

CORRELACION ENTRE RENTA VARIABLE Y FIJA EN EL CONTEXTO INTERNACIONAL

Pau Felip Martí

Trabajo de investigación 013/009

Master en Banca y Finanzas Cuantitativas

Tutores: Dr. Alfonso Novales

Universidad Complutense de Madrid

Universidad del País Vasco

Universidad de Valencia

Universidad de Castilla-La Mancha

www.finanzasquantitativas.com

Correlación entre renta fija y variable en el contexto internacional

Pau Felip Martí
TUTOR: Alfonso Novales Cinca

29 de junio de 2013

Índice

1. Introducción	2
2. Descripción de los datos	4
3. GARCH MULTIVARIANTES	6
3.1. CCC	7
3.2. DCC	8
3.3. VECH	10
3.4. VECH diagonal	11
3.5. BEKK	11
4. Cálculo y análisis de la correlación	12
4.1. Cálculo de la correlación	12
4.2. Análisis descriptivo de la correlación	14
5. Variables explicativas de la correlación	20
5.1. Alemania	22
5.1.1. Largo plazo	22
5.1.2. Corto plazo	25
5.2. Estados Unidos	25
5.2.1. Largo plazo	25
5.2.2. Corto plazo	27
5.3. Inglaterra	27
5.3.1. Largo plazo	27
5.3.2. Corto plazo	29
5.4. Japón	29
5.5. Largo plazo	29
5.5.1. Corto plazo	31
6. Conclusiones	32
7. Apéndice	34

1. Introducción

La correlación es una medida estadística que calcula la fuerza y dirección que toma la relación lineal entre n activos. Su cálculo es de vital importancia en el campo de las finanzas, ya que se aplica en la gestión de carteras, gestión de riesgo (cálculo VaR), valoración de derivados, etc. Como consecuencia de la aparición y desarrollo de las TIC, la integración a nivel mundial de los mercados financieros ha sido enorme. De este modo, el efecto contagio entre distintos mercados en épocas de crisis, ha reducido los beneficios de la diversificación internacional de carteras. Además, en dichas épocas, se observa una disminución en la correlación (llegando a veces incluso a ser negativa) entre la renta fija y la variable. Los bonos son un tipo de activo muy utilizado para la gestión de carteras, mientras en épocas tranquilas, el bono sirve como referencia para valorar el resto de activos financieros, en épocas turbulentas, a esta función se le añade la de ser un activo seguro y estable.

Al estudiar la correlación entre renta fija y variable, existen tres enfoques básicos sobre este tema: el primero lo componen artículos econométricos, el segundo artículos basados en modelos económicos y el tercero aquellos que intentan modelizar hechos estilizados.

En el primer enfoque, se encuentran los modelos CCC de Bollerslev (1990), DCC de Engle y Sheppman, BEKK GARCH de Engle y Kroner (1995), etc. Mientras este enfoque ha desarrollado instrumentos muy potentes para analizar, describir y predecir las series financieras de modo individual, poco se ha explicado sobre el movimiento conjunto.

Con la finalidad de explicar dicho movimiento, entra en juego el segundo enfoque. Barsky (1989) presentó el primer modelo de equilibrio general, en el que los cambios en la correlación entre renta fija y variable vienen explicados por “shocks” en la productividad y cambios en el riesgo de mercado. Beltrari y Shiller (1992) identifican los “shocks” inesperados en inflación y tipos de interés como los causantes de cambios en la correlación. Como los modelos de equilibrio económico no ajustan bien a los datos reales, surge el tercer enfoque, el cual pone énfasis en intentar explicar la realidad empírica.

Dentro de los artículos que intentan explicar los hechos estilizados se diferencian tres ramas. La primera intenta explicar los cambios en la correlación a través de variables macroeconómicas. La segunda, a través de variables relacionadas con la incertidumbre. Por último, se encuentran aquellos artículos que mezclan variables macroeconómicas, de incertidumbre y de liquidez.

- **Primer grupo** : Connolly, Stivers y Sun (2005); Chou y Liao (2008) y Andersson et al.(2004) señalan que tanto la volatilidad implícita como el “stock turnover by volume”¹, son dos variables importantes para conocer la incertidumbre inherente en el mercado de acciones. Descubren una relación negativa entre estas dos variables y la correlación futura entre acciones y bonos. En general, su artículo pone de manifiesto la importancia que las medidas de incertidumbre tienen para explicar los cambios en correlación (esto ya se había indicado en Fleming, 1998; Kodres, 2002; Chordia, 2001). En Veronesi (2001), se demuestra que durante periodos de elevada incertidumbre, la llegada de nueva información al mercado produce cambios tanto en la rentabilidad de los bonos como en la de las acciones. Su artículo prueba que la mayor aversión al riesgo de los inversores durante periodos de elevada incertidumbre, deriva en mayores primas por riesgo. La propensión marginal al consumo es más sensible a cualquier cambio durante periodos con

¹volumen de contratos negociados

elevada incertidumbre. La mayor incertidumbre se traduce en una reducción de los tipos de interés y además aumenta la demanda de bonos, que en este tipo de periodos, se perciben como un activo seguro. David y Veronesi (2002) señalan que la incertidumbre en el mercado, puede ser recogida a través de la volatilidad implícita del mercado de acciones y utilizan un “Regime Switching Model”, el cual diferencia entre dos estados, crisis y no crisis.

- **Segundo grupo:** Becarte y Granadera (2001) concluyen que la correlación viene determinada por la tasa de dividendos, la inflación y la aversión al riesgo de los agentes. Campbell y Ammer (1993) se basan en el modelo del valor presente (“present value model”) para explicar los cambios en correlación. En este modelo, la correlación entre bonos y acciones tiene signo positivo si ambos activos están positivamente relacionados con la tasa de descuento o negativamente con la tasa de crecimiento real de los dividendos. En la realidad, se observa que la inflación, al contrario de lo que se podría pensar, sí tiene efecto sobre el “dividend yield” (variable real) y esto hecho, no podría ser explicado por la teoría económica clásica, pero sí existen dos corrientes que intentan explicarlo. En la primera, la inflación puede tener un impacto positivo sobre la economía, ya que salvo épocas de estanflación, los periodos con mayor inflación suelen coincidir con periodos de expansión. La segunda, se basa en la ilusión monetaria, en tiempos de elevada inflación, los mercados que están bien valorados parece que estén supervalorados por un efecto monetario, además los inversores irracionales alteran sus valoraciones y confunden una variable real con una nominal (Modigliani et al., 1979; Campbell et al., 2004). Campbell y Ammer concluyen que cambios en el tipo de interés da lugar a una correlación de signo positivo, cambios en la inflación esperada derivan en una correlación negativa y movimientos en la misma dirección de la rentabilidad de bonos y acciones llevan a una correlación positiva. Por lo tanto, la correlación negativa solo se daría si ante “shocks” inflacionistas, la rentabilidad de los bonos y acciones reaccionasen con signo cambiado. Para Ilmanen (2003), las expectativas sobre el crecimiento económico y la inflación esperada son los principales determinantes de la correlación. Boyd et al. (2005) y Andersen et al. (2007) indagan el efecto que sobre la correlación tienen los anuncios macroeconómicos durante épocas de expansión y recesión. Encuentran evidencia de que mientras el efecto del flujo de caja predomina durante las recesiones, el efecto tasa de descuento prevalece durante las expansiones. Por este motivo, se dan correlaciones positivas en épocas expansivas, y bajas o incluso negativas durante las recesiones. Christiansen, Angelo y Ronaldo (2005) comprueban si los anuncios macroeconómicos tienen impacto sobre la rentabilidad de bonos y acciones, obtienen que el efecto es mucho mayor en los bonos, mostrando que dicho impacto también se acentúa en épocas de crisis. Durante las expansiones la correlación aumenta, lo cual indica que en estos periodos el factor dominante es el del tipo de interés, en cambio, en periodos recesivos, se considera que el factor determinante es la confianza de los consumidores. Para Bansal et al. (2004) y Bekaert et al. (2010) un aumento en la incertidumbre tiene efecto ambiguo sobre la renta variable. Por una parte es negativo, ya que al aumentar la incertidumbre los inversores cierran posiciones y son más reticentes a entrar en el mercado, lo cual deriva en una cotización a la baja de las acciones. Por otra parte, si se da una reducción de tipos como respuesta al ahorro preventivo, los flujos futuros descontados tendrán mayor valor y el valor de la acción debería aumentar. Por lo tanto, que la correlación sea negativa, va a depender en última instancia de la prima por riesgo y la forma de la curva de tipos.
- **Tercer grupo:** Li (2002) expone que la correlación viene determinada por cambios en: el tipo de interés real, la inflación (la rentabilidad de bonos y acciones reacciona con signo opuesto ante cambios en esta), incertidumbre acerca de la inflación, los dividendos (la rentabilidad de bonos

y acciones reacciona con signo opuesto ante cambios en estos) y la prima por riesgo. Bekaert, Engstrom y Grenadier (2005) observan que la rentabilidad de los bonos viene explicada principalmente por los factores macroeconómicos. Mientras que para explicar los rendimientos de las acciones, la liquidez y la prima por riesgo son los factores más importantes. Para Andersen et al. (2004) y Brenner et al. (2009) los anuncios macroeconómicos, el ciclo y la incertidumbre en el mercado son los factores que determinan los cambios en la correlación entre renta fija y variable.

Para concluir el repaso a la literatura relacionada, cabe señalar que la tendencia durante las dos últimas décadas se han centrado en el estudio de variables macroeconómicas y de incertidumbre como principales fuentes explicativas de los cambios en correlación. En cambio, estos últimos años se está apuntando a la liquidez como principal variable explicativa de los cambios en la correlación.

Este artículo se basa en el estudio de modelos del primero y tercer grupo de los anteriormente mencionados. El artículo sigue la siguiente estructura, en la sección 2, se especifican los datos que se van a utilizar para el cálculo de las correlaciones, y la procedencia de las variables que se van a utilizar para explicar los cambios en la correlación. La sección 3 empieza con una explicación teórica de los modelos con los que se calcula la correlación. Los modelos utilizados se dividen en dos grupos. Por una parte está el DCC, en el que se calcula la matriz de varianzas covarianzas y las desviaciones típicas, y de ellos se obtiene la correlación. Por otra parte, se encuentran los modelos VECH, VECH diagonal y BEKK en los que se calcula directamente la matriz de correlaciones. En la sección 4, se realiza un análisis descriptivo de la evolución de la correlación para cada país. Posteriormente se realiza una comparación entre países. En la sección 5, se estudia si el cambio en la correlación (calculada a partir de un modelo BEKK) se debe a factores financieros, macroeconómicos y/o de liquidez. Por último, en la sección 6, se exponen las conclusiones.

2. Descripción de los datos

Para el cálculo de las correlaciones se ha utilizado los índices de renta variable y de deuda soberana de los mercados financieros más importantes del mundo (Estados Unidos, Inglaterra, Alemania y Japón), siendo la fuente de las series la base de datos Datastream. La frecuencia de los datos es diaria y los índices de acciones para cada país vienen expresados en puntos básicos. Para Alemania se han utilizado los datos de la cotización del DAX 30 (DAXINDEX²) y el índice en euros de deuda soberana a 10 años (BMBD10Y). El rango de datos para Alemania va desde el 01/01/1980 hasta el 29/03/2013. Para Estados Unidos se han utilizado los datos de la cotización del NASDAQ 100 (NASA100) y el índice en dólares de deuda soberana a 10 años (BMUS10Y). El rango de datos para Estados Unidos va desde el 01/02/1983 hasta el 29/03/2013. Para Inglaterra se han utilizado los datos de la cotización del FTSE 100 (FTSE100) y el índice en libras esterlinas de deuda soberana a 10 años (BMUK10Y). Para Japón se han utilizado los datos de la cotización del Nikkei 225 average stock market (JAPDOWA) y el índice en yenes de deuda soberana a 10 años (BMJP10Y).

Los datos de las variables que se van a utilizar para explicar los cambios en la correlación, son los mismos para todos los países. Por una parte, se utilizan variables financieras de frecuencia diaria. Entre estas se encuentran: el índice de acciones, el índice de deuda, la volatilidad de la rentabilidad del índice de acciones calculada a partir de un GARCH(1,1), la volatilidad de la rentabilidad del índice de deuda calculada a partir de un GARCH(1,1), el tipo de interés del bono soberano a 10 años,

²Entre paréntesis se detalla el código de la serie utilizada de datastream

el tipo de interés del bono soberano a 1 año, el spread entre el tipo de interés a largo plazo y el corto y el volumen. Por otra parte se utilizan datos de variables macroeconómicas que tienen periodicidad mensual, utilizando datos del primer día de mes³. Se utiliza el IPI⁴, la tasa de paro y la tasa de inflación. En las siguientes dos tablas se exponen: el rango de datos de cada variable y el código de datastream de cada serie de datos.

Variable	ALEMANIA	ESTADOS UNIDOS	INGLATERRA	JAPÓN
Variables Financieras				
índice acciones	01/01/1980-29/03/2013	01/02/1983-29/03/2013	30/12/1983-29/03/2013	30/09/1985-29/03/2013
índice bonos	01/01/1980-29/03/2013	01/02/1983-29/03/2013	30/12/1983-29/03/2013	30/09/1985-29/03/2013
garch acciones	01/01/1980-29/03/2013	01/02/1983-29/03/2013	30/12/1983-29/03/2013	30/09/1985-29/03/2013
garch bonos	01/01/1980-29/03/2013	01/02/1983-29/03/2013	30/12/1983-29/03/2013	30/09/1985-29/03/2013
tipo 1 año	01/01/1980-29/03/2013	01/02/1983-29/03/2013	30/12/1983-29/03/2013	30/09/1985-29/03/2013
tipo 10 años	01/01/1980-29/03/2013	01/02/1983-29/03/2013	30/12/1983-29/03/2013	30/09/1985-29/03/2013
spread	01/01/1980-29/03/2013	01/02/1983-29/03/2013	30/12/1983-29/03/2013	30/09/1985-29/03/2013
volatilidad implícita	01/01/1980-29/03/2013	01/02/1983-29/03/2013	30/12/1983-29/03/2013	30/09/1985-29/03/2013
volumen	01/01/1980-28/03/2013	01/02/1983-29/03/2013	30/12/1983-29/03/2013	30/09/1985-29/03/2013
Variables Macroeconómicas				
IPI	01/01/1980-01/02/2013	01/02/1983-01/02/2013	01/12/1983-01/02/2013	01/09/1985-01/03/2013
Tasa de paro	01/01/1980-01/02/2013	01/02/1983-01/03/2013	01/12/1983-01/12/2012	01/09/1985-01/03/2013
Tasa de inflación	01/01/1980-01/02/2013	01/02/1983-01/03/2013	01/12/1983-01/02/2013	01/09/1985-01/02/2013

Variable	ALEMANIA	ESTADOS UNIDOS	INGLATERRA	JAPÓN
Variables Financieras				
tipo 1 año	ECWGM1Y	FRTCW1Y	UKGNS1Y	JPIBE1Y
tipo 10 años	BDBRYLD	FRTCM10	UKGN10Y	JPBSYLD
volatilidad implícita	VDAXNEW	CBOEVIX	VFTSEIX	VXJINDX
volumen	DAXINDX	NASA100	FTSE100	JAPDOWA
Variables Macroeconómicas				
IPI	BDOPRI35G	USOPRI35G	UKOPRI35G	JPOPRI35G
Tasa de paro	BDMLM006Q	USUSN%TOTQ	UKEBEMPL%	JPUN%TOTQ
Tasa de inflación	BDCPANNL	USCPANNL	UKCPANNL	JPCPANNL

Cabe señalar los siguientes aspectos de las series:

- El índice de renta variable para calcular la correlación se saca del índice bursátil más importante de cada uno de los países estudiados. El índice viene expresado en puntos.
- Los datos de renta fija para calcular la correlación se sacan del índice soberano de deuda a 10 años de cada uno de los países.
- Todas aquellas series cuya unidad de medida es una moneda, están expresadas en moneda local.
- Las series de volumen tienen menos observaciones que el resto de series para un mismo rango temporal, porque existían ciertos días en los que no había observaciones para esta variable en la base de datos.
- El volumen corresponde al “turnover by volume” de cada índice de acciones utilizado para calcular la correlación.
- Se ha utilizado el bono soberano a 1 año como tipo a corto, porque es la serie más longeva dentro de los tipos a corto plazo.
- Para los bonos soberanos a 1 y 10 años se han elegido los tipos de las curvas “benchmark”.
- Tanto la tasa de paro como el IPI tienen la base ajustada temporalmente.
- El IPI excluye el sector de la construcción.

³En BEKK mensual se obtiene como promedio del diario

⁴Índice de producción industrial

3. GARCH MULTIVARIANTES

En el mundo real, la volatilidad varía a lo largo del tiempo, y además muestra las siguientes características:

1. Tiende a agruparse (pequeños cambios en volatilidad van seguidos de pequeños cambios y grandes cambios van seguidos de grandes cambios).
2. Las series financieras en general presentan heteroscedasticidad, es decir, varianza variable.
3. Además, la volatilidad también muestra autocorrelación, lo cual significa que el valor actual de la volatilidad, depende de las volatilidades pasadas.

Debido al aumento de la volatilidad en los mercados financieros, su cálculo ha centrado la atención de académicos, profesionales e instituciones reguladoras y cada vez se han ido introduciendo modelos más sofisticados para calcular adecuadamente la volatilidad. En 1982, el economista Americano R.F.Engle (Nobel de economía en 2003) trato de crear un modelo que recogiese los hechos estilizados (ya citados anteriormente) y permitiese predecir volatilidades, el ARCH. Anteriormente a este modelo, o bien se suponía la volatilidad constante o se usaban modelos simples, como por ejemplo las ventanas móviles. Surgió entonces la necesidad de desarrollar modelos que fuesen capaces de valorar adecuadamente opciones y derivados, el ARCH llenó ese hueco. En 1986, el economista Danés T.P. Bollerslev, que estaba realizando su doctorado bajo la supervisión de Engle, propuso un modelo ARCH generalizado, conocido como GARCH (generalized autorregressive conditional hetedoscedaticity) que permite predecir las volatilidades mejor que los modelos ARCH. En los últimos 20 años, la modelización de la covarianza condicional cambiante en el tiempo, ha sido uno de los temas que a centrado el interés del mundo financiero por su aplicación a este, dicha modelización es clave para: el cálculo de las betas en modelos del estilo CAPM, modelos de valoración de activos y derivados, estimación de ratios de cobertura, medición del riesgo (de crédito,de mercado, sistémico) y Valor-en-Riesgo de una cartera entre otros. En 1988, Bollerslev propuso por primera vez una forma general para el modelo GARCH multivariante (MGARCH, a partir de este se desarrollaron diversas variantes como el BEKK, DCC, Riskmetrics). El principal reto al construir un modelo GARCH multivariante, es hacerlo de forma que sea parsimonioso y que mantenga cierto grado de flexibilidad. Además, la matriz de varianzas-covarianzas condicional debe ser definida positiva.

Los modelos GARCH multivariantes vienen definidos por:

$$r_t = \mu_t + a_t \quad (1)$$

$$a_t = H_t^{\frac{1}{2}} z_t \quad (2)$$

donde:

- r_t : Vector $nx1$ de rendimientos logarítmicos para n activos en el momento t .
- a_t : Vector $nx1$ de errores. Donde $E[a_t] = 0$ y $Cov[a_t] = H_t$.
- μ_t : Vector $nx1$ de la esperanza condicional de r_t .

- H_t : Matriz de la varianza condicional de a_t en el momento t . $H_t^{\frac{1}{2}}$ es cualquier matriz que haga que H_t sea la matriz de varianzas condicionales de a_t . $H_t^{\frac{1}{2}}$: Se puede obtener por la factorización de Cholesky de H_t .
- z_t : Vector de errores *iid* de manera que $E[z_t] = 0$ y $E[z_t z_t^T] = I$

La especificación de los modelos MGARCH se separa en cuatro categorías.

1. *Modelos con matriz de covarianzas condicional*: En estos modelos la matriz de covarianzas H_t se modeliza directamente. A esta clase pertenecen los modelos VEC, VEC diagonal y BEKK.
2. *Modelos de factores*: La idea subyacente a estos modelos proviene de la teoría econométrica. En este tipo de modelos, la matriz de covarianzas condicional se caracteriza por ser parsimoniosa. El proceso a_t viene generado por un número de factores heteroscedásticos que no se pueden observar, por eso se les llama factores.
3. *Modelos con correlación y varianza condicional*: En estos modelos se calcula la matriz de desviaciones típicas y la de correlaciones condicionales, en vez de modelizar directamente la matriz de covarianzas condicionales. En esta categoría se encuentran los modelos CCC y DCC.
4. *Aproximaciones no paramétricas o semiparamétricas*: Estos modelos son una alternativa a la estimación paramétrica de la matriz de covarianzas condicional. La ventaja de estos modelos es que no introducen ningún supuesto de comportamiento de los residuos.

A continuación se procede a describir dos modelos pertenecientes a la tercera categoría. Para ambos, la matriz de covarianzas condicionales se descompone en una matriz de correlaciones y dos de desviaciones típicas que toman la siguiente forma:

$$H_t = D_t R_t D_t \quad (3)$$

donde $D_t = \text{diag}(h_{1t}^{\frac{1}{2}}, \dots, h_{nt}^{\frac{1}{2}})$ es la matriz de desviaciones típicas condicionales, y R_t es la matriz de correlaciones.

3.1. CCC

La matriz de correlaciones no varía en el tiempo por lo que $R_t = R$, entonces:

$$H_t = D_t R D_t \quad (4)$$

con la matriz de correlaciones $R = [p_{ij}]$, $p_{ii} = 1$ y $i = 1, \dots, n$. Los elementos fuera de la diagonal de la matriz de covarianzas condicional H_t , vienen dados por:

$$[H_t]_{ij} = h_{it}^{\frac{1}{2}} h_{jt}^{\frac{1}{2}} p_{ij}, i \neq j \quad (5)$$

El proceso $\{a_{it}\}$ viene modelizado por un modelo GARCH. Por lo tanto la varianza condicional puede ser escrita en forma vectorial como:

$$h_t = c + \sum_{j=1}^q A_j a_{t-j}^2 + \sum_{j=1}^p B_j h_{t-j} \quad (6)$$

donde c es un vector $nx1$, A_j y B_j son matrices diagonales nxn , y $a_{t-j}^2 = a_{t-j}a_{t-j}$. La matriz H_t es definida positiva si c , A_j y B_j lo son, ya que R siempre lo es.

La estimación del modelo CCC es atractiva porque mejora el cálculo de la covarianza por ventanas móviles, sin llegar a la complejidad de los modelos multivariantes. En cambio, el modelo CCC puede ser demasiado restrictivo, ya que ningún caso es aceptable considerar que la correlación no varía en el tiempo.

3.2. DCC

Este modelo fue introducido por Engle y Sheppard en 2001. Tiene la siguiente estructura:

$$r_t = \mu_t + a_t \quad (7)$$

$$a_t = H_t^{\frac{1}{2}} z_t \quad (8)$$

$$H_t = D_t R_t D_t \quad (9)$$

Donde:

- r_t : Vector $nx1$ de rendimientos logarítmicos para n activos en el momento t .
- a_t : Vector $nx1$ de errores. Donde $E[a_t] = 0$ y $Cov[a_t] = H_t$.
- μ_t : Vector $nx1$ de la esperanza condicional de r_t .
- H_t : Matriz de varianzas condicionales de a_t en el momento t .
- $H_t^{\frac{1}{2}}$: Cualquier matriz que haga que H_t sea la matriz de varianzas condicionales de a_t . $H_t^{\frac{1}{2}}$ se puede obtener por la factorización de Cholesky de H_t .
- D_t : Matriz de desviaciones típicas de a_t en el momento t .
- R_t : Matriz nxn de correlaciones condicionales de las rentabilidades a_t en el momento t .
- z_t : Vector de errores iid de manera que $E[z_t] = 0$ y $E[z_t z_t^T] = I$.

Los elementos en la matriz diagonal D_t son desviaciones típicas de un modelo univariante GARCH:

$$\begin{pmatrix} \sqrt{h_{1t}} & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & \sqrt{h_{2t}} & 0 & \vdots \\ \vdots & 0 & \ddots & 0 \\ 0 & \cdots & 0 & \sqrt{h_{1n}} \end{pmatrix} \quad (10)$$

donde:

$$h_{it} = \alpha_{i0} + \sum_{q=1}^{Q_i} \alpha_{iq} a_{i,t-q}^2 + \sum_{p=1}^{P_i} \beta_{ip} h_{i,t-p} \quad (11)$$

cabe hacer un inciso, y recordar que los modelos GARCH tienen distintos órdenes, generalmente el modelo más simple es el GARCH (1,1) y suele ser el más adecuado. El α_{iq} representa el efecto ARCH (persistencia a corto plazo del “shock” en la rentabilidad del activo i) y β_{ip} representa el efecto GARCH (contribución del “shock” de la rentabilidad del activo i a la persistencia a largo plazo $\left[\sum_{q=1}^{Q_i} \alpha_{iq} + \sum_{p=1}^{P_i} \beta_{ip}\right]$). R_t es la matriz de correlaciones condicionales de los residuos estandarizados ϵ_t , donde:

$$\epsilon_t = D_t^{-1} a_t \sim N(0, R_t) \quad (12)$$

R_t es una matriz simétrica tal que:

$$\begin{pmatrix} 1 & \rho_{12,t} & \rho_{13,t} & \cdots & \rho_{1n,t} \\ \rho_{12,t} & 1 & \rho_{23,t} & \cdots & \rho_{2n,t} \\ \rho_{13,t} & \rho_{23,t} & 1 & \ddots & \vdots \\ \vdots & \vdots & \ddots & \ddots & \rho_{n-1,n,t} \\ \rho_{1n,t} & \rho_{2n,t} & \cdots & \rho_{n-1,n,t} & 1 \end{pmatrix} \quad (13)$$

Y los elementos de $H_t = D_t R_t D_t$ son:

$$[H_t]_{ij} = \sqrt{(h_{it}^{\frac{1}{2}} h_{jt}^{\frac{1}{2}})_{ij}} \text{ donde } \rho_{ii} = 1 \quad (14)$$

Cuando la especificación de la matriz de correlaciones condicionales es R_t , se deben cumplir dos requisitos para que el modelo sea válido:

- H_t debe ser definida positiva porque es una matriz de covarianzas. Para asegurar que H_t sea definida positiva, R_t debe ser definida positiva. D_t es siempre definida positiva ya que todos los elementos de la diagonal principal son positivos.
- Todos los elementos de la matriz de correlaciones R_t deben ser iguales o menores a $|1|$ por definición.

Para asegurar que ambos se cumplan, en el modelo DCC-GARCH, R_t se descompone en:

$$R_t = Q_t^{*-1} Q_t Q_t^{*-1} \quad (15)$$

$$Q_t = (1 - a - b) Q' + a \epsilon_{t-1} \epsilon_{t-1}^T + b Q_{t-1} \quad (16)$$

donde $Q_t = Cov[\epsilon_t \epsilon_t^T] = E[\epsilon_t \epsilon_t^T]$ es la matriz de covarianzas incondicional de los residuos estandarizados ϵ_t . Q' puede ser estimado como:

$$Q' = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \epsilon_t \epsilon_t^T \quad (17)$$

Los parámetros a y b son escalares y Q_t^* es una matriz diagonal formada por la raíz cuadrada de cada elemento de Q_t en la diagonal principal:

$$Q_t^* = \begin{pmatrix} \sqrt{q_{11t}} & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & \sqrt{q_{22t}} & 0 & \vdots \\ \vdots & 0 & \ddots & 0 \\ 0 & \cdots & 0 & \sqrt{q_{nnt}} \end{pmatrix} \quad (18)$$

Q_t^* reescala los elementos de Q_t de manera que el segundo requisito $|\rho_{ij}| = \left| \frac{q_{ijt}}{q_{iit}q_{jjt}} \right| \leq 1$ se cumpla. La matriz Q_t debe ser definida positiva para asegurar que R_t es definida positiva. Se deben imponer entonces unas condiciones a los parámetros a y b para garantizar que H_t sea definida positiva. Además de las condiciones para que el GARCH univariante asegure que la matriz de varianzas incondicionales sea positiva, a y b deben satisfacer que: $a \geq 0$, $b \geq 0$ y $a + b \leq 1$. Por último Q_0 ⁵ debe ser positivo para garantizar que H_t sea DP.

Este modelo, sería mejor que el BEKK, VEC y VEC diagonal en los casos en los que se utilicen un número elevado de variables, ya que el número de parámetros a estimar será mucho menor en el modelo dcc, y este convergerá más fácilmente. Este modelo tiene principalmente dos inconvenientes:

- Es un modelo menos eficiente computacionalmente que los modelos bekk o vech porque T^6 matrices de correlación han de ser invertidas en cada iteración.
- Todas las correlaciones siguen la misma dinámica por definición del modelo.

3.3. VEC

En el modelo vech la matriz var-cov tiene la siguiente estructura:

$$vech(H_t) = vech(A_0) + \sum_{q=1}^Q A_q vech(\varepsilon_t \varepsilon_{t-q}^{\prime}) + \sum_{p=1}^P B_p vech(H_{t-p}) \quad (19)$$

donde:

- $vech(\cdot)$ es el operador que acumula la triangular inferior de una matriz $k \times k$ en un vector columna de dimensiones $k(k+1)/2$.
- A_0 es un vector columna de $(k+1)k/2$ parámetros.
- A_i y B_i son dos matrices cuadradas de $(k+1)k/2 \times (k+1)k/2$.
- $a_t = (a_{1t}, \dots, a_{kt})^{\prime} = H_t^{1/2} \varepsilon_t$, donde $E(\varepsilon_t) = 0$ y $Cov(\varepsilon_t) = I_k$.
- $H_t = Cov(a_t | F_{t-1})$ es la matriz de var-cov condicionada a la filtración natural en el momento $t-1$.

⁵valor semilla de Q_t

⁶T es el número de observaciones

Los inconvenientes de este modelo son básicamente dos:

- La excesiva parametrización. La estimación de estos modelos se realiza por máxima verosimilitud, y a veces es difícil que el algoritmo converja cuando existe un número elevado de parámetros a estimar.
- El modelo no asegura que la matriz H_t sea definida positiva (DP), por lo tanto se deben imponer ciertas restricciones para que la matriz acabe siendo DP.

3.4. VECH diagonal

Siendo $A_i^* = \text{diag}(\text{vech}(A_i))$ y $B_i^* = \text{diag}(\text{vech}(B_i))$, la matriz de var-cov condicionales del modelo VECH diagonal toma la siguiente forma:

$$\text{vech}(H_t) = \text{vech}(A_0) + \sum_{q=1}^Q A_i^* \text{vech}(\varepsilon_t \varepsilon_{t-i}') + \sum_{p=1}^P B_i^* \text{vech}(H_{t-i}) \quad (20)$$

La principal ventaja de este modelo respecto al VECH es que reduce sustancialmente el número de parámetros a estimar.

Los inconvenientes de este modelo son básicamente dos:

- El efecto cruzado desaparece, y cada variable sólo depende de sus propios retardos, por lo tanto supone una pérdida de información.
- No asegura que la matriz H_t sea definida positiva (DP), por lo tanto se deben imponer ciertas restricciones para que acabe siéndolo.

3.5. BEKK

La matriz de var-cov condicionales para este modelo toma la forma:

$$H_t = A_0 A_0' + \sum_{q=1}^Q A_i (\varepsilon_t \varepsilon_{t-i}') A_i' + \sum_{p=1}^P B_i (H_{t-i}) B_i' \quad (21)$$

donde:

- A_0 es una matriz triangular inferior de parámetros.
- A_i y B_i son matrices cuadradas de orden k .

Las ventajas de este modelo son las siguientes:

- Asegura que la matriz H_t sea DP.
- No requiere tantos parámetros como el modelo VECH.
- Tienen en cuenta las relaciones cruzadas de los retardos.

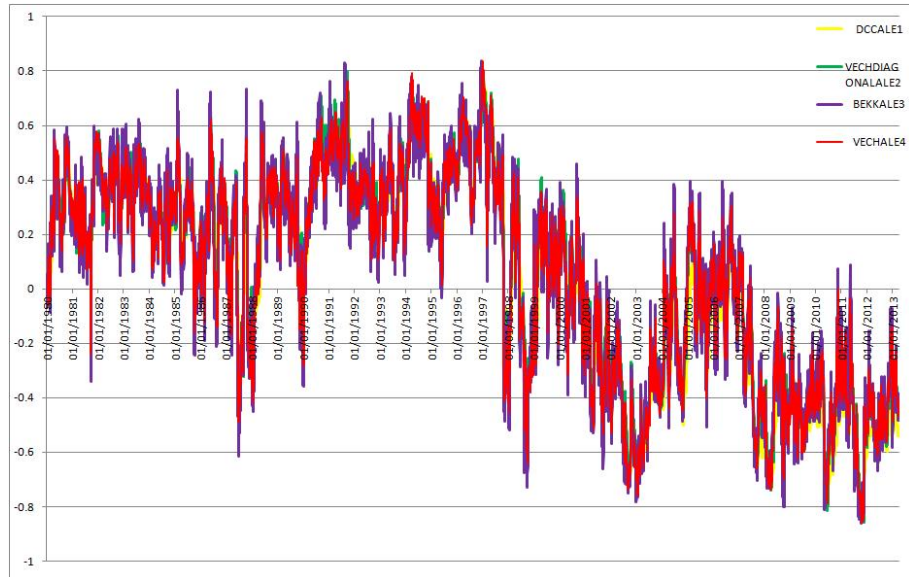
Los inconvenientes principales son los siguientes:

- Aunque reduce el número de parámetros respecto al modelo VEC, se sigue teniendo que estimar un número elevado de parámetros, que impide que este modelo sea preciso cuando se utilizan un número elevado de variables.
- Los elementos de las matrices A_i y B_i , ya no son interpretables como valores retardados de una volatilidad o innovación particular.

4. Cálculo y análisis de la correlación

4.1. Cálculo de la correlación

Para calcular el valor de la correlación se utilizan los modelos GARCH multivariantes. Su cálculo se realiza a través del programa econométrico RATS. El valor de los parámetros de los modelos GARCH se calcula maximizando la función de verosimilitud. Los métodos de optimización que utiliza RATS están basados en el cálculo de la primera y segunda derivada de la función de máxima verosimilitud con respecto al valor de los parámetros en cada iteración, es decir, el gradiente y la matriz Hessiana. El algoritmo BHHH debe su nombre a sus inventores, Berndt, Hall, Hall y Hausman (1974). Este algoritmo utiliza la primera derivada (calculada numéricamente) y una aproximación a la segunda derivada. No se realiza el cálculo de la matriz Hessiana en cada iteración y de este modo, el gasto computacional es menor, eso sí, la aproximación puede no ser buena si la función de verosimilitud en el valor semilla, se encuentra lejos del máximo global. El algoritmo BFGS también debe su nombre a sus inventores, Broyden, Fletcher, Goldfarb y Shanno (1967). Este algoritmo calcula tanto el gradiente como el Hessiano. Estos dos algoritmos son asintóticamente equivalentes, pero pueden diferir en muestras de tamaño reducido. El elevado número de parámetros inherentes a los modelos GARCH multivariantes, puede crear problemas de convergencia de la función de verosimilitud. El método SIMPLEX no utiliza derivadas, por lo que no puede ser utilizado para calcular errores típicos, pero sí es muy útil a la hora de fijar un buen valor inicial del que parta el algoritmo BHHH/BFGS. Se ha seguido el siguiente procedimiento; se ha calculado la correlación a través de los modelos DCC, VEC, VEC diagonal y BEKK, primero con el algoritmo BFGS, y después con el algoritmo BHHH. Se han incluido 10 iteraciones con el método SIMPLEX para que el valor semilla del que partan estos dos algoritmos sea bueno y éste converja.

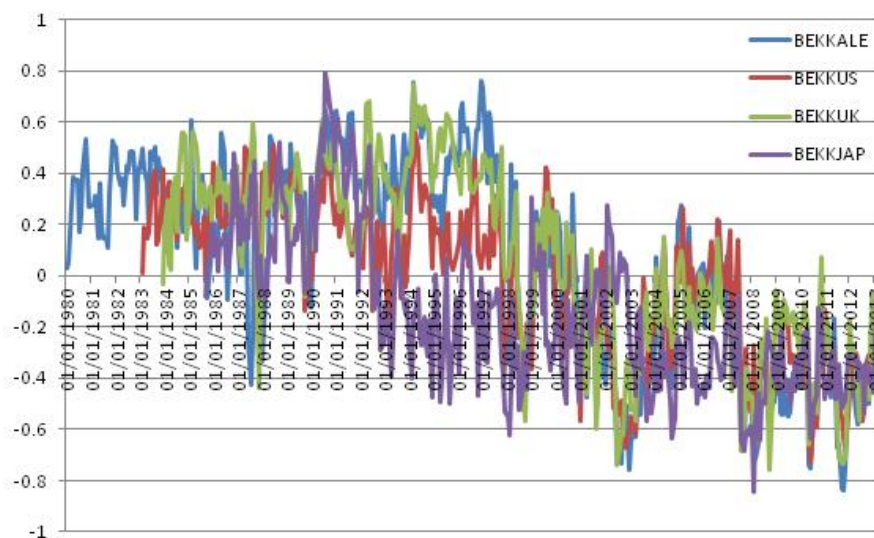


Los algoritmos que no han convergido han sido el BFGC para el dcc de Inglaterra, el BHHH para el vech de Inglaterra y el BHHH para el vech de Japón. Salvo en los casos en que alguno de ellos no ha convergido, ambos algoritmos han dado valores muy similares, encontrándose la diferencia únicamente en el quinto decimal. Por ello, tanto en el gráfico de arriba para Alemania, como para el resto de países que se adjuntan en el apéndice, se ha decidido incluir solo los resultados del algoritmo BFGS⁷. Lo que se observa, es que todos los GARCH multivariantes dan resultados muy parecidos y calcular la correlación con cualquiera de ellos no supone un cambio significativo. Para las posteriores regresiones del apartado 5, se utiliza el garch bekk por tener las siguientes ventajas:

- Se prefiere al dcc porque es más eficiente computacionalmente. Como para el cálculo de la correlación solo se necesitan dos variables, no existe un problema de sobreparametrización, ya que para $k=2$, el dcc tiene 10 parámetros a estimar y el bekk 13. En caso de que k fuese mayor, como por ejemplo $k=4$, si existiría este problema, dado que el dcc tendría 18 parámetros a estimar y el bekk 46.
- Se prefiere al VECH diagonal porque el bekk sí tiene en cuenta los efectos cruzados.
- Se prefiere al VECH porque tiene muchos menos parámetros a estimar. Para $k=2$ el bekk tiene 13 parámetros a estimar, y el VECH 23.
- Asegura que la matriz de covarianzas condicionales sea DP.

⁷salvo en el caso dcc de Inglaterra en el que se ha incluido resultado del algoritmo BHHH porque el BFGS no convergió

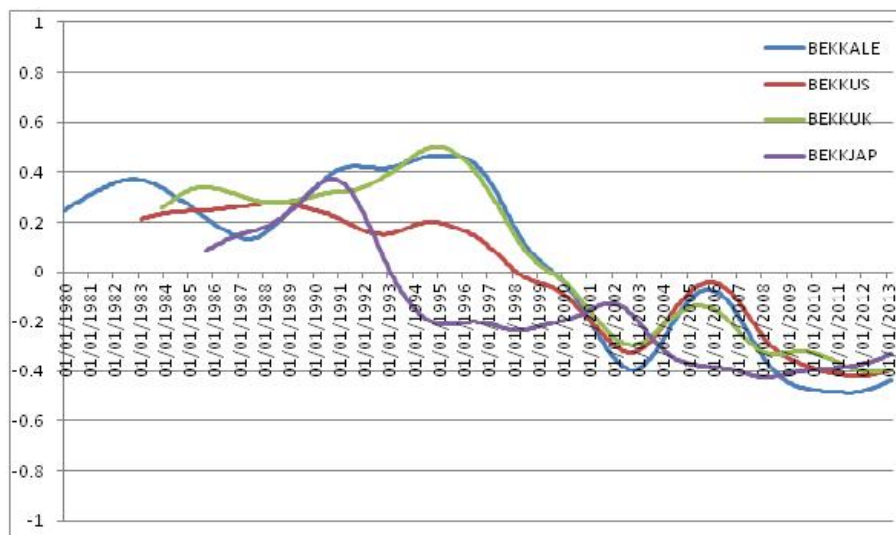
4.2. Análisis descriptivo de la correlación



En el gráfico superior, se muestra la evolución de la correlación mensual entre renta fija y variable para Alemania, Estados Unidos, Inglaterra y Japón calculada a través de un modelo bekk. La característica que es más llamativa, es la elevada variabilidad en el corto plazo de ésta. Como se puede comprobar, la correlación sí varía en el tiempo, además, el cambio de signo en esta es bastante frecuente. Cabe señalar también, que la correlación de los distintos países parece moverse con patrones bastante similares.

Para poder realizar un estudio descriptivo de ella, se recurre al filtro de Hodrick-Prescott, que permite separar la tendencia a largo plazo de una serie, de la desviación transitoria en el corto plazo. El principal problema de este tipo de técnicas, es que ni la tendencia ni el ciclo se pueden observar, por lo tanto, se deben definir de manera arbitraria. El parámetro λ modeliza la suavidad de la tendencia. El valor de este va a depender de la longitud y periodicidad media del ciclo observado. Ha habido una gran discusión académica a cerca de cual es el valor óptimo de λ . El principal problema estriba en que λ no tiene una interpretación intuitiva. Como el objetivo principal de esta tesina no es fijar cual es el valor óptimo de λ , se opta por utilizar el valor que viene por defecto en Eviews, 6812100 para series diarias, y 14400 para series mensuales⁸.

⁸También se recomiendan estos valores en el boletín oficial del BCE



En este gráfico, se muestra la tendencia de la correlación mensual sacada a través del filtro de Hodrick-Prescott. Lo más llamativo, es que para todos los países se puede dividir la muestra en dos partes. En la primera, la tendencia de la correlación tiene signo positivo y en la segunda, el signo es negativo. A continuación, se realiza un análisis país a país de la tendencia de la correlación, haciendo hincapié en los puntos de inflexión y en los posibles motivos de estos.

El primer país descrito es Alemania. Entre 1980 y 1983 la tendencia de la correlación era positiva y aumentaba desde 0.25 a 0.37. En clave histórica, este periodo se corresponde con una etapa de turbulencia económica, que acabó con la elección de un nuevo canciller de la RFA, Helmut Kohl en 1982. El nuevo gobierno introdujo medidas para reducir el déficit, rebajar impuestos y privatizar empresas. Entre 1983 y mediados de 1987 la correlación se redujo pasando de 0.37 a 0.13. En esta época fue cuando surgieron efecto las políticas aplicadas por el nuevo canciller, aunque el crecimiento económico era mucho menor que en las décadas anteriores. Entre mediados de 1987 y 1995 la correlación aumentó de manera continua hasta alcanzar un valor de 0.42. Se trata de un periodo que ve nacer a la actual Alemania con la reunificación en 1989 de la parte oriental y occidental. Tras una fase de ajuste, es entonces cuando se empezaron a forjar los cimientos de la sólida economía alemana. Desde 1995 la correlación empieza a disminuir, cambiando de signo en 1999. A partir de entonces, su valor fue cada vez más negativo hasta alcanzar el valor de -0.28 en 2002. Se trata de una época de crecimiento, en la que se asentaron los cimientos de la posterior crisis tecnológica. El endeudamiento de hogares y empresas aumentó de manera considerable. Entre mediados de 2002 y 2006, la correlación se vuelve menos negativa pasando de -0.28 a -0.14. Se trata de una época en la que la economía Alemana se recupera de la crisis tecnológica gracias a la demanda externa de una Europa en expansión. La Unión Monetaria instaurada definitivamente en 2002, facilitó el comercio entre países de la UE y ello benefició a las exportaciones alemanas. Después de 2006, se produjo un aumento en la correlación negativa, pasando de -0.14 al valor actual de -0.4. Se trata de un lapso marcado por la crisis.

El segundo país descrito es Estados Unidos. Entre 1983 y mediados de 1988 se produjo un aumento de la correlación pasando de 0.21 a 0.37. Este periodo coincidió con la entrada en el gobierno

de Ronald Reagan, cuya política económica se caracterizó por la desregulación en el sector financiero y la reducción de impuestos. Entre mediados de 1988 y 1992 se redujo la correlación, pasando de 0.27 a 0.15. Este periodo coincidió con el mandato de George W.H. Bush. La Guerra del Golfo (1990) y la marcada recesión del 1991 le costaría las elecciones en 1992. Entre mediados de 1992 y 1995 aumentó la correlación de 0.15 a 0.20. Desde entonces, la correlación empezó a reducirse para tornarse negativa en 1998 y llegar a un valor de -0.27 a mediados de 2002. Coincidió con la expansión económica bajo el mandato de Bill Clinton que aumentó la disciplina fiscal, la inversión y el comercio exterior en un mundo globalizado (ejemplo de ello es la creación de la NAFTA en 1994). Entre mediados de 2002 y mediados de 2005, la correlación se volvió menos negativa llegando un valor de -0.04. Esta época se caracterizó por la recuperación económica después de la crisis del 2001. Durante ese año se produjo el ataque a las torres gemelas, el estallido de la burbuja de las punto com y el derrumbe de Enron. Como reacción a estos sucesos, la FED bajo el mandato de Alen Greenspan, optó por una política expansiva de reducción de tipos de interés. Todo lo narrado anteriormente, junto con la desregulación del sector financiero y una política de George W. Bush proclive a facilitar el acceso a la vivienda a la mayoría de la población, se consideran la semilla de la actual crisis. A mediados de 2006 la FED decidió subir los tipos de interés para evitar presiones inflacionistas, la correlación se volvió más negativa hasta llegar a un valor actual de -0.4. Esta fase coincide con la crisis de liquidez surgida a partir del estallido de la burbuja inmobiliaria.

El tercer país descrito es Inglaterra. Entre 1983 y 1985, la tendencia de la correlación aumentó de 0.26 a 0.33. En clave histórica, en 1979 salió elegida como primera ministra Margaret Thatcher. Esta siguió las premisas de Milton Friedman, máximo exponente de la escuela de Chicago, cuyos principios básicos fueron la reducción del déficit, la liberalización del mercado y la reducción de la oferta de dinero. Entre 1985 y mediados de 1988 la correlación se redujo hasta alcanzar el valor de 0.27. Después de este momento, se produjo un marcado aumento de la correlación que llegó a un valor de 0.5 a mediados de 1995. Esta época vino marcada por la bonanza económica generalizada en toda Europa. Desde 1995 la correlación empezó a reducirse volviéndose negativa en 1999 y alcanzando un valor de -0.27 en 2002. Después, se volvió menos negativa hasta alcanzar un valor de -0.14 a mediados de 2005, coincidiendo con la época de crecimiento económico a escala global. Desde 2005 la correlación se ha vuelto más negativa hasta alcanzar un valor actual de -0.4.

El cuarto y último país que se analiza es Japón. Sin duda, es el país que sigue la tendencia más dispar. Entre 1985 y mediados de 1990 la tendencia de la correlación aumentó desde 0.09 hasta alcanzar un valor de 0.36. En clave histórica, este periodo coincidió con una burbuja en el mercado inmobiliario y financiero. Los bancos Japoneses acumularon deuda por un billón de dólares. La burbuja inmobiliaria tiraba de la economía y esto se reflejaba en el mercado de valores. Desde entonces, la correlación empezó a disminuir, se volvió negativa en 2003 y alcanzó un valor de -0.21 a mediados de 2005. Después de ese periodo, la correlación se volvió menos negativa hasta llegar a un valor de -0.13 en 2002. A partir de 2002, la correlación negativa aumentó y tocó un valor de -0.42 en 2008. Desde entonces se redujo esta correlación negativa hasta alcanzar el valor actual de -0.34. El ciclo 1990-2013 se caracteriza por una grave crisis en el país nipón. En 1990, el banco central de Japón subió los tipos de interés del 2.5 % al 6 %. El motivo de esta subida era el de atajar las presiones inflacionistas. El aumento de tipos pinchó la burbuja inmobiliaria y financiera y el país nipón se sumió en una profunda crisis económica entrando en un ciclo de estanflación. Las primeras medidas que se tomaron fueron de impulso fiscal, al no surtir efecto, se optó por utilizar la política monetaria, bajando los tipos incluso al 0 %, y se acabó entrando en una espiral deflacionista. Cuando en 2006 el país empezaba a recuperarse, empezó la crisis mundial, que afectó mucho a los países con claro

carácter exportador como es el caso de Japón .

Se llega a la conclusión general de que ni el signo de la correlación, ni el aumento o decremento de esta va ligado a cambios en el ciclo económico. Aunque cabe reseñar que la correlación si se ha vuelto más negativa para todos los países tras la última crisis. A pesar de ello, no existiría una relación unívoca entre fase de crisis y “flight to quality”. La falta de evidencia que demuestre que el cambio en el ciclo económico pueda explicar los cambios en la correlación, incita a que en el quinto apartado se intente investigar cuales son las variables que explican la correlación.

Siguiendo con el análisis descriptivo, cabe destacar que a partir de 1996, la tendencia que siguen las correlaciones de Alemania, Estados Unidos e Inglaterra es muy parecida. Para calcular la asociación de la correlación entre países, se presentan 3 matrices de correlaciones sacadas a partir de datos diarios del modelo bekk: una para toda la muestra, y otras dos que recogen el periodo 1985-1995 y 1996-2013.

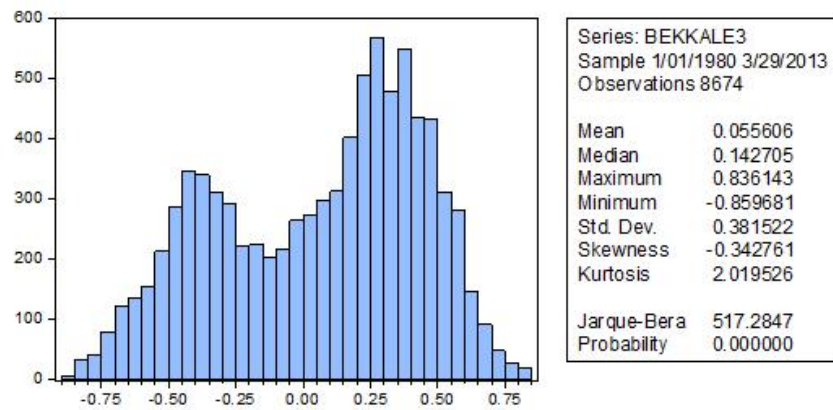
CORRELACIÓN 1985-2013				
	BEKK ALEMANIA	BEKK ESTADOS UNIDOS	BEKK INGLATERRA	BEKK JAPÓN
BEKK ALEMANIA	1	0.79414894	0.853984503	0.49793795
BEKK ESTADOS UNIDOS	0.79414894	1	0.822182858	0.527541773
BEKK INGLATERRA	0.853984503	0.822182858	1	0.485965713
BEKK JAPÓN	0.49793795	0.527541773	0.485965713	1

CORRELACIÓN 1985-1996				
	BEKK ALEMANIA	BEKK ESTADOS UNIDOS	BEKK INGLATERRA	BEKK JAPÓN
BEKK ALEMANIA	1	0.245032081	0.344312086	0.113237976
BEKK ESTADOS UNIDOS	0.245032081	1	0.500939688	0.227976818
BEKK INGLATERRA	0.344312086	0.500939688	1	0.007954451
BEKK JAPÓN	0.113237976	0.227976818	0.007954451	1

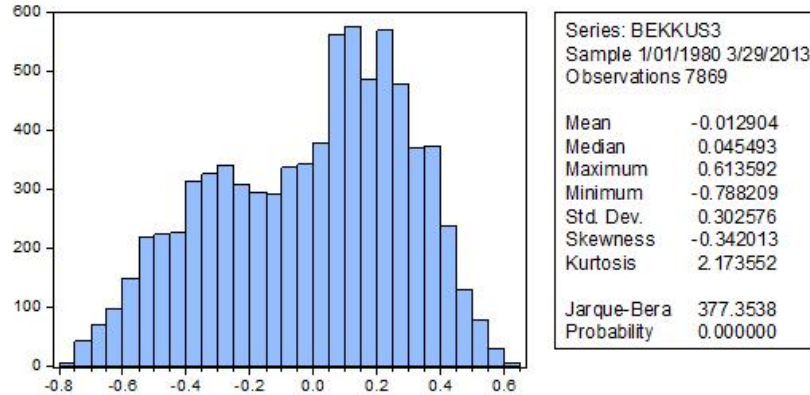
CORRELACIÓN 1996-2013				
	BEKK ALEMANIA	BEKK ESTADOS UNIDOS	BEKK INGLATERRA	BEKK JAPÓN
BEKK ALEMANIA	1	0.805318183	0.881120706	0.310668632
BEKK ESTADOS UNIDOS	0.805318183	1	0.774398806	0.26327022
BEKK INGLATERRA	0.881120706	0.774398806	1	0.261539054
BEKK JAPÓN	0.310668632	0.26327022	0.261539054	1

Como se puede comprobar en las tablas, por el elevado valor que toma, se confirma que la tendencia de la correlación de los distintos países es más similar a partir del 1996.

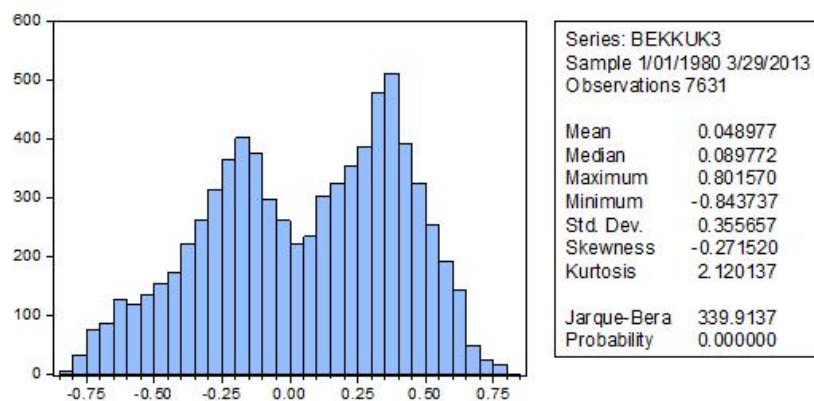
Para terminar con la parte descriptiva de la correlación, se presentan los histogramas de cada uno de los países analizados.



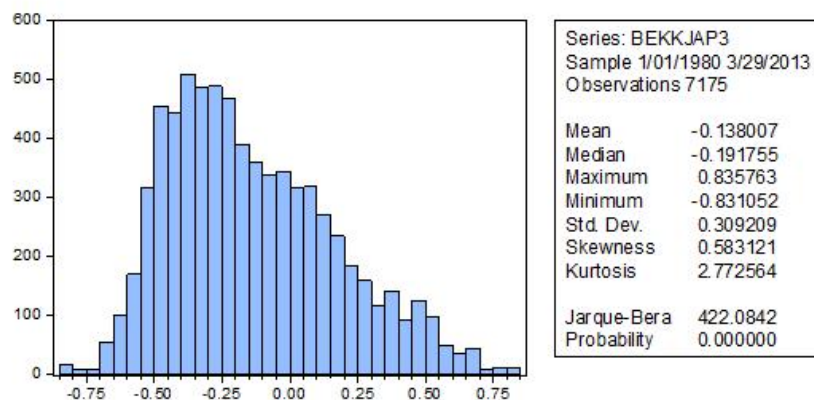
El histograma de Alemania, muestra que los valores en los que más se concentra la probabilidad son positivos. Se trata de una distribución bimodal, con un pico en la parte positiva y otro en la parte negativa. El percentil que concentra mayor masa probabilística de toda la distribución es 0.20-0.50. En la parte negativa, el percentil con mayor masa probabilística se encuentran entre -0.25 y -0.50. La media es positiva y la desviación típica confirma la excesiva variabilidad a corto plazo observada en el gráfico anterior, ya que da un valor de 0.38.



En el histograma de Estados Unidos, muestra que los valores en los que más se concentra la probabilidad son positivos. Se distinguen un pico en la parte positiva. El percentil que concentra mayor masa probabilística es el situado entre 0.10-0.30. La media sale positiva y la desviación típica corrobora la excesiva variabilidad a corto plazo observada en el gráfico anterior, ya que da un valor de 0.30. Comparándolo con el histograma de Alemania, cabría señalar que la estadounidense es una distribución con menor desviación típica y que no presenta ningún pico en la parte negativa.



En el histograma de Inglaterra muestra que los valores en los que más se concentra la probabilidad son positivos. Se trata de una distribución bimodal, con un pico en la parte positiva y otro en la parte negativa. El percentil que concentra mayor masa probabilística de toda la distribución es 0.35-0.45. En la parte negativa, el percentil con mayor masa probabilística se encuentra entre -0.20 y -0.10. La media sale positiva y la desviación típica confirma la excesiva variabilidad a corto plazo observada en el gráfico anterior, ya que da un valor de 0.35. Comparándolo con el histograma de Alemania, cabría señalar que este par de distribuciones son prácticamente idénticas.



En el histograma de Japón se muestra que los valores en los que más se concentra la probabilidad son los negativos. Se distinguen un pico en la parte negativa. El percentil en el que se concentra la mayor masa probabilística es el situado entre -0.50 y -0.20. La media es negativa y la desviación típica corrobora la excesiva variabilidad a corto plazo observada en el gráfico anterior, ya que da un valor de 0.30. Comparándolo con el histograma del resto de países, cabe señalar que la principal diferencia es que en Japón la masa probabilística está más concentrada en la parte negativa. Al igual que en Estados Unidos sólo tiene un pico, eso sí, al contrario que para Estados Unidos en este caso es en la parte negativa. Es una distribución con una desviación típica parecida a la de Estados Unidos y menor que la de Alemania e Inglaterra.

5. Variables explicativas de la correlación

Previo al desarrollo del análisis de las variables que explican la correlación se procede a exponer teóricamente los modelos y test que se han utilizado para extraer conclusiones. Todas las estimaciones y contrastes en este artículo se han realizado con el programa econométrico Eviews. En el modelo VAR (“Vector Autorregresivo Model”) cada variable viene explicada por sus propios retardos y por los retardos de las demás variables endógenas incluidas en éste. La expresión matemática del VAR viene dada por:

$$Y_t = A_1 Y_{t-1} + \dots + A_p Y_{t-p} + B X_{t-i} + \epsilon_t$$

donde Y_t es un vector de k variables endógenas, X_t es un vector de m variables exógenas, $A_1, \dots, A_p$ y B son matrices de parámetros a estimar y ϵ_t es el vector de innovaciones.

Una vez calculado el VAR es interesante llevar a cabo el Test de Causalidad de Granger (1969) para comprobar si se explica más de la variable $Y_t(X_t)$ cuando a sus propios retardos se le añaden los de otra variable $X(Y)$. Se puede decir que X causa a Y en el sentido de Granger si X ayuda a predecir valores futuros de Y . Se lleva a cabo la siguiente regresión:

$$\begin{aligned} Y_t &= \alpha_0 + \alpha_1 Y_{t-1} + \dots + \alpha_l Y_{t-l} + \beta_1 X_{t-1} + \dots + \beta_l X_{t-l} + \epsilon_t \\ X_t &= \alpha_0 + \alpha_1 X_{t-1} + \dots + \alpha_l X_{t-l} + \beta_1 Y_{t-1} + \dots + \beta_l Y_{t-l} + u_t \end{aligned}$$

para cada par de series (X, Y) . Se realiza un contraste F de Wald tal que:

$$\begin{aligned} H_0 : \beta_1 &= \beta_2 = \dots = \beta_l \\ H_1 : \beta_i &\neq 0 \end{aligned}$$

Este test además sirve para comprobar si una variable que se había considerado como endógena a priori, es en realidad exógena.

En un modelo VAR se debe introducir el número mínimo de retardos que haga que los residuos sean ruido blanco (RB). Para determinar el número de retardos se lleva a cabo un correlograma. En Eviews el correlograma muestra gráficamente la fas (función de autocorrelación simple) y la fap (función de autocorrelación parcial) hasta el número de retardos que se especifique en el contraste. Las barras discontinuas que delimitan la fas y la fap representan $\pm 2\sigma/\sqrt{T}$. Si el valor de la fas/fap se encuentra dentro de la barrera, se considera que no es significativamente distinto de 0. Las dos últimas columnas representan el estadístico Q de Ljung-Box y su p-valor asociado. El estadístico Q para el retardo k bajo la hipótesis nula de no autocorrelación se calcula como:

$$Q_{LB} = T(T+2) + \sum_{j=1}^k \frac{\tau_j^2}{T-j}$$

donde T es el número de observaciones.

En el VAR se asume que las series temporales utilizadas son estacionarias. Cuando se realizan regresiones con variables no estacionarias se puede caer en el problema de las regresiones espúreas. Si dos series no son estacionarias pero están cointegradas, se puede explicar la relación de ellas a largo plazo a través de un modelo VEC. Dos o más variables están cointegradas si se mueven de modo conjunto a lo largo del tiempo y el residuo que se obtiene de una combinación lineal de estas es estable, aun cuando cada variable de modo particular no sea estacionaria.

Para comprobar la estacionariedad de los residuos se lleva a cabo un test “Augmented Dickey-Fuller”. Suponiendo un modelo AR(1) en el que todas las variables están en primeras diferencias:

$$\Delta Y_t = \alpha \Delta Y_{t-1} + \Delta X_t' \delta + \epsilon_t$$

donde X_t' es un vector de variables explicativas, α y δ son matrices de parámetros y ϵ_t es RB. La hipótesis nula y la alternativa son:

$$\begin{aligned} H_0 : \alpha &= 0 \\ H_1 : \alpha &\leq 0 \end{aligned}$$

Si los residuos de una serie no son estacionarios, la varianza de Y aumenta con el tiempo, tendiendo a infinito. Si existe raíz unitaria, los residuos no son estacionarios y se desearía pasar a modelos más sofisticados.

Para comprobar si n variables están cointegradas existen dos métodos:

- **Engle-Granger** $\Rightarrow$ Se deben cumplir dos condiciones para considerar que n variables están cointegradas:
 - Todas las variables son integradas del mismo orden, con la excepción de $I(0)$. P.ej. $Y, X \sim I(1)$.
 - Una combinación lineal de las n variables es $I(0)$. P.ej. $Y_t = \beta_1 + \beta_2 X_t + u_t \Rightarrow \hat{u} = Y_t - \hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 X_t \sim I(0)$.
- **Johansen** $\Rightarrow$ Se realizan dos pruebas para comprobar si n variables están cointegradas. La primera es la prueba de la traza donde se contrasta la hipótesis nula de r relaciones de cointegración frente a la alternativa de k relaciones de cointegración, donde k es el número de variables endógenas, y $r = 0, 1, \dots, k - 1$. La prueba de la traza para la H_0 de r relaciones de cointegración se calcula como:

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

donde λ_i es el i -ésimo mayor valor propio de la matriz Π . Donde $\Pi = \sum_{i=1}^D A_i - I$, de un VAR escrito como $\Delta Y_t = \Pi Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta Y_{t-i} + B X_t + \epsilon_t$. La segunda es la del máximo valor propio, donde se contrasta la H_0 de r relaciones de cointegración frente a la alternativa de $r + 1$ relaciones de cointegración. Esta prueba se calcula como:

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

donde $r = 0, 1, 2, \dots, k - 1$. Para que n variables estén cointegradas, el número de relaciones de cointegración para la prueba de la traza y del máximo valor propio deben coincidir. En este artículo se ha utilizado la metodología de Johansen para contrastar la existencia de cointegración.

Si existe relación de cointegración, existe la posibilidad de estimar un VAR restringido con variables no estacionarias pero con residuos estacionarios, conocido como VEC (“Vector Error Correction”). En este modelo, se formula como un VAR en diferencias con un término de corrección del error para las desviaciones del equilibrio a largo plazo a través de un ajuste parcial a corto plazo. Considérese un modelo con dos variables cointegradas:

$$Y_{2t} = \beta Y_{1t}$$

El correspondiente modelo VEC es:

$$\begin{aligned}\Delta Y_{1t} &= \alpha_1(Y_{2,t-1} - \beta Y_{1,t-1}) + \varepsilon_{1,t} \\ \Delta Y_{2,t} &= \alpha_2(Y_{2,t-1} - \beta Y_{1,t-1}) + \varepsilon_{2,t}\end{aligned}$$

Si Y_1 o Y_2 se desvían del equilibrio a largo plazo, el término de corrección del error induce un ajuste para volver al nivel de equilibrio. El coeficiente α_i mide la velocidad de ajuste al equilibrio de cada variable.

Una vez realizado el repaso teórico, se procede a exponer las variables que se han utilizado para intentar explicar los cambios en la correlación. Se ha intentado recoger todas las variables que se exponían en la revisión de literatura en la introducción, pero para algunas de ellas no se han encontrado series suficientemente largas o simplemente no existían en Datastream. Las variables que se van a utilizar son las siguientes:

- Variable financieras.
 - De mercado $\rightarrow$ Índice de acciones⁹, índice de deuda soberana a 10 años, tipo de interés del bono soberano a 10 años, tipo del bono soberano a 1 año y pendiente de la curva de tipos¹⁰.
 - Incertidumbre $\rightarrow$ Volatilidad del índice de acciones, volatilidad del índice de deuda soberana, volatilidad implícita.
 - De liquidez $\rightarrow$ Volumen de negociación en cada mercado representado por el “turnover by volume”.
- Variables macroeconómicas
 - IPI, tasa de paro y tasa de inflación.

El análisis se va a llevar a cabo para cada país, además, se va a distinguir entre modelos que intentan explicar el largo plazo (regresión lineal y VAR en niveles) y aquellos que intentan explicar el corto plazo (VEC y VAR en primeras diferencias). El procedimiento llevado a cabo es el mismo en todos los países, por ello, sólo se explicará con detalle para Alemania, y para el resto de países, simplemente se presentarán los principales resultados.

5.1. Alemania

5.1.1. Largo plazo

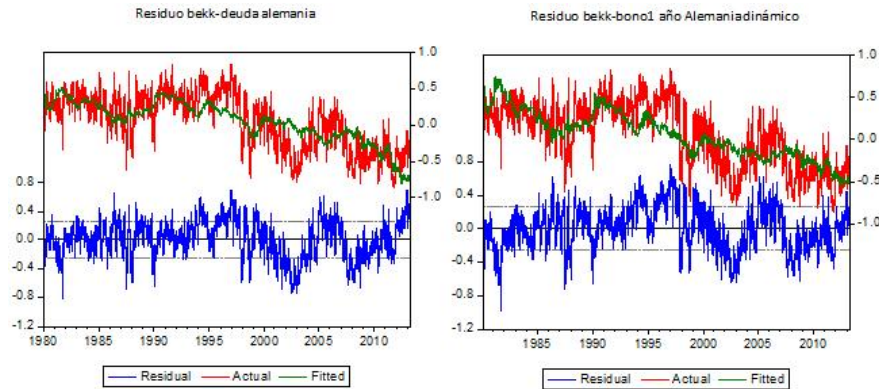
El primer paso consiste en estimar una regresión lineal de la correlación con cada una de las variables. En primer lugar, se realiza el contraste ADF para comprobar si los residuos son estacionarios. Como se puede comprobar en el cuadro 1 del apéndice, en el que se muestra el p-valor asociado al contraste ADF, se llega a la conclusión de que todas las regresiones con variables financieras dan como resultado residuos estacionarios. En cambio, para las variables macroeconómicas, sólo en la regresión de la correlación con el IPI se obtiene un residuo estacionario. El problema que plantea un residuo

⁹DAX, NASDAQ, FTSE y Nikkei

¹⁰como diferencia entre el tipo del bono a 10 años y el tipo del bono a 1 año

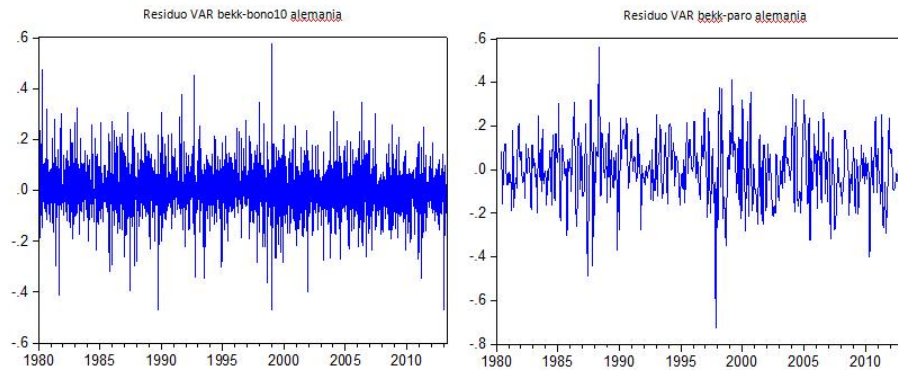
no estacionario, consiste en que la varianza de éste tiende a infinito a medida que aumenta el número de observaciones, por lo tanto, no se pueden sacar conclusiones muy precisas de aquellas regresiones con residuos no estacionarios. Para comprobar la bondad de ajuste de la regresión, se han utilizado dos indicadores, el R^2 ajustado ($\bar{R}^2$) y el cociente *error estándar de la regresión/ desviación típica variable dependiente*. El problema que presenta el R^2 como medida de bondad de ajuste, es que no decrece si se le añaden más regresores. El $\bar{R}^2$, en cambio, penaliza la inclusión de regresores que no contribuyen a mejorar el poder explicativo del modelo. En aquellos modelos en los que existe un mal ajuste, el $\bar{R}^2$ puede llegar incluso a ser negativo. Se va a considerar que una variable tiene poder explicativo sobre la variable dependiente, si la regresión da un $\bar{R}^2$ mayor a 0.30. El valor máximo que puede alcanzar el $\bar{R}^2$ es 1, luego, cuanto mayor sea el valor del $\bar{R}^2$, mejor será el ajuste. En el caso del cociente *error estándar de la regresión/ desviación típica variable dependiente*, este se moverá entre 0 y 1 y cuanto menor sea el valor de este cociente, mejor ajuste se habrá alcanzado. La diferencia de este ratio con respecto de 1 es el porcentaje en el se ha conseguido explicar las fluctuaciones en la variable dependiente. En el cuadro 1 del apéndice, se recogen estas dos medidas de bondad de ajuste para Alemania, la evidencia en la muestra utilizada parece indicar que las variables que explican la correlación alemana son: el índice de deuda soberana, el dax, el tipo de interés del bono soberano a 10 años, el tipo de interés del bono soberano a 1 año, la volatilidad implícita en el mercado de acciones(VDAX) y el índice de producción industrial. Por lo tanto, para explicar los cambios de la correlación en el largo plazo para el caso alemán, tendrían importancia: las variables financieras de mercado, las variables financieras relacionadas con la incertidumbre y dentro de las variables macroeconómicas tan solo el índice de producción industrial tendría importancia.

En el segundo paso, se pretende comprobar si con un modelo dinámico se mejora la capacidad explicativa, para ello se le añadirán al valor contemporáneo 22 retardos para las series diarias(series financieras), y 3 retardos en las series mensuales(series macroeconómicas). Los resultados del contraste ADF se encuentran en el cuadro 1 del apéndice. Se llega a la misma conclusión que en la regresión lineal estática, los residuos no estacionarios se corresponden con las variables incremento del IPI, paro e inflación. En cuanto a la bondad del ajuste, los resultados son análogos a los obtenidos en la regresión estática, aunque cabe reseñar que el $\bar{R}^2$ es ligeramente superior y el cociente *error estándar de la regresión/ desviación típica variable dependiente* es menor para el caso de la regresión dinámica. Destacar que el único cambio respecto al modelo estático es que la variable volumen mejora mucho el ajuste cuando se incluyen los retardos de la variable explicativa, pasando de un $\bar{R}^2$ de 0.095 a un $\bar{R}^2$ de 0.271, por lo que aunque el $\bar{R}^2$ es ligeramente inferior a 0.30, se considerará el volumen negociado como una variable con poder explicativo sobre la correlación en el caso dinámico. Al ser la correlación muy variable en el corto plazo, preocupa que el resultado del test ADF se haya visto afectado por esta característica, ya que éste podría ser el motivo por el cual el residuo corta repetidamente a la media. Con la intención de ser lo más riguroso posible, se procede al análisis gráfico del residuo, se incluyen como ejemplos, el residuo de la regresión lineal estática entre la correlación y la deuda soberana, y el residuo de la regresión lineal dinámica entre la correlación y el tipo del bono a 1 año.



Como se puede comprobar, en ambos casos, se confirman las sospechas y los gráficos muestran que los residuos son claramente no estacionarios, en los que el corte frecuente con la media viene explicado por la variabilidad de la correlación en el corto plazo. Estos dos ejemplos se pueden extender a todas las demás variables.

En el tercer paso, siguiendo con los modelos dinámicos que intentan explicar la correlación a largo plazo, se estima un modelo VAR, el cual ya se ha descrito en la introducción de esta sección. Para cada regresión, se ha incluido el mínimo número de retardos que corrija la autocorrelación. Para ello, se ha utilizado tanto el correlograma de la fas y la fap como el estadístico Q de Ljung-Box. Un vez terminado este paso, se procede a comprobar la estacionariedad de los residuos. Para comprobar dicha estacionariedad, se ha llevado a cabo tanto un test ADF (cuadro 5 apéndice) como un análisis gráfico. A continuación, se muestran los residuos del VAR de la correlación con el tipo del bono a 10 años y del VAR de la correlación con la tasa de paro:



En este caso, se concluye que los residuos sí son estacionarios tanto si se utiliza el criterio de decisión el ADF como el análisis gráfico. La bondad de ajuste es muy buena, con $\bar{R}^2$ mayores que 0.97 para las variables financieras y que 0.83 para las variables macroeconómicas; y con una *ratio error estándar de la regresión/ desviación típica variable dependiente* menor que 0.22 para las variables financieras y que 0.41 para las variables macroeconómicas. Aunque con el modelo VAR se llega a un buen ajuste, se desconoce si éste se debe a la inclusión de retardos de las variables explicativas o si por el contrario se debe a la inclusión de los retardos de la propia variable explicada. Con objeto

de solucionar dicha incertidumbre, se lleva a cabo un test de causalidad de Granger(cuadro 9 del apéndice). Tras la realización de dicho test se concluye que las variables causantes de la correlación en el caso alemán son: el índice de deuda soberana, el índice de acciones, el tipo del bono a 10 años, el bono a 1 año, la volatilidad implícita y el volumen de negociación. Las conclusiones a las que se llega son muy similares a las obtenidas con el modelo de regresión lineal dinámico, con la única diferencia que en el modelo dinámico el IPI explica la correlación y en el VAR no.

5.1.2. Corto plazo

Para utilizar un modelo VEC es necesario que las variables estén cointegradas, para comprobarlo se realiza el test de Johansen. En el cuadro 14 del apéndice, se observa que las variable cointegradas con la correlación son: el índice de deuda soberana, el índice de renta variable, el tipo de interés del bono a 10 años y el tipo de interés del bono a 1 año. Como se puede comprobar en el cuadro 10, la bondad de ajuste de este modelo no es demasiado buena ya que presenta $\bar{R}^2$ menores que 0.02 y ratios *error estándar de la regresión/ desviación típica variable dependiente* superiores a 0.99, por tanto se concluye que, para estas variables, el modelo VEC no es capaz de explicar la variación de la correlación en el corto plazo. Para aquellas variables que no están cointegradas con la correlación, se utiliza un modelo VAR en primeras diferencias. La bondad de ajuste de este modelo no es demasiado buena ya que en el caso de las variables financieras el $\bar{R}^2$ es siempre menor a 0.009 y el ratio *error estándar de la regresión/ desviación típica variable dependiente* superior a 0.99. En el caso de las variables macroeconómicas, el $\bar{R}^2$ es inferior a 0.11 y el ratio *error estándar de la regresión/ desviación típica variable dependiente* es superior a 0.94. Por lo tanto se concluye que, para estas variables, el modelo VAR en primeras diferencias, no es capaz de explicar la variación de la correlación en el corto plazo. Cabe destacar que las variables macroeconómicas consiguen un ajuste mejor que las financieras, aunque éste sigue siendo insuficiente.

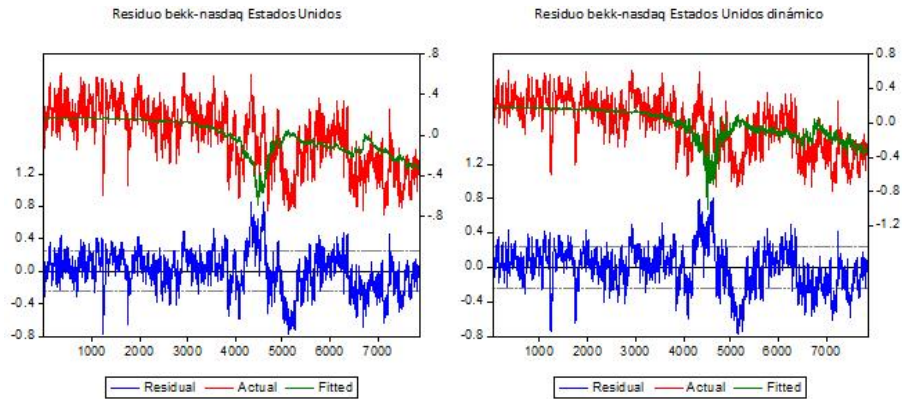
5.2. Estados Unidos

5.2.1. Largo plazo

El primer paso consiste en estimar una regresión lineal de la correlación con cada una de las variables. En primer lugar, se realiza el contraste de estacionariedad ADF. Como se puede comprobar en el cuadro 2 del apéndice, se llega a la conclusión de que todas las regresiones dan como resultado residuos estacionarios. Para comprobar la bondad de ajuste de la regresión, se han utilizado dos indicadores, el R^2 y el cociente *error estándar de la regresión/ desviación típica variable dependiente*. Se va a considerar que una variable tiene poder explicativo sobre la variable dependiente, si la regresión da un R^2 mayor a 0.30. En el cuadro 2 del apéndice, se recogen estas dos medidas de bondad de ajuste para Estados Unidos, la muestra utilizada parece indicar que las variables que explican la correlación estadounidense son: el índice de deuda soberana, el Nasdaq, el tipo de interés del bono soberano a 10 años, el tipo de interés del bono soberano a 1 año, el volumen de contratos negociados en el Nasdaq y el índice de producción industrial. Por lo tanto, para explicar los cambios de la correlación en el largo plazo para el caso estadounidense, tendrían importancia: las variables financieras de mercado, las variables financieras relacionadas con la liquidez y dentro de las variables macroeconómicas tan solo tendría importancia el índice de producción industrial.

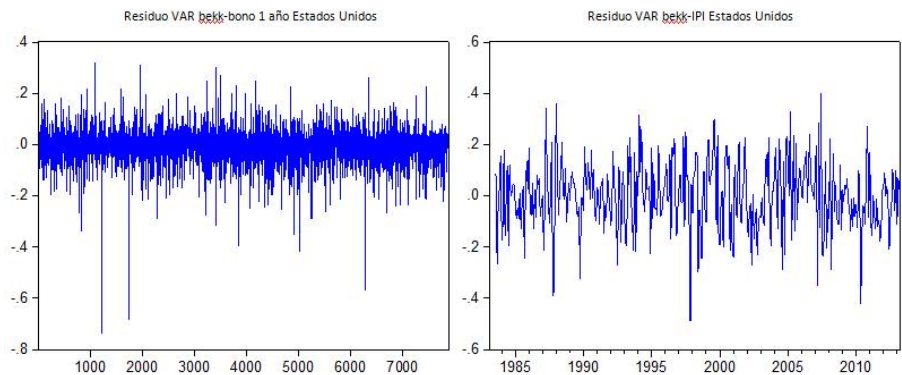
En el segundo paso, se pretende comprobar si con un modelo dinámico se mejora la capacidad explicativa, para ello se le incluirán al valor contemporáneo 22 retardos para las series diarias (series financieras), y 3 retardos en las series mensuales (series macroeconómicas). Los resultados del contraste ADF se encuentran en el cuadro 2 del apéndice. Se llega a la misma conclusión que en la

regresión lineal estática. En cuanto a la bondad del ajuste, los resultados son análogos a los obtenidos en la regresión estática, aunque cabe reseñar que el $\bar{R}^2$ es ligeramente superior y el cociente *error estándar de la regresión/ desviación típica variable dependiente* es menor para el caso de la regresión dinámica. Con la intención de ser lo más riguroso posible, se procede al análisis gráfico del residuo, se incluyen como ejemplos, el residuo de la regresión lineal estática entre la correlación y el Nasdaq, y el residuo de la regresión lineal dinámica entre la correlación y el Nasdaq.



Como se puede comprobar, en ambos casos, se confirman las sospechas y los gráficos muestran que los residuos son claramente no estacionarios, en los que el corte frecuente con la media viene explicado por la variabilidad de la correlación en el corto plazo. Estos dos ejemplos se pueden extender a todas las demás variables.

En el tercer paso, siguiendo con los modelos dinámicos que intentan explicar la correlación a largo plazo, se estima un modelo VAR. Para cada regresión, se ha incluido el mínimo número de retardos que corrija la autocorrelación. Para comprobar la estacionariedad de los residuos, se ha llevado a cabo tanto un test ADF (cuadro 6 de apéndice) como un análisis gráfico. A continuación, se muestran los residuos del VAR de la correlación con el tipo del bono a 1 años y del VAR de la correlación con el IPI:



Con objeto de ver que variables causan la correlación, se lleva a cabo un test de causalidad de Granger(cuadro 9 del apéndice). Tras la realización de dicho test se concluye que las variables que

causan la correlación en el caso estadounidense son: el índice de deuda soberana, el índice de acciones, el tipo del bono a 10 años, el bono a 1 año, la pendiente de la curva, la volatilidad implícita, el volumen de negociación y el IPI. Las conclusiones a las que se llega son muy similares a las obtenidas con el modelo de regresión lineal dinámico, con la única diferencia que en el modelo VAR la pendiente de la curva y la volatilidad implícita explican la correlación y en el modelo de regresión lineal dinámico no.

5.2.2. Corto plazo

En el cuadro 14 del apéndice, se observa que las variables cointegradas con la correlación son: el índice de deuda soberana, el índice de renta variables, el tipo de interés del bono a 10 años, el tipo de interés del bono a 1 año y el IPI, por lo que es posible estimar un modelo VEC con ellas. Se incluyen los retardos necesarios para corregir la autocorrelación. La bondad de ajuste de este modelo no es demasiado buena ya que en el caso de las variables financieras el $\bar{R}^2$ es siempre menor a 0.03 y el ratio *error estándar de la regresión/ desviación típica variable dependiente* a 0.98; en el caso del IPI, el $\bar{R}^2$ es inferior a 0.16 y el ratio *error estándar de la regresión/ desviación típica variable dependiente* es superior a 0.91, por tanto se concluye que, para estas variables, el modelo VEC no es capaz de explicar la variación de la correlación en el corto plazo. Para aquellas variables que no están cointegradas con la correlación, se utiliza un modelo VAR en primeras diferencias. La bondad de ajuste de este modelo no es demasiado buena ya que en el caso de las variables financieras el $\bar{R}^2$ es siempre menor a 0.01 y el ratio *error estándar de la regresión/ desviación típica variable dependiente* superior a 0.99; en el caso de las variables macroeconómicas, el $\bar{R}^2$ es inferior a 0.15 y el ratio *error estándar de la regresión/ desviación típica variable dependiente* es superior a 0.92. Por lo tanto se concluye que, para estas variables, el modelo VAR en primeras diferencias, no es capaz de explicar la variación de la correlación en el corto plazo. Cabe destacar que las variables macroeconómicas consiguen un ajuste mejor que las financieras, aunque éste sigue siendo insuficiente.

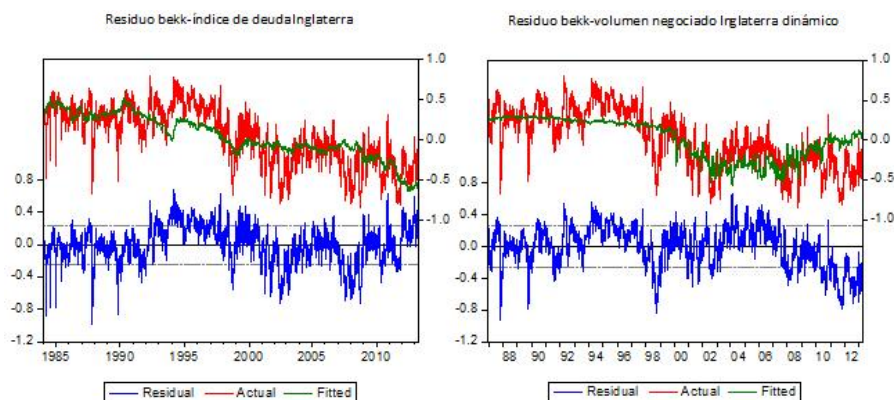
5.3. Inglaterra

5.3.1. Largo plazo

El primer paso consiste en estimar una regresión lineal de la correlación con cada una de las variables. En primer lugar, se realiza el contraste de estacionariedad ADF. Como se puede comprobar en el cuadro 3 del apéndice, se llega a la conclusión de que todas las regresiones dan como resultado residuos estacionarios salvo para la variable inflación. Para comprobar la bondad de ajuste de la regresión, se han utilizado dos indicadores, el $\bar{R}^2$ y el cociente *error estándar de la regresión/ desviación típica variable dependiente*. Se va a considerar que una variable tiene poder explicativo sobre la variable dependiente, si la regresión da un $\bar{R}^2$ mayor a 0.30. En el cuadro 3 del apéndice, se recogen estas dos medidas de bondad de ajuste para Inglaterra, la muestra utilizada parece indicar que las variables que explican la correlación inglesa son: el índice de deuda soberana, el ftse, el tipo de interés del bono soberano a 10 años, el tipo de interés del bono soberano a 1 año, el volumen de contratos negociados en el ftse y el índice de producción industrial. Por lo tanto, para explicar los cambios de la correlación en el largo plazo para el caso inglés, tendrían importancia: las variables financieras de mercado, las variables financieras relacionadas con la liquidez y dentro de las variables macroeconómicas tan solo tendría importancia el índice de producción industrial.

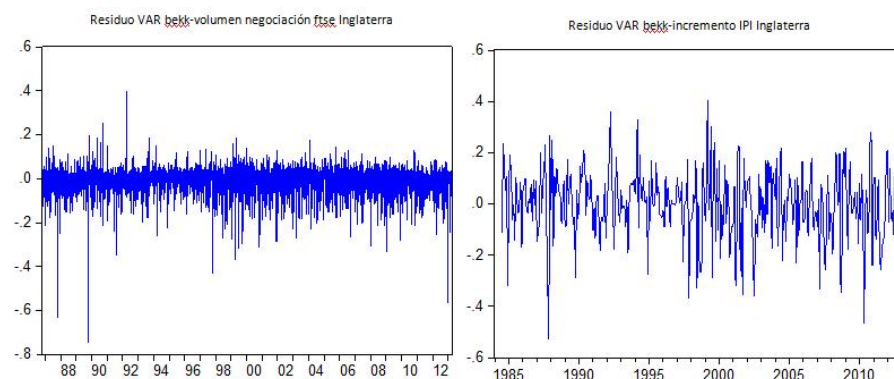
En el segundo paso, se pretende comprobar si con un modelo dinámico se mejora la capacidad explicativa, para ello se le incluirán al valor contemporáneo 22 retardos para las series diarias (series

financieras), y 3 retardos en las series mensuales (series macroeconómicas). Los resultados del contraste ADF se encuentran en el cuadro 3 del apéndice. Se llega a la misma conclusión que en la regresión lineal estática. En cuanto a la bondad del ajuste, los resultados son análogos a los obtenidos en la regresión estática, aunque cabe reseñar que el $\bar{R}^2$ es ligeramente superior y el cociente *error estándar de la regresión/ desviación típica variable dependiente* es menor para el caso de la regresión dinámica. Con la intención de ser lo más riguroso posible, se procede al análisis gráfico del residuo, se incluyen como ejemplos, el residuo de la regresión lineal estática entre la correlación y el índice de deuda, y el residuo de la regresión lineal dinámica entre la correlación y el volumen de negociación.



Como se puede comprobar, en ambos casos, se confirman las sospechas y los gráficos muestran que los residuos son claramente no estacionarios, en los que el corte frecuente con la media viene explicado por la variabilidad de la correlación en el corto plazo. Estos dos ejemplos se pueden extender a todas las demás variables.

En el tercer paso, siguiendo con los modelos dinámicos que intentan explicar la correlación a largo plazo, se estima un modelo VAR. Para cada regresión, se ha incluido el mínimo número de retardos que corrija la autocorrelación. Para comprobar la estacionariedad de los residuos, se ha llevado a cabo tanto un test ADF (cuadro 7 del apéndice) como un análisis gráfico. A continuación, se muestran los residuos del VAR de la correlación con el volumen de negociación en el FTSE y del VAR de la correlación con el incremento del IPI:



En este caso, se concluye que los residuos sí son estacionarios tanto si se utiliza como criterio de decisión el ADF como el análisis gráfico. La bondad de ajuste es muy buena, con $\bar{R}^2$ mayores que 0.95 para las variables financieras y que 0.84 para las variables macroeconómicas; con una *ratio error estándar de la regresión/ desviación típica variable dependiente* menor que 0.21 para las variables financieras y que 0.40 para las variables macroeconómicas. Con objeto de ver que variables causan la correlación, se lleva a cabo un test de causalidad de Granger(cuadro 9 del apéndice). Tras la realización de dicho test se concluye que las variables causantes de la correlación en el caso inglesa son: volatilidad del ftse¹¹, el índice de deuda soberana, el índice de acciones, el tipo del bono a 10 años, el bono a 1 año, la volatilidad implícita y el volumen de negociación. Las conclusiones a las que se llega son muy similares a las obtenidas con el modelo de regresión lineal dinámico, con la única diferencia que en el modelo VAR la volatilidad del FTSE y la implícita explican la correlación y en el modelo de regresión lineal dinámico no. En el modelo de regresión lineal dinámico el IPI explica la correlación y en el VAR no.

5.3.2. Corto plazo

En el cuadro 14 del apéndice, se observa que las variables cointegradas con la correlación son: el índice de deuda soberana, el índice de renta variable, el tipo de interés del bono a 10 años, el tipo de interés del bono a 1 año y la tasa de paro, por lo que es posible estimar un modelo VEC con ellas. Se incluyen los retardos necesarios para corregir la autocorrelación. La bondad de ajuste de este modelo no es demasiado buena ya que en el caso de las variables financieras el $\bar{R}^2$ es siempre menor a 0.02 y el *ratio error estándar de la regresión/ desviación típica variable dependiente* superior a 0.99; en el caso de las variables macroeconómicas que están cointegradas, el $\bar{R}^2$ es inferior a 0.11 y el *ratio error estándar de la regresión/ desviación típica variable dependiente* es superior a 0.94, por tanto se concluye que, para estas variables, el modelo VEC no es capaz de explicar la variación de la correlación en el corto plazo. Cabe destacar que las variables macroeconómicas consiguen un ajuste mejor que las financieras, aunque éste sigue siendo insuficiente. Para aquellas variables que no están cointegradas con la correlación, se utiliza un modelo VAR en primeras diferencias. La bondad de ajuste de este modelo no es demasiado buena ya que en el caso de las variables financieras el $\bar{R}^2$ es siempre menor a 0.03 y el *ratio error estándar de la regresión/ desviación típica variable dependiente* superior a 0.98; en el caso de las variables macroeconómicas, el $\bar{R}^2$ es inferior a 0.11 y el *ratio error estándar de la regresión/ desviación típica variable dependiente* es superior a 0.94. Por lo tanto se concluye que, para estas variables, el modelo VAR en primeras diferencias, no es capaz de explicar la variación de la correlación en el corto plazo. Cabe destacar que las variables macroeconómicas consiguen un ajuste mejor que las financieras, aunque éste sigue siendo insuficiente.

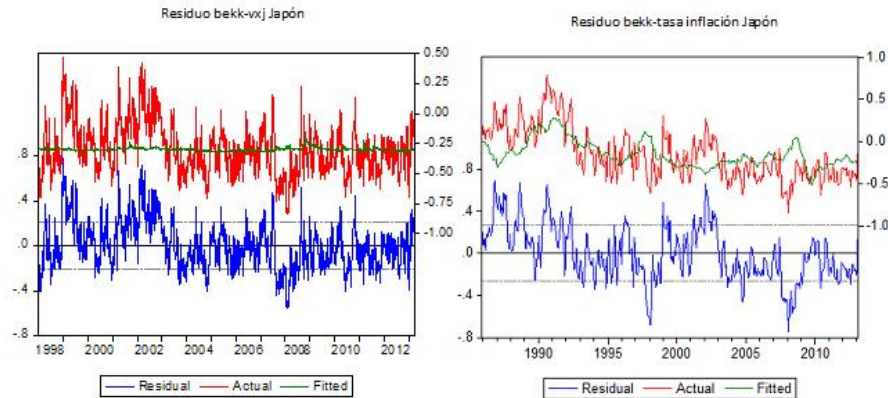
5.4. Japón

5.5. Largo plazo

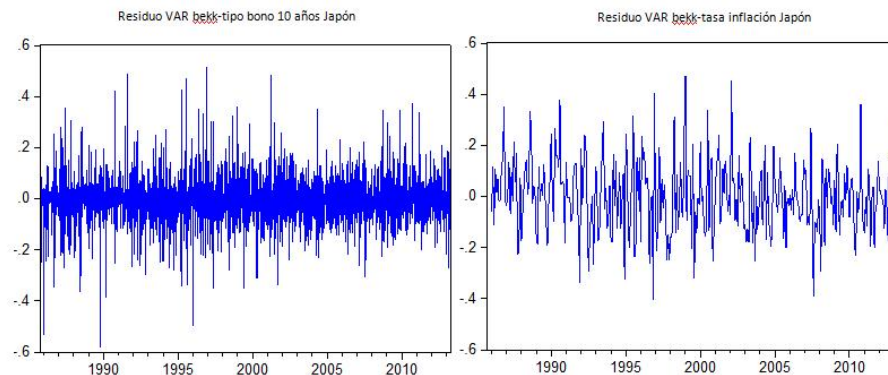
El primer paso consiste en estimar una regresión lineal de la correlación con cada una de las variables. En primer lugar, se realiza el contraste de estacionariedad ADF. Como se puede comprobar en el cuadro 4 del apéndice, se llega a la conclusión de que todas las regresiones dan como resultado residuos estacionarios. Para comprobar la bondad de ajuste de la regresión, se han utilizado dos indicadores, el $\bar{R}^2$ y el cociente *error estándar de la regresión/ desviación típica variable dependiente*. Se va a considerar que una variable tiene poder explicativo sobre la variable dependiente, si la regresión

¹¹calculado mediante un GARCH(1,1)

da un $\bar{R}^2$ mayor a 0.30. En el cuadro 4 del apéndice, se recogen estas dos medidas de bondad de ajuste para Japón, la muestra utilizada parece indicar que las variables que explican la correlación japonesa son: el índice de deuda soberana, el nikkei, el tipo de interés del bono soberano a 10 años, el tipo de interés del bono soberano a 1 año, el volumen de contratos negociados en el Nikkei y la tasa de paro. Por lo tanto, para explicar los cambios de la correlación en el largo plazo para el caso japonés, tendrían importancia: las variables financieras de mercado, las variables financieras relacionadas con la liquidez y dentro de las variables macroeconómicas tan solo tendría importancia la tasa de paro. En el segundo paso, se pretende comprobar si con un modelo dinámico se mejora la capacidad explicativa, para ello se le incluirán al valor contemporáneo 22 retardos para las series diarias (series financieras), y 3 retardos en las series mensuales (series macroeconómicas). Los resultados del contraste ADF se encuentran en el cuadro 4 del apéndice. Se llega a la misma conclusión que en la regresión lineal estática. En cuanto a la bondad del ajuste (cuadro 4 del apéndice), los resultados son análogos a los obtenidos en la regresión estática, aunque cabe reseñar que el R^2 es ligeramente superior y el cociente *error estándar de la regresión/ desviación típica variable dependiente* es menor para el caso de la regresión dinámica. Con la intención de ser lo más riguroso posible, se procede al análisis gráfico del residuo, se incluyen como ejemplos, el residuo de la regresión lineal estática entre la correlación y la volatilidad implícita, y el residuo de la regresión lineal dinámica entre la correlación y la inflación.



En el tercer paso, siguiendo con los modelos dinámicos que intentan explicar la correlación a largo plazo, se estima un modelo VAR. Para cada regresión, se ha incluido el mínimo número de retardos que corrija la autocorrelación. Para comprobar la estacionariedad de los residuos, se ha llevado a cabo tanto un test ADF (cuadro 8 del apéndice) como un análisis gráfico. A continuación, se muestran los residuos del VAR de la correlación con el tipo del bono a 10 años y del VAR de la correlación con la tasa de inflación:



En este caso, se concluye que los residuos sí son estacionarios, tanto si se utiliza como criterio de decisión el ADF como el análisis gráfico. La bondad de ajuste es muy buena, con $\bar{R}^2$ mayores que 0.88 para las variables financieras y que 0.76 para las variables macroeconómicas; y con una *ratio error estándar de la regresión/ desviación típica variable dependiente* menor que 0.35 para las variables financieras y que 0.49 para las variables macroeconómicas. Con objeto de ver que variables causan la correlación, se lleva a cabo un test de causalidad de Granger(cuadro 9 del apéndice). Tras la realización de dicho test se concluye que las variables que causan la correlación en el caso japonés son: volatilidad del nikkei¹², el índice de deuda soberana, el índice de acciones, el tipo del bono a 10 años y el bono a 1 año. Las conclusiones a las que se llega son muy similares a las obtenidas con el modelo de regresión lineal dinámico, con la única diferencia que en el modelo VAR la volatilidad del nikkei explica la correlación y en el modelo de regresión lineal dinámico no. En el modelo de regresión lineal dinámico el volumen de negociación del Nikkei y la tasa de paro explican la correlación y en el VAR no.

5.5.1. Corto plazo

En el cuadro 14 del apéndice, se observa que las variables cointegradas con la correlación son: el índice de deuda soberana, el índice de renta variable, el tipo de interés del bono a 10 años , el tipo de interés del bono a 1 año , la tasa de inflación y la tasa de paro, por lo que es posible estimar un modelo VEC con ellas. Se incluyen los retardos necesarios para corregir la autocorrelación. La bondad de ajuste de este modelo no es demasiado buena ya que en el caso de las variables financieras el $\bar{R}^2$ es siempre menor a 0.03 y el *ratio error estándar de la regresión/ desviación típica variable dependiente* superior a 0.98; en el caso de las variables macroeconómicas que están cointegradas, el $\bar{R}^2$ es inferior a 0.16 y el *ratio error estándar de la regresión/ desviación típica variable dependiente* es superior a 0.92, por tanto se concluye que, para estas variables, el modelo VEC no es capaz de explicar la variación de la correlación en el corto plazo. Cabe destacar que las variables macroeconómicas consiguen un ajuste mejor que las financieras, aunque éste sigue siendo insuficiente. Para aquellas variables que no están cointegradas con la correlación, se utiliza un modelo VAR en primeras diferencias. La bondad de ajuste de este modelo no es demasiado buena ya que en el caso de las variables financieras el $\bar{R}^2$ es siempre menor a 0.007 y el *ratio error estándar de la regresión/ desviación típica variable dependiente* superior a 0.99; en el caso del incremento del IPI, el $\bar{R}^2$ es inferior a 0.16 y el *ratio error estándar de la regresión/ desviación típica variable dependiente* es superior a 0.92. Por lo tanto se concluye que, para estas variables, el modelo VAR en primeras diferencias, no

¹²calculado mediante un GARCH(1,1)

es capaz de explicar la variación de la correlación en el corto plazo. Cabe destacar que las variables macroeconómicas consiguen un ajuste mejor que las financieras, aunque éste sigue siendo insuficiente.

Para concluir con el punto cinco, se incluye una tabla resumen, en la que se indica que variables causan los cambios en correlación en cada uno de los países estudiados.

Variables que explican los cambios en correlación					
VAR Regresión lineal dinámica VAR+Regresión lineal dinámica					
PAÍS	ALEMANIA	ESTADOS UNIDOS	INGLATERRA	JAPÓN	
BEKK-GARCH (1,1) DEUDA					
BEKK-GARCH(1,1) ACCIONES			✓	✓	
BEKK-DEUDA	✓	✓	✓	✓	
BEKK-ACCIONES	✓	✓	✓	✓	
BEKK-BONO10	✓	✓	✓	✓	
BEKK-BONO1	✓	✓	✓	✓	
BEKK-PENDIENTE CURVA		✓			
BEKK-VOL.IMPLICITA	✓	✓	✓	✓	
BEKK-VOLUMEN	✓	✓	✓		
BEKK-IPI	✓	✓	✓		
BEKK-INCREMENTO IPI					
BEKK-PAROUK				✓	
BEKK-INFLACIÓN					

Finalmente, se ha realizado una regresión lineal múltiple con todas las variables que se han considerado que tienen poder explicativo para el VAR y la regresión lineal dinámica. Aclarar que para la regresión lineal dinámica se han incluido aquellas variables que explicaban la correlación en el modelo VAR, y viceversa. Se ha ido observando como cambian las medidas de bondad del ajuste cuando se elimina de la regresión /VAR cada una de las variables, para con esta información adicional poder pronunciarse sobre que variables explican la correlación. En la conclusión se enumeran éstas.

6. Conclusiones

La motivación principal de este artículo ha sido encontrar las variables que explican los cambios en la correlación entre la renta fija y variable. Un aspecto novedoso de este artículo ha sido distinguir entre modelos de corto¹³ y largo plazo¹⁴ para intentar explicar los cambios en la correlación, llegándose a la conclusión de que tan solo los modelos de largo plazo son capaces de lograrlo. También llama poderosamente la atención la excesiva variabilidad que presenta la correlación en el corto plazo

¹³Regresión lineal estática, regresión lineal dinámica y VAR en niveles

¹⁴VEC y VAR en primeras diferencia

estimada a través del modelo BEKK GARCH.

Para los países estudiados, las cuatro variables que siempre tienen importancia a la hora de determinar los cambios en correlación a largo plazo son: el índice de deuda soberana, el índice de renta variable, el tipo de interés del bono soberano a 10 años y el tipo de interés del bono soberano a 1 año. En Li (2002) y Beltari et. al (1992) ya se apuntaba la importancia que los tipos de interés tienen para explicar los cambios en correlación. Las variables que no se consideran importantes a la hora de explicar los cambios en la correlación son: la volatilidad del mercado de renta variable, la tasa de variación mensual del IPI, la tasa de paro y la inflación. Este resultado es opuesto al obtenido en los artículos de Becarte et. al (2001), Campbell et al. (1993), Ilmanen (2003), Li (2002) y Shiller et. al (1993), ya que estos encuentran evidencia de que la inflación juega un papel importante a la hora de explicar los cambios en la correlación. Connolly et. al (2005), Chou et al. y David et. al (2002) concluyen que la volatilidad en el mercado de renta variable tiene importancia, ya que explica los cambios en correlación. Estos mismos resultados se corroboran en el presente artículo para el caso inglés y japonés. En Anderson et. al (2004) y Brenner et. al (2009) se considera que la incertidumbre, aproximada a través de la volatilidad implícita, es una variable transcendental para explicar los cambios en correlación de largo plazo. En este artículo se encuentra evidencia de ello para el caso alemán, inglés y estadounidense. Connolly et. al (2005), Chou et. al (2005), Andersen et. al (2005) y Engstrom et. al (2005) consideran el volumen de negociación como una variable importante para explicar el cambio en la correlación, al igual que para todos los países objeto de éste estudio con la excepción de Japón.

En cuanto a las variables macroeconómicas, se encuentra evidencia de que el IPI tiene poder explicativo para Alemania, Estados Unidos e Inglaterra. Aunque en particular sí se puede señalar que alguna de las variables macroeconómicas contiene poder explicativo, la evidencia no permitiría concluir que las variables macroeconómicas son las más importantes para explicar los cambios en correlación a diferencia de lo que establecen Boyd et. al (2005), Andersen et. al (2005) y Christiansen et. al (2005).

En el modelo “Regime Switching” el esfuerzo se centra en encontrar variables que expliquen el cambio de signo de la correlación (véase David y Veronesi, 2002), en cambio, en este artículo se hace hincapié en intentar encontrar cuales son las variables que explican los cambios en la correlación, se produzca o no cambio de signo. Posibles extensiones del análisis serían: comprobar si al incluir nuevas variables se puede captar mejor el cambio en correlación ¹⁵, utilizar modelos que recojan el “efecto de las colas pesada” para el cálculo de la correlación, combinar regresiones de variables financieras (series diarias) con variables macroeconómicas (series mensuales) como se hace en el modelo DCC-MIDAS, realizar predicciones sobre la correlación y ver cómo se comportan los modelos utilizados aquí y por último utilizar otros modelos para intentar captar mejor los cambios en la correlación para el corto plazo.

Referencias

- [1] Veronesi, P. y David, A. *Option pricing under fundamentals*. 2002.
- [2] Chou, Ray Y. y Liao, Wei-Yi *Explaining the Great Decoupling of the Equity-Bond Linkage with a Modified Dynamic Conditional Correlation Model*. 2008.

¹⁵ejemplo de este tipo de variables serían la primas por riesgo, efecto de anuncios macroeconómicos, tasa de dividendos, etc.

- [3] Andersson, M. et. al *Why does the correlation between stock and bond returns vary over time?* 2004.
- [4] Engstrom, C. *The Determinants of Stock and Bond Return Comovements.* 2005.
- [5] Christiansen, J. et. al *Realized Bond-Stock Correlation: Macroeconomic Announcement Effects.* 2005.
- [6] Thomadakis, A. *Contagion or Flight-to-Quality Phenomena in Stock and Bond Returns.* 1993.
- [7] Wagglea, D. *Expected returns, correlations, and optimal asset allocations.* 2005.
- [8] Baura, D. y Lucey, B. *Flights and contagion: An empirical analysis of stock bond correlations.* 2008.
- [9] Johansson, A. *Stock and bond relationship in Asia.* 2010.
- [10] Chen, R. *Regime Switching in Volatilities and Correlation between Stock and Bond markets.* 2009.
- [11] Baele, L. *The Determinants of Stock and Bond Return Comovements.* 1993.
- [12] Connolly, A.; Stivers, C. y Sun, T. *Stock Market Uncertainty and the Relation between Stock and Bond Returns.* 1993.
- [13] Ilmanen, A. *Expected returns on stock and bond.* 2003.
- [14] Jagannathan, R. *The stock market reaction to unemployment news: why bad news is usually good for stock.* 2001.
- [15] Zagarra, A. *Modelos de hetedoscedasticidad condicional.* 2011.
- [16] Novales, A. *Modelos vectoriales autorregresivos (VAR).* 2011.
- [17] Novales, A. *Modelos multivariantes de volatilidad condicional.* 2012.

7. Apéndice

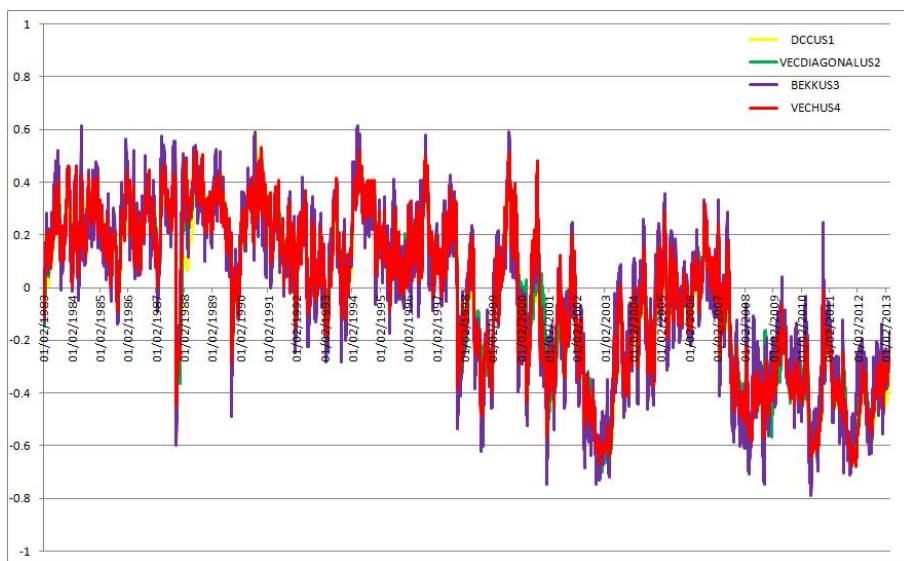


Figura 1: Correlación Estados Unidos

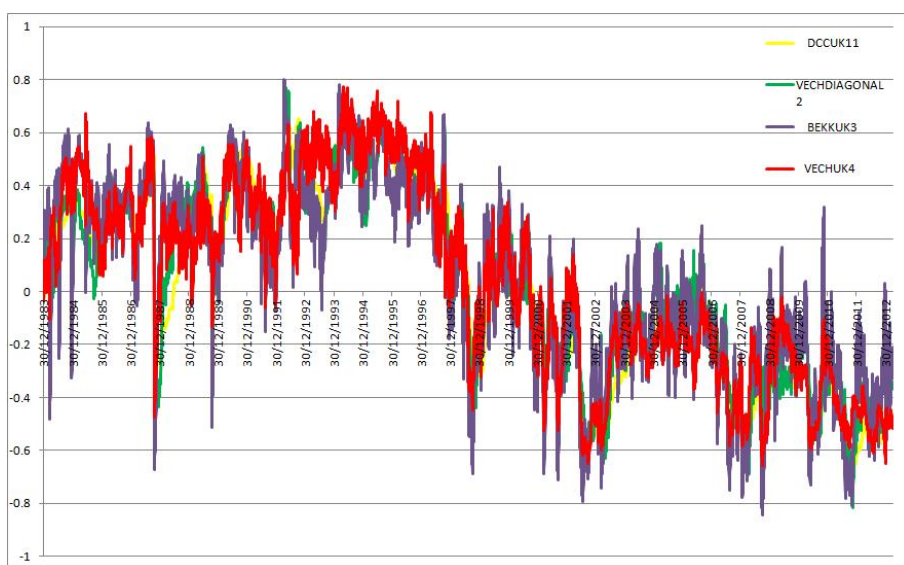


Figura 2: Correlación Inglaterra

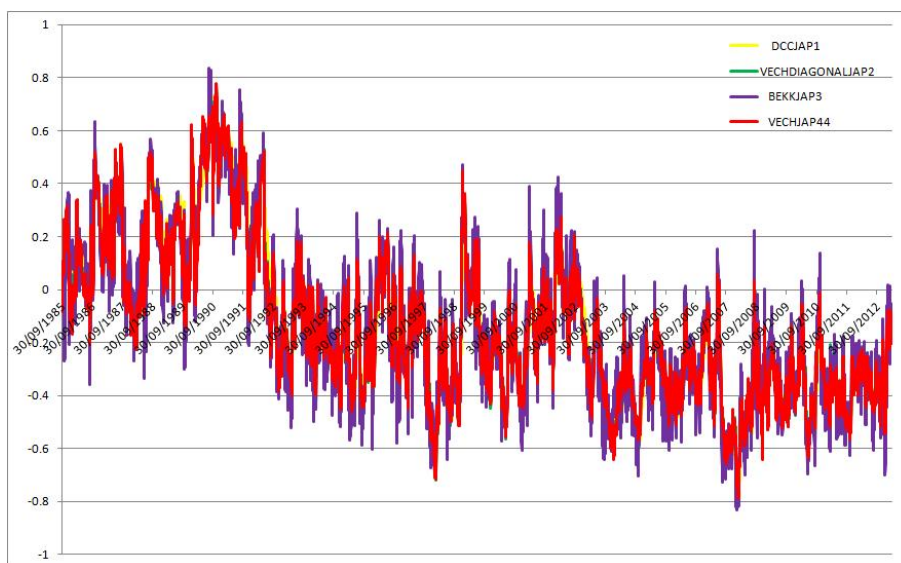


Figura 3: Correlación Japón

Estacionario	$X \leq 0,05$			
No estacionario	$X > 0,05$			
ALEMANIA REGRESIÓN LINEAL				
VARIABLE	RETARDOS	SE regresión/SD explicada	R^2 ajustado	ADF residuos
DIARIO				
BEKK- GARCH (1,1) DEUDA		0.97446019	0.05042600	0.00000000
	22	0.96959321	0.05988700	0.00000000
BEKK-GARCH (1,1) ACCIONES		0.91528667	0.16225300	0.00000000
	22	0.89522418	0.19857200	0.00000000
BEKK-DEUDA		0.69724682	0.51384900	0.00000000
	22	0.69601845	0.51555800	0.00000000
BEKK-ACCIONES		0.77511389	0.39920000	0.00000000
	22	0.75511994	0.42979500	0.00000000
BEKK-BONO10		0.82351214	0.32182700	0.00000000
	22	0.82322435	0.32230000	0.00000000
BEKK-BONO1		0.70140123	0.50803500	0.00000000
	22	0.69989555	0.51014500	0.00000000
BEKK-PENDIENTE CURVA		0.99998165	0.00003900	0.00000000
	22	1.00107333	-0.00214000	0.00000000
BEKK-VDAX		0.82697324	0.31611800	0.00010000
	22	0.82062360	0.32657700	0.00010000
BEKK-VOLUMEN		0.95067109	0.09622100	0.00030000
	22	0.85368788	0.271218	0.00000000
MENSUAL				
BEKK-IPI		0.73560758	0.45888200	0.00250000
	3	0.72970760	0.46752500	0.00210000
BEKK-INCREMENTO IPI		1.00115051	-0.00230000	0.09950000
	3	1.00478805	-0.00960000	0.10320000
BEKK-PAROUK		0.99289222	0.01416500	0.10250000
	3	0.97022060	0.05867200	0.06760000
BEKK-INFLACIÓN		0.94471350	0.10751600	0.17110000
	3	0.95418831	0.08952600	0.15290000

Cuadro 1: Estimación lineal estática y dinámica para Alemania

Estacionario	$X \leq 0,05$			
No estacionario	$X > 0,05$			
ESTADOS UNIDOS REGRESIÓN LINEAL				
VARIABLE	RETARDOS	SE regresión/SD explicada	R^2 ajustado	ADF residuos
DIARIO				
BEKK- GARCH (1,1) DEUDA		0.96393303	0.07083300	0.00000000
	22	0.96418846	0.07033800	0.00000000
BEKK-GARCH (1,1) ACCIONES		0.92865594	0.13759800	0.00000000
	22	0.92978310	0.13550600	0.00000000
BEKK-DEUDA		0.72734453	0.47097000	0.00000000
	22	0.71872308	0.48343600	0.00000000
BEKK-ACCIONES		0.81774496	0.33129100	0.00000000
	22	0.80190594	0.35694900	0.00000000
BEKK-BONO10		0.71296468	0.49168100	0.00000000
	22	0.70211291	0.50703600	0.00000000
BEKK-BONO1		0.71390328	0.49034200	0.00000000
	22	0.69673573	0.51456000	0.00000000
BEKK-PENDIENTE CURVA		0.97372891	0.05185000	0.00000000
	22	0.97455000	0.05025000	0.00000000
BEKK-VIX		0.89830503	0.19304800	0.00000000
	22	0.89448072	0.19990200	0.00000000
BEKK-VOLUMEN		0.71876579	0.48337500	0.00000000
	22	0.69563970	0.51608500	0.00000000
MENSUAL				
BEKK-IPI		0.71007069	0.49580100	0.00000000
	3	0.70302626	0.50575500	0.00000000
BEKK-INCREMENTO IPI		0.98889950	0.02207800	0.01190000
	3	0.98418784	0.03137800	0.00430000
BEKK-PAROUK		0.99131986	0.01728700	0.00920000
	3	0.96904003	0.06096500	0.00300000
BEKK-INFLACIÓN		0.931619824	0.13208400	0.00080000
	3	0.92881099	0.13730800	0.00050000

Cuadro 2: Estimación lineal estática y dinámica para Estados Unidos

Estacionario	$X \leq 0,05$			
No estacionario	$X > 0,05$			
INGLATERRA REGRESIÓN LINEAL				
VARIABLE	RETARDOS	SE regresión/SD explicada	R^2 ajustado	ADF residuos
DIARIO				
BEKK- GARCH (1,1) DEUDA		0.96393303	0.07083300	0.00000000
	22	0.96418846	0.07033800	0.00000000
BEKK-GARCH (1,1) ACCIONES		0.92865594	0.13759800	0.00010000
	22	0.92978310	0.13550600	0.00010000
BEKK-DEUDA		0.72734453	0.47097000	0.00000000
	22	0.71872308	0.48343600	0.00000000
BEKK-ACCIONES		0.81774496	0.33129100	0.00000000
	22	0.80190594	0.35694900	0.00000000
BEKK-BONO10		0.71296468	0.49168100	0.00000000
	22	0.70211291	0.50703600	0.00000000
BEKK-BONO1		0.71390328	0.49034200	0.00000000
	22	0.69673573	0.51456000	0.00000000
BEKK-PENDIENTE CURVA		0.97372891	0.05185000	0.00010000
	22	0.97455000	0.05025000	0.00010000
BEKK-VOL. FTSE		0.89830503	0.19304800	0.00000000
	22	0.89448072	0.19990200	0.00000000
BEKK-VOLUMEN		0.71876579	0.48337500	0.00000000
	22	0.69563970	0.51608500	0.00000000
MENSUAL				
BEKK-IPI		0.71007069	0.49580100	0.03620000
	3	0.70302626	0.50575500	0.02510000
BEKK-INCREMENTO IPI		0.98889950	0.02207800	0.04170000
	3	0.98418784	0.03137800	0.00880000
BEKK-PAROUK		0.99131986	0.01728700	0.00630000
	3	0.96904003	0.06096500	0.00590000
BEKK-INFLACIÓN		0.97522068	0.048943	0.08250000
	3	0.933602368	0.128385	0.05610000

Cuadro 3: Estimación lineal estática y dinámica para Inglaterra

Estacionario	$X \leq 0,05$			
No estacionario	$X > 0,05$			
JAPÓN REGRESIÓN LINEAL				
VARIABLE	RETARDOS	SE regresión/SD explicada	R^2 ajustado	ADF residuos
DIARIO				
BEKK- GARCH (1,1) DEUDA		0.96970677	0.05966800	0.00000000
	22	0.94155578	0.11347000	0.00000000
BEKK-GARCH (1,1) ACCIONES		0.91124314	0.16963500	0.00000000
	22	0.90868266	0.17429500	0.00000000
BEKK-DEUDA		0.68009908	0.53746700	0.00000000
	22	0.67912971	0.53878300	0.00000000
BEKK-ACCIONES		0.79794015	0.36329100	0.00000000
	22	0.76338375	0.41724500	0.00000000
BEKK-BONO10		0.66773886	0.55412400	0.00000000
	22	0.66648037	0.55580300	0.00000000
BEKK-BONO1		0.76469182	0.41524600	0.00000000
	22	0.76496492	0.41482700	0.00000000
BEKK-PENDIENTE CURVA		0.98889379	0.02209200	0.00000000
	22	0.98981649	0.02026200	0.00000000
BEKK-VXJ		0.87588422	0.23282300	0.00000000
	22	0.84940468	0.27850800	0.00000000
BEKK-VOLUMEN		0.76540547	0.41415400	0.00000000
	22	0.72300713	0.47726200	0.00000000
MENSUAL				
BEKK-IPI		0.93671349	0.12256700	0.02890000
	3	0.89399793	0.20076400	0.03030000
BEKK-INCREMENTO IPI		0.99126986	0.01738400	0.04870000
	3	0.95372917	0.09040100	0.05020000
BEKK-PAROUK		0.83092319	0.30956800	0.00340000
	3	0.81513522	0.33555400	0.00370000
BEKK-INFLACIÓN		0.97522068	0.04894300	0.00810000
	3	0.97275542	0.05374700	0.00810000

Cuadro 4: Estimación lineal estática y dinámica para Japón

Estacionario	$X \leq 0,05$			
No estacionario	$X > 0,05$			
VAR ALEMANIA				
VARIABLE	RETARDOS	SE regresión/SD explicada	R^2 ajustado	ADF residuos
DIARIO				
BEKK-GARCH (1,1) DEUDA	7	0.147874205	0.978133	0
BEKK-GARCH (1,1) ACCIONES	7	0.147764162	0.978166	0
BEKK-DEUDA	7	0.147067223	0.978371	0
BEKK-ACCIONES	7	0.147365911	0.978283	0
BEKK-BONO10	7	0.147654119	0.978198	0
BEKK-BONO1	7	0.147072463	0.97837	0
BEKK-PENDIENTE CURVA	7	0.147876825	0.978132	0
BEKK-VDAX	7	0.143267286	0.979474	0
BEKK-VOLUMEN	7	0.214375477	0.954043	0
MENSUAL				
BEKK-IPI	4	0.399608275	0.840314	0
BEKK-INCREMENTO IPI	4	0.403667452	0.837053	0
BEKK-PAROUK	4	0.402841682	0.837718	0
BEKK-INFLACIÓN	4	0.39522938	0.843793	0

Cuadro 5: VAR en niveles para Alemania

Estacionario	$X \leq 0,05$			
No estacionario	$X > 0,05$			
VAR ESTADOS UNIDOS				
VARIABLE	RETARDOS	SE regresión/SD explicada	R^2 ajustado	ADF residuos
DIARIO				
BEKK-GARCH (1,1) DEUDA	7	0.160850068	0.974127	0
BEKK-GARCH (1,1) ACCIONES	7	0.160883114	0.974117	0
BEKK-DEUDA	2	0.159908265	0.97443	0
BEKK-ACCIONES	2	0.160384124	0.974277	0
BEKK-BONO10	2	0.159776082	0.974472	0
BEKK-BONO1	2	0.160403951	0.97427	0
BEKK-PENDIENTE CURVA	2	0.160631966	0.974197	0
BEKK-VIX	2	0.164874282	0.972817	0
BEKK-VOLUMEN	2	0.162178492	0.973698	0
MENSUAL				
BEKK-IPI	5	0.464325929	0.7844	0
BEKK-INCREMENTO IPI	5	0.473680735	0.775626	0
BEKK-PAROUK	5	0.475401121	0.773994	0
BEKK-INFLACIÓN	5	0.474250797	0.775087	0

Cuadro 6: VAR en niveles para Estados Unidos

Estacionario	$X \leq 0,05$			
No estacionario	$X > 0,05$			
VAR INGLATERRA				
VARIABLE	RETARDOS	SE regresión/SD explicada	R^2 ajustado	ADF residuos
DIARIO				
BEKK-GARCH (1,1) DEUDA	2	0.139560643	0.980523	0
BEKK-GARCH (1,1) ACCIONES	2	0.139661852	0.980494	0
BEKK-DEUDA	2	0.139476303	0.980546	0
BEKK-ACCIONES	2	0.139037734	0.980669	0
BEKK-BONO10	2	0.139273887	0.980603	0
BEKK-BONO1	2	0.139439756	0.980557	0
BEKK-PENDIENTE CURVA	2	0.139853023	0.980441	0
BEKK-VOL. FTSE	2	0.216185123	0.953265	0
BEKK-VOLUMEN	2	0.138451164	0.980831	0
MENSUAL				
BEKK-IPI	5	0.397219632	0.842216	0
BEKK-INCREMENTO IPI	7	0.392791868	0.845714	0
BEKK-PAROUK	5	0.393852151	0.84488	0
BEKK-INFLACIÓN	5	0.386178639	0.850866	0

Cuadro 7: VAR en niveles para Inglaterra

Estacionario	$X \leq 0,05$			
No estacionario	$X > 0,05$			
VAR JAPÓN				
VARIABLE	RETARDOS	SE regresión/SD explicada	R^2 ajustado	ADF residuos
DIARIO				
BEKK-GARCH (1,1) DEUDA	6	0.193547031	0.96254	0
BEKK-GARCH (1,1) ACCIONES	6	0.193291603	0.962639	0
BEKK-DEUDA	6	0.192741946	0.96285	0
BEKK-ACCIONES	6	0.193120239	0.962705	0
BEKK-BONO10	6	0.192492984	0.962947	0
BEKK-BONO1	6	0.269774875	0.927222	0
BEKK-PENDIENTE CURVA	6	0.269986667	0.927106	0
BEKK-VXJ	6	0.268442633	0.927938	0
BEKK-VOLUMEN	6	0.341679887	0.883255	0
MENSUAL				
BEKK-IPI	4	0.480923274	0.768713	0
BEKK-INCREMENTO IPI	4	0.482546268	0.767149	0
BEKK-PAROUK	4	0.482546268	0.767149	0
BEKK-INFLACIÓN	4	0.479596704	0.769987	0

Cuadro 8: VAR en niveles para Japón

H_0 : X no causa Y en el sentido de Granger H_1 : X si causa Y en el sentido de Granger					
Zona no rechazo H_0	$X \leq 0,05$				
Zona rechazo H_0	$X > 0,05$				
PAÍS	ALEMANIA	ESTADOS UNIDOS	INGLATERRA	JAPÓN	
GARCH (1,1) BONO	$\nrightarrow$ $\leftarrow$	$\nrightarrow$ $\leftarrow$	$\nrightarrow$ $\leftarrow$	$\nrightarrow$ $\leftarrow$	BEKK
GARCH (1,1) ACCIONES	$\nrightarrow$ $\leftarrow$	$\nrightarrow$ $\leftarrow$	$\rightarrow$ $\leftarrow$	$\rightarrow$ $\leftarrow$	BEKK
DEUDA	$\rightarrow$ $\leftarrow$	$\rightarrow$ $\leftarrow$	$\rightarrow$ $\leftarrow$	$\rightarrow$ $\leftarrow$	BEKK
ACCIONES	$\rightarrow$ $\leftarrow$	$\rightarrow$ $\leftarrow$	$\rightarrow$ $\leftarrow$	$\rightarrow$ $\leftarrow$	BEKK
BONO10	$\rightarrow$ $\leftarrow$	$\rightarrow$ $\leftarrow$	$\rightarrow$ $\leftarrow$	$\rightarrow$ $\leftarrow$	BEKK
BONO1	$\rightarrow$ $\leftarrow$	$\rightarrow$ $\leftarrow$	$\rightarrow$ $\leftarrow$	$\rightarrow$ $\leftarrow$	BEKK
PENDIENTE CURVA	$\nrightarrow$ $\leftarrow$	$\rightarrow$ $\leftarrow$	$\nrightarrow$ $\leftarrow$	$\nrightarrow$ $\leftarrow$	BEKK
VOL. IMPLÍCITA	$\rightarrow$ $\leftarrow$	$\rightarrow$ $\leftarrow$	$\rightarrow$ $\leftarrow$	$\nrightarrow$ $\leftarrow$	BEKK
VOLUMEN	$\rightarrow$ $\leftarrow$	$\rightarrow$ $\leftarrow$	$\rightarrow$ $\leftarrow$	$\nrightarrow$ $\leftarrow$	BEKK
IPI	$\nrightarrow$ $\leftarrow$	$\rightarrow$ $\leftarrow$	$\nrightarrow$ $\leftarrow$	$\nrightarrow$ $\leftarrow$	BEKK
BEKK-INCREMENTO IPI	$\nrightarrow$ $\leftarrow$	$\nrightarrow$ $\leftarrow$	$\nrightarrow$ $\leftarrow$	$\nrightarrow$ $\leftarrow$	BEKK
PAROUK	$\nrightarrow$ $\leftarrow$	$\nrightarrow$ $\leftarrow$	$\nrightarrow$ $\leftarrow$	$\nrightarrow$ $\leftarrow$	BEKK
INFLACIÓN	$\nrightarrow$ $\leftarrow$	$\nrightarrow$ $\leftarrow$	$\nrightarrow$ $\leftarrow$	$\nrightarrow$ $\leftarrow$	BEKK

Cuadro 9: Test de causalidad de Granger

ALEMANIA VAR primeras diferencias / VEC			
VARIABLE	RETARDOS	SE regresión/ SD eplicada	R^2 ajustado
DIARIO			
GARCH (1,1) DEUDA	2	0.99954092	0.000902
GARCH (1,1) ACCIONES	2	0.999576234	0.00084
DEUDA	7	0.991877814	0.016179
ACCIONES	7	0.992407522	0.014937
BONO10	7	0.994614638	0.010538
BONO1	7	0.990641829	0.018433
PENDIENTE CURVA	2	0.999364351	0.001275
VDAX	2	0.996951807	0.006097
VOLUMEN	2	0.995719969	0.008539
MENSUAL			
INCREMENTO IPI	2	0.943545873	0.109723
PARO	2	0.945374323	0.10627
INFLACIÓN	2	0.947115096	0.10298

Cuadro 10: VEC / VAR en primeras diferencias para Alemania

ESTADOS UNIDOS VAR primeras diferencias / VEC			
VARIABLE	RETARDOS	SE regresión/ SD eplicada	R^2 ajustado
DIARIO			
GARCH (1,1) DEUDA	2	0.999795246	0.000409
GARCH (1,1) ACCIONES	2	1.000102377	-0.0002
DEUDA	2	0.989701908	0.020504
ACCIONES	2	0.991626402	0.016669
BONO10	2	0.989108181	0.021656
BONO1	2	0.993857997	0.012254
PENDIENTE CURVA	2	0.998361965	0.003258
VIX	2	0.995191419	0.009616
VOLUMEN	2	0.996176678	0.00762
MENSUAL			
IPI	5	0.919463308	0.154588
INCREMENTO IPI	2	0.935126156	0.125543
PARO	2	0.934981715	0.125817
INFLACIÓN	2	0.925567489	0.143326

Cuadro 11: VEC / VAR en primeras diferencias para Estados Unidos

INGLATERRA VAR primeras diferencias / VEC			
VARIABLE	RETARDOS	SE regresión/ SD epicada	R^2 ajustado
DIARIO			
GARCH (1,1) DEUDA	2	0.999939842	0.000111
GARCH (1,1) ACCIONES	2	0.998716638	0.00255
DEUDA	2	0.994966813	0.010054
ACCIONES	2	0.990254467	0.019398
BONO10	2	0.993502978	0.012944
BONO1	2	0.99454571	0.010856
PENDIENTECURVA	2	0.999899737	0.000205
VOLATILIDAD FTSE	2	0.985644696	0.028477
VOLUMEN	2	0.992353981	0.015244
MENSUAL			
INCREMENTO IPI	7	0.94685381	0.103466
PARO	6	0.95092378	0.09574
INFLACIÓN	6	0.946346622	0.10442

Cuadro 12: VEC / VAR en primeras diferencias para Inglaterra

JAPÓN VAR primeras diferencias / VEC			
VARIABLE	RETARDOS	SE regresión/ SD epicada	R^2 ajustado
DIARIO			
GARCH (1,1) BONO	2	0.998340497	0.003304
GARCH (1,1) ACCIONES	2	0.997062679	0.005858
DEUDA	4	0.989115104	0.02166
ACCIONES	4	0.991089651	0.017761
BONO10	4	0.987804271	0.024252
BONO1	4	0.98814285	0.023575
PENDIENTE CURVA	2	0.998026397	0.003925
VXJ	2	0.998321436	0.003353
VOLUMEN	2	0.996741733	0.006516
MENSUAL			
INCREMENTO IPI	11	0.921805495	0.150268
PARO	9	0.936073203	0.123767
INFLACIÓN	9	0.920958996	0.151841

Cuadro 13: VEC / VAR en primeras diferencias para Japón

Variables cointegradas según prueba Johansen					
PAÍS	ALEMANIA	ESTADOS UNIDOS	INGLATERRA	JAPÓN	
BEKK-GARCH (1,1) DEUDA	NO	NO	NO	NO	
BEKK-GARCH(1,1) ACCIONES	NO	NO	NO	NO	
BEKK-DEUDA	SI	SI	SI	SI	
BEKK-ACCIONES	SI	SI	SI	SI	
BEKK-BONO10	SI	SI	SI	SI	
BEKK-BONO1	SI	SI	SI	SI	
BEKK-PENDIENTE CURVA	NO	NO	NO	NO	
BEKK-VOL.IMPLÍCITA	NO	NO	NO	NO	
BEKK-VOLUMEN	NO	NO	NO	NO	
BEKK-IPI	NO	SI	NO	NO	
BEKK-PAROUK	NO	NO	SI	SI	
BEKK-INFLACIÓN	NO	NO	NO	SI	

Cuadro 14: Se realiza la prueba de cointegración de Johansen para aquellas variables que no son estacionarias en niveles