, es posible que no se deba a variaciones racionales en los rendimientos. Fama reconoce la posibilidad de que la información futura sobre el output no se refleje correctamente en la información de los cash flow futuros o los tipos utilizados para valorarlos.

Binswanger (2000) realiza un análisis muy similar al trabajo de Fama (1990) pero centrándose en el IPI y los rendimientos bursátiles. Utiliza una base de datos a diferentes

frecuencias del periodo comprendido entre 1950-1990 para la economía USA.

Independientemente de la frecuencia analizada y, mediante la implementación de test de Chow de cambio estructural, el autor argumenta que el rendimiento de las acciones ha dejado de ser un buen *leading indicator* de la actividad económica real, a partir de mediados de la década de los 80. Las posibles explicaciones a este cambio estructural son:

- La existencia de burbujas financieras. El problema de implementación y medición de las burbujas financieras es que no se pueden distinguir de los factores fundamentales que supuestamente determinan el rendimientos de las acciones. Para adquirir mayores conocimientos sobre las denominadas burbujas se remite al lector a Cochrane (2001).
- Los cambios en la política monetaria a través de cambios en los tipos de interés nominales o de las tasas de inflación. En teoría, estos cambios no deberían distorsionar la relación entre el rendimiento de las acciones y la actividad real. Aunque como argumentan algunos autores la política monetaria tiene efectos reales, al menos, en el corto plazo Thorbecke (1997).
- Otra posible explicación es la creciente globalización de los mercados financieros que propicia que los rendimientos esperados estén menos relacionados con los mercados domésticos y con las fluctuaciones de las grandes empresas multinacionales debido a las interconexiones entre las diferentes economías.

Citando a Fama (1990) y Barro (1990) parece poco acertado pensar que una única variable macroeconómica, la producción, capture toda la variación en los rendimientos debido a información en los *cash flow* futuros.

Muchos modelos teóricos implican la existencia de una relación positiva entre el rendimiento de las acciones y variaciones en la producción Cochrane (1991). Al mismo tiempo, como hemos mencionado, estos modelos implican una relación inversa entre los rendimientos de las acciones y cambios en los tipos de interés.

Sabemos que existe una relación opuesta entre los tipos de interés y el precio de los activos financieros. Suelen distinguirse dos efectos:

- Efecto sustitución o arbitraje. Incrementos en los tipos originarán mayores tasas de descuento y consecuentemente disminuciones en el precio de los activos.
- Efectos causados por el cambio en la producción: Un incremento en los tipos de interés puede, a través de una menor inversión, reducir la tasa de crecimiento de la producción

futura y disminuir indirectamente el precio de los índices bursátiles.

Como hemos dicho, una manera de aproximarnos al objetivo de este trabajo es estudiar las relaciones de causalidad entre las variables. Los rendimientos bursátiles son, o han sido, un buen *leading indicator* tanto de la tasa de crecimiento del Índice de Producción Industrial como del GDP Fama (1981, 1990). Aunque la evidencia empírica no es concluyente, estas relaciones suelen ser más fuertes en economías de carácter cerrado, como la economía USA, que en países más expuestos a la evolución del comercio exterior, como las economías europeas.

En Peiró (1996) se comenta, por un lado, que el patrón seguido por los países de la zona euro es muy diferente que el seguido por otras economías más cerradas al comercio exterior como la estadounidense. Por otro lado, se hace mención a que los resultados para los países europeos no pueden considerarse como completamente independientes debido al proceso de integración de las respectivas economías. Según este trabajo, los mercados de acciones europeos de cada economía se ven afectados por las variaciones de las variables económicas domésticas.

Peiró (1996) realiza un análisis similar al de Fama (1990) pero aplicado también a otras economías europeas. Siguiendo las recomendaciones de Dickey y Pantula (1987) la metodología utilizada se basa, en primer lugar, en comprobar mediante el test ADF o test Aumentado de Dickey-Fuller si las series son I(2) frente a la hipótesis alternativa I(1). Todos los test al 5% de significatividad rechazaban la existencia de dos raíces unitarias. En segundo lugar, mediante este mismo test, parte de la hipótesis nula subyacente que las series son I(1) frente a la alternativa que son I(0), el test utilizado fue el implementado mediante la siguiente regresión:

$$\Delta X_t = \delta_0 + \delta_1 X_{t-1} + \sum_{i=1}^m \theta_i \Delta X_{t-i} \quad (1)$$

X_t Denota a las series examinadas transformadas en términos logarítmicos excepto los tipos de interés. Según este análisis todas las series son no estacionarias en niveles pero sus primeras diferencias sí lo son. Dado que el IPI ha sido ajustado estacionalmente, algunos autores apuntan que con este tipo de datos los test tienden a aceptar la hipótesis nula con mayor frecuencia. A pesar de este inconveniente se acepta la validez del contraste.

Con el objetivo de determinar las relaciones existentes entre las variables de cada economía se plantea test de causalidad de Granger y un conjunto de regresiones de todas

las variables en diferencias logarítmicas, excepto los tipos de interés que no se tomaron en logaritmos. Las regresiones que se plantearon son las siguientes:

$$R_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^n \beta_i X_{t-i} + \sum_{i=1}^m \gamma_i R_{t-i} + a_t \quad (2)$$

$$X_t = \alpha'_0 + \sum_{i=1}^m \beta'_i R_{t-i} + \sum_{i=1}^n \gamma'_i X_{t-i} + a'_t \quad (3)$$

X_t Es el rendimiento real de un índice de acciones. R_t Es el cambio en la variable económica tomada en consideración. Los rezagos m se incluyeron para considerar la posible autocorrelación en el término de error. Los valores en el término de error resultaron en todas las estimaciones bastante bajos y, especialmente en la (2), no se encontró evidencia de autocorrelación en la mayor parte de las regresiones. La justificación a esta evidencia se argumenta, en el artículo, que quizá se deba a la ausencia de autocorrelación en el rendimiento de las acciones tal y como se espera en los mercados eficientes. El número de retardos n se escogieron de acuerdo con el criterio de información de Akaike, aunque se analizaron diferentes posibilidades de análisis. Se realizaron varios test de significatividad conjunta F-Test de acuerdo con las siguientes hipótesis:

$$\beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_n = 0 \quad (4)$$

$$\beta'_1 = \beta'_2 = \dots = \beta'_n = 0 \quad (5)$$

Tal y como proponía White (1980) se estimaron matrices de varianzas-covarianzas consistentes para los estimadores.

Si el precio de las acciones se mueve en respuesta a las variables económicas, entonces la hipótesis en (4) debería ser falsa. Por otra parte, si movimientos en el precio de las acciones anticipan futuros cambios en las variables económicas, entonces se debería rechazar (5).

Los resultados de estas regresiones, al igual que en Fama (1990), mejoraban conforme se disminuía la frecuencia de los datos. Adicionalmente, al modo de Fama (1990) se presentan una serie de regresiones tomando como indicador de la bondad de ajuste el R^2 . Este análisis es menos exhaustivo pero utiliza como variables exógenas nuevas: los tipos a corto y a largo con *leads* y *lags* a un periodo. Los resultados del Test de Causalidad de

Granger instantáneo, es decir, sin rezagos, en un contexto bivariante, para las economías inglesa, francesa y alemana así como la estadounidense para el periodo comprendido entre 1975-1992 con frecuencias trimestrales y 1969-1992 para frecuencias anuales, muestran la inexistencia de una relación significativa entre los rendimientos de las acciones y cambios corrientes en la producción. Sí que se detectó una relación débil entre los rendimientos bursátiles y cambios instantáneos en los tipos de interés. La dirección de causalidad no quedaba clara y se deja abierta la posibilidad de que incluso podrían existir *feedbacks*. Basándose en Chen, Rol, Ross (1986) se concluye que parece razonable pensar en la existencia de una relación débil en el sentido de los cambios en tipos sobre las acciones y no al revés.

Datos con frecuencia anual muestran que, de nuevo, cambios en la producción y tipos no permiten predecir rendimientos futuros bursátiles. Los rendimientos anuales de las acciones parecen anticipar cambios en la producción industrial para el siguiente año pero no pueden anticipar cambios futuros en los tipos de interés. Adicionalmente, se detecta causalidad instantánea entre rendimientos de acciones y cambios en los tipos.

Antes de pasar a analizar la literatura existente que se dedica al análisis de cointegración, es necesario mencionar y comentar las variables *proxy* que teóricamente extraen la evolución de los rendimientos esperados de los activos financieros.

Fama (1990) apunta que una gran parte de la variación en los rendimientos de las acciones puede ser explicada, principalmente, por los rendimientos esperados cambiantes en el tiempo y predicciones sobre la actividad económica real. Los denominados *Term y Default Spread* son las variables *proxy* que con mayor frecuencia se analiza.

Fama (1990) y Chen (1989), afirman que el *Term Spread* es una variable *forward looking* en relación a la evolución del output. Sin embargo, el *Default Spread* suele considerarse *backward looking* dado que presenta correlación negativa con la producción pasada. La teoría no es clara respecto a estas afirmaciones.

Fama y French (1989) demuestran que los rendimientos esperados siguen una relación inversa con el ciclo económico. Cuando las condiciones de negocio son bajas los rendimientos esperados son altos y viceversa. En su artículo comprueban si los rendimientos esperados contienen una prima por riesgo que está relacionada con aspectos a largo plazo del ciclo económico. Adicionalmente, también se analiza el denominado *maturity premium* tanto de las acciones como de los bonos a largo plazo.

Con anterioridad, Chen *et al.* (1986), Keim y Stambaugh (1986) y Schewert (1989), ya habían estudiado la predictibilidad del rendimiento de los bonos y acciones a partir de variables económicas y el uso del *Default* y *Term Spread* como variables significativas.

Fama y French comprueban que el *Term Spread* tiene un patrón que anticipa el estado de la economía. El *Spread* es alto en términos relativos, en estados de recesión de la economía, debido a que se esperan aumentos de la producción futuros. El *Spread* es bajo, cuando, en los momentos de auge, se espera tasas de crecimiento futuras más bajas. Estrella *et al.* (1991) muestran la capacidad predictiva de la pendiente de la *ETTI* y concluyen que en el futuro la capacidad predictiva no tiene porqué continuar. Adicionalmente, es posible que no sea invariante a la política monetaria. Boulier *et al.*(2001) critican la validez del poder predictivo del denominado *Term Spread*.

Fama (1990) presenta una amplia batería de regresiones con variables que teóricamente extraen información o son buenas variables *proxy* de los rendimientos esperados y de los *shocks* sobre los rendimientos esperados. Se trata de examinar la variación total de los rendimientos explicada por variaciones en los rendimientos esperados cambiantes en el tiempo, *shocks* sobre estos rendimientos esperados y predicciones sobre la economía real. Los resultados obtenidos resultan un tanto sorprendentes en la medida en que el poder explicativo combinado de las variables es menor, conjuntamente, que la suma de su capacidad explicativa por separado. Una posible explicación la existencia de multicolinealidad entre las variables. Las nuevas regresiones son las siguientes³:

Regresiones de Rendimientos Bursátiles sobre variables que aproximan los Rendimientos Esperados y Shocks sobre los Rendimientos Esperados

$$R(t, t + T) = \beta_0 + \beta_1 X(t) + \beta_2 TERM(t) + \beta_3 DSH(t, t + T) + \beta_4 TSHt, t + T + e(t, t + T)$$

Regresiones de Rendimientos Bursátiles sobre variables que aproximan los Rendimientos Esperados y Shocks en el Default Spread, tasas de crecimiento de la producción con leads anuales y tasa contemporáneas

$$R() = \beta_0 + \beta_1 X(t) + \beta_2 TERM(t) + \beta_3 DSH(t, t + T) + \beta_4 P(t + k, t + k + 3) + e(t, t + T)$$

Para comprobar la posible multicolinealidad entre las variables se incluye una matriz de correlaciones.

³En el Apéndice detallo los detalles de estas expresiones.

$TERM(t)$ está positivamente correlacionado con tasas de producción futuras. Por otra parte, un *shock* positivo en el *Default Spread*, entendido como un aumento positivo del *Spread*, debería interpretarse como una señal por parte del mercado que anticipa condiciones más débiles de la futura economía real respecto las que previamente se habían anticipado.

El *Dividend yield* y el *Default Spread* presentan una correlación negativa con la producción futura hasta dos trimestres futuros en adelante. Valores altos de estas variables indican tasas de crecimiento de la producción por debajo de la media y viceversa.

Otros autores, tales como Chen (1989), muestran que estas dos variables presentan una correlación persistente negativa con la producción pasada, es decir, presentan valores elevados (bajos) cuando la economía ha presentado valores persistentemente bajos (elevados).

Si estas afirmaciones son ciertas, ayudarían a explicar en términos estadísticos porque al incluir la producción como variable exógena, ésta absorbe el poder predictivo del *Term Spread* pero no del *Dividend yield* y del *Default Spread*.

La justificación teórica de las anteriores afirmaciones está en relación con los modelos teóricos donde el suavizado de consumo del agente económico juega un papel destacado. Fama cita los siguientes autores cuyas referencias incluyo en la bibliografía: Lucas (1978), Brock (1982), Cox *et al.*(1985), Chen (1989), Breeden (1986), Balvers *et al.*(1990) y Cochrane (1991).

Chen (1989) presenta un modelo en el que los rendimientos esperados son altos cuando el crecimiento del *output* ha sido bajo y viceversa. Fama (1990) argumenta que su análisis puede explicar la parte de variación de los rendimientos esperados obtenidos a partir de $DEF(t)$ y el *Dividend yield*.

Breeden (1986) desarrolla un modelo de suavizado de consumo donde los rendimientos esperados están positivamente correlacionados con el crecimiento futuro de la producción. Dado que $TERM(t)$ está positivamente correlacionado con el crecimiento de la producción. Este modelo podría explicar el poder predictivo de $TERM(t)$.

Cochrane (1991) y otros, desarrollan modelos que relacionan los mismos conceptos que los expuestos por Breeden (1986) pero adicionalmente desarrollan modelos donde los rendimientos inesperados dependen de la tasa de crecimiento de la producción inesperada. Estos modelos explican el por qué la producción futura captura variación en los

rendimientos que no puede explicarse mediante los rendimientos esperados, y por otra parte, porque la tasa de crecimiento de la producción futura absorbe la capacidad explicativa del *Term Spread* sobre los rendimientos esperados.

Con posterioridad a los trabajos de Fama y French (1989) y Fama (1990), otros autores Jensen *et al.* (1996) muestran que la habilidad de estos *Spread* para predecir los rendimientos esperados es dependiente del entorno y política monetaria que observemos.

Jensen *et al.* muestran que los resultados obtenidos por Fama y French (1989) varían dramáticamente en función del entorno monetario. El *Default* explicaba los rendimientos esperados de las acciones en periodos de política monetaria expansiva. El *Term* no lograba hacerlo ni para los periodos de política monetaria expansiva ni contractiva. Adicionalmente, el *Term* sólo explica los rendimientos esperados de los bonos en ambientes de política monetaria restrictiva. Evidentemente, esto contradecía los hallazgos previos. Y por tanto, la validez del *Term* y el *Default* deja de tener un papel predominante para explicar parte de los componentes predecibles de los rendimientos esperados.

Adicionalmente, se desprenden algunas dudas sobre la variación de los rendimientos esperados, ya que si están valorados racionalmente entonces esperaríamos que la variación predecible de los rendimientos en el tiempo debería ser compartida igualmente por los bonos y por las acciones y se llega a comprobar que esto no es así.

Es ampliamente reconocido en la literatura que una medida y forma apropiada de los factores de riesgo comunes, como el *Default* y el *Term premia*, no están inspiradas por la teoría pero sí por una cierta "experiencia empírica". Por tanto, la selección de una versión particular de los factores es en cierto modo algo arbitraria Fama y French (1993). Esto es cierto incluso en modelos generales de equilibrio intertemporales que relacionan los movimientos de los activos financieros a movimientos en la macroeconomía pero que dan muy poca dirección para precisar medidas para variables que enlazaran los rendimientos de los activos con el ciclo económico.

Black (2000) propone una medida diferente de *Default* y *Term Premia* y demuestra que éstos, además de ser superiores a la hora de predecir los rendimientos esperados, son independientes de la política monetaria.

El mensaje principal Fama y French (1989) es que rendimientos cambiantes en el tiempo debido a cambios en las condiciones de negocio pueden originar componentes predecibles en los rendimientos de los activos financieros. El razonamiento que subyace a este

hecho es que los inversores requieren un componente predecible en los rendimientos como compensación por soportar riesgos dinámicos asociados a los cambios en la macroeconomía. Black utiliza la teoría de selección de carteras para justificar el uso de una medida alternativa de *Default* y *Term* como variables *proxy* que permiten extraer las expectativas futuras sobre el ciclo económico. Estas nuevas variables están basadas en diferencias relativas de los rendimientos en lugar de en diferencias absolutas. La metodología utilizada está basada en las regresiones sobre el exceso de rendimiento de cuatro acciones y una cartera de bonos sobre valores rezagados de las variables proxy del ciclo económico. Incluye el *Dividend yield*, *dividend pay-out ratio* y el denominado *small stock risk premium*.

También se analizan las relaciones estructurales entre el ciclo y el carácter de la política monetaria en el periodo. Brevemente los resultados obtenidos son:

- Los resultados para el *Default* y el *Term* son consistentes con las estimaciones previas y las nuevas medidas relativas captan variaciones similares en los rendimientos esperados en acciones y bonos. Sin embargo, la relación parece romperse sobre el periodo 1975-1996. El nuevo resultado es que el *Default Term* es muy útil para predecir rendimientos de acciones. No obstante, el *Term Spread* es válido para predecir rendimientos de bonos particularmente en el periodo 1975-1996 en contraste con los resultados de Fama y French anteriores.
- Aún más importante es que en estos modelos no se produce una alteración estructural por el cambio de política monetaria. Las nuevas medidas pueden explicar el rendimiento de los bonos y las acciones tanto en regímenes de política monetaria expansiva como contractiva.

Para justificar el uso de diferencias relativas utiliza un modelo teórico de selección de carteras. El modelo está basado en la existencia de un agente representativo que tiene que invertir toda su riqueza en un activo arriesgado y uno libre de riesgo. En este entorno, los agentes miran las diferencias relativas entre rendimientos y no las absolutas. Un aspecto relevante es que es compatible con la relación inversa detectada por Fama y French (1989) entre el *business conditions* y el *risk premia*. La solución óptima a este problema y, asumiendo unos supuestos no excesivamente restrictivos, justifica el uso de *Spreads* relativos y apuesta por el cálculo de las variables de acuerdo con las siguientes expresiones:

$$Drisk = \frac{1 + r_c}{1 + r_g} - 1$$

$$Trisk = \frac{1 + r_g}{1 + r_b} - 1$$

$r_c = Corporate, r_g = Goberment, r_b = TreasuryBill$

En el siguiente apartado se comenta, brevemente, una serie de trabajos que tienen en cuenta la volatilidad del mercado de acciones, momento de segundo orden, como variable relevante en el análisis. Su omisión podría estar sesgando los resultados de los trabajos anteriormente comentados.

3. Volatilidad del Mercado de Acciones y Economía Real

La volatilidad de los índices bursátiles se mueve contracíclicamente, aumentando durante las recesiones y disminuyendo durante los periodos de expansión.

La mayor parte de la literatura se centra en los rendimientos y evita la volatilidad, por haber, en principio una falta de teoría que justifique su análisis. Sin embargo, como indicábamos en la introducción recientemente están surgiendo artículos teniendo en cuenta la volatilidad, que quizá en líneas de investigación futuras puedan incluir momentos de mayor orden tales como la asimetría o la curtosis.

Campbell *et al.*(2001) indican que la volatilidad está relacionada con cambios estructurales en la economía. Adicionalmente, se muestra que la volatilidad una vez que ha aumentado muestra un cierto tipo de inercia en el sentido que vuelve a sus niveles bajos muy pausadamente. Aunque las causas de la volatilidad del mercado no se comprenden demasiado bien, algunos autores sugieren que una elevada volatilidad del mercado de acciones puede reducir la futura actividad económica.

Shiller (1981) argumenta que el precio de las acciones es mucho más volátil que lo que se debería atribuir a la variación en los dividendos. Por otra parte, Schwert (1989) concluye que la volatilidad del mercado de acciones no puede explicarse completamente por la variabilidad en los fundamentales económicos. Adicionalmente, Schwert (1989) apunta que la volatilidad del mercado de acciones, al reflejar incertidumbre sobre *cash flows* futuros y tasa de descuento, proporciona información sobre la futura actividad económica. Lilien (1982) es uno de los primeros autores en señalar que la volatilidad del mercado de acciones está relacionada con cambios estructurales en la economía.

Los cambios estructurales consumen recursos que impulsan hacia la baja el GDP. La elevada volatilidad de los mercados bursátiles podría reducir la futura actividad económica.

Otro *link* entre la volatilidad del mercado de acciones y el output descansa sobre el canal del coste de capital. Es decir, un incremento en la volatilidad eleva la compensación que los accionistas demandan por soportar el denominado *systematic bearing risk*. En realidad la volatilidad del mercado de acciones, podría interpretarse como el riesgo sistemático

al que hacen frente los inversores que mantienen una cartera de mercado, por ejemplo un fondo de inversiones, en épocas de crisis. Estos mayores rendimientos esperados, en épocas de recesión, que ha sido justificada en los apartados anteriores, eleva el coste de financiación mediante acciones para el sector corporativo y por tanto, reduce la inversión y el output.

Campbell *et al.* (2001) muestra que después de controlar los valores rezagados de la variable dependiente, la volatilidad del mercado de acciones tiene un poder predictivo significativo para la tasa de crecimiento real del GDP.

La teoría financiera, como hemos mencionado, establece que los rendimientos del mercado de acciones son superiores en su poder predictivo a la volatilidad, tanto de la inversión como del *output*, debido a que el rendimiento de los índices bursátiles es una variable *forward looking* que incorpora las expectativas sobre futuros *cash flow* y tasas de descuento. El hallazgo de Campbell es nuevo pero no da ninguna justificación teórica a esta evidencia. Guo (2002) reconcilia los resultados de Campbell *et al.*(2001) con la evidencia empírica con la teoría financiera.

Empíricamente, existe una correlación negativa entre el rendimiento y la volatilidad contemporánea. La explicación a esta correlación negativa se debe a la existencia de un efecto *feedback* en la volatilidad. Una innovación positiva en la varianza hoy, implica una varianza futura mayor y, por tanto, un mayor rendimiento esperado futuro. Dada la relación inversa entre los rendimientos esperados futuros y el precio de los activos financieros, un aumento de los rendimientos esperados futuros, causada por una innovación en la varianza, debe ir acompañado por una disminución en el precio. Estas relaciones explican el signo negativo de la correlación contemporánea. Este hallazgo fue estudiado por otros autores con anterioridad Pindyck (1988), Turner et al (1989), Dueker (1991). Aunque algunos autores no imponen restricciones sobre los modelos otros como Guo consideran oportuno realizarlas. Guo (2002) demuestra que la varianza pasada tiene un poder predictivo importante en el exceso de rendimiento, el precio del riesgo presenta signo positivo y está adecuadamente valorado y que las restricciones impuestas a su modelo no se ven rechazadas por los datos.

Una vez establecida las relaciones entre el exceso de rendimiento y la varianza, se procede a analizar el por qué la varianza del mercado de acciones desplaza al poder predictivo de los rendimientos cuando se incluyen ambos en la regresión. De acuerdo con la teoría *q de Tobin*, un aumento en la varianza, al aumentar el coste de capital, reduce la inversión, y por tanto el *output* futuro. Los gastos en inversión reaccionan a cambios en el coste de

capital con rezagos. En este trabajo no se discutirá la validez de estas afirmaciones. El exceso de rendimiento está negativamente correlacionado con la varianza contemporánea. Simultáneamente el exceso de rendimiento está correlacionado positivamente con la varianza pasada. A su vez, la varianza pasada está correlacionada negativamente con el output futuro. Estos efectos opuestos son los que debilitan su poder predictivo del exceso de rendimiento. Sin embargo, si se controla el efecto de la varianza sobre el exceso de rendimientos, entonces el exceso de rendimiento mejora su poder predictivo y predomina frente a la varianza.

Para mostrar la relación existente entre el rendimiento de las acciones y la volatilidad se utiliza el modelo ICAPM, *Intertemporal Capital Asset Pricing Model*. Guo muestra que el exceso de rendimiento de las acciones está positivamente correlacionada con un desfase a un periodo de la volatilidad Pindyck (1988). La explicación se debe a que ésta contiene información sobre la varianza condicional. Basándose en Merton (1973, 1980) se asume que hay una relación lineal positiva entre el rendimiento-riesgo tal que:

$$E_t(e_{M,t+1}) = \gamma E_t(\sigma_{M,t+1}) \quad (6)$$

- $E_t(e_{M,t+1})$ Es el exceso de rendimiento del mercado de acciones condicional.
- $E_t(\sigma_{M,t+1})$ Volatilidad condicional del mercado de acciones.
- $\gamma > 0$ Es una medida de aversión relativa al riesgo que puede ser interpretada como el precio del riesgo.

La expresión anterior se mantiene en el estático CAPM pero en el ICAPM se mantiene sólo si el conjunto de oportunidades de inversión es constante a lo largo del tiempo. En general, el rendimiento esperado $E_t(e_{M,t+1})$ tiene un componente adicional que refleja la demanda de cobertura en un entorno donde el conjunto de oportunidades de inversión varía en el tiempo. Aún así, Merton (1980) proporciona las condiciones bajo las que la demanda de cobertura pierde importancia. Basándose en esto la expresión anterior ha sido ampliamente utilizada en la literatura empírica.

Guo (2002) centra su investigación en la relación rendimiento-riesgo expresada en la expresión anterior e ignora el componente de cobertura.

A partir de esta volatilidad estimada, mediante un AR(1), de la expresión (6), y de acuerdo con el método de log-linearización de Campbell, Lo y Mackinlay (1997), Guo y

Whitelaw (2001) muestran que las ecuaciones anteriores implican:

$$e_{M,t+1} = \gamma\alpha + \gamma\beta\sigma_{M,t+1}^2 - \frac{\gamma\rho\beta}{1-\rho\beta}\varepsilon_{t+1} + \eta_{d,t+1} \quad (7)$$

- $\rho < 1$
- $\eta_{d,t+1}$ *Shocks* sobre el crecimiento futuro de los dividendos esperados.

Esta expresión muestra que la varianza pasada puede ser utilizada para predecir el exceso de rendimiento. También muestra que movimientos en el exceso de rendimientos pueden ser explicados por: varianza pasada, *shocks* en la varianza o *shocks* en el crecimiento de los dividendos. Es decir, el exceso de rendimiento en $t + 1$ es alto porque: El rendimiento esperado o la varianza en t es alta, No hay ningún *shock* en la varianza en $t + 1$ o el crecimiento futuro de los dividendos es más alto que el que previamente se esperaba.

La expresión anterior puede ser reordenada y permite comprobar el conjunto de relaciones anteriormente mencionadas:

$$e_{M,t+1} \approx \frac{\gamma\alpha}{1-\rho\beta} + \frac{\gamma\beta}{1-\rho\beta}\sigma_{M,t}^2 - \frac{\gamma\rho\beta}{1-\rho\beta}\sigma_{M,t+1}^2 + \eta_{d,t+1} \quad (8)$$

El exceso de rendimiento $e_{M,t+1}$ está positivamente correlacionado con la varianza pasada $\sigma_{M,t}^2$. El exceso de rendimiento $e_{M,t+1}$ está negativamente correlacionado con la varianza contemporánea $\sigma_{M,t+1}^2$. Esta relación viene causada por la correlación serial en la varianza y los efectos de *feedback* en la volatilidad.

La estimación de la volatilidad del mercado se implementa mediante la suma de las desviaciones al cuadrado respecto de la rentabilidad media diaria de lo que Guo denomina cartera de mercado. Esta medida de la volatilidad es insesgada y puede ser suficientemente acertada a altas frecuencias. También se experimentan con otros tipos de medidas de la volatilidad en las que no entraremos a discutir: modelización ARCH, volatilidad implícita, etc. Según el autor, la primera mejora al resto en su poder predictivo.

En primer lugar, Guo estima las ecuaciones anteriores por MCO e indica el potencial sesgo estos estimadores debido a la posible correlación entre $\sigma_{M,t+1}^2$ y $\eta_{d,t+1}$. Por otra parte, argumenta que es muy interesante calcular el parámetro del precio del riesgo, γ , cuya estimación no puede ser identificada independientemente de la ecuación (9). Dado que existe un problema de simultaneidad, se utiliza el GMM, Método Generalizado de Momentos, para estimar conjuntamente las ecuaciones siguientes:

$$\sigma_{M,t+1}^2 = \alpha + \beta\sigma_{M,t}^2 + \varepsilon_{t+1} \quad (9)$$

$$e_{M,t+1} \approx \frac{\gamma\alpha}{1-\rho\beta} + \frac{\gamma\beta}{1-\rho\beta}\sigma_{M,t}^2 - \frac{\gamma\rho\beta}{1-\rho\beta}\sigma_{M,t+1}^2 + \eta_{d,t+1} \quad (10)$$

El conjunto de variables instrumentales incluidas son: dos retardos en la varianza y una constante. Esto implica seis restricciones para identificar tres parámetros. El sistema, por tanto, está sobreidentificado con tres grados de libertad. Para controlar la heterocedasticidad y la correlación serial en los residuos, se corrige utilizando la matriz de varianzas covarianzas propuesta por Newey-West (1987) al calcular los *t-statistics*.

Utilizando el GMM todos los parámetros son estadísticamente significativos, en los diferentes periodos en los que realiza el análisis y, en particular, el precio del riesgo es positivo y está precisamente identificado. Además, las restricciones sobreidentificadas que se distribuyen según una distribución χ_3^2 no pueden ser rechazadas.

Respecto al exceso de rendimiento y al *output* futuro, se realiza una serie de estimaciones por MCO tales como:

$$\Delta gdp_{t+1} = \beta_0 + \beta_1 \Delta gdp_t + \beta_2 e_{M,t} + \beta_3 e_{M,t-1} + \beta_4 \sigma_{M,t}^2 + \beta_5 \sigma_{M,t-1}^2 + \varepsilon_t \quad (11)$$

Finalmente, se realizan contrastes formales fuera de la muestra y se comprueba que se rechaza la hipótesis nula de que el exceso de rendimiento supera en información a la varianza respecto al GDP futuro. Estos resultados son los que esperábamos encontrar debido a que los rendimientos tiene información sobre los futuros *cash flows*, etc. Se realiza un análisis predictivo tomando como *benchmark*, o bien el exceso de rendimiento o bien la volatilidad. Para comparar el comportamiento del modelo aumentado con el comportamiento de su respectivo benchmark se calculan tres estadísticos: Mean Square Error Ratio, Encompassing Test (ENC-NEW). Desarrollado por Clark y McCracken (1999) y el Equal Forecast Accuracy Test. Desarrollado por Clark y McCracken (1999).

Andreou *et al.*(2000) utilizando un análisis de correlaciones cruzadas, analizan si un conjunto de variables financieras proporcionan señales fiables sobre la futura tasa de crecimiento de la producción para UK, USA y Alemania. Utilizan datos mensuales desde 1955 hasta 1998 todos los meses incluidos. En su análisis muestran el comportamiento diferenciado entre USA y las economías europeas. La volatilidad de los tipos de interés en USA no parece tener una función como *leading indicator*, en las economías europeas sí.

Por otra parte, se muestra que un aumento de la volatilidad de los tipos de interés está asociado con un aumento en la volatilidad en la producción industrial. Por otra parte,

estos autores indican que la volatilidad del mercado de acciones también parece ser un buen *leading indicator* pero tan sólo para USA.

La conclusión a la que llegan estos autores es que, al menos para UK y USA, la magnitud de las correlaciones presentadas implica que la volatilidad de las variables financieras contiene como mínimo la misma información, sobre la futura tasa de crecimiento de la producción, que las rentabilidades o tasa de crecimiento. Adicionalmente, estos *leading indicator* son útiles tanto para predecir las futuras tasas de crecimiento futuras de la producción como su volatilidad.

4. Análisis de Cointegración

La gran parte del trabajo empírico en los últimos años está basado, como hemos visto, en resultados obtenidos a partir de estimaciones por la metodología de Mínimos Cuadrados Ordinarios o bien por modelos VAR. Tan sólo muy recientemente se considera los Modelos de Corrección de Errores y Test de Causalidad Dinámica.

Casi toda la literatura existente evita hacer uso de las posibles relaciones de cointegración o eso se desprende de la utilización de estas otras técnicas econométricas mencionadas tales como las Regresiones Lineales Simples, o bien, Modelos de Vectores Autorregresivos (VAR). Tanto en unos como en otros el criterio de discriminación o bondad de ajuste es el denominado R^2 ajustado.

La aplicación de estas técnicas econométricas no es casualidad. La utilización de Modelos VAR y variables en diferencias logarítmicas pretende evitar el problema de regresión espuria ya que, citando a Harris (1995), la utilización de variables en diferencias puede evitar el problema de regresión espuria. Sin embargo, esta manera de proceder también eliminará cualquier relación de largo plazo.

Kwon y Shin (1999) indican que *si las variables económicas están significativa y consistentemente bien valoradas y reflejadas en el rendimiento de los mercados financieros, entonces deberían estar cointegradas. Si no lo están, podríamos concluir que el mercado de acciones no proporciona señales sobre la actividad real.* Si las variables están cointegradas, sería mejor realizar VECM en lugar de regresiones simples.

Nasseh y Strauss (2000) utilizan el Test de Cointegración de Johansen para demostrar que el nivel de precios de las acciones está significativamente relacionado con la producción industrial, las denominados *business surveys of manufacturing orders* y los tipos de interés a corto y largo plazo. Los resultados obtenidos son consistentes con la creencia, respaldada por los modelos teóricos antes mencionados, de que los rendimientos bursátiles reflejan expectativas sobre futuros *cash flows* que dependen de futuros cambios en la producción. Procedimientos de descomposición de la varianza muestran que las variables macroeconómicas explican una parte sustancial de la variabilidad del precio de las acciones. Este análisis lo realiza comprobando tanto las interrelaciones entre variables domésticas como las influencias de las variables de otras economías.

Kwon (1999) investiga si la actividad económica de Korea puede explicar el rendi-

miento del mercado de acciones utilizando un test de cointegración y un test de causalidad de Granger, a partir de un modelo de corrección de errores. Tras el análisis empírico, se constata que los mercados de acciones Koreanos reflejan las variables macroeconómicas en los precios de los índices bursátiles entre el periodo comprendido entre 1980-1982. El test de cointegración muestra que el conjunto de las siguientes variables proporciona una relación directa a largo plazo de equilibrio con cada índice bursátil: IPI, Tipo de Cambio, Balanza comercial, y oferta de dinero M1 con frecuencias mensuales. Sin embargo, en su análisis los índices de acciones no son un buen *leading indicator* de las variables económicas separadamente, lo cual según el autor es inconsistente con los anteriores estudios como hemos visto.

La metodología que se utiliza en este artículo, parte al igual que Peiró (1996), del test de raíces unitarias *Augmented Dickey Fuller* incluyendo una tendencia determinística.

Para comprobar la cointegración existente entre las variables utiliza un modelo de corrección de errores basado en Engle y Granger (1987). Realiza el análisis en dos etapas: En primer lugar, comprueban el rechazo del test de raíces unitarias pero no menciona si realiza las recomendaciones de Dickey y Pantula (1987). Una vez comprobada la estacionariedad de las series en diferencias logarítmicas. Se procede a una estimación por MCO y se comprueba si los residuos de la regresión son estacionarios.

La representación teórica del modelo de corrección de errores viene sintetizada por la siguiente expresión:

$$\Delta X_t = \alpha + B(L)X_{t-1} + d'(e_{t-1}) + \eta_t \quad (12)$$

- X_t es un vector de $n \times t$ variables. α es un vector de $n \times t$ constantes.
- $B(L)$ es el polinomio de retardos.
- e_{t-1} Vector $n \times t$ de términos de corrección de error. Vector η_t $n \times t$ de residuos.

Nasseh y Strauss (2000) bajo un contexto multivariante de cointegración analizan las posibles relaciones existentes entre el nivel de precios de los índices bursátiles y la actividad macroeconómica tanto internacional como doméstica. Utilizan el procedimiento de Johansen que consideran más potente que el test de Engle-Granger válido sólo en un contexto univariante. Su análisis se centra en el periodo 1962-1995 para seis economías europeas: Francia, Alemania, Italia, Países Bajos, Suiza e Inglaterra. Utilizan datos trimestrales para las variables siguientes: *Real Industrial Producción Index*. Datos ajustados

estacionalmente la utilizan para reflejar el estado actual de la actividad industrial. *Business surveys of Manufacturing orders*. Datos ajustados estacionalmente. Teóricamente este índice es un *leading indicator* de la actividad macroeconómica. Utilizan el precio de los índices en términos nominales. El *Consumer Price Index* ajustado estacionalmente se utiliza para tener en cuenta las innovaciones producidas en cambios de los precios nominales. El *Money Market* y el *Call interest rate* se utilizan como medidas de tipos de interés a corto y largo plazo respectivamente.

El análisis empírico realizado por estos autores está basado en los modelos teóricos de Balvers (1990) y Canova *et al.* (1995). Estos, entre otros modelos teóricos que ya hemos mencionado con anterioridad, pueden ser utilizados para explicar la cointegración entre el precio de las acciones, los tipos de interés y la actividad macroeconómica doméstica e internacional.

La metodología utilizada, como se ha comentado, es la de Johansen (1988,1991). El test de Johansen permite identificar el número de relaciones cointegrantes o de largo plazo entre los datos.

Si un sistema contiene N variables endógenas que son integradas de orden uno, un sistema VAR N -dimensional puede expresarse como un Modelo de Vectores de Corrección de Errores (VECM):

$$\Delta X_t = \mu + \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta \Pi_{t-k+1} - \Gamma_{t-k} \Pi_{t-k} + \varepsilon_t \quad (13)$$

- μ es un vector de constantes que permite tendencia determinística.
- Π Es la matriz que contiene la información a largo plazo que contienen los datos.
- El número de relaciones cointegrantes r debe estar comprendido entre $0 < \text{rango}(\Pi) < N$. Si el rango cointegrante es igual a cero, entonces, no existen relaciones de equilibrio cointegradas y por tanto las ecuaciones deberían diferenciarse.

Nasseh y Strauss también utilizan métodos de descomposición de la varianza para mostrar qué factores macroeconómicos son capaces de explicar una parte sustancial del precio de las acciones en el horizonte de uno a cuatro años. La descomposición de la varianza se construye a partir de un VAR con residuos ortogonalizados. Esto permite mostrar

directamente la contribución de las variables macroeconómicas en su poder predictivo respecto a la varianza de los precios de los índices bursátiles. Los autores citan a Sims (1980), Litterman et al. (1985) y Watson (1994) entre otros. Los métodos de descomposición de la varianza muestran que la actividad doméstica e internacional puede predecir entre el 37% y el 82% del precio de las acciones después de cuatro años. Los resultados varían en función de la economía analizada. Adicionalmente, estos métodos de descomposición de la varianza muestran que utilizando un VECM, en lugar de un VAR, la variabilidad explicada es mayor.

Las conclusiones a las que llegan Nasseh y Strauss son concluyentes. Existe una fuerte relación de cointegración entre el precio de las acciones y las variables macroeconómicas, tanto domésticas como internacionales, en todas las economías consideradas.

Los tipos de interés, la producción y los precios de los índices bursátiles alemanes tienen efectos significativos sobre el resto de economías. Los tipos de interés a largo plazo están negativamente influenciados con el precio de las acciones y esto es consistente dado su papel de factor de descuento. Sin embargo, los tipos de interés a corto están relacionados positivamente con el precio de las acciones. Este último resultado es contradictorio con los resultados de Peiró (1996). En sus regresiones, tanto los tipos a largo como a corto mostraban una relación inversa con los rendimientos de las acciones.

Dado que la actividad macroeconómica europea está cada vez más integrada, y dada la evidencia empírica de las relaciones de cointegración entre las variables macroeconómicas y el precio de los índices bursátiles, es probable que los mercados de acciones estén íntimamente unidos. Por tanto, a mayor integración económica, mayores serán los comovimientos financieros. Peiró (2002) muestra evidencia de comovimientos entre las variables de la economía real. Por otra parte, Jeon (1990) y Cheung *et al.* (1998) analizan los comovimientos entre los mercados financieros.

McMillan (2001) recientemente ha implementado un análisis similar al de Nasseh y Strauss pero centralizando su análisis en el mercado USA. Utilizando datos mensuales para el periodo 1970-2000 llega a resultados muy similares a los obtenidos por los mencionados autores.

5. Relaciones No Lineales y Asimetrías.

Para finalizar la revisión bibliográfica, he considerado relevante incluir aunque brevemente un conjunto de trabajos que consideran la existencia de no linealidades entre las variables analizadas en este trabajo.

Los trabajos son Henry (2003) y Hiemstra y Kramer (1997) y Andreou *et al.* (2000). La inclusión de la metodología utilizada en este tipo de trabajos enriquecería el futuro trabajo de la Tesis y se proponen, como mencionaremos en el análisis empírico, junto con el análisis de cointegración como un avance en la comprensión de la teoría económico-financiera.

Algunos autores argumentan que los rendimientos de los índices bursátiles son más útiles como *leading indicator* cuando la economía está en recesión Henry *et al.* (2003).

Henry (2003) descubre evidencias de no linealidad en datos de panel. En su trabajo se indica que los rendimientos son más útiles como *leading indicator* en recesiones. Una relación lineal a través de cualquier forma funcional impone relaciones simétricas entre los *shocks* tanto positivos como negativos. Respuesta simétrica a *shocks* implica que sólo el tamaño y no el signo de innovaciones en el *output* son importantes en su crecimiento. Estos autores argumentan que la linealidad no es del todo correcta. Para relajar el supuesto de simetría emplean el *Current Depth of Recession* o CDR en un modelo VAR recogiendo la posible asimetría en el crecimiento del *output*:

$$CDR_{i,t} = \max\{X_{i,t-s}\}_{s=0}^t - X_{i,t}$$
$$x_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \beta_i' r_{t-i} + \sum_{i=1}^n \gamma_i' x_{t-i} + \sum_{l=1}^r \lambda_l CDR_{i,t-l} + \varepsilon_t \quad (14)$$

x_t es la tasa de crecimiento logarítmico del GDP. r_t es la tasa de crecimiento log-rendimientos. Este CDR refleja lo que se conoce como efecto *bounce-back*, es decir, que la tasa de crecimiento del output se recupera fuertemente tras una reciente recesión. Aproximadamente, lo que hacen es tratar el nivel máximo de output como un atractor que influye en la dinámica de su crecimiento cuando el output cae por debajo de su anterior pico o máximo. Si no se tiene en cuenta la asimetría, se puede incurrir en una mala especificación entre el crecimiento y el rendimiento de las acciones.

Hiemstra y Kramer (1997) señalan que los tradicionales modelos de valoración de activos establecen los siguientes supuestos:

- Existencia de relaciones lineales entre los rendimientos de los activos financieros y los factores macroeconómicos utilizados como variables estado.
- Otro supuesto de este tipo de modelos es que los factores macroeconómicos son exógenos a los rendimientos.

Estos autores argumentan que para el conjunto de factores macroeconómicos comúnmente utilizados en estas aplicaciones, ambos supuestos van en contra de tanto de la evidencia empírica como de la intuición económica. Su metodología se basa en la aplicación de test de causalidad de Granger lineales y no lineales. En su aplicación constatan la existencia de *feedbacks* lineales y no lineales entre los rendimientos de las acciones y los factores macroeconómicos.

El trabajo de Hiemstra y Kramer supone un complemento al trabajo de Bansal y Viswanathan (1993) que analizan cuestiones similares en un contexto de optimización dinámica.

La metodología utilizada es, por un lado, los mencionados test de causalidad de Granger directos, donde se evalúa la hipótesis que una variable Y no causa estrictamente a otra variable X . Por otro lado, test de causalidad no lineales de Granger propuestos por Baek y Brock (1992) que se centran en las correlaciones cruzadas. Para contrastar la causalidad de Granger no lineal, el test se realiza sobre los residuos del VAR asociado a las variables analizadas. Cuando se eliminan los efectos lineales de esta manera y se aplica el test Baek y Brock sobre los residuos, cualquier rechazo de la hipótesis nula de no causalidad puede interpretarse como la existencia de causalidad no lineal en el sentido de Granger.

Brevemente, las conclusiones a las que llegan estos autores son:

- Los modelos lineales que utilizan los factores macroeconómicos como variables exógenas están probablemente mal especificados. Hay un *feedback* entre los rendimientos y los macrofactores y, al menos uno de estos *feedback*, es no lineales.
- Existe más evidencia de interrelaciones entre los factores macroeconómicos y los rendimientos bursátiles de los que podrían inducirse de un modelo lineal.
- La existencia de relaciones de causalidad no lineales entre la macroeconomía y los rendimientos bursátiles implica que la dinámica no lineal de los rendimientos puede venir determinada por un proceso económico complicado.

Andreou *et al.*(2002) citan los trabajos de Teräsvirta (1987) y Öcal y Osborn

(2000) donde se presenta evidencia que series de producción industrial para UK y USA están caracterizadas por no linealidades en la media condicional. Por otra parte, existe abundante evidencia que la varianza condicional del precio de las acciones es Heteroscedástica. En su análisis, en primer lugar, se aplica el test BDS de Brock *et al.*(1996) para contrastar el carácter *iid* de los residuos. En todos los casos se rechazó la hipótesis nula de independencia e idénticamente distribuidos. Por otra parte, aplican los denominados RESET test, Ramsey (1974), y NEURONAL NET test, Lee, White y Granger (1993), con el objetivo de comprobar la existencia de no linealidades relacionadas con la media condicional. También se analiza la existencia de no linealidades en la varianza condicional y realizan el denominado ARCH test de Engle (1982). Todos los test están realizados a partir de un AR(p) ajustado por *outliers*. Andreou *et al.* No detectan no linealidades en la media condicional de la producción industrial para ningún país pero sí detectan evidencia de efecto ARCH al 5de significación. La manera de analizar las no linealidades o asimetrías es introducir una variable *dummy* que toma el valor 1 cuando la economía entra en recesión y cero en cualquier otro caso. El criterio para discernir si estamos en recesión es el que establece Artis, Kontelemis y Osborn (1997). El análisis para detectar asimetrías lo analizan tanto para volatilidades como para rentabilidades.

Por último, y para finalizar este apartado, quisiera mencionar el trabajo de Hamilton y Ling (1996) por el uso de una metodología no mencionada hasta el momento. Estos autores, parten de la existencia de variables inobservables o latentes que caracterizan el estado de la economía y que determinan tanto la media del IPI como la escala de la volatilidad de las acciones. Su modelo trata de predecir los diferentes *turning points* de la economía. La metodología está basada en el uso de las denominadas cadenas de Markov.

6. Líneas de Investigación Abiertas

El análisis de la relación causa-efecto es de gran complejidad y, en cierta medida, presenta connotaciones de carácter filosófico. Por una parte, las variables pueden presentar un patrón en sus relaciones en el corto plazo y otro diferente en el largo plazo.

Como señalan Hiemstra y Kramer (1997) muchos modelos teóricos tratan a las variables *it proxy* de la economía real como variables exógenas. En muchas ocasiones no estaremos seguros del grado de endogeneidad o exogeneidad de las variables. El primer paso en la tarea investigadora será utilizar un modelo VAR o de vectores autorregresivos ya que, en principio, trata a todas las variables de un sistema como variables endógenas. El contraste del grado de exogeneidad de las variables es de vital importancia para nuestro análisis ya que afecta a la consistencia y eficiencia de los estimadores y a la capacidad predictiva de unas variables respecto de otras. Por tanto, para la futura tarea investigadora se propone analizar el grado de exogeneidad de las variables distinguiendo entre: Endogeneidad, Exogeneidad fuerte, débil y Super exogeneidad.

Adicionalmente, propongo implementar un análisis de cointegración basado en las técnicas econométricas de Engle-Granger y Johansen. Si las variables están cointegradas, como parece mostrar la evidencia empírica expuesta en los anteriores apartados, entonces podemos aceptar que en el largo plazo existe una tendencia común entre la evolución de la economía real y los índices bursátiles.

Como indicábamos en la introducción la gran mayoría de autores utiliza la causalidad en el sentido Granger.

Para poder emplear el concepto de causalidad de Granger es necesario determinar el modelo a estimar, teniendo en cuenta dos posibilidades:

- La primera se produce cuando las variables están cointegradas, lo que indica que el análisis debe desarrollarse en base a un modelo de corrección de errores (ECM).
- Si las variables no están cointegradas, lo aconsejable sería un modelo de vectores autorregresivos (VAR).

Si tomamos el concepto de Granger como válido. Debe quedar claro que causalidad en el sentido de Granger tan sólo implica poder predictivo de una variable respecto de otra. Es decir, una variable precede en el tiempo a otra variable y es capaz de predecirla.

Hamilton (1994) indica en general, las series temporales que reflejan un comportamiento *forward looking*, como el precio de las acciones o los tipos de interés, suelen ser excelentes predictores de algunas variables económicas. Así lo hemos comentado en este trabajo en relación al Índice de Producción Industrial y los Rendimientos Bursátiles. Esto claramente no significa que estas series (los tipos de interés o los precios de las acciones) causen el GNP o la inflación. Más bien, los valores de estas series reflejan la mejor información del mercado sobre la evolución del GNP y la inflación.

En el futuro análisis, y respecto a las variables utilizadas, pretendo realizar un análisis integrado de las variables utilizadas por Peiró (1996) y Fama (1990) ya que no sólo se considerarían vértices de la ETTI, mediante la inclusión de tipos a diferentes vencimientos, sino también cambios en su pendiente mediante los *Term Spread*. También se utilizará el *Default Spread*. El análisis econométrico pretendo realizar a diferentes frecuencias: Mensual, Trimestral y Anual.

Por otra parte, se realizará un análisis comparativo de las economías europeas, estadounidense y japonesa. Considero necesario complementar el análisis mediante la inclusión de la volatilidad tanto de las variables económicas como financieras, cuya omisión e interrelación con el resto de variables podría haber estado sesgando desfavorablemente algunos resultados de la literatura precedente.

Por último y como complemento a lo anterior, hemos visto que otros autores señalan la existencia de relaciones no lineales y asimetrías en función del estado del ciclo económico. Se realizarán test de causalidad lineales y no lineales, como el de Baeck y Brock, mencionados en el apartado precedente.

7. Breve Estudio Empírico

7.1. Análisis descriptivo

Disponemos de un conjunto de series temporales obtenidas de la base de datos *International Financial Statistics* del Fondo Monetario Internacional. Las variables utilizadas, en términos logarítmicos, serán las siguientes:

- *Treasury bill Rate*. Se utilizará como tipo a corto plazo.
- *Government Bond Yield*. Se utilizará como tipo a largo plazo.
- *Real Share Prices* base 1995. Lo hemos construido a partir del *Index Share Prices (Line 62)* ajustado estacionalmente y deflactado mediante el *Consumer Index Prices (Line 64)*.
- *Industrial Production* base 1995.

El tamaño muestral comprende desde el primer trimestre de 1970 hasta el tercer trimestre de 2002. El análisis se realiza para las economías USA y Francia.

En el Apéndice presentamos la evolución temporal gráfica de todas las variables. El Precio de las acciones y el índice de producción industrial están en términos logarítmicos. Como vemos, en general, para las dos economías analizadas, la tendencia de los tipos, en el corto y largo plazo, es muy similar. Hasta la década de los 80, los tipos de interés presentan un tendencia al alza. A partir de esta década comienza un proceso generalizado de tipos de interés que llega hasta la actualidad. Respecto a la producción, la tendencia en todo el periodo es creciente aunque a partir del año 2000 comienza una producción a la baja en la producción industrial. El precio de los índices bursátiles presenta una evolución decreciente hasta mediados de los 80, a partir de esta década y hasta el año 2000, aproximadamente, los mercados bursátiles presentan una evolución alcista. También presentamos la tasa de crecimiento logarítmica del IPI y del Índice Bursátil en términos reales. Con ello tan sólo se intenta resaltar la mayor variabilidad de los mercados bursátiles de forma gráfica. En principio, y en el largo plazo, la relación entre las variables es la que esperábamos ⁴:

⁴De nuevo, recomendamos cautela en la interpretación de los resultados del análisis de la relación entre variables ya que es posible que exista una tercera variable que determine el comportamiento del resto. Nuestro análisis se va a centrar en la relación Rendimientos bursátiles, Producción Industrial. Pero hemos incluido los tipos de interés en las correlaciones para sugerir su importancia en futuros análisis.

Cuadro 1: Coeficientes de Correlación

Francia				
	RLIPI	RLSTOCK	RLTL	RLTC
<i>RLIPI</i>	1	0,040	0,232	0,215
<i>RLSTOCK</i>	0,040	1	-0,271	-0,161
<i>RLTL</i>	0,232	-0,271	1	0,462
<i>RLTC</i>	0,215	-0,161	0,462	1
USA				
	RLTL	RLTC	RLSTOCK	RLIPI
<i>RLTL</i>	1	0,606	-0,117	0,291
<i>RLTC</i>	0,606	1	-0,101	0,458
<i>RLSTOCK</i>	-0,117	-0,101	1	0,097
<i>RLIPI</i>	0,291	0,458	0,097	1

Antes de pasar a analizar las relaciones de cointegración presentamos una serie de estimaciones, basadas en la metodología seguida en el trabajo de Fama (1990), para comprobar las relaciones a corto plazo existentes entre la tasa de crecimiento de la producción y el rendimiento de los índices bursátiles:

Regresión (a)

$$RLIPI(t+1) = \beta_0 + \sum_{k=1}^n \beta_k RLSTOCK(t+1-k) + \varepsilon$$

Regresión (b)

$$RLSTOCK(t) = \beta_0 + \sum_{k=1}^n \beta_k RLIPI(t+k) + \varepsilon$$

Las regresiones (a) y (b) son las que realiza Fama (1990), con estas regresiones lo que se intenta mostrar es que los rendimientos bursátiles de un determinado periodo temporal (t) contienen información sobre la tasa futura de producción de diversos periodos, no sólo del periodo siguiente. En número de *leads* o lags los he determinado mediante un criterio *ad-hoc*, ya que tan sólo se incluyen de manera ilustrativa, he escogido tan solo dos *leads* y dos *lags* para cada variable.

A continuación presentamos una Tabla con los resultados de las estimaciones (a) (b) de las expresiones anteriores ⁵:

Cuadro 2: USA 1970:01-2002:03

RLIPI (t+1) (a)				
Variable	Coef.	P-valor	Coef.	P-valor
<i>C</i>	0,006	0,003	0,005	0,006
<i>RLSTOCK(t)</i>	0,096	0,001	0,075	0,001
<i>RLSTOCK(t - 1)</i>			0,071	0,013
<i>R2</i>	0,166		0,243	
<i>AR2</i>	0,160		0,231	
<i>SIC</i>	-5.591		-5.645	
RLSTOCK(t) (b)				
Variable	Coef.	P-valor	Coef.	P-valor
<i>C</i>	-0,003	0,671	-0,006	0,368
<i>RLSTOCK(t)</i>	1,734	0,000	1,184	0,001
<i>RLSTOCK(t - 1)</i>			1,020	0,027
<i>R2</i>	0,170		0,212	
<i>AR2</i>	0,164		0,199	
<i>SIC</i>	-2.718		-2.731	

Las estimaciones se realizan por Mínimos Cuadrados Ordinarios estimando la matriz de varianzas-covarianzas de los estimadores mediante el procedimiento de Newey-West. Quizá y dado el carácter heteroscedástico de los residuos, deberíamos utilizar el método de estimación ha sido el de Cuasi Máxima Verosimilitud y modelizar la varianza condicional mediante un GARCH (p,q) o un EGARCH(p,q) para capturar un posible efecto asimétrico.

Los resultados obtenidos en las estimaciones para USA se aproximan bastante bien a los obtenidos por Fama. Los resultados para Francia, son bastante similares a los que obtendríamos para el resto de economías europeas. Parece que los rendimientos bursátiles tienen un menor contenido informativo sobre la producción que en USA ya que el R^2 es mucho menor así como la significatividad de las variables.

⁵El p-valor es el asociado al t-statistic.

Cuadro 3: Francia 1970:01-2002:03

RLIPI (t+1) (a)				
Variable	Coef.	P-valor	Coef.	P-valor
<i>C</i>	0,004	0,003	0,004	0,005
<i>RLSTOCK(t)</i>	0,032	0,063	0,027	0,103
<i>RLSTOCK(t - 1)</i>			0,016	0,365
<i>R2</i>	0,035		0,043	
<i>AR2</i>	0,028		0,029	
<i>SIC</i>	-5.465		-5.427	
RLSTOCK(t) (b)				
Variable	Coef.	P-valor	Coef.	P-valor
<i>C</i>	0,002	0,786	0,000	0.9756
<i>RLSTOCK(t)</i>	1,111	0,026	1,016	0.0525
<i>RLSTOCK(t - 1)</i>			1,020	0.1945
<i>R2</i>	0,036		0,0491	
<i>AR2</i>	0,028		0,033	
<i>SIC</i>	-1.1911		-1.886	

7.2. Análisis VAR y Causalidad de Granger

Este apartado se centra en la relación de causalidad, en el sentido de Granger, existente entre la Rentabilidad Logarítmica de los Índices Bursátiles y la Tasa de Crecimiento Logarítmica de la Producción Industrial.

Como hemos mencionado anteriormente, el concepto de causalidad de Granger se basa en la idea de que el futuro no puede causar al pasado. Parte de la idea de que la causa es anterior al efecto. Formalmente, decimos que una variable y no causa en sentido Granger a x si para todo $s > 0$ el Error Cuadrático Medio (ECM) de una predicción sobre x_{t+s} basado en información pasada de x es mayor o igual que el ECM basado en información pasada de x e y . Es decir, si restringimos nuestro análisis a funciones lineales, aceptamos que y no causa Granger a x si:

$$ECM[\hat{E}(x_{t+s} \setminus x_t, x_{t-1}, x_{t-2}, \dots)] \leq ECM[\hat{E}(x_{t+s} \setminus x_t, x_{t-1}, x_{t-2}, \dots, y_t, y_{t-1}, y_{t-2}, \dots)]$$

Equivalentemente, podríamos decir que x es exógena, en el contexto de series temporales, respecto a y . Alternativamente y no es linealmente informativa sobre el futuro de x .

Aunque en este documento sólo se analiza la especificación, en el sentido estricto, del test de causalidad de Granger, existe la denominada causalidad instantánea de Granger. Esta establece que, en un determinado periodo t , al añadir al conjunto de información, conocimientos de y_{t+1} mejora la predicción de x_{t+1} .

En un VAR bivariado y no causa Granger a x si los coeficientes de las matrices ϕ_j son triangulares inferiores para todo j :

$$\begin{pmatrix} x_t \\ y_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} c_1 \\ c_2 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \phi_{11}^1 & 0 \\ \phi_{21}^1 & \phi_{22}^1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} x_{t-1} \\ y_{t-1} \end{pmatrix} + \dots + \begin{pmatrix} \phi_{11}^p & 0 \\ \phi_{21}^p & \phi_{22}^p \end{pmatrix} \begin{pmatrix} x_{t-p} \\ y_{t-p} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{pmatrix}$$

Existen otras representaciones equivalentes, por ejemplo, la de Sims (1972). Considero que esta es la más intuitiva. Para realizar el test de causalidad de Granger entre los rendimientos bursátiles y la tasa de crecimiento de la producción industrial, planteo un modelo $VAR(p)$ como el que sigue ⁶:

$$\begin{pmatrix} R_t \\ IPI_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} c_1 \\ c_2 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \phi_{11}^p & \phi_{12}^p \\ \phi_{21}^p & \phi_{22}^p \end{pmatrix} \begin{pmatrix} R_{t-1} \\ IPI_{t-1} \end{pmatrix} + \dots + \begin{pmatrix} \phi_{11}^p & \phi_{12}^p \\ \phi_{21}^p & \phi_{22}^p \end{pmatrix} \begin{pmatrix} R_{t-p} \\ IPI_{t-p} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{pmatrix}$$

Para determinar el orden del modelo $VAR(p)$ existen diversos criterios para seleccionar el número de retardos idóneo ⁷:

- El Error de Predicción Final.
- El criterio de Información de Akaike.
- El criterio de Información de Schwarz.
- El criterio de Información de Hannan-Quinn, etc.

En el Apéndice presentamos las Tablas VAR *Lag Order Selection Criteria* con diversos criterios para seleccionar el orden del VAR, como podemos observar, para Francia, el número de retardos óptimo en el que coinciden la mayor parte de los test es $p = 1$, aunque para USA hay discrepancia entre los criterios también especificaremos el mismo modelo. También adjuntamos los resultados de la estimación del modelo VAR (1) para

⁶R=RLSTOCK, IPI=RLIPI

⁷Los criterios se discuten en Lütkepohl (1991, Section 4.3)

USA y Francia. La representación gráfica de los residuos y la matriz de correlaciones de los residuos.

Respecto al test de causalidad de Granger, lo hemos calculado de diferentes modos. Por un lado incluimos el test de causalidad de Granger bivariado obtenido en E-views. En segundo lugar, calculamos el test de Granger siguiendo las especificaciones de Hamilton (1994).

Para implementar el test de causalidad de Granger y comprobar si los valores observables de una serie y causan Granger a otra variable x . Asumimos un número de rezagos p en un modelo autorregresivo y estimamos la siguiente expresión por MCO:

$$x_t = c + \sum_{j=1}^p \alpha_j x_{t-j} + \sum_{j=1}^p \beta_j y_{t-j} + u_t \quad (15)$$

Entonces calculamos un $F - test$ con la siguiente hipótesis nula:

$H_0 : \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_p = 0$ Una manera de calcular este test es calcular la suma de los cuadrados de los residuos de la expresión (15):

$$RSS1 = \sum_{t=1}^T \hat{u}_t^2$$

Esto se compara con la suma de los cuadrados de los residuos de un proceso autorregresivo para x también calculada por MCO:

$$x_t = c + \sum_{j=1}^p \alpha_j x_{t-j} + e_t$$

$$RSSO = \sum_{t=1}^T \hat{e}_t^2$$

Definamos $S1$ como:

$$S1 = \frac{(RSSO - RSS1) \setminus p}{RSS1 \setminus (T - 2p - 1)}$$

Si $S1$ es mayor que el valor crítico de una distribución $F(p, T - 2p - 1)$, entonces rechazamos la hipótesis nula de que y no causa en sentido Granger a x .

El test anterior tiene una distribución F exacta para una regresión con regresores fijos y perturbaciones Gaussianas. Con valores rezagados de la variable dependiente como en el caso de las regresiones del test de Granger, el test sólo es válido asintóticamente. Un test equivalente asintóticamente viene dado por:

$$S2 = \frac{T(RSS0 - RSS1)}{RSS1}$$

Rechazaremos la hipótesis nula de que y no causa en sentido Granger a x si $S2$ es mayor que los valores críticos para una variable χ_p^2 .

Existen multitud de especificaciones y versiones del test de causalidad de Granger. Geweke, Mece y Dent (1983) a partir de simulaciones Montecarlo sugieren que el test más sencillo y con mayor aplicabilidad es una que está basado en el S2. Así pues, el test que vamos a comentar en las tablas es el S2 cuya distribución teórica es una χ_p^2 , el valor S2 es un valor estimado, en E-views este estadístico estimado se denomina Chi-sq y proporciona el p-valor asociado (Prob.) respecto la distribución teórica. En el cálculo con Excel presento el valor teórico del estadístico χ_p^2 . En el Apéndice presentamos los resultados de la implementación de estos test en una hoja de cálculo contrastando al 5% de significación

8

Respecto a USA, cuando la variable endógena es RLIPI, la hipótesis nula que contrastamos es si RLSTOCK no causa en sentido Granger a RLIPI. Como vemos hasta para tres retardos, rechazamos la hipótesis nula y esto significa que los rendimientos logarítmicos causan Granger a RLIPI. Dado que estamos tratando con variables *forward looking*, este tipo de causalidad tan sólo indica capacidad predictiva de los rendimientos dado su carácter de *leading indicator*. Como vemos los resultados que proporciona el E-views son bastante similares para el mismo test que los calculados en la Hoja de cálculo Excel quizá las pequeñas diferencias se deban al número de decimales escogidos para realizar el cálculo.

Cuando la variable endógena es RLSTOCK, la hipótesis nula que contrastamos es si RLIPI no causa en sentido Granger a RLSTOCK. Tan sólo para el primer retardo

⁸Implementación Test de Granger Excel/Eviews.

parece rechazarse la hipótesis nula. Es decir, si escogemos como válido un VAR(1) existe una relación de causalidad en el sentido de Granger Bidireccional.

Respecto a Francia, cuando la variable endógena es RLIPI también hasta para tres retardos, rechazamos la hipótesis nula. Esto significa que los rendimientos logarítmicos causan Granger a RLIPI. Nótese que para USA no existía discrepancia entre los resultados $F(p, T - 2p - 1)$ y χ_p^2 . Sin embargo, para Francia sí. Cuando la variable endógena es RLSTOCK, para cualquier retardo obtenemos que no existe relación de causalidad.

Para finalizar este apartado tan sólo señalar que los resultados del test de causalidad de Granger pueden ser sorprendentemente sensitivos a la elección del número de retardos.

7.3. Análisis de Cointegración

En este Apartado vamos a realizar dos contrastes de Cointegración diferentes: El contraste de Engle-Granger y el Contraste de Johansen. Antes de realizar el análisis de cointegración es necesario contrastar la hipótesis de raíz unitaria. El análisis también se centrará en la producción industrial y los rendimientos bursátiles.

Aunque no se incluye en los resultados se procedió a analizar las funciones de autocorrelación. Las series presentan un coeficiente de autocorrelación parcial muy cercano a 1 siendo los restantes coeficientes cercanos a cero. El estadístico de Ljung-Box asociado es siempre altamente significativo. Por otra parte, la función de autocorrelación simple tendía a cero muy lentamente. Estos resultados preliminares son indicio de la potencial presencia de una raíz unitaria.

Dado que el análisis de los autocorrelogramas no representa una prueba formal, la prueba que se empleará para detectar la presencia de raíces unitarias es la prueba de Dickey Fuller Aumentada (ADF).

La selección del número de retardos incluidos en la prueba se determina según el criterio de menor SIC partiendo de un número arbitrario de retardos igual a doce.

Considerando que el proceso generador de datos es de tipo autorregresivo, podemos encontrar las siguientes posibilidades en la especificación del test: Con intercepto, con intercepto y tendencia o Sin intercepto y sin tendencia.

La especificación del test de raíces unitarias es importante porque posteriormente determinará la manera más adecuada de especificar el Vector de Corrección de Errores. Al igual que Peiró (1996) se considerará el test de raíces unitarias con intercepto pero sin tendencia. Esta especificación podría matizarse ya que algunas series tales como el índice de producción industrial sí parecen presentar una tendencia determinística significativa. Aún así en el test de raíces unitarias se omitirá la posible existencia de tendencia determinística.

Dado que los valores críticos que proporciona Eviews sólo son aplicables sobre las series verdaderas y no sobre sus estimaciones y, dado que los residuos son una estimación de la verdadera perturbación que desconocemos, no utilizamos los valores críticos proporcionados por Eviews sino los tabulados por MacKinnon ⁹.

A continuación presentamos una tabla con los estadísticos asociados al test ADF. Para todas las variables analizadas al 5 por ciento de significación no se rechaza la hipótesis nula de raíz unitaria en niveles. Aunque el test de las variables en diferencias no se presenta, todos los test indicaban que éstas eran $I(0)$:

Cuadro 4: Raíces Unitarias

Francia		
Variable	N.Retardos	Estadístico
<i>LIPI</i>	1	-1,918819
<i>LSTOCK</i>	1	-1.090061
USA		
Variable	N.Retardos	Estadístico
<i>LIPI</i>	1	-0.652521
<i>LSTOCK</i>	1	-0.814718

El test de Engle-Granger es un test que se realiza en dos etapas. En primer lugar, realizamos una regresión por Mínimos Cuadrados Ordinarios. En segundo lugar, comprobamos a través del análisis si las variables no están cointegradas. El valor teórico del estadístico al 5 % lo hemos obtenido de MacKinnon (1996). En resumen, el test de de cointegración entre dos variables equivale a analizar la estacionariedad de los residuos del

⁹Para el calculo de los t-statistic he utilizado un programa en FORTRAN proporcionado por MacKinnon (1996)

modelo que las relaciona. En las regresiones presentamos el valor del coeficiente estimado, el t-statistic y el p-valor asociado al t-statistic ().

Cuadro 5: Engle Granger

Francia			
Método Mínimos Cuadrados Ordinarios			
Muestra:1970:1-2002:3			
V.Dep	C	Beta	V.Ex.
LIPI	3.811297	0.160069	LSTOCK
	58.166	10.8868	
	(0.000)	(0.0000)	
$DW = 0,0046 \quad R^2 Adj = 0,477 \quad SIC = -1,6969$			

Cuadro 6: Test Unit Root For Resid

N. RETARDOS	ESTADÍSTICO	Obs	ESTADÍSTICO AL 5 %
1	-3.04	129	-3.3840

Cuadro 7: Engle Granger

USA			
Método Mínimos Cuadrados Ordinarios			
Muestra:1970:1-2002:3			
V.Dep	C	Beta	V.Ex.
LIPI	2.8145	0.3722	LSTOCK
	31.557	17.8984	
	(0.000)	(0.0000)	
$DW = 0,00465 \quad R^2 Adj = 0,71069 \quad SIC = -1,1329$			

Según Granger y Newbold (1974) son regresiones espurias las existentes entre dos variables que presentan las siguientes características:

- No mantienen entre sí una relación causal.
- La estimación de un modelo econométrico temporal, que relaciona a una de ellas con la otra, proporciona:

Cuadro 8: Test Unit Root For Resid

N. RETARDOS	ESTADÍSTICO	Obs	ESTADÍSTICO AL 5%
1	-2.068	129	-3.3840

- Una elevada bondad de ajuste.
- Un valor del estadístico Durbin Watson, DW, excesivamente bajo. Muy inferior al valor 2 que correspondería a la ausencia de autocorrelación e inferior al límite inferior del test DW.

En principio y según estos resultados RLIPI y RLSTOCK no están cointegrados. Veamos los resultados del test de Johansen.

Johansen aplica máxima verosimilitud a un modelo VAR suponiendo que los errores están normalmente distribuidos. Este test contrasta el número total de vectores de cointegración. Como hemos mencionado en apartados anteriores si existen k variables endógenas, de tipo $I(1)$, pueden existir desde cero hasta $k-1$ relaciones de cointegración linealmente independientes. A la hora de especificar el test de cointegración existen diversas posibilidades.

Presentamos los resultados obtenidos en función de diferentes especificaciones a pesar de que cada especificación implica suponer un modelo totalmente diferente respecto del resto. Las hipótesis nulas incluidas en estas especificaciones están anidadas. Dado un rango particular de relaciones de cointegración, se presentan por orden de menor a mayor restricción en el comportamiento del modelo. Por tanto, la última sería la más restrictiva. Es importante distinguir si el modelo considerado presenta constante, tendencia, etc. Su importancia se debe a que en función de nuestra especificación estaremos suponiendo cointegración estocástica o determinística.

Aunque alguno de ellos carezca de sentido económico hemos incluido diferentes especificaciones para comprobar que, tanto para Francia como para USA, no encontramos ningún vector de cointegración entre las variables. Los resultados en esta ocasión son congruentes con los de Engle-Granger.

El primer test calculado es el test LR (ratio de verosimilitudes) cuya expresión

viene caracterizada por:

$$Q_r = -T \sum_{i=r+1}^k \log(1 - \lambda_i)$$

$$r = 0, 1, \dots, K - 1$$

λ_i el i -ésimo mayor autovalor.

$H_1(r)$ frente $H_1(k)$ Valores críticos que presentan Osterwald-Lenum (1992).

El segundo bloque de resultados es el *Maximum Eigenvalue Statistic* que contrasta la hipótesis nula de r relaciones de cointegración frente a la alternativa $r + 1$ relaciones de cointegración. El test se computa de la siguiente forma¹⁰:

$$LR_{max}(r) = -T \log(1 - \lambda_{r+1}) = LR(r) - LR(r + 1)$$

$$r = 0, 1, \dots, K - 1$$

El número de retardos a incluir se ha escogido en función del criterio de menor SIC llegando a un número de retardos $p = 1$. Los resultados sintetizados son:

Cuadro 9: Johansen

Sample: 1970:1 2002:3 Francia				
Included observations: 123				
Series: LIPI LSTOCK				
Lags interval: 1 to 1				
Selected (5% level)	Number of Cointegrating Relations by Model (columns)			
TEST	1	2	3	4
Trace	0	0	0	0
Max-Eig	0	0	0	0

Para finalizar este apartado, quisiera remarcar que los resultados del análisis de cointegración han de tomarse con cautela. En primer lugar, quizá el tamaño muestral no sea el adecuado. En segundo lugar, el modelo pueda estar mal especificado. En tercer lugar, otros autores como Kwon y Shin (1999) obtienen un resultado, ya comentado, paradójico. El análisis bivalente rechaza la existencia de relaciones de cointegración entre las variables pero acepta la cointegración entre todo el conjunto de variables consideradas en su análisis.

¹⁰Ver Cuadro Especificación Johansen en el Apéndice.

Cuadro 10: Johansen

Sample: 1970:1 2002:3 USA				
Included observations: 129				
Series: LIPI LSTOCK				
Lags interval: 1 to 1				
Selected (5 % level) Number of Cointegrating Relations by Model (columns)				
TEST	1	2	3	4
Trace	0	0	0	0
Max-Eig	0	0	0	0

7.4. Cambio estructural

Como señalábamos en la revisión bibliográfica, Binswanger (2000) señala que la capacidad de los rendimientos bursátiles como buen *leading indicator* para USA se diluye a mediados de los 80. Analicemos los gráficos de puntos incluidos en el Apéndice.

Podemos observar que existe un punto de inflexión que corresponde al inicio de la década de los 80 que cambia el signo de la relación entre las variables.

Si existe cambio estructural a partir de los 80 debería incluirse este hecho en las estimaciones. A continuación, presentamos una regresión del IPI frente a dos retardos del Rendimiento Bursátil. Incluimos una variable dummy (Y) que toma el valor 1 a partir de la década de los 80 y 0 en el resto de observaciones:

En los dos casos el signo del coeficiente es negativo y aunque significativo, al 5 %, está muy próximo a cero. Binswanger (2000) apunta que el cambio estructural se produce a mediados de los 80. Dado que no sabemos exactamente cuando se produce el cambio estructural, para analizar la estabilidad del modelo hemos utilizado la estimación recursiva de los coeficientes. Es decir, estimamos el modelo para distintos tamaños muestrales. Aunque no entraremos a detallar este tipo de análisis cuyos gráficos incluimos en el Apéndice, parece ser que para USA el cambio estructural se produce a principios de los 80. Sin embargo, para Francia, basándonos también en la inspección gráfica de la estimación recursiva de los residuos, el cambio estructural se parece producirse a mediados de los 70. Aunque también podríamos aceptar que el cambio estructural se produce a principios de los 80. Es a precisamente a partir de aquí, donde los coeficientes estimados parecen estabilizarse.

Cuadro 11: Cambio Estructural USA

Dependent Variable: RLIPI
Method: Least Squares
Sample(adjusted): 1970:4 2002:3
Newey-West Standard Errors & Covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.010079	0.003365	2.995457	0.0033
RLSTOCK(-1)	0.080669	0.021710	3.715766	0.0003
RLSTOCK(-2)	0.078453	0.027953	2.806613	0.0058
Y	-0.006807	0.003468	-1.962907	0.0519
R-squared	0.280257		SIC	-5.657257
Adj. R-squared	0.262844		DW stat	1.255067

Cuadro 12: Cambio Estructural Francia

Dependent Variable: RLIPI
Method: Least Squares
Sample(adjusted): 1970:4 2002:3
Newey-West Standard Errors & Covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.009102	0.003431	2.652956	0.0090
RLSTOCK(-1)	0.030592	0.015536	1.969144	0.0512
RLSTOCK(-2)	0.021245	0.017823	1.191982	0.2355
Y	-0.007149	0.003489	-2.048742	0.0426
R-squared	0.084627		SIC	-5.433827
Adj. R-squared	0.062481		DW stat	1.888573

Como vemos los coeficientes se estabilizan en torno a un valor cercano a cero. Otros test para contrastar la estabilidad del modelo son: El contraste RESET de Ramsey, el test de CHOW, el estadístico CUMSUM, etc.

8. Conclusiones

A lo largo de este trabajo, hemos comprobado que la descripción de las interrelaciones existentes entre la denominada economía real y los índices bursátiles requiere un análisis multivariante.

Las variables principales objeto de estudio son tres: Índice de Producción Industrial, Rendimientos Bursátiles y Tipos de interés a corto y largo plazo.

En ocasiones, las interrelaciones entre las variables económico financieras revierte en patrones complejos y de carácter no lineal.

El análisis de cointegración, en un entorno bivariante, parece aceptar la hipótesis nula de no cointegración de las variables en niveles. Sin embargo, en un entorno multivariante, las variables parecen estar cointegradas.

Líneas de investigación futuras deben englobar tanto las tasas de crecimiento de las variables como los momentos de segundo orden (volatilidades).

El análisis de causalidad de Granger es de vital importancia en la medida en que nos indica el orden de precedencia en el tiempo entre las variables y es útil para comprobar la capacidad predictiva entre las variables.

Dado que el análisis de causalidad es complejo, en primer lugar, se debe realizar test de causalidad lineales y no lineales y determinar el grado de endogeneidad, exogeneidad entre las variables.

Por último, y como hemos visto, la existencia de cambios estructurales a principios de los 80, la existencia de burbujas financieras, el proceso de globalización, la política monetaria y la omisión de variables relevantes son puntos clave que pueden estar sesgando los resultados, y que se deben tener en cuenta a la hora de extraer conclusiones.

Referencias

- [1] Andreou, E., Desiano, R., Sensier M. (2001) The Behaviour of the Stock Returns and Interest Rates over The Business Cycle in the US and UK. *Applied Economics Letters* 8: 233-38.
- [2] Andreou, E., Desiano, R., Sensier M. (2000) A Comparison of Statistical Properties of Financial Variables in the USA, UK and Germany over the Business Cycle. *Center for Growth and Business Cycle Research School of Economic Studies. University of Manchester.*
- [3] Artis, D. et al. (1997) Business cycles G7 and European Countries. *Journal of Business* 70: 249-279.
- [4] Baeck, E.G. y Brock W.A. (1992) A general test for nonlinear Granger causality. *Unpublished manuscript. Iowa State University and University of Wisconsin: Departament of Economics.*
- [5] Baeck, E.G. y Brock W.A. (1992) A non parametric test for independence of a multivariate time series. *Statistica Cínica* 2: 137-156.
- [6] Balvers et al. (1990) Predicting Stock Returns in an efficient market. *Journal of Finance* 45: 1109-1128.
- [7] Bansal, R.y Vinswanathan S. (1993) A new approach to international arbitrage pricing. *Journal of Finance* 48: 1719-1748.
- [8] Bansal, R. y Vinswanathan S. (1993) No arbitrage and arbitrage pricing: a new approach. *Journal of Finance* 48: 1231-1262.
- [9] Barro (1990) The stock market and the investment. *Review of Financial Studies* 3: 115-131.
- [10] Binswanger, M. (2000) Stock returns and real activity: is there still a conection?. *Applied Financial Economics* 10: 379-387.
- [11] Black, A.J. (2000) Expected returns and business conditions: a commentary on Fama and French. *Applied Financial Economics* 10: 389-400.
- [12] Boulier, B.L. et al. (2001) The term Spread as a cyclical indicator: a forecasting evaluation. *Applied Financial Economics* 10: 379-387.
- [13] Breeden, D. T. (1986) Consumption, produccion, inflation, and interest rates: A synthesis. *Journal of Financial Economics* 16: 3-39.
- [14] Brock, W.A. (1982) Asset Prices in an exchange economy. *Mc Call, ed: The economics of information and Uncertainty. University of Chicago Press, Chicago, IL.*

- [15] Canova *et al.* (1995) Stock returns and real activity: a structural approach. *European Economic Review* 39: 981-1015.
- [16] Campbell, J.Y. (1987) Stock Returns and Term Structure. *Journal of Financial Economics* 18: 373-399.
- [17] Campbell, Y.J., Lo, W.A., MacKinley, C.A. (1997) The Econometrics of Financial Markets. *Princeton University Press* 10: 413-424.
- [18] Campbell et al. (2001) Have individual Stocks Become more Volatile? An empirical exploration of idiosyncratic Risk. *Journal of Finance* 56: 1-43.
- [19] Chen, N. Roll, R., Ross S. (1986) Economic forces and the stock market. *Journal of Business* 56: 383-403.
- [20] Chen, N. (1989) Financial Investment oportunities and real economy. *Working Paper N° 266. Center for Research in Security Prices, University of Chicago.*
- [21] Cheung Y.W., Kon S.L. Macroeconomic Determinants of Long-term Stock Market Comovements Among Major EMS Countries. *Applied Financial Economics* 9: 73-85.
- [22] Clark, T.E., McCracken M.W. (1999) Test of Equal Forecast Accuracy and Ecompassig for Nested Models. *Working Paper N° 99-11. Federal Reserve of Bank of Kansas city.*
- [23] Cochrane, J.H. (1991) Production based asset pricing and the link between stock returns and Economic Fluctuations. *Journal of Finance* 46: 209-237.
- [24] Cochrane, J.H. (2001) Asset Pricing. *Princeton University Press* 20:387-453.
- [25] Cox, J.C. et al. (1985) An Intertemporal general equilibrium model of asset prices. *Econométrica* 53: 363-384.
- [26] Cutler, D.M. et alia. (1989) What moves stock prices? *Journal of Portfolio management. Spring:* 4-12.
- [27] Dickey D.A. y Pantula S.G. (1987) Determining the order of differencing in autorregressive processes. *Journal of Business and Economic Statistics* 15: 455-461.
- [28] Dueker, M.J. (1991) The News Effect of Time Varying Kurtosis on Stock Returns. *Working Paper University of Washington.*
- [29] Engle, R.F. (1982) Autorregressive Conditional Heterocedasticity with estimates of the variance of the United Kingdom inflation. *Econometrica* 49: 1057-1072.
- [30] Engle R.F., Granger C.W.J. (1987) Cointegration and Error correction: Representation, estimation and testing. *Econometrica* 35: 143-159.

- [31] Estrella A., Hardouveus G.A. (1991) The Term Structure as a Predictor of Real Economic Activity. *Journal of Finance* 2: 555-576.
- [32] Fama, E.F. (1981) Stock Returns, Inflation, and Money. *American Economic Review* 71: 545-565.
- [33] Fama, E.F. (1990) Stock Returns, Expected Returns, and Real Activity. *Journal of Finance* 45: 1089-1108.
- [34] Fama, E.F., French, K.R. (1989) Business conditions and expected returns on stocks and Bonds. *Journal of Financial Economics* 25: 23-49.
- [35] Fama E.F., French, K.R. (1993) Common risk factors in the returns on stocks and bonds. *Journal of Financial Economics* 33: 3-56.
- [36] Fama, E.F., French, K.R. (2001) Disappearing Dividends: Changing firm characteristics or lower propensity to pay?. *Journal of Financial Economics* 60: 3-43.
- [37] Fuller, W. A. (1976) Introduction to Statistical Time Series. *New York: John Wiley*.
- [38] Geweke, Meese, and Dent (1983) Comparing Alternative Tests of Causality in Temporal Systems. *Journal of Econometrics* 21: 161-194
- [39] Guo, Hui (2001) Stock Market Returns, Volatility, and Future Output. *The federal Reserve Bank of Sant Louis*.
- [40] Guo, H. (2002) Understanding the Risk Return Trade off in the Stock Market. Working Paper N° 2002-001A. *Federal Reserve Bank of Sant Louis*.
- [41] Hamilton, J. (1994) Time Series Análisis. *Princeton University. Págs.:* 291-350.
- [42] Hamilton, D.H., Lin,G. (1996) Stock market volatility and the business cycle. *Journal of Applied Econometrics* 11: 573-593.
- [43] Hansen L.P. (1982) Large Sample Properties of generalized method of moments estimators. *Econometrica* 50: 1029-1054.
- [44] Hansen L.P. y Hodrick R.J. (1980) Forward exchange rates as optimal predictors of future spot rates: An econometric analysis. *Journal of Political Economy* 88: 829-853.
- [45] Harris, R. (1995) Using Cointegration Analisis in Econometric Modelling. *Prentice Hall, Harvester Wheatsheaf*.
- [46] Henry, O.T. et alia (2003) Do Stock Market Returns Predict Changes to Output? Evidence from Nonlinear Panel Data Model. *Department of Economics. University of Melbourne. Melbourne Victoria 3010 Australia. Research Paper N° 868*.
- [47] Himiestra, C. y Kramer, CH. (1997) Nonlinearity and Endogeneity in Macro Asset Pricing. *Studies in Nonlinear Dinamics and Econometrics* 2: 61-76.

- [48] Jensen, G.R. et alia (1996) Business conditions, monetary policy, and expected security returns. *Journal of Financial Economics* 40: 213-237.
- [49] Jeon, B.N. y von Furstenberg, G. (1990) Growing International Comovement in stock prices indexes. *Quarterly Review of Economics and Business* 30: 15-30.
- [50] Johansen, S. (1988) Statistical applications of cointegrated vectors. *Journal of Economics and Dynamics and Control* 12: 231-254.
- [51] Johansen, S. (1991) Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector autorregressive models. *Econometrica* 59: 1551-1580.
- [52] Lamount, O. A. (2000) Investment Plans and Stock Returns. *Journal of Finance* 55: 2719-2745.
- [53] Lee, T.H., White, H. y Grnager, C.W.J. (1993) Testing the Neglected Nonlinearity in Time Series Models: A Comparision of Neural Network Methods and Alternative Tests. *Journal of Econometrics* 56: 269-290.
- [54] Lilien, D. M. (1982) Sectorial Shifts and Cyclical Unemployment. *Journal of Political Economy* 90: 777-793.
- [55] Litterman, R.B. et al. (1985) Money, real interest rates, and output: a reinterpretation of postwar U.S. data. *Econometrica* 53: 129-156.
- [56] Lucas, R.E. (1978) Asset Prices in an exchange economy. *Econométrica* 46: 1429-1445.
- [57] Lütkepohl, Helmut (1991). Introduction to Multiple Time Series Analysis. *Springer-Verlag*.
- [58] Kaul, G. (1987) Stock returns and inflation: The role of the monetary sector. *Journal of Financial Economics* 18: 253-276.
- [59] Keim, D.B. Stambaugh R.F. (1986) Predicting Returns in the Stock and bond markets. *Journal of Financial Economics* 17: 357-390.
- [60] Kown, C.S., Shin T.S. (1999) Cointegration and causality between macroeconomic variables and stock market returns, *Global Finance Journal* 10:1 73-81.
- [61] MacKinnon J.G. (1996) Numerical Distribution Functions for Unit Root and Cointegration Tests. *Journal of Applied Econometrics* 11: 601-618.
- [62] McMillan D.G. (2001) Cointegration Relationships between Stock Market Indices and Economic Activity: Evidence from US Data. *Centre for Research into Industry, Enterprise and the Firm (CRIEFF) Discussion Paper Series N° 0104. University of St. Andrews*.

- [63] Merton, R. C. (1973) An intertemporal Capital Asset Pricing Model. *Econometrica* 41(5): 867-887.
- [64] Merton, R. C. (1980) On estimating the Expected Return on the market: An Exploratory investigation. *Journal of Financial Economics* 8(4): 323-361.
- [65] Nasseh, A. y Strauss, J. (2000) Stock Prices and Domestic and international macroeconomic activity: A cointegration Approach. *The Quarterly Review of Economics and Finance* 40: 229-245 .
- [66] Öcal, N. y Osborn, D.R. (2000) Business cycle nonlinearities in UK consumption and production. *Journal of Applied Econometrics* 15: 27-43.
- [67] Osterwald-Lenum, M. (1992) A Note with Quantiles of the Asymptotic Distribution of the Maximum Likelihood Cointegration Rank Test Statistics *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 54, 461-472.
- [68] Peiró, A. (1996) Stock Prices, Production and Interest Rates: Comparison of Three European Countries with the USA. *Empirical Economics* 21: 221-234.
- [69] Peiró, A. (2002): Macroeconomic synchronization between G3 countries. *German Economic Review* 3: 137-153.
- [70] Peiró, A. (2002): Economic comovements in European countries. *Mimeo*.
- [71] Pindyck, R.S. (1988) Risk Aversion and Determinants of Stock Market Behavior. *Review of Economics and Statistics* 70:1831-90.
- [72] Ramsey, J.B. (1974) Classical model selection through specification error test. *Capítulo 1 en P. Zarembka (ed.) Frontiers in econometrics, New York Academic Press*.
- [73] Samanta, P. (2001) Volatility and Stock Prices: Implications from a Production Model of Asset Pricing. *Economics Letters* 70: 229-235.
- [74] Schwert, G.W. (1989) Business Cycles, Financial Crises, and Stock Volatility. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* 31(0): 83-126.
- [75] Scruggs, J. T. (1998) Resolving the Puzzling Intertemporal Relation Between the market risk Premium and Conditional Market Variance: A two Factor Approach. *Journal of Finance* 53: 575-603.
- [76] Shiller, R.J. (1981) Do Stock Prices Move too Much to be justified by Subsequent Changes in Dividends? *American Economic Review* 71(3): 421-436.
- [77] Sims, C. (1972) Money, Income and Causality. *American Economic Review* 62: 540-552.
- [78] Sims, C.A. (1980) Macroeconomics and Reality. *Econometrica* 48: 1-48.

- [79] Teräsvirta, T. (1987) Usefulness of proxy variables in linear models with stochastic regressors. *Journal of Econometrics* 36: 377-382.
- [80] Thorbecke, W. (1997) On stock market returns and monetary policy. *Journal of Finance* 52: 635-654.
- [81] Turner, C. et al. (1989) A Markov model of Heteroskedasticity, Risk and Learning in the Stock Market. *Journal of Financial Economics* 25: 3-22.
- [82] Wasserfallen W (1989) Macroeconomic news and the stock market. Evidence from Europe. *Journal of Banking and Finance* 13:613-626.
- [83] Whaston M.W. (1994) Vector autorregressions and Cointegration. *R.F. Engle, McFadden D.L. (Eds), Handbook of Econometrics Vol. IV. Amsterdam: Elsevier Science.*
- [84] White H. (1980) A heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroskedasticity. *Econometrica* 48: 817-838.

9. Apéndice

Varibles proxy de la Economía Real

- IPI. Índice de Producción Industrial. Ampliamente estudiado por diversos autores hasta la década de los 80's. Frecuencia mensual. Debido a su estacionalidad, o bien se utiliza utilizando un método de desestacionalización adecuado, o bien se recurre a fuentes estadísticas, tales como el FMI, que lo presenta desestacionalizado.
- *Term Spread o Spread ETTI*. Tipo Largo-Tipo Corto de bonos emitidos por el Gobierno. Frecuencia mensual aunque podría obtenerse incluso diaria. Algunos autores discuten su validez como buena variable *proxy* del estado de la economía Boulier y Stekler (2001) . Jensen *et al.* (1989), con el objetivo de matizar los resultados obtenidos por otros autores Fama y French (1989), indican que sólo es válido en épocas de política monetaria expansiva. Fama (1990) y Chen (1989), afirman que esta variable es *forward looking* en relación a la evolución del *output*. Sin embargo, la siguiente variable el *Default Spread* suele considerarse *backward looking* dada su correlación negativa con la producción pasada.
- *Default Spread*: Tipo a Largo Sin Riesgo-Tipo a Largo de los bonos corporativos. Frecuencia mensual aunque puede obtenerse a frecuencias más elevadas. En los ciclos bajos de la economía el Default Spread tiende a aumentar debido a que la posibilidad de quiebra es mayor. En compensación, las empresas se ven obligadas a ofrecer un mayor tipo. Al contrario ocurre con el *Term Spread*. Black (2000) propone un método de cálculo diferente del Default y Term Spread, basado en un modelo teórico. Fundamentalmente, consiste en calcular Spreads relativos y no absolutos. De esta manera consigue evitar la dependencia de la política monetaria que antes sufrían estos indicadores utilizados en otros trabajos de investigación empíricos Fama(1990). Fama y French (1989) determinan que el denominado Dividend Yield y el Default Spread capturan variaciones similares en los rendimientos esperados y, por tanto, en las estimaciones econométricas se suele utilizar una de los dos.
- *GDP/GNP*. Producto Interior Bruto o Producto Nacional Bruto. Frecuencia trimestral.
- Otras variables: Consumo, inversión, inflación, tipo de cambio, agregados monetarios, dividendos, salarios, desempleo, encuestas sobre el sentimiento del consumidor, encuestas sobre expectativas del consumidor...

Variables proxy de los Mercados Bursátiles.

Precios de los principales índices bursátiles domésticos correspondientes a cada economía. Para transformar esta variable en términos reales se utiliza como deflactor el correspondiente Índice de Precios de Consumo (CPI) . En ocasiones se utiliza el exceso de rendimiento calculado como el rendimiento real de un índice menos el tipo de una letra del tesoro o cualquier activo libre de riesgo a corto plazo. Algunos autores mencionados en la bibliografía, en ocasiones, distinguen entre la rentabilidad de las empresas grandes y las pequeñas ya que, sorprendentemente, parecen obtener diferencias en los rendimientos de los denominados *portfolio of high book-to-market firms*, sobre carteras compuestas por *low book-to-market firms* Black y McMillan (2002) analizan las posibles relaciones de cointegración entre estas variables, los rendimientos de los índices bursátiles y variables de la economía real.

Fuentes Estadísticas.

Fuentes Estadísticas Aunque este punto puede resultar un punto irrelevante, es importante utilizar, en la medida de lo posible, bases de datos estadísticas donde se especifique claramente el cálculo y obtención de las variables económicas.

- *Centre for Research and Security Prices (CRSP)*. Fama (1990), Fama y French (1993), Black (2000), Binswanger (2000), etc.
- *Citibase*. Hamilton (1996).
- *Datastream*. Ólan (2001), Andreou *et al.* (2000).
- *Federal Reserve Board*. Binswanger (2000), Andreou *et al.* (2000).
- *Ibottson Associates*. Fama y French (1993).
- *Issues Security Statistics Yearbook*. Kwon (1999).
- *Issues from International Financial Statistics, International Monetary Fund*. Peirò (1996), Ólan (2001).
- *Monthly Bulletin Bank of Korea*. Kwon (1999).
- *OCDE Main Economic Indicators Data Base*. Nasseh y Strauss (2000), Andreou *et al.* (2000).
- *Office for National Statistics*. Andreou *et al.* (2000).
- *Salomon brothers*. Fama (1981).

Regresiones de la Tasa de Crecimiento del IPI sobre los Rendimientos Bursátiles

$$P(t - T, t) = \alpha + \beta R(t - k, t - k + 3) + e(t - T, t)$$

para $k = (3, 6, 9, 12, 15, 18, 21, 24)$

Regresiones de los Rendimientos Bursátiles sobre la Tasa de Crecimiento del IPI

$$R(t, t + T) = \alpha + \beta P(t + k, t + k + 3) + e(t, t + T)$$

para $k = (3, 6, 9, 12, 15, 18, 21)$

$P(t - T, t)$ es la tasa de crecimiento en términos logarítmicos, ajustada estacionalmente, del IPI mensual $T = 1$, trimestral $T = 4$, o anual $T = 12$. $R(t - k, t - k + 3)$ es el rendimiento real del valor ponderado NYSE para el trimestre que abarca desde $t - k$ hasta $t - k + 3$. $R(t, t + T)$ es la tasa de crecimiento en términos logarítmicos, ajustada estacionalmente, del rendimiento logarítmico mensual $T = 1$, trimestral $T = 4$, o anual $T = 12$. $P(t + k, t + k + 3)$ es la tasa de crecimiento en términos logarítmicos, ajustada estacionalmente, del IPI desde desde $t + k$ hasta $t + k + 3$.

Las regresiones del IPI en frecuencias mensuales y trimestrales utilizan observaciones mensuales o trimestrales. Las regresiones del IPI en frecuencias anuales utilizan observaciones trimestrales solapadas. Las regresiones de los rendimientos a frecuencias mensuales y trimestrales utilizan observaciones mensuales o trimestrales. El R^2 de la regresión y la desviación típica de los residuos están ajustados por los grados de libertad. Los t -statistics en frecuencias mensuales y trimestrales utilizan los denominados standard errors ajustados por heterocedasticidad. Con frecuencias anuales, utiliza los denominados *standard errors* ajustados tanto por heterocedasticidad como por autocorrelación de los residuos debido a la superposición de la observaciones trimestrales en la tasa de crecimiento anual del IPI. White (1980), Hansen y Hodrik (1980) y Hansen (1982).

Regresiones de Rendimientos Bursátiles sobre variables que aproximan los Rendimientos Esperados y Shocks sobre los Rendimientos Esperados

$$R(t, t + T) = \beta_0 + \beta_1 X(t) + \beta_2 TERM(t) + \beta_3 DSH(t, t + T) + \beta_4 TSH(t, t + T) + e(t, t + T)$$

Regresiones de Rendimientos Bursátiles sobre variables que aproximan los Rendimientos Esperados y Shocks en el Default Spread, tasas de crecimiento de la producción con leads anuales y tasa contemporáneas

$$R(t) = \beta_0 + \beta_1 X(t) + \beta_2 TERM(t) + \beta_3 DSH(t, t + T) + \beta_4 P(t + k, t + k + 3) + e(t, t + T)$$

$R(t - k, t - k + 3)$ es el rendimiento real del valor ponderado NYSE para el trimestre que abarca desde $t - k$ hasta $t - k + 3$. $R(t, t + T)$ es la tasa de crecimiento en términos logarítmicos, ajustada estacionalmente, del rendimiento logarítmico mensual $T = 1$, trimestral $T = 4$, o anual $T = 12$.

$X(t) = D(t) \setminus V(t)$ o bien la sustituye por $X(t) = DEF(t)$. Diferencia entre el rendimiento anualizado en t de una variable *proxy* de una cartera de mercado de bonos corporativos y una cartera de bonos Aaa. $D(t)$ es el dividendo de una cartera para el año que finaliza en t . $V(t)$ es el valor de la cartera en t . $TERM(t)$ Diferencia entre el Aaa *yield* y el tipo de una letra del tesoro a un mes. Esta variable junto con el *Default Spread* ya habían sido utilizadas por Fama y French (1989). $DSH()$ y $TSH()$ A frecuencias mensuales y trimestrales, se interpretan como *shocks* del *Default* y *Term Spread*, y se estiman como los residuos obtenidos de modelos autorregresivos de primer orden AR(1) sobre las observaciones mensuales y trimestrales de $TERM(t)$ y $DEF(t)$. Con datos anualizados, son sumas solapas de cuatro *shocks* trimestrales. El R^2 de la regresión y la desviación típica de los residuos están ajustados por los grados de libertad. Los *t-statistics* en frecuencias mensuales y trimestrales utilizan los denominados *standard errors* ajustados por heterocedasticidad. Con frecuencias anuales, utiliza los denominados *standard errors* ajustados tanto por heterocedasticidad como por autocorrelación de los residuos debido a la superposición de la observaciones trimestrales en la tasa de crecimiento anual del IPI. White (1980), Hansen y Hodrik (1980) y Hansen (1982).

Cuadro 13: VAR Lag Order Selection Criteria

VAR Lag Order Selection Criteria Francia
 Endogenous variables: RLSTOCK RLIPI
 Exogenous variables: C
 Sample: 1970:1 2002:3
 Included observations: 120

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	443.3771	NA	2.19E-06	-7.356286	-7.309828	-7.337419
1	453.7593	20.24513	1.97E-06*	-7.462654*	-7.323280*	-7.406054*
2	455.9685	4.234406	2.03E-06	-7.432809	-7.200518	-7.338474
3	459.9770	7.549283	2.03E-06	-7.432950	-7.107742	-7.300882
4	463.9261	7.305861	2.03E-06	-7.432102	-7.013978	-7.262300
5	464.9117	1.790503	2.14E-06	-7.381862	-6.870821	-7.174326
6	470.5853	10.11788*	2.08E-06	-7.409755	-6.805798	-7.164485
7	472.0794	2.614734	2.17E-06	-7.367990	-6.671117	-7.084987
8	473.6126	2.631928	2.26E-06	-7.326876	-6.537087	-7.006139
9	474.6572	2.38E-06	-7.277620	-6.394914	-6.919149	
10	477.1260	4.073580	2.45E-06	-7.252101	-6.276478	-6.855896

* indicates lag order selected by the criterion

LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)

FPE: Final prediction error

AIC: Akaike information criterion

SC: Schwarz information criterion

HQ: Hannan-Quinn information criterion

Cuadro 14: VAR Lag Order Selection Criteria

VAR Lag Order Selection Criteria USA
Endogenous variables: RLIPI RLSTOCK
Exogenous variables: C
Sample: 1970:1 2002:3
Included observations: 120

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	483.5221	NA	1.12E-06	-8.025368	-7.978909	-8.006501
1	529.5284	89.71243	5.57E-07	-8.725474	-8.586099*	-8.668873*
2	531.3131	3.420558	5.78E-07	-8.688551	-8.456260	-8.594217
3	538.4742	13.48678	5.48E-07*	-8.741237*	-8.416029	-8.609168
4	541.2048	5.051614	5.60E-07	-8.720080	-8.301956	-8.550278
5	542.5865	2.510077	5.85E-07	-8.676442	-8.165401	-8.468906
6	542.7898	0.362570	6.24E-07	-8.613163	-8.009207	-8.367894
7	544.4316	2.873112	6.50E-07	-8.573860	-7.876987	-8.290856
8	550.7491	10.84503*	6.26E-07	-8.612485	-7.822695	-8.291748
9	555.1016	7.326785	6.23E-07	-8.618360	-7.735655	-8.259890
10	558.8252	6.143871	6.27E-07	-8.613753	-7.638131	-8.217548

* indicates lag order selected by the criterion

LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)

FPE: Final prediction error

AIC: Akaike information criterion

SC: Schwarz information criterion

HQ: Hannan-Quinn information criterion

Cuadro 15: Implementación Test de Granger Excel/Eviews

USA								
Excel								
Variable				endógena	RLIPI			
p	RSS0	RSS1	S1	F(p,T-2p-1)	Rechazo	S2	Chi2(p)	Rechazo
1	0,02	0,02	27,20	3,92	Sí	27,85	3,84	Sí
2	0,02	0,02	13,42	3,07	Sí	27,93	5,99	Sí
3	0,02	0,02	12,53	2,68	Sí	39,79	7,81	Sí

Variable				endógena	RLSTOCK			
p	RSS0	RSS1	S1	F(p,T-2p-1)	Rechazo	S2	Chi2(p)	Rechazo
1	0,51	0,49	5,11	3,92	Sí	5,23	3,84	Sí
2	0,51	0,49	2,63	3,07	No	5,47	5,99	No
3	0,50	0,48	2,26	2,68	No	7,16	7,81	No

FRANCIA								
Excel								
Variable				endógena	RLIPI			
p	RSS0	RSS1	S1	F(p,T-2p-1)	Rechazo	S2	Chi2(p)	Rechazo
1	0,03	0,03	4,39	3,92	Sí	4,53	3,84	Sí
2	0,03	0,03	2,95	3,07	No	6,23	5,99	Sí
3	0,03	0,03	2,78	2,68	No	9,04	7,81	Sí

Variable				endógena	RLSTOCK			
p	RSS0	RSS1	S1	F(p,T-2p-1)	Rechazo	S2	Chi2(p)	Rechazo
1	1,04	1,02	2,72	3,92	No	2,80	3,84	No
2	1,03	1,02	1,16	3,07	No	2,46	5,99	No
3	1,01	0,98	0,96	2,68	No	3,14	7,81	No

Cuadro 16: Implementación Test de Granger Excel/Eviews

USA							
E-views							
Variable endógena		RLIPI		Variable endógena		RLSTOCK	
p	Chi-sq	Prob.	Rechazo	p	Chi-sq	Prob.	Rechazo
1	27,20	0,00	Sí	1	5,11	0,02	Sí
2	26,84	0,00	Sí	2	5,25	0,07	No
3	37,59	0,00	Sí	3	6,77	0,08	No
FRANCIA							
E-views							
Variable endógena		RLIPI		Variable endógena		RLSTOCK	
p	Chi-sq	Prob.	Rechazo	p	Chi-sq	Prob.	Rechazo
1	4,40	0,04	Sí	1	2,72	0,10	No
2	5,89	0,05	Sí	2	2,33	0,31	No
3	8,35	0,04	Sí	3	2,89	0,41	No

Cuadro 17: Especificación Johansen

Tipo	Ec. de coint.		Parte VAR	
	Interc.	Tend.	Interc.	Tend.
1	No	No	No	No
2	Sí	No	No	No
3	Sí	No	Sí	No
4	Sí	Sí	Sí	No

Cuadro 18: Estimación de los Parámetros de un Var(1)

Francia			USA		
Vector Autoregression Estimates			Vector Autoregression Estimates		
Sample(adjusted): 1970:4 2002:3			Sample(adjusted): 1970:4 2002:3		
Included observations: 128			Included observations: 128		
Standard errors in () t-statistics in []			Standard errors in () t-statistics in []		
Variable	RLIPI	RLSTOCK	Variable	RLIPI	RLSTOCK
RLIPI(-1)	0.129599 (0.08646) [1.49886]	-0.843773 (0.51191) [-1.64829]	RLIPI(-1)	0.503764 (0.06813) [7.39370]	-0.802046 (0.35486) [-2.26016]
RLSTOCK(-1)	0.030788 (0.01469) [2.09657]	0.314002 (0.08694) [3.61164]	RLSTOCK(-1)	0.084144 (0.01614) [5.21491]	0.357640 (0.08404) [4.25574]
C	0.003581 (0.00140) [2.56589]	0.006807 (0.00826) [0.82372]	C	0.002650 (0.00115) [2.31047]	0.009582 (0.00597) [1.60432]
R-squared	0.052099	0.108136	R-squared	0.418695	0.145578
Adj. R-squared	0.037053	0.093979	Adj. R-squared	0.409468	0.132016
Schwarz SC	-5.444674	-1887.863	Schwarz SC	-5.914018	-2.613515
Determinant Residual Covariance		1.87E-06	Determinant Residual Covariance		5.65E-07
Log Likelihood (d.f. adjusted)		4.845.033	Log Likelihood (d.f. adjusted)		5.618.164
Akaike Information Criteria		-7.418.656	Akaike Information Criteria		-8.617.308
Schwarz Criteria		-7.285.642	Schwarz Criteria		-8.484.293

Cuadro 19: Correlaciones entre los Residuos

Francia		
Variable	RLIPI	RLSTOCK
RLIPI	1	0,012
RLSTOCK	0,012	1
USA		
Variable	RLIPI	RLSTOCK
RLIPI	1	0,061
RLSTOCK	0,061	1

Evolución Temporal de las Variables Francia

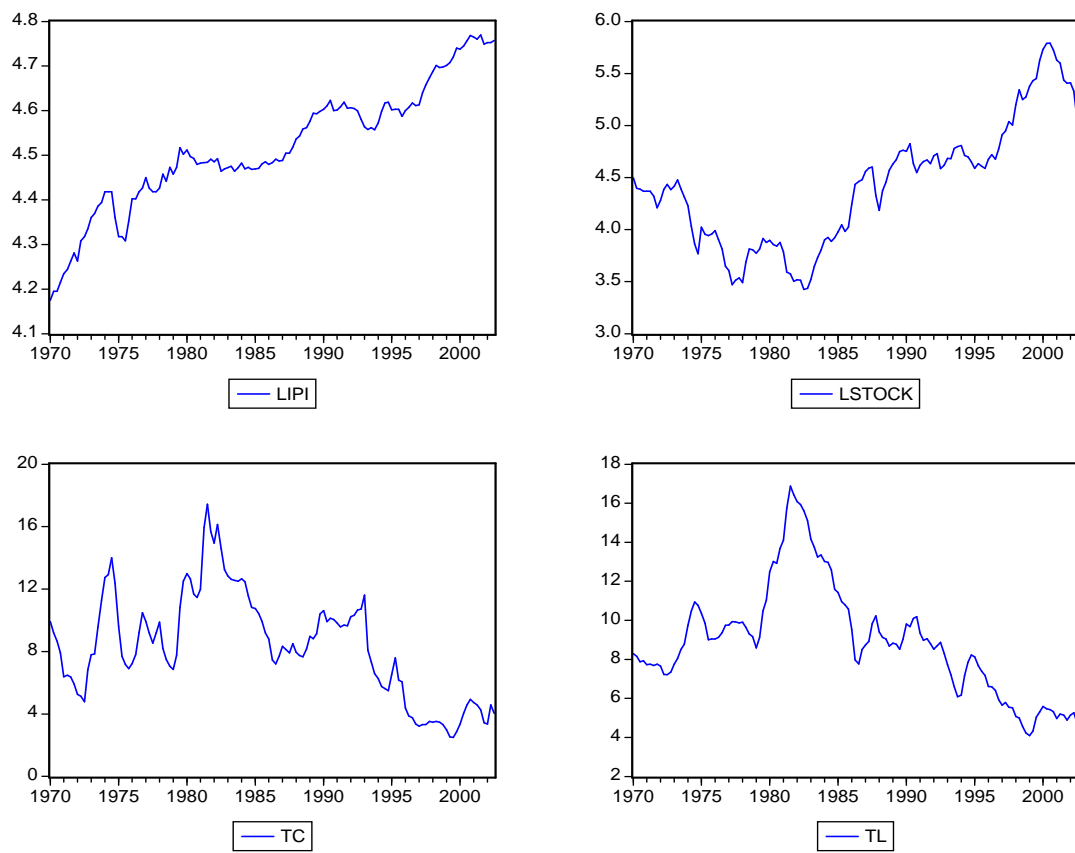


Figura 1: *Evolución temporal de las variables Francia.*

Evolución Temporal de las Variables USA

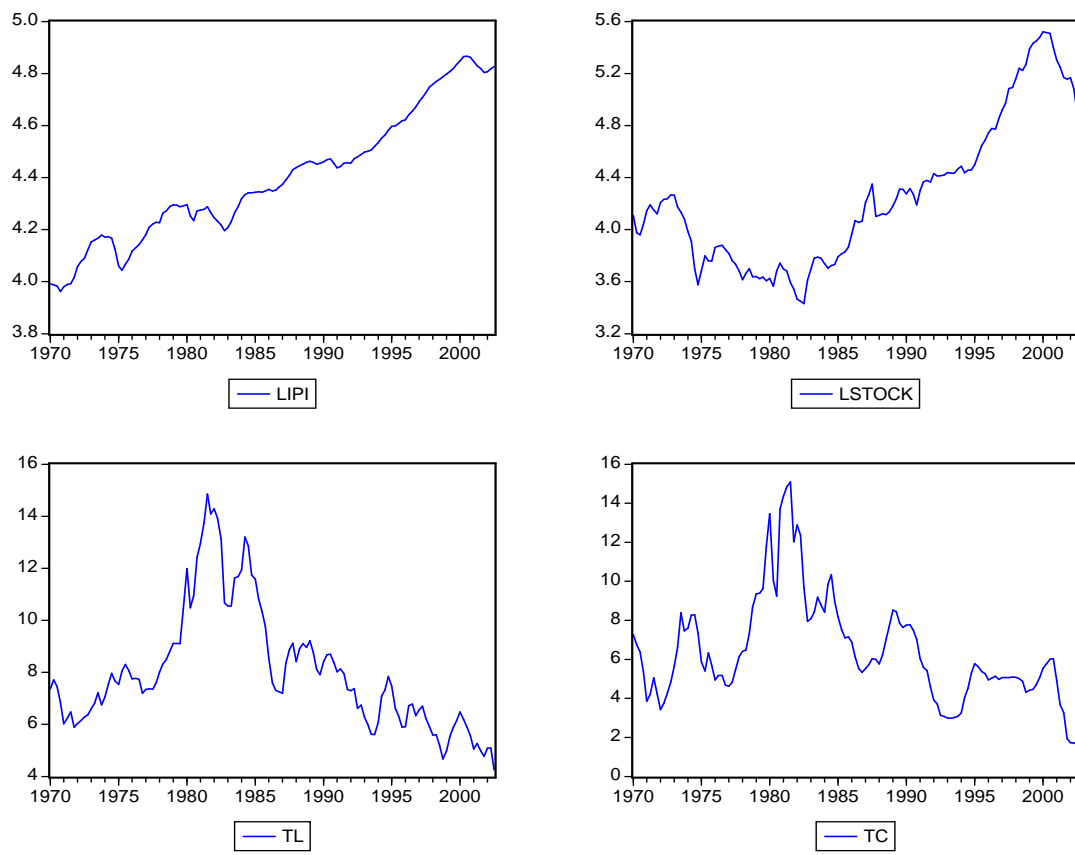


Figura 2: Evolución temporal de las variables USA.

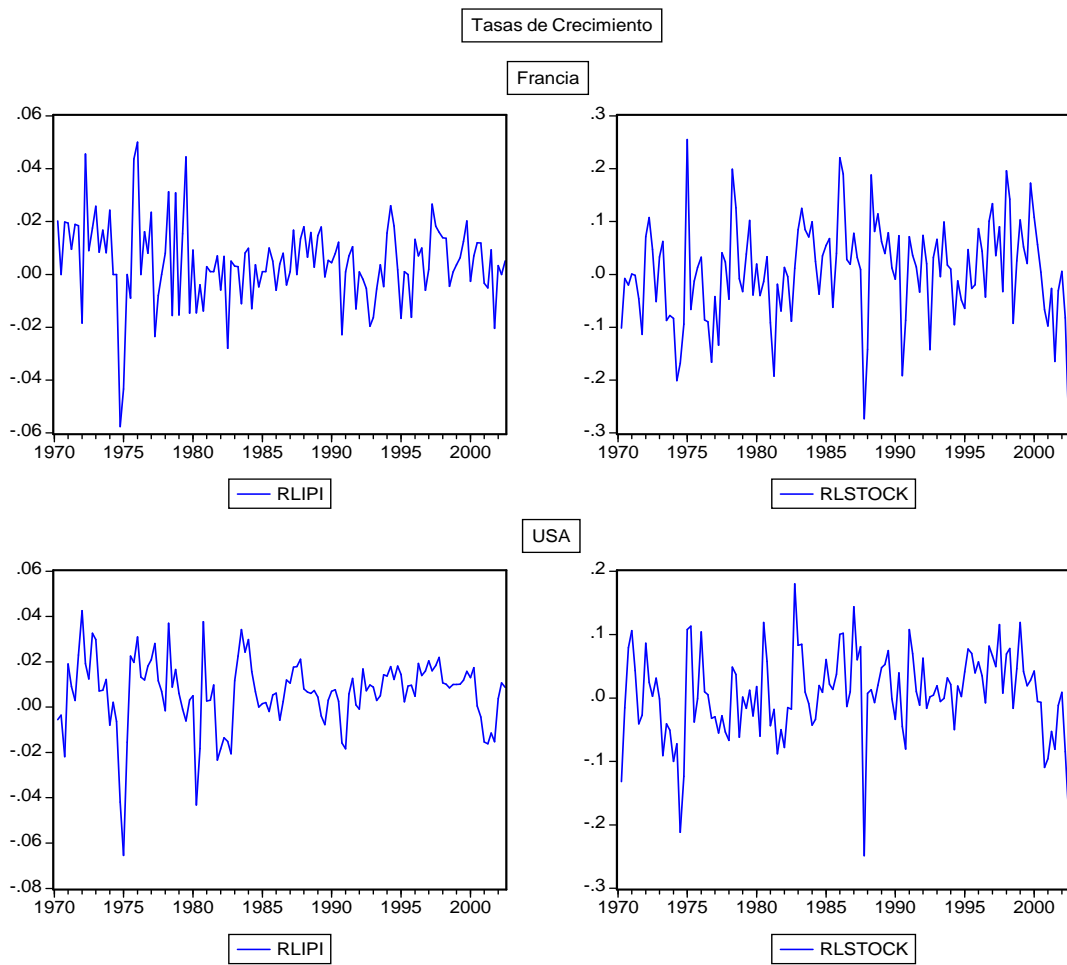


Figura 3: Rentabilidades y Tasas de Crecimiento.

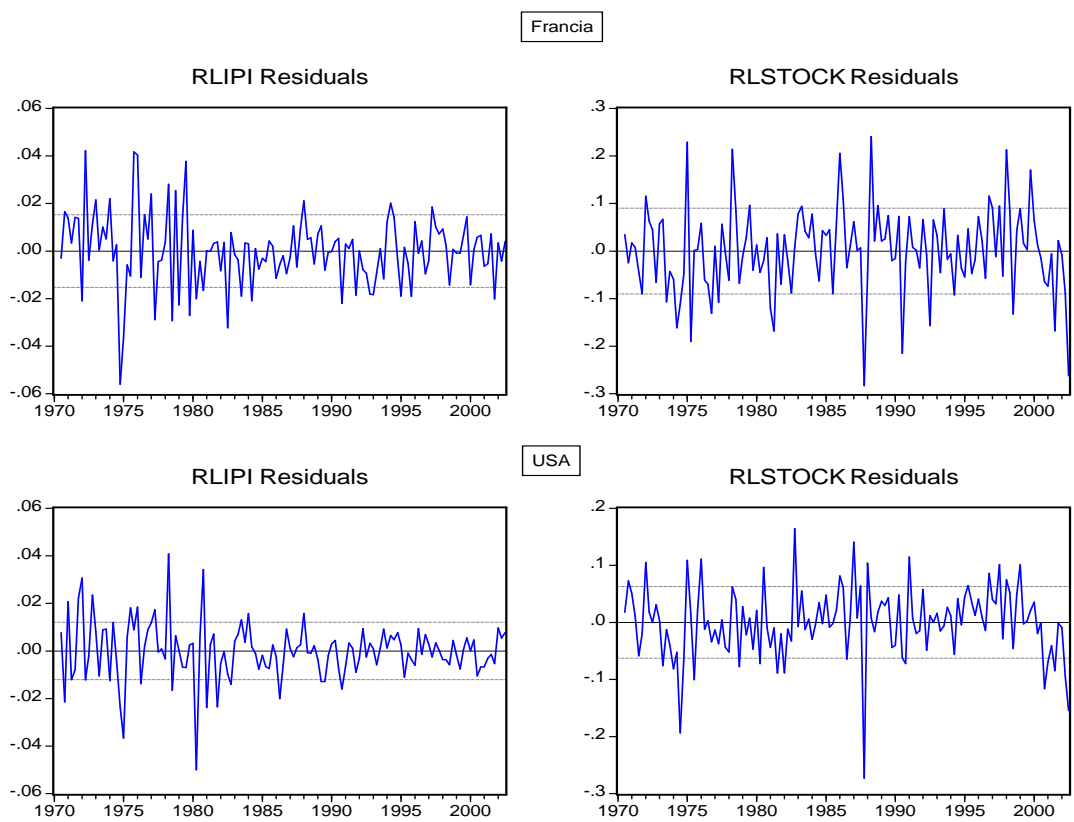


Figura 4: Residuos de un VAR(1).

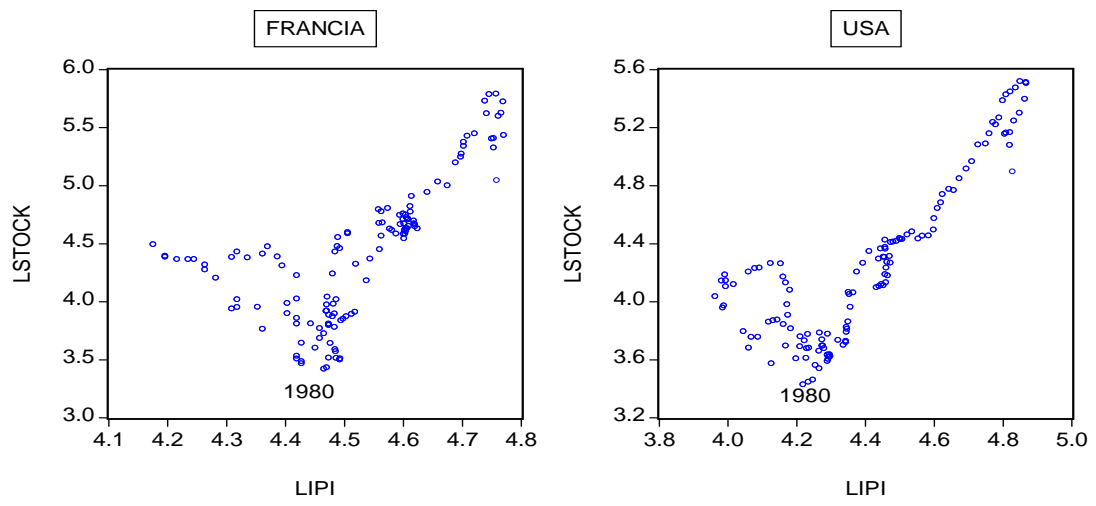


Figura 5: *Gráfico de Pontos.*

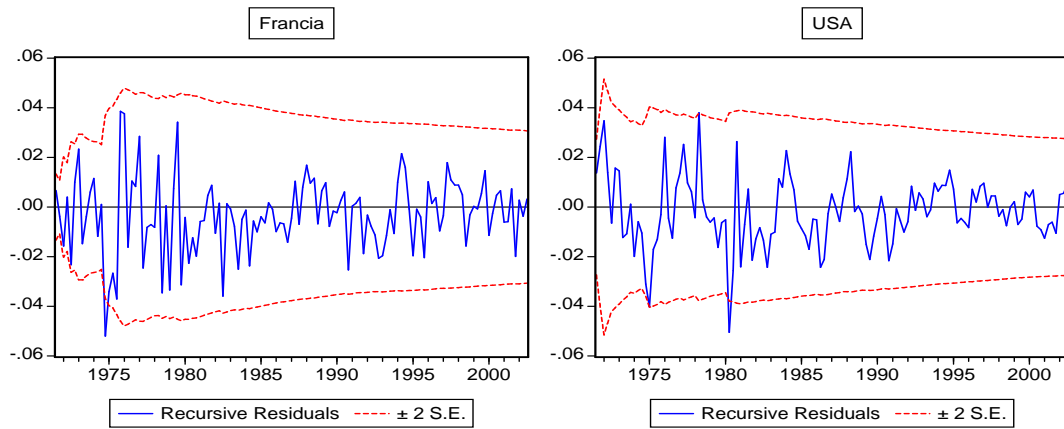


Figura 6: *Residuos recursivos.*

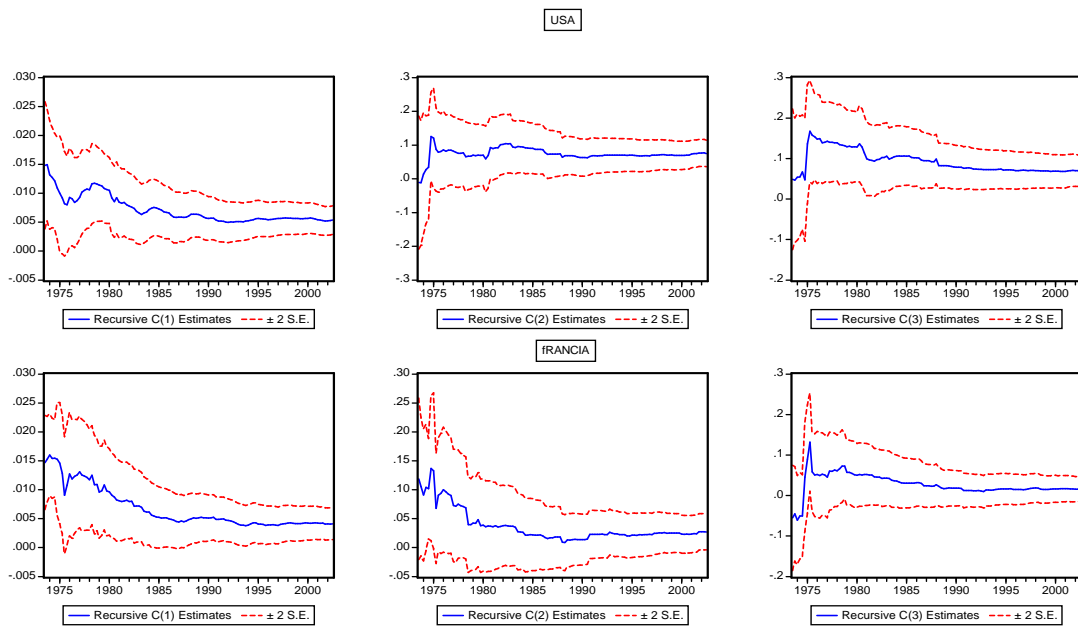


Figura 7: Estimación recursiva de los coeficientes.