MODELIZACION DEL EFECTO CICLICO DE LA ECONOMIA EN EL CRÉDITO AGREGADO, LA PRIMA DE RIESGO Y LOS TIPOS DE INTERÉS

Francisco Menéndez

Trabajo de investigación 013/011

Master en Banca y Finanzas Cuantitativas

Tutores: Dr. Dolores Robles

Universidad Complutense de Madrid

Universidad del País Vasco

Universidad de Valencia

Universidad de Castilla-La Mancha

www.finanzascuantitativas.com

Modelización del efecto cíclico de la economía en el crédito agregado, la prima de riesgo y los tipos de interés.

Un análisis comparativo para Alemania, Francia y España.

Máster en Banca y Finanzas Cuantitativas
Francisco Javier Menéndez Díaz-Jorge

RESUMEN

PALABRAS CLAVE

ABSTRACT

KEYWORDS

Índice

1. **INTRODUCCIÓN** 3

2. **MARKOV-SWITCHING VECTOR AUTORREGRESSIONS (MS-VAR)** 6

   a) **El modelo.** 6

   b) **Datos** 8

3. **ANÁLISIS** 9

   a) **Selección de modelo por país** 10

   b) **Presentación de resultados** 10

   c) **Comparativa de resultados** 12

4. **CONCLUSIONES** 14

5. **REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS** 15

6. **APÉNDICE A. Método de estimación modelo MS-VAR.** 17

7. **APÉNDICE B. Gráficos.** 20

8. **APÉNDICE C. Tablas.** 22

1. INTRODUCCIÓN

La crisis global, que comenzó el verano de 2007, ha tenido y sigue teniendo un impacto muy importante en los mercados de financieros, así como en el conjunto de las economías de los países avanzados. Desde el comienzo de la crisis se han generado grandes desequilibrios en los países de la Unión Monetaria Europea (EMU) y se ha puesto de manifiesto la vulnerabilidad del sistema bancario. Esto, junto con un fuerte racionamiento del crédito, las dudas de los mercados sobre la continuidad de la unión monetaria tras el rescate de las economías de Grecia, Irlanda y Portugal y las bajadas de los ratings de la deuda de otros países de la Unión Monetaria, ha llevado a una importante crisis de la deuda soberana, que ha puesto de manifiesto la existencia de graves problemas estructurales en los países de la EMU. Se ha podido observar que la evolución tras la crisis de los países de la zona euro no ha sido homogénea, pues mientras que algunos siguen sufriendo las consecuencias otros parece que empezaron ya una tendencia de crecimiento positiva, lo que indica que no todos han desarrollado la misma respuesta ante la política monetaria.

El racionamiento del crédito tras el estallido de la crisis ha afectado a la mayoría de los sistemas bancarios de la OCDE y frenado la normalización de la actividad económica y financiera. El crédito es utilizado por los agentes económicos para financiar planes de inversión, financiación y/o de consumo y es uno de los indicadores del estado de la demanda agregada de la economía. Por ello, es una pieza clave para comprender los canales de transmisión de la política monetaria y los mecanismos de creación de dinero. En este sentido, el estudio de los determinantes de su comportamiento y su relación con otras variables relevantes es crucial para entender los problemas macroeconómicos y financieros actuales.

La literatura ha identificado múltiples factores que pueden afectar al crédito[1] . Por el lado de la demanda se han considerado variables relacionadas con la actividad económica o el coste de financiación, mientras que por el de la oferta se han estudiado tanto variables que afectan las disponibilidades de los bancos como variables

[1] Existen numerosos estudios empíricos sobre los determinantes del crédito al sector privado. Estos suelen asociarse a determinados enfoques o metodologías empíricas. Por ejemplo, Catao (1997), Friedman y Kuttner (1993) y Fase (1995) analizan el mercado por crédito estimando simultáneamente la demanda y la oferta. Hicks (1980) y Panagopoulos y Spiliogs (1998) estiman modelos uniecuacionales. Laffond y Garcia (1997), Blundell – Wignal y Gizycki (1992), Pazarbasioglu (1997), Ghosh y Ghosh (1999) o Literas y Legnini (2000) estiman modelos de desequilibrio.

relacionadas con el nivel de salud del sistema financiero. Estas últimas pueden ayudar a identificar la oferta de crédito en periodos de estrés financiero. También se ha estudiado el papel de la política monetaria en el mercado crediticio, a través de la masa monetaria o los tipos de interés a corto plazo.

Uno de los factores que reflejan las tensiones existentes en el sistema bancario es el riesgo de la deuda soberana. Tal como indica el informe del Committee on the Global Financial System (2011) (CGFS en adelante), la subida del riesgo soberano desde finales de 2009 ha aumentado los costes de financiación y ha debilitado la composición del balance de los bancos. No solo los bancos de los países intervenidos han sufrido subidas extremas en sus primas de riesgo y fuertes incrementos en su coste de financiación, si no que esto ha afectado también a gran parte de los países de la eurozona, especialmente a España e Italia[2] .

En este contexto, el objetivo de este trabajo es analizar la relación del crédito agregado con la prima de riesgo soberano de tres importantes países de la Unión Europea: Alemania, Francia y España. El análisis comparativo de estas tres economías nos permitirá analizar la relación entre crédito agregado y riesgo soberano en distintos escenarios dado que estos tres países se han visto afectados de forma diferente por la crisis de deuda. Así, mientras que Alemania no ha tenido problemas en el mercado de deuda soberana (mantiene su rating en la categoría más alta), Francia ha sufrido ciertas tensiones, con una bajada de la calificación de su deuda en enero de 2012 (pasó de AAA a AA+ según Standard & Poor's), siendo España el país que ha sufrido fuertes tensiones en su deuda, con una bajada continuada en el rating desde 2010 hasta un nivel claramente especulativo (de Aa1 a Baa3 en 2013 según la agencia Moody's). El criterio de selección de países se ha basado no sólo en cómo están sufriendo los efectos de la crisis financiera sino que también ha respondido a criterios de semejanza geográfica (población y tamaño) para minimizar en la medida de lo posible la influencia que pudieran tener las diferencias de dichos factores entre los países a analizar.

[2] El informe de CGFS identifica cuatro vías por las que el incremento del riesgo soberano afecta a las condiciones de financiación de los bancos: (1) causa pérdidas de valor en la cartera de deuda soberana de los bancos, quienes tienden a invertir en bonos soberanos de su propio país; (2) se reduce el valor del colateral que los bancos utilizan para buscar financiación en el Banco Central y en el mercado de REPO; (3) disminuyen las ventajas que obtienen los bancos de la garantía que ofrecen los gobiernos tanto implícita (medida por el rating del país) como explícita (medida por los spreads de deuda de bonos garantizados por el gobierno y los no garantizados) y (4) los *downgrades* de la deuda soberana a menudo implica bajadas del *rating* de los bancos domésticos, elevando sus costes de financiación y disminuyendo su acceso al mercado de fondos.

El análisis se realizará utilizando un modelo VAR en el que, además de crédito y riesgo incorporaremos el tipo de interés a corto plazo. Con él se pretende analizar el efecto sobre ambas variables de la política monetaria de la zona Euro. Esta variable se ha analizado tanto en la modelización del crédito bancario (por ejemplo Kaufmann, 2004) como en la de las primas de riesgo soberano (por ejemplo, Scukencht et al., 2009, von Hagen et al., 2011 o Attinasi et al. 2010).

Sin embargo, dicho modelo se queda corto si queremos tener multiplicadores variantes en el tiempo con respecto a la historia del sistema o al tamaño y los signos de los shocks que puedan existir. En este trabajo se desarrollará de forma adicional una versión del modelo que puede entenderse como aún más general (Krolzig, 1997), incluyendo en él la probabilidad de que sucedan cambios de régimen o estados de transición, mediante un modelo no lineal para captar posibles asimetrías en la relación entre las variables. En particular, se estiman modelos MS-VAR (Markov-Switching Vector Autoregression) que permiten identificar posibles cambios en los parámetros del modelo asociados a cambios en las condiciones de la economía. Este modelo permite que los parámetros cambien de acuerdo a un proceso de markov no observable. La variable de estado no es observable y se estima de forma simultánea a los parámetros, por lo que permite estimar de forma endógena cuando se producen los cambios de régimen y la duración de los mismos. Una vez estimado el modelo, es posible relacionar los distintos regímenes con las características de las variables del sistema y la situación de la economía para la que se estima el modelo. La idea que deriva de lo anterior es el deseo de introducir en el análisis el efecto cíclico que las expansiones o contracciones de los ciclos económicos –entendiendo éstos como cambios de régimen- hayan podido tener en las variables analizadas, para así poder compararlas entre sí y con el modelo lineal, que consistiría en un modelo con un solo régimen.

El periodo de análisis va de Marzo de 1999 hasta diciembre de 2012, por lo que incluye eventos importantes como la crisis de las hipotecas subprime que comenzó a mediados de 2007, la caída de Lehman Brothers en Septiembre de 2008 o el anuncio de rescate a Grecia (Abril de 2010), Irlanda (noviembre de 2011) y Portugal (Mayo de 2011).[3]

[3] Para una exposición de los eventos relacionados con la crisis entre 2008 y 2011 véase CGFS (2011).

El trabajo está presentado de la siguiente forma: en el siguiente apartado explicaré el modelo utilizado, así como el método de estimación y las variables empleadas. En el apartado tres se dedicará al análisis del modelo y, por último, el apartado cuarto se dedicará a una conclusión del trabajo expuesto. De modo complementario se aporta un apéndice con los gráficos y tablas, así como información que pueda resultar de interés.

2. MARKOV-SWITCHING VECTOR AUTORREGRESSIONS (MS-VAR)

a) El modelo.

Numerosas evidencias empíricas sugieren que el comportamiento de las series temporales de variables económicas y financieras podría mostrar diferentes patrones en el tiempo (por ejemplo, Krolzig, 1997; Kuan, 2002; Hamilton, 2005). En lugar de utilizar un modelo para media condicional de una variable, resulta normal emplear varios modelos para representar dichos patrones. El modelo aquí utilizado se construye mediante la combinación de dos o más modelos dinámicos a través de un mecanismo de cambio de Markov. Por tanto, los modelos de tipo MS-VAR proporcionan un marco adecuado para analizar las representaciones multivariables con cambios de régimen. Admiten diversas estructuras dinámicas, en función del valor de la variable estado, s_t, que controla el mecanismo de los cambios de régimen entre los distintos estados. En estos modelos, uno o todos los parámetros pueden ser variables en el tiempo en función al estado que prevalezca en el tiempo t. Además, los ciclos económicos son tratados como cambios de régimen comunes en los procesos estocásticos de series temporales macroeconómicas. Por lo tanto, tanto la no linealidad como dichas estructuras comunes de un proceso cíclico están representadas al mismo tiempo.

El proceso MS-VAR utilizado en el presente trabajo[4] es representado de la siguiente forma:

[4] Para la estimación se ha utilizado la programación realizada por Perlin, 2012. En el apéndice A se detalla el método de estimación pero para más información sobre el programa se puede acudir a su página

$$y_t = \nu(s_t) + A_1(s_t)y_{t-1} + \varepsilon_t$$

Dónde:

$y_t = (y_{1t}, y_{2t}, y_{3t})'$ es el vector de las tres series temporales utilizadas, las cuales serán definidas en el siguiente apartado.

ν es un vector de constates

$s_t = 1, 2$ es el número de estados, generados por una Cadena de Markov.

A_1, es la matriz que contiene los parámetros autorregresivos para las variables retardadas en un periodo.

ε_t es un proceso de vectores ruido blanco tal que $\varepsilon_t | s_t \sim NID\big(0, \Sigma(s_t)\big)$

Nótese que en la ecuación anterior se asume que tanto la constante como los demás parámetros varían en función del estado $s_t$en que se encuentre. Esto significa que al existir k=2 estados, entonces habrá k=2 valores para ν y A_1 lo que implica la existencia de dos procesos diferentes para la variable y_t, con sus dos esperanzas y sus dos volatilidades de las innovaciones.

Para un modelo de cambio de régimen de Markov, la transición de los estados s_t es estocástica y no determinista. Esto significa que uno nunca está seguro de si va a haber un cambio de estado o no. Sin embargo, la dinámica detrás del proceso de conmutación es conocida y accionada por una matriz de transición. Esta matriz controla las probabilidades de que haya un cambio de un estado a otro. Se puede representar como:

$$P = \begin{bmatrix} p_{11} & p_{12} \\ p_{21} & p_{22} \end{bmatrix}$$

---

web https://sites.google.com/site/marceloperlin/matlab-code/ms_regress---a-package-for-markov-regime-switching-models-in-matlab

En esta matriz, el elemento de la fila i y la columna j (p_{ij}) representa la probabilidad de cambio de un estado j a un estado i. Por ejemplo, considerando que para un tiempo t el estado del mundo es el 2, esto significaría que la probabilidad de un cambio del estado 2 al estado 1 entre el tiempo t y t+1 será dado por p_{12}. Del mismo modo, la probabilidad de mantenerse en el estado 2 será $p_{22.}$. Esto es uno de los pilares de la estructura del modelo, puesto que el cambio de los estados del mundo es un proceso estocástico en sí mismo (Hamilton, 1994). Normalmente estas probabilidades de transición se asumen constantes, pero también es posible permitir que varíen en el tiempo. En ese trabajo se asume lo primero.

b) <u>Datos</u>

Como ya se ha comentado anteriormente, las variables que se pretenden analizar en este trabajo son el tipo de interés, el crédito y el riesgo. Para ello se han seleccionado tres series, idénticas para cada país, que representen dichas variables. Para los tipos de interés se ha seleccionado el Euribor a un mes, para el crédito el crédito agregado y, por último, para el riesgo se ha seleccionado la prima de riesgo referenciada al bono estadounidense. A continuación se detallará cada una de ellas.

La primera variable y_{1t} es el índice Euribor a un mes, que consiste en el tipo de interés al que los bancos se prestan entre sí en la zona euro. Aunque no sea un tipo que fije el BCE, se puede ver en el gráfico 1 que muestra una tendencia prácticamente similar al tipo de las operaciones principales de financiación, que sí es un tipo controlado por el BCE. La ventaja del Euribor radica en no ser tan estático, por lo que para este análisis se ha optado por utilizar dicho índice como variable proxy de la política monetaria.

La segunda variable y_{2t}es el crédito agregado y su evolución histórica se puede ver en el gráfico 2.. La serie escogida para ello es un índice medido por el BCE, que calcula la variación del volumen de crédito, excluyendo los préstamos a instituciones monetarias y financieras, con el objeto de medir exclusivamente el crédito otorgado a consumo, inversión y gasto público. Esta variable es tomada como referencia del crecimiento económico pues se entiende que la concesión de créditos está relacionada positivamente con la evolución de la economía de un país.

La tercera variable y_{3t} es la prima de riesgo, cuya evolución histórica puede verse en el gráfico 2. Lo habitual es medir la prima de riesgo de países europeos en relación al bono alemán pero debido a que en este trabajo se quiere medir ésta también para dicho país, la referencia para los tres países estudiados es el bono estadounidense. El objeto de esta variable es introducir en el modelo la evolución del riesgo-país.

Todas las variables han sido transformadas con el objetivo de conseguir series estacionarias, condición esencial para el análisis de modelos autorregresivos. En el caso del Euribor la trasformación es en diferencias logarítmicas, mientras que en las otras dos la transformación consiste en primeras diferencias. Todas ellas se pueden ver en los gráficos 1 y 3. De forma complementaria, se pueden ver una serie de estadísticos descriptivos de las variables así como de sus transformadas en la Tabla 1 y Tabla 2. En ambos casos se realiza el contraste de normalidad de Jarque-Bera y el contraste de raíces unitarias de Phillips-Perron. En cuanto a los estadísticos descriptivos de las variables sin transformar, cabe mencionar que para la variable Prima de riesgo (referenciada al bono estadounidense) España tiene los estadísticos más grandes, lo cual indica un riesgo-país histórico más elevado que en el caso alemán o francés. Tiene también una especial mención el hecho de que en la variable crédito sea España quien ostente el valor máximo más grande y el valor mínimo más pequeño y, por consiguiente, un error estándar mayor. Por todo ello se puede indicar que existe una mayor volatilidad de ambas variables para dicho país. En relación al test de raíces unitarias se observa claramente como en el caso de las variables transformadas no se rechaza la estacionariedad de las mismas.

3. ANÁLISIS

Como paso previo a la estimación de un modelo con cambios de régimen, se ha procedido a estimar un modelo lineal de vectores autorregresivos. Aunque uno de los objetivos principales del presente estudio es contemplar el efecto cíclico en las variables, el objetivo de introducir un modelo VAR es que sirva como base para realizar comparaciones con el modelo MS-VAR, así como con cada estimación por regímenes, de forma que no sólo se pueda comparar los resultados que ofrece el

modelo para cada estado, sino que también se puedan comparar éstos con un modelo para un solo estado, que es el modelo lineal.

a) Selección de modelo por país

Una vez estimado el modelo lineal, lo siguiente es considerar cual es el modelo más adecuado para cada uno de los tres países. Asumiendo que sólo existen dos estados posibles en la economía, lo que se trata es de asignar para cada país un modelo, ya sea con un solo retardo o con dos.

Si observamos la Tabla 3, se puede ver que los criterios de información Akaike y Bayesiano coinciden en todos los casos considerando más adecuado un modelo con un retardo para los tres países. A partir del logaritmo de máxima verosimilitud, también presentado en la Tabla 3, se estima el test de razón de verosimilitudes para comparar por país ambos modelos. De esta forma se puede ver que dicho test opta por la misma opción que los criterios de información antes mencionados para los tres países. Por todo ello, en el presente trabajo se ha optado por un modelo con un solo retardo para cada uno de los tres países.

b) Presentación de resultados

i. Alemania

En la Tabla 4, la matriz de probabilidades de transición muestra la persistencia en los estados, pero no cambios permanentes. Alemania en el estado a 1 de tiene un 87% de posibilidades de mantenerse en dicho estado durante el siguiente mes, mientras que en el estado 2 tiene una probabilidad del 76% de mantenerse en ese estado durante el próximo mes. Si atendemos a las columnas se puede ver que la suma es la unidad, por lo que la probabilidad de que Alemania cambie al estado 2 estando en el estado 1 es del 13%, mientras que la de volver al estado 1 cuando se encuentre en el estado 2 es del 24%.

El Gráfico 4 muestra las probabilidades de cambio de estados y la duración esperada en cada estado respectivamente. En la primera se puede ver como Alemania se encuentra en el estado 1 hasta mediados de 2007, fecha que coincide con el inicio de la crisis financiera global que sacudió los mercados. Es a partir de ese momento cuando la probabilidad de encontrarse en el estado 2 supera el 50%, situación que se repite y más o menos se mantiene hasta el final de la serie. Se puede apreciar que a partir de la fecha anterior se suceden varios cambios en las probabilidades de estado con clara superioridad del estado 2, lo cual podría indicar el inicio de una etapa de inestabilidad. La Tabla 5 muestra la duración esperada de cada régimen, siendo para el estado 1 de 7.49 periodos, mientras que la duración esperada para el estado 2 es de 4.18 periodos.

La Tabla 7 muestra las matrices de varianzas-covarianzas del modelo estimado para cada estado. En ella se puede observar como ésta es considerablemente mayor para el estado 2, lo que indica un aumento de la volatilidad en dicho estado respecto al estado 1, aspecto que apoya la idea de inestabilidad mencionada en el párrafo anterior.

ii. España

La Tabla 4 nos dice que la probabilidad de que España se mantenga en el estado 1 durante el siguiente periodo es del 89%, siendo la de cambiar al estado 2 del 11%. Si se encontrase en el estado 2, la probabilidad de seguir igual el siguiente mes sería del 78% por lo que la probabilidad de volver al estado 1 sería del 22%.

Analizando el gráfico 4 y la Tabla 5, se puede observar como predomina el estado 1 hasta aproximadamente mediados del 2007, momento en que cobra mayor importancia la probabilidad de pasar al estado 2. Se puede apreciar también como se suceden numerosos altibajos en estas probabilidades a partir de dicha fecha. En cuanto a la duración esperada, para el estado 1 sería de 9.14 periodos mientras que para el estado 2 sería de 4.62.

Si se observa la Tabla 7, se puede comprobar que existe un considerable aumento de las volatilidades en el estado 2 respecto al 1, lo que sumado a lo anterior podría indicar un periodo de inestabilidad económica.

iii. Francia

En el caso francés, la probabilidad de mantener en el estado 1 durante el siguiente mes, estando en dicho estado, es del 85%, siendo por tanto la probabilidad de entrar en el estado 2 del 15%. Para el caso en que Francia se encontrara en el estado 2, la probabilidad de continuar en el mismo estado el siguiente periodo sería de un 90%, siendo la de regresar al estado 1 un 10%.

Viendo el gráfico 4, se observa que prevalece el estado 2 en toda la serie hasta mediados de 2007 donde aumenta la probabilidad de estado 1. A partir de ese momento predomina una situación de variaciones en las probabilidades con preferencia por el estado 1. Viendo la Tabla 5, la duración esperada de cada estado es de 6.55 periodos para el estado 1 y de 10.24 periodos para el estado 2.

La Tabla 7, que muestra las matrices de varianzas-covarianzas para cada estado, nos muestra un aumento de éstas en el estado 1, señalando que dicho estado es más volátil que el estado 2. Si esto lo unimos al gráfico analizado en el párrafo anterior, se ve que el estado más volátil –el estado 1- se inicia a mediados de 2007 y se mantiene con alguna variación hasta el final de la serie, coincidiendo con el periodo de la crisis financiera actual.

c) Comparativa de resultados

Teniendo en cuenta que el estado más volátil en el modelo francés es el 1, la comparación se va realizar en función no del estado en sí mismo, si no del comportamiento de la serie en cada estado, es decir, el estado más volátil es el estado 2 para España y Alemania y el estado 1 para Francia. Como se podrá comprobar en este epígrafe, el comportamiento viene a ser similar si se compara por estados más o menos volátiles.

Comparando las probabilidades de transición, se puede ver que no existen unas diferencias muy notables entre cada país. Cabe mencionar que las probabilidades de cambiar de un estado a otro son mayores en Alemania que en España, siendo la probabilidad de cambiar del estado 1 al 2 del 13% para el primero y del 11% para el segundo, mientras que la probabilidad de cambiar del estado 2 al 1 es

de 24% y 22% respectivamente. En el caso francés, la probabilidad de pasar del estado 1 al 2 es de un 15%, mayor que para los otros dos países (véase como la probabilidad de pasar del estado más volátil al estado menos volátil, equivalente a pasar del estado 2 al 1 en los otros dos países), mientras que la contraria –pasar del estado 2 al 1- es la menor, un 10%.

En cuanto a la duración esperada de cada estado, ésta es mayor en el caso francés si atendemos a clasificar los estados por volátiles: la duración esperada del estado más volátil es mayor en el caso francés (6.55 frente a los 4.18 y 4.62 de Alemania y España respectivamente); por el otro lado, la duración esperada del estado menos volátil es también mayor en el caso francés (10.24 frente a 7.49 y 9.14). Esto nos indica que Francia, seguida de España, tarda más de media en cambiar de un estado a otro. Si este hecho lo unimos a lo comentado en el anterior párrafo, se puede decir que Francia es más proclive a no cambiar de estado (las probabilidades de su diagonal son mayores que para los otros países) o dicho de otro modo, es la que menos probabilidad tiene de pasar de un estado menos volátil a uno con mayor volatilidad (10% frente al 13% de Alemania o el 11% de España).

En cuanto a las probabilidades de estados, se puede ver que más o menos siguen el mismo comportamiento, es decir, para ambos países suceden aproximadamente los mismos cambios. Existen dos periodos en los que predomina el estado más volátil: uno al principio de la serie, momento que coincide con la introducción del euro en los mercados, motivo por el cual se puede dar tal circunstancia; el segundo periodo es a mediados de 2007, coincidiendo con el surgimiento de la crisis financiera, a partir del cual se suceden numerosos amagos de cambios de estado, lo que podría indicar una etapa de inestabilidad desde el punto de vista del modelo. Como se puede observar, aunque para el caso francés el estado 1 sea el más volátil, este sigue el mismo comportamiento que el estado 2 –el más volátil- en el caso alemán y español.

En cuanto a la matriz de varianzas covarianzas, en el caso alemán y español aumentan claramente en el estado 2 respecto al 1, mientras que para el modelo francés sucede al revés, la matriz es mayor para el estado 1. Si el determinante de la matriz de varianzas-covarianzas en el caso alemán pasa de 0.008 a 3.6765, en el caso español pasa de 0.065 a 12.451 y en el francés de 6.1138 a 0.054. De lo anterior se deduce que no sólo España es más volátil en cada estado

(medido éste por ser el de mayor o menos volatilidad) sino que al cambiar al estado más volátil su volatilidad se ve mucho más incrementada. Alemania sería la situación antagónica mientras que Francia estaría en una situación intermedia.

4. CONCLUSIONES

5. REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Berges, Ángel; Fernández de Lis, Santiago (2010): “El banco central y la liquidez”. Artículo para el diario El País. Domingo 4 de Julio. http://elpais.com/diario/2010/07/04/economia/1278194402_850215.html

- Beirne, John (2012): “The Eonia Spread before and during the crisis of 2007-2009: the role of liquidity and credit risk” Journal of International Money and Finance, 31, 534–551

- Dewachter, Hans; Lyrio, Marco (2006): “Macro Factors and the Term Structure of Interest”. Journal of Money, Credit, and Banking, Volume 38, Number 1, 119-140.

- Committee on the Global Financial System (2011): “The impact of sovereign credit risk on bank funding conditions”.

- Gaspar, Victor; Perez Quirós, Gabriel; Sicilia, Jorge (2001): “The ECB monetary policy strategy and the money market”. Working paper no. 69. European Central Bank working paper series.

- Hamilton, James (1994): “Time Series Analysis”. Princeton University Press.

- Hamilton, James (2005): “Regime switching models”. Palgrave Dictionary of Economics.

- Kaufmann, Sylvia; Valderrama, Maria Teresa (2004): “Modeling Credit Aggregates”. Working paperd of Oesterreichische National Bank.

- Kuan, Chung-Ming (2002): “Lecture on the Markov switching model”. Institute of Economics Academia Sinica.

- Krolzig, Hans-Martin (1997): Markov-Switching Vector Autoregressions. modelling, statistical inference and application to Business cycle analysis.

- Mishkin, Frederic S. (2010): “Monetary Policy Flexibility, Risk Management, and Financial Disruptions, Journal of Asian Economics 23, 242-246.

- Mishkin, Frederic S. (2011): “Monetary Policy Strategy: Lessons from the crisis”. Working Paper 16755. http://www.nber.org/papers/w16755

- Peersman, Gert (2002): “Monetary policy and long term interest rate in Germany”. Economics Letters 77, 271–277

- Peersman, Gert (2011): “Macroeconomic effects of unconventional monetary policy in the euro area”. Working Paper series no 1397, European Central Bank.

- Perlin, Marcelo (2012): “MS_Regress – The MATLAB package for Markov Regime Switching Models”.

- Roley, V; Sellon, Gordon (1995): “Monetary policy actions and long-term interest rates”. Economic review, fourth quarter.

- Sottile, P., On the political determinants of sovereign risk: Evidence from a Markov-switching vector autoregressive model for Argentina. Emerging Markets Review (2013), http://dx.doi.org/10.1016/j.ememar.2013.02.005

- Svensson, Lars (2010): “Monetary policy after the financial crisis”. Speech at the Second International Journal of Central Banking (IJCB) Fall Conference, Tokyo. http://www.bis.org/review/r100920c.pdf

- Svensson, Lars (2011): “Monetary policy after the crisis”. Speech at the conference “Asia’s role in the post-crisis global economy”. http://people.su.se/~leosven/papers/LS111129e.pdf

- Svensson, Lars (2012): “Evaluating Monetary Policy”.

  http://people.su.se/~leosven/papers/EvalMP.pdf.

- Vega, Juan Luis (2010): “Algunas lecciones de la crisis para la política monetaria”. Instituto de Estudios Fiscales. Presupuesto y Gasto Público 59/2010, 137-142.

6. APÉNDICE A. Método de estimación modelo MS-VAR.[5]

El modelo general MS puede ser estimado con dos métodos, el de Máxima verosimilitud o por Inferencia bayesiana. En el presente trabajo se utiliza el primer método. Considerando como ejemplo un sencillo modelo de cambio de régimen (para más información ver Perlin, 2012), tal que:

$$y_t = \mu_{s_t} + \varepsilon_t$$

$$\varepsilon_t \sim N\left(0, \sigma_{S_t}^2\right)$$

$$S_t = 1{,}2$$

Entonces el logaritmo de verosimilitud de este modelo viene dado por:

$$\ln L = \sum_{t=1}^{T} ln\left(\frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} exp\left(-\frac{y_t - \mu_{s_t}}{2\sigma^2}\right)\right)$$

Para este caso, si todos los estados del mundo fueran conocidos, los valores de S_t serían conocidos, por lo que la estimación del modelo por máxima verosimilitud sería directa. En tal caso, maximizando la ecuación anterior como una función de parámetros $\mu_1, \mu_2, \sigma_1^2, \sigma_2^2$ se conseguiría dicha estimación. Sin embargo este no es el caso para un modelo de cambios de régimen de Markov, donde los estados son desconocidos. Para estimar este modelo, es necesario realizar unos cambios en la función de verosimilitud: Siendo $f(y_t|S_t = j, \Theta)$ la función de verosimilitud para el estado j condicionado a un conjunto de parámetros Θ, la función de log-verosimilitud extendida del modelo sería dada por

[5] Extraído de Perlin, 2012.

$$\ln L = \sum_{t=1}^{T} \ln \sum_{j=1}^{2} \left(\frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} exp\left(-\frac{y_t - \mu_{s_t}}{2\sigma^2} \right) \right) P_r(S_t = j)$$

Que es sólo una media ponderada de la función de verosimilitud en cada estado, donde el peso es dado por las probabilidades de cada estado. Cuando estas probabilidades no son observables no se podría aplicar la ecuación anterior de forma directa, pero se podría realizar inferencia en las probabilidades basándose en la información disponible. Esta es la idea central del "filtro de Hamilton", que es usado para calcular las probabilidades filtradas de cada estado basándose en la obtención de nueva información.

Considerando ψ_{t-1}como la matriz de información disponible en t-1. Usando el filtro de Hamilton la estimación de $P_r(S_t = j)$ es posible usando los siguientes algoritmos iterativos:

1. Configurar un supuesto para las probabilidades de partida (t=0) de cada estado $P_r(S_0 = j)$ para j=1, 2. En este punto puede darse una suposición del tipo $P_r(S_0 = j) = 0{,}5$ o las probabilidades incondicionales de S_t.

$$P_r(S_0 = 1|\psi_0) = \frac{1 - p_{11}}{2 - p_{11} - p_{22}}$$
$$P_r(S_0 = 2|\psi_0) = \frac{1 - p_{22}}{2 - p_{22} - p_{11}}$$

2. Para t=1, calcular las probabilidades de cada estado dada la información hasta el momento t-1

$$P_r(S_0 = 1|\psi_{t-1}) = \sum_{i=1}^{2} p_{ji}\left(P_r(S_{t-1} = i|\psi_{t-1})\right)$$

   Donde p_{ji} son las probabilidades de transición de la cadena de Markov.

3. Actualizar las probabilidades de cada estado con la nueva información del tiempo t, lo cual se logra usando los parámetros del modelo en cada estado, en

este caso $\mu_1, \mu_2, \sigma_1^2, \sigma_2^2$, las probabilidades de transición $p_{11} p_{22}$ para el cálculo de la función de verosimilitud en cada estado $\left(f(y_t|S_t = j, \psi_{t-1})\right)$ para el momento t. Después, se usa la siguiente fórmula para actualizar las probabilidades de cada estado con la nueva información disponible:

$$P_r(S_t = j|\psi_t) = \frac{f(y_t|S_t = j, \psi_{t-1}) P_r(S_0 = 1|\psi_{t-1})}{\sum_{j=1}^{2} f(y_t|S_t = j, \psi_{t-1})\, P_r(S_0 = 1|\psi_{t-1})}$$

4. Para t= t + 1, repetir los pasos segundo y tercero hasta t = T, es decir, llegando a todas las observaciones de la muestra, lo que debería proporcionar un conjunto de probabilidades filtradas para cada estado desde t = 1 hasta t = T.

El conjunto de pasos previos proporciona lo que uno necesita para el cálculo del logaritmo de verosimilitud del modelo como función del conjunto de parámetros:

$$\ln L = \sum_{t=1}^{T} \ln \sum_{j=1}^{2} \left(f(y_t|S_t = j, \Theta)\right) P_r(S_t = j|\psi_t)$$

La estimación del modelo se obtiene encontrando el conjunto de parámetros que maximizan la ecuación anterior.

Un punto importante en la estimación de un modelo de régimen cambiante es el hecho de que los parámetros en la matriz de transición no siguen una variación libre. Debido a que son probabilidades, sus valores toman valores entre cero y uno, así como sumar la unidad en cada columna de la matriz de transición P. Para el ejemplo utilizado en este epígrafe con k=2, esas condiciones son fáciles de efectuar con sólo aplicar una transformación numérica (Hamilton, 1994) para p_{11} y p_{22} y ajustando $p_{12} = 1 - p_{11}$ y $p_{22} = 1 - p_{21}$. Sin embargo, cuando k= 3, este procedimiento no funcionará en tanto la segunda condición del modelo no sea garantizada. La solución a este problema es utilizar una función de optimización con restricciones, de modo que las propiedades deseadas en el vector de parámetros sean explícitamente definidas en la búsqueda de la solución del logaritmo de verosimilitud.

7. APÉNDICE B. Gráficos.

Gráfico 1. Euribor a 1 mes con tipo MRO y tasa de variación logarítmica del Euribor.

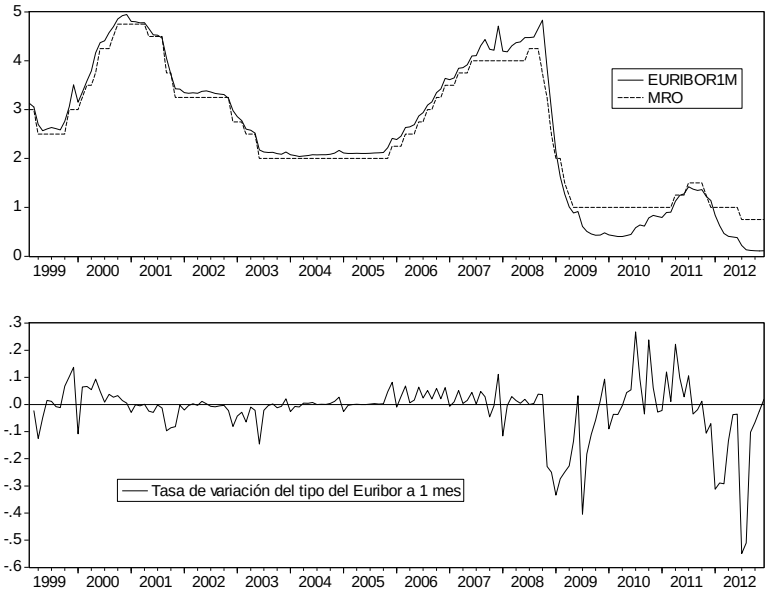


Gráfico 2. Series crédito y prima de riesgo.

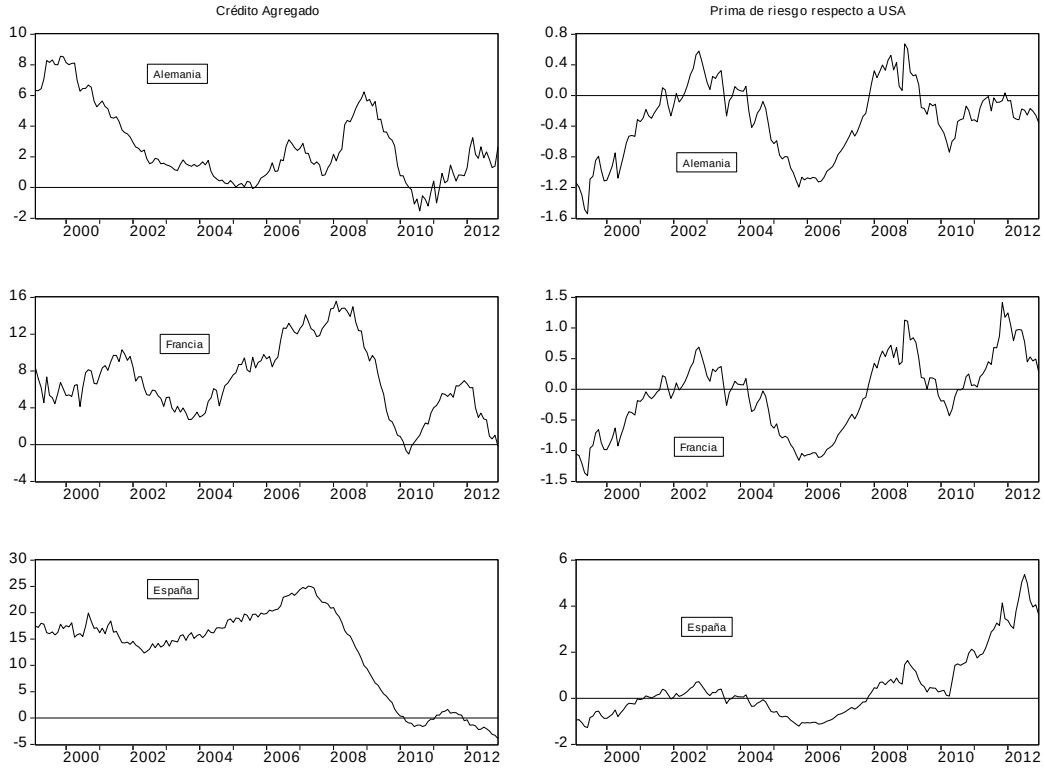


Gráfico 3. Primeras diferencias de variables crédito y Prima de riesgo.

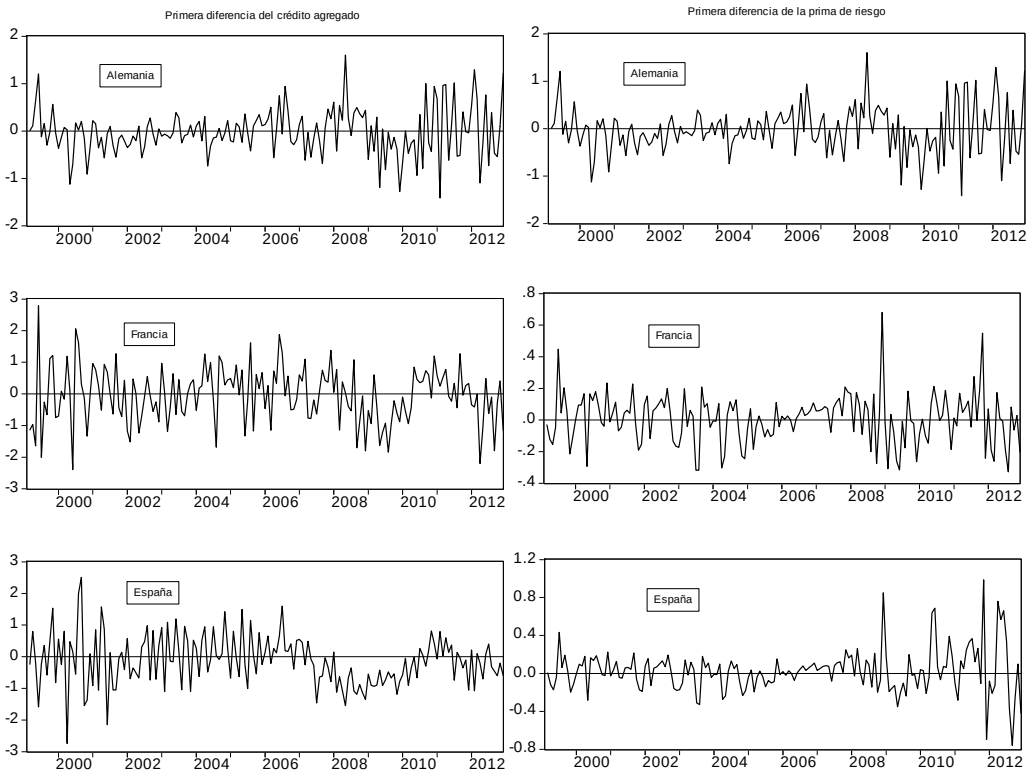
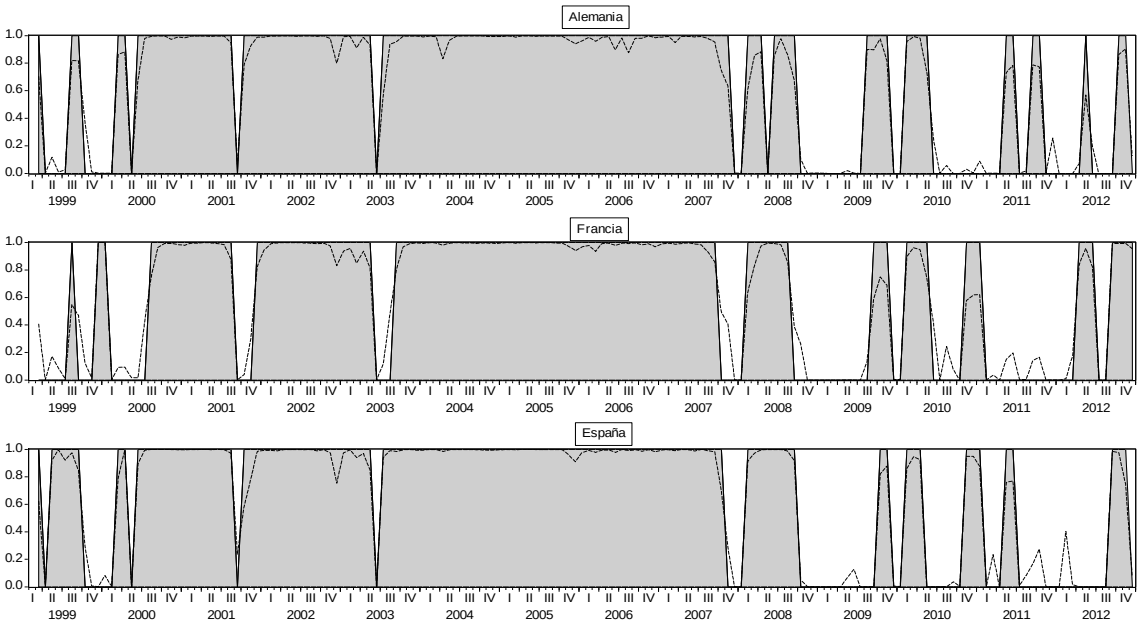


Gráfico 4. Probabilidades del estado menos volátil para cada país.[6]



[6] La línea de puntos representa la probabilidad, mientras que el área sombreada representa aquellas fechas donde dicha probabilidad supera el 50%, es decir, donde con seguridad se acepta que el país se encuentra en el régimen menos volátil.

8. APÉNDICE C. Tablas.

Tabla 1. Estadísticos descriptivos variables.

	Euribor 1 mes	Alemania		Francia		España	
		Crédito	P. de riesgo	Crédito	P. de riesgo	Crédito	P. de riesgo
Media	2.537	2.662	-0.328	7.020	-0.095	12.723	0.451
Mediana	2.576	1.815	-0.256	6.518	-0.028	15.723	0.108
Máximo	4.948	8.556	0.673	15.568	1.414	25.049	5.367
Mínimo	0.109	-1.529	-1.541	-1.045	-1.408	-3.900	-1.269
Desv. Estand.	1.414	2.448	0.485	3.879	0.625	8.310	1.438
Asimetría	-0.067	0.823	-0.290	0.252	-0.024	-0.668	1.460
Curtosis	1.897	2.759	2.347	2.425	2.282	2.104	4.685
Jarque-Bera	8.593	19.270	5.303	4.075	3.604	18.008	79.054
p_valor	0.014	0.000	0.071	0.130	0.165	0.000	0.000
Phillips-Perron	-1.147	-1.942	-2.207	-1.337	-2.002	0.336	-0.086
p_valor	0.696	0.313	0.205	0.612	0.286	0.980	0.948

Tabla 2. Estadísticos descriptivos variables transformadas.

	Tasa de variación log. Euribor 1 mes	Alemania		Francia		España	
		Crédito 1ªdif.	Prima 1ª dif.	Crédito 1ªdif.	Prima 1ª dif.	Crédito 1ªdif.	Prima 1ª dif.
Media	-2.013	-0.022	0.005	-0.051	0.008	-0.129	0.028
Mediana	-0.023	-0.042	0.016	-0.036	0.026	-0.152	0.029
Máximo	26.749	1.600	0.607	2.787	0.680	2.511	0.986
Mínimo	-54.927	-1.418	-0.330	-2.397	-0.329	-2.746	-0.759
Desv. Estand.	10.854	0.494	0.136	0.884	0.156	0.792	0.229
Asimetría	-1.939	0.237	0.209	-0.048	0.372	0.176	0.791
Curtosis	9.639	3.928	5.172	3.132	5.080	3.644	6.889
Jarque-Bera	408.823	7.502	33.845	0.184	33.770	3.726	121.916
p_valor	0.000	0.023	0.000	0.912	0.000	0.155	0.000
Phillips-Perron	-6.519	-12.500	-11.398	-12.556	-11.306	-12.988	-9.957
p_valor	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000

Tabla 3. Estimación de resultados

Comparación de modelos MS(2)-VAR(1) y MS(2)-VAR(2) mediante el logaritmo de máxima verosimilitud y dos criterios de información, el de Akaike y el Bayesiano. El contraste de razón de verosimilitud compara ambos modelos con la hipótesis nula de que los coeficientes del segundo retardo son cero, siendo así el modelo con un retardo un modelo restringido. Al tomar como valor crítico una chi-cuadrado de 18 grados de libertad (número de parámetros restringidos) no se rechaza la hipótesis nula para ninguno de los tres países.

	MS(2)-VAR(1)			MS(2)-VAR(2)		
	Alemania	Francia	España	Alemania	Francia	España
Log. Máxima verosimilitud	-519.411	-641.3199	-657.7552	-515.8233	-639.9809	-6.521E+02
Criterio AIC	1.11E+03	1.36E+03	1.39E+03	1.14E+03	1.39E+03	1.42E+03
Criterio BIC	1.27E+03	1.52E+03	1.55E+03	1.38E+03	1.63E+03	1.65E+03
Test Razón de verosimilitudes	7.1754	2.678	11.4086			

Tabla 4. Matrices de probabilidades de transición

Las matrices de probabilidades de transición muestran la persistencia en cada estado, pero no cambios permanentes. Por ejemplo, Alemania en el estado a 1 de "no crisis" tiene un 93% de posibilidades de mantenerse en dicho estado durante el siguiente mes, mientras que en el estado 2 de "crisis" tiene una probabilidad del 67% de mantenerse en ese estado durante el próximo mes.

Alemania			Francia			España		
	Estado 1	Estado 2		Estado 1	Estado 2		Estado 1	Estado 2
Estado 1	0.87	0.24	Estado 1	0.9	0.15	Estado 1	0.89	0.22
Estado 2	0.13	0.76	Estado 2	0.1	0.85	Estado 2	0.11	0.78

Tabla 5. Duración esperada estados

La duración esperada consiste en el tiempo medio que dura cada estado, una vez se produce la transición hacia otro y hasta que se produce el siguiente cambio.

	Alemania	Francia	España
Estado 1	7.49	10.24	9.14
Estado 2	4.18	6.55	4.62

Tabla 4. Coeficientes estimados.

ALEMANIA

	MS(2)-VAR(1)			VAR(1)		
Estado 1	E_t	$Cred_t$	P_t	E_t	$Cred_t$	P_t
Constante	0.27	-0.07	0	-0.009	-0.025	0.008
E_{t-1}	0.46*	0	0*	0.58*	-0.141	0.159
$Cred_{t-1}$	-0.04	0.02	-0.02	0	0.028	0.014
P_{t-1}	0.83	-0.01	0.23	0.036	0.031	0.091
Estado 2	E_t	$Cred_t$	P_t			
Constante	-1.12	0.02	-0.01			
E_{t-1}	0.62*	0	0			
$Cred_{t-1}$	0.01	0	-0.01			
P_{t-1}	-2.54	-0.04	-0.07			

FRANCIA

	MS(2)-VAR(1)			VAR(1)		
Estado 1	E_t	$Cred_t$	P_t	E_t	$Cred_t$	P_t
Constante	0.21	-0.02	-0.02	-0.009*	-0.014	0.014
E_{t-1}	0.27*	0.04*	0	0.545*	1.964*	0.0261
$Cred_{t-1}$	0.59	0.04	-0.01	0.011	-0.018	0.02
P_{t-1}	3.45	-0.46	0.07	0.069	0.918*	0.09
Estado 2	E_t	$Cred_t$	P_t			
Constante	-2.38	-0.08	0.01			
E_{t-1}	0.63*	0.01	0.01*			
$Cred_{t-1}$	2.21	-0.02	-0.02			
P_{t-1}	9.93	1	0.14			

ESPAÑA

	MS(2)-VAR(1)			VAR(1)		
Estado 1	E_t	$Cred_t$	P_t	E_t	$Cred_t$	P_t
Constante	0.31	-0.15	0.01	-0.007	-0.1	0.029
E_{t-1}	0.29*	0.01	0.01*	0.57*	1.489*	0.55
$Cred_{t-1}$	0.22-	0	-0.05	0.014	-0.001	-0.032
P_{t-1}	-0.61	0.55	0.21*	-0.002	0.074	0.195*
Estado 2	E_t	$Cred_t$	P_t			
Constante	1.83	0.04	0.02			
E_{t-1}	0.76*	0.01*	0			
$Cred_{t-1}$	-0.94	0	-0.02			
P_{t-1}	-0.26	-0.46	0.06			

Tabla 5. Matrices de varianzas-covarianzas.

Alemania

Estado 1

6.3319	0.1557	0.0225	Det
0.1557	0.1091	0.0038	0.0076
0.0225	0.0038	0.0116	

Estado 2

237.5881	0.5332	0.4114	Det
0.5332	0.5034	-0.0005	3.6765
0.4114	-0.0005	0.0315	

Francia

Estado 1

6.4612	0.1979	0.0176	Det
0.1979	0.6108	-0.0101	0.054
0.0176	-0.0101	0.0141	

Estado 2

178.1951	1.5319	0.0463	Det
1.5319	0.9028	-0.0323	6.1138
0.0463	-0.0323	0.0398	

España

Estado 1

6.9225	-0.0035	0.0192	Det
-0.0035	0.7454	-0.0081	0.0653
0.0192	-0.0081	0.0128	

Estado 2

245.1368	1.0145	-0.0042	Det
1.0145	0.4107	-0.0146	12.4505
-0.0042	-0.0146	0.1255	