

# **EFFECTO DEL FACTOR PAÍS EN LA VOLATILIDAD DE LOS RENDIMIENTOS DE LAS ACCIONES DEL MERCADO EUROPEO**

**Juari M. Ortiz Mejía**

Trabajo de investigación 022/015

Máster en Banca y Finanzas Cuantitativas

Tutores: Dr. Miguel Ángel Martínez  
Dr. Miguel Manuel Artiach

Universidad Complutense de Madrid

Universidad del País Vasco

Universidad de Valencia

Universidad de Castilla-La Mancha

**EFEECTO DEL FACTOR PAÍS EN LA VOLATILIDAD  
DE LOS RENDIMIENTOS DE LAS ACCIONES DEL  
MERCADO EUROPEO**

**Juari M. Ortiz Mejía**

Trabajo de Investigación 015/XX?

Máster en Banca y Finanzas Cuantitativas

**Tutores:**

Dr. Miguel Ángel Martínez

Dr. Miguel Manuel Artiach

Departamento de Fundamentos del Análisis Económico II  
Universidad del País Vasco

Octubre 2015

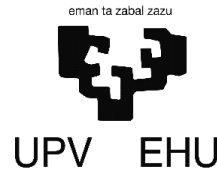
Bilbao, España

**Universidad Complutense de Madrid**

**Universidad de Valencia**

**Universidad del País Vasco**

**Universidad de Castilla-La Mancha**



## EFFECTO DEL FACTOR PAÍS EN LA VOLATILIDAD DE LOS RENDIMIENTOS DE LAS ACCIONES DEL MERCADO EUROPEO

Juari M. Ortiz Mejía<sup>†</sup>

Máster en Banca y Finanzas Cuantitativas

### Resumen

El presente trabajo examina la influencia de las características propias del país en la determinación de la volatilidad de las acciones, en el contexto previo a la entrada del euro en 1999, durante la consolidación de la Zona Euro y, tras el inicio de la crisis económico-financiera de 2007, para 16 países europeos con diferentes niveles de integración económica. Se observa el resurgimiento del efecto país de la Zona Euro impulsado por el comportamiento de las economías PIIGS, junto a una disminución de la influencia del efecto global en todas las economías consideradas, a partir de la crisis. Además, se evidencia un importante aumento de las correlaciones en las volatilidades de los retornos por el efecto país tras la entrada del euro. Por último, el trabajo propone dos modelos de regresión para estimar los cambios de la volatilidad provocados por el factor país.

**Palabras Claves:** Efecto País/Industrial, Gestión de Cartera, Mercado de Acciones europeo, Integración Económica, Modelo con Datos de Panel.

**JEL Classification:** C23, C51, F15, F36, G11, G15

---

<sup>†</sup> Quiero agradecer a mis tutores por todos los aportes y comentarios realizados para el desarrollo del trabajo así como al Dr. Alfonso Novales Cinca del Departamento de Economía Cuantitativa de la Universidad Complutense de Madrid.

## ÍNDICE DE CONTENIDO

<b>INTRODUCCIÓN</b> .....	6
<b>I. REVISIÓN DE LA LITERATURA</b> .....	7
<b>II. DESCRIPCIÓN DE LOS DATOS</b> .....	10
<b>III. METODOLOGÍA</b> .....	15
3.1. Obtención del Porcentaje de Varianza .....	15
3.2. Análisis descriptivo del comportamiento de los porcentajes de varianza .....	17
3.3. Análisis explicativo del comportamiento de la varianza relativa.....	17
3.4. Predicción de la rentabilidad y la volatilidad derivada del factor país.....	18
3.5. Correlaciones de las rentabilidades/desviaciones por efecto país.....	19
<b>IV. RESULTADOS EMPÍRICOS</b> .....	20
4.1. Análisis del Porcentaje de Varianza .....	20
4.1.1. Evolución Temporal y Ratios del Porcentaje de Varianza .....	20
4.1.2. Análisis de Regresión Múltiple.....	23
4.1.3. Proyección del porcentaje de varianza con el MRM.....	26
4.2. Cambios en la correlación del efecto país en la rentabilidad y volatilidad .....	27
4.3. Modelo ARIMA para la rentabilidad y volatilidad.....	29
4.4. Gestión de cartera con mínima varianza .....	31
<b>V. CONCLUSIONES</b> .....	34
<b>BIBLIOGRAFÍA</b> .....	37
<b>ANEXOS</b> .....	40

## ÍNDICE DE TABLAS

Tabla 1	
<b>Contrastes de las variables por período y grupo.....</b>	<b>13</b>
Tabla 2	
<b>Matriz de Correlaciones.....</b>	<b>14</b>
Tabla 3	
<b>Estimadores y estadísticos del modelo MRM-MCG.....</b>	<b>24</b>
Tabla 4	
<b>Resultados del Modelo ARIMA.....</b>	<b>30</b>
Tabla 5	
<b>Valores observados y estimados de la rentabilidad y la volatilidad.....</b>	<b>32</b>
Tabla A.1	
<b>Estadísticas descriptivas de las variables por período y zona económica .....</b>	<b>40</b>
Tabla A.2	
<b>Matriz de Correlaciones por Grupo Económico .....</b>	<b>41</b>
Tabla A.3	
<b>Matriz de Correlaciones por País .....</b>	<b>41</b>
Tabla A.4	
<b>Valores promedio del PVc por Grupo Económico.....</b>	<b>41</b>
Tabla A.5	
<b>Estimadores y estadísticos del modelo MRS-MCO .....</b>	<b>42</b>
Tabla A.6	
<b>Contrastes de las Innovaciones del MRS.....</b>	<b>45</b>
Tabla A.7	
<b>Contraste de Cointegración .....</b>	<b>46</b>
Tabla A.8	
<b>Valores e indicadores adicionales del MRM.....</b>	<b>47</b>
Tabla A.9	
<b>Estimación MRM-MCG para período post-crisis.....</b>	<b>49</b>
Tabla A.10.1	
<b>Correlaciones entre los rendimientos por efecto país por período.....</b>	<b>51</b>
Tabla A.10.2	
<b>Correlaciones entre las desviaciones estándar por efecto país por período.....</b>	<b>52</b>

## ÍNDICE DE GRÁFICOS

Gráfico No. 1	
<b>Series no estacionarias y diferencias logarítmicas</b> .....	12
Gráfico No. 2	
<b>Evolución Efecto Global, País e Industrial por Grupo Económico</b> .....	21
Gráfico No. 3	
<b>Relación entre los factores por Grupo Económico</b> .....	22
Gráfico No. 4	
<b>Promedio del PVc por Grupo Económico.</b> .....	22
Gráfico No. 6	
<b>Estimación puntual e Intervalo de Confianza del PVc por Grupo Económico</b> .....	27
Gráfico No. 7	
<b>Rentabilidad y Desviación Estándar Trimestral derivadas del Efecto País</b> .....	28
Gráfico No. 8	
<b>Cartera de Mínima Varianza estimada y observada</b> .....	33
Gráfico A.1	
<b>Innovaciones de las variables del MRS agrupados por grupo</b> .....	43
Gráfico A.2	
<b>Estimaciones del MRM y Contraste de Normalidad de las Innovaciones</b> .....	48
Gráfico A.3.1	
<b>Promedio del PVc PIIGS y No PIIGS</b> .....	49
Gráfico A.3.2	
<b>Promedio del PVc Zona Euro sin PIIGS y otros grupos</b> .....	49
Gráfico A.4	
<b>Evolución del Promedio del PVc entre 1990 - 2013</b> .....	50
Gráfico A.5	
<b>Estimación Puntual y por Intervalo del PVc para PIIGS y No PIIGS</b> .....	50
Gráfico A.6.1	
<b>Valores observados de rendimientos y estimaciones del Modelo ARIMA</b> .....	53
Gráfico A.6.2	
<b>Valores observados de desviación estándar y estimaciones del Modelo ARIMA</b> ...	54

## INTRODUCCIÓN

Uno de los principales problemas de la gestión de carteras es determinar hacia dónde se debe enfocar la diversificación de manera que permita una reducción eficiente de la exposición al riesgo de mercado. Para alcanzar este objetivo, es necesario tener una aproximación del proceso dinámico que siguen los factores de riesgo asociados a los precios de las acciones, que como consecuencia de la integración de los mercados financieros y los avances de la globalización económica, tienden a estar más relacionados e incluso, en ciertos contextos macroeconómicos, moverse en el mismo sentido. Por tal razón, es determinante poder separar el efecto individual del componente industrial, nacional e internacional en las fluctuaciones de los retornos y así lograr el diseño de una mejor estrategia de inversión.

El presente trabajo tiene como objetivo analizar el comportamiento del porcentaje de varianza que corresponde a las características propias del país en un conjunto de 16 economías europeas, las cuales han sido agrupadas de acuerdo a sus distintos niveles de integración entre los países miembros de la Zona Euro, los países de la Unión Europea que no son miembros de la Zona Euro y países europeos que no forman parte de la Unión Europea. El análisis corresponde a la etapa previa a la implantación del euro por la Unión Económica y Monetaria, durante su entrada en vigencia y a partir del inicio de la crisis económico-financiera de 2007, examinando la evolución de la correlación de las rentabilidades estimadas de las acciones y sus desviaciones provocadas por el efecto país durante éstos períodos. Además, con el fin de resolver un problema de *asset-allocation* por país, a través de la construcción de carteras de mínima varianza con ponderaciones dinámicas, se estiman modelos de regresión para predecir el valor futuro de estos rendimientos y su correspondiente volatilidad.

A diferencia de otros trabajos sobre el tema, entre los que se destacan Heston-Rouwenhorst (1994, 1995), Griffin-Karolyi (1998), Cavaglia *et al.* (2000), Eiling *et al.* (2012) y Miralles *et al.* (2013) que describen la evolución de los rendimientos de las acciones por los distintos factores, o bien en Campa-Fernandes (2006) y Chou *et al.* (2014) que explican su comportamiento mediante modelos de regresión con datos de panel; Phylaktis-Xia (2006) intenta explicar los cambios de la varianza de los rendimientos de cada factor y Artiach *et al.* (2015) su porcentaje respecto a la varianza total ponderado por el valor de mercado de la acción. La presente investigación parte de este último trabajo y pretende estimar el comportamiento futuro del porcentaje de varianza derivado por el efecto país, utilizando un modelo de regresión de datos de panel con variables macroeconómicas, además de predecir la volatilidad – en términos absolutos – aplicando un modelo dinámico de series temporales ARIMA.

Se confirma el resurgimiento del efecto país de las conclusiones de Chou *et al.* (2014) y Artiach *et al.* (2015) a partir del inicio de la crisis financiera del 2007, pero sólo en los países de las economías PIIGS, también se observa una disminución del peso del efecto global para todas las economías examinadas, siendo compensado por un mayor peso industrial en los países que no forman parte de la Unión Europea; por el efecto país, en el caso de los países que si son miembros; y sobre todo, por el efecto idiosincrático de

cada empresa para explicar la varianza de los rendimientos de las acciones. Adicionalmente, se concluye que ciertas variables macroeconómicas y financieras tienen gran capacidad para explicar los cambios del porcentaje de varianza por el factor país, aunque no causarlos. Por último, se encuentran evidencias de que las correlaciones en los retornos por el factor país han disminuido tras la crisis financiera, mientras se han incrementado significativamente la relación lineal de sus desviaciones con la entrada del euro.

El trabajo está organizado en secciones de la siguiente manera: I. Revisión de la literatura sobre el tema; II. Describe los datos utilizados; III. Metodología empleada; IV. Evidencias empíricas y finalmente, en V. se presentan las Conclusiones.

## I. REVISIÓN DE LA LITERATURA

Dentro de la literatura financiera es frecuente encontrar trabajos que analicen los beneficios de diversificar el portafolio de activos a través de alternativas industriales, nacionales o internacionales bajo ciertos contextos económicos, como mecanismo para contrarrestar los cambios adversos en el precio de las acciones en el mercado. Para realizar tal diversificación, es necesario conocer previamente la ponderación relativa de los diferentes factores de riesgos asociados a cada alternativa – y cómo evolucionan a lo largo del tiempo – y a partir de estos, elaborar una estrategia que permita maximizar los beneficios de la inversión.

En los primeros trabajos que tratan la importancia de los diferentes factores, se utilizaban carteras conformadas por acciones de sectores industriales como forma de aproximar la importancia del factor industrial e índices del mercado para el factor país. Tal es el caso de Lessard (1976) donde se examinan múltiples índices de mercados financieros entre los períodos de 1959 – 1973, concluyendo que el factor país posee una mayor influencia en los rendimientos. Sin embargo, esta metodología generaba gran dificultad para determinar cuál efecto corresponde a cada factor, debido a que carteras con diferentes composiciones industriales podían confundirse con efectos del país y viceversa. Es a partir de Heston-Rouwenhorst (1994) que se propone un modelo factorial – Modelo HR en adelante – que separa cada el efecto de forma coherente y se convierte en la referencia metodológica para todas las investigaciones posteriores. Su investigación basada en datos mensuales de 829 firmas contenidas en el índice de mercado *Morgan Stanley Capital International* (MSCI) de 12 países europeos, entre 1978 – 1992, demuestra que son los componentes propios del país la causa principal de las diferencias transversales en los rendimientos y volatilidades de los mercados de acciones, confirmando los resultados de Lessard (1976) en que la diversificación por países es más efectiva para lograr una reducción de la exposición al riesgo en los portafolios de acciones. Con la misma muestra, Heston-Rouwenhorst (1995) presenta más argumentos a favor del predominio del factor país, ya que una modificación de la composición por país del índice *Benchmark*, – manteniendo la cartera de acciones y la composición industrial fija – provocará un cambio mayor en el *tracking error*. Además, empresas que se encuentren en diferentes sectores económicos pero dentro del mismo país, tendrán



un factor de riesgo común mayor, haciendo que en promedio estén más correlacionadas y sean sustituibles entre ellas.

En Griffin-Karolyi (1998) se estudia el índice *Dow Jones World Stock* para 25 países con datos semanales entre diciembre de 1991 y abril de 1995, este índice supone una muestra más representativa a la usada en Heston-Rouwenhorst (1994, 1995) según los autores, al tener una mayor frecuencia y cantidad de datos<sup>1</sup>. Empleando el mismo modelo, sus resultados sugieren que existen grandes diferencias en las variaciones derivadas del efecto país entre los países estudiados y que la varianza acumulada del efecto industrial puede explicar, en promedio, tan sólo el 2% de la varianza total de los índices de mercado nacionales, – menor al ratio país-industria de 7.1% promedio de Heston-Rouwenhorst – concluyen que el dominio del factor país es consistente aún con una clasificación industrial más amplia. Rouwenhorst (1999) evalúan 952 acciones del índice MSCI para 12 países europeos entre 1978-1998, con frecuencia mensual y clasificadas en 7 sectores industriales, hallando evidencias que indican que desde 1982 el efecto país ha tenido mayor relevancia respecto al industrial y continúa siendo así entre 1993 – 1998 a pesar de la armonización de la política monetaria y fiscal derivadas del Tratado de Maastricht en 1992.

En Cavaglia *et al.* (2000) se examinan 21 países contenidos en el índice MSCI *World Developed Markets Universe* entre diciembre de 1985 y noviembre de 1999. Según los autores, la inclusión de algunas economías emergentes y menos integradas en Griffin-Karolyi (1998) generan distorsiones al estimar la importancia relativa de los efectos, por dicha razón no consideran éstas economías en su investigación. Asimismo, consideran que los países estudiados en Rouwenhorst (1999) pueden arrojar estimaciones imprecisas al ser todos países europeos, donde ciertos sectores industriales poseen una reducida participación respecto a la producción mundial y por tanto, no son representativos del sector industrial global. Sus resultados sugieren que el factor industrial ha ganado importancia para explicar los rendimientos de las acciones a partir de la década de los noventa, haciendo a la diversificación industrial la opción más eficiente para cubrir la cartera. Las conclusiones de Cavaglia *et al.* (2000) son posteriormente respaldadas por Campa-Fernandes (2006), Ferreira-Ferreira (2006), Eiling *et al.* (2012) y Miralles *et al.* (2013), agregando que en el período post-euro el efecto relativo de la industria es igual o superior al efecto país. Sin embargo, su capacidad explicativa disminuye con la aparición de las crisis financiera y de deuda externa a partir de 2007, siendo Chou *et al.* (2014) el primer trabajo en evidenciar este comportamiento, seguido por Artiach *et al.* (2015) y cuyos resultados indican el resurgimiento del efecto país como factor principal.

Otros estudios destacados y que cabe mencionar son: Brooks-Del Negro (2004) el cual modifica el Modelo HR para separar el factor país en los efectos dentro y fuera de una región, cuyos resultados indican que el efecto región explica la mitad de las variaciones del efecto país del modelo tradicional y además es más eficiente para reducir la

---

<sup>1</sup> Según Griffin-Karolyi (1998) las limitaciones en la muestra de Heston-Rouwenhorst (1994, 1995) impiden que se puedan reflejar completamente las variaciones de los retornos a lo largo de las industrias y distinguir entre variaciones provocadas por el factor país y/o la industria.

exposición a las variaciones del precio de las acciones a través de distintas regiones, que en una misma región. Phylaktis-Xia (2006) utiliza una muestra de 1893 empresas situadas en 23 economías desarrolladas y 14 emergentes, clasificadas en 24 categorías industriales entre 1990 – 2002, y mide la importancia relativa de los factores descomponiendo la varianza de los retornos estimados por el Modelo HR, permitiendo obtener la varianza del componente idiosincrático de la empresa. Sus conclusiones muestran que en las economías emergentes el efecto país es mayor, mientras que los efectos globales e industriales son menores respecto a las economías desarrolladas, por ello, en las economías emergentes la diversificación a través de los países es más eficiente que la enfocada por las industrias y agrega que el factor industrial ha ganado importancia con el paso del tiempo. De Moor-Sercu (2006) hace una crítica a los trabajos que tratan el tema, basada en que no existe necesariamente una relación entre los resultados del modelo factorial y los beneficios de la diversificación de la cartera de inversión.

Campa-Fernandes (2006) estudia una selección de 39 países divididos entre economías emergentes y desarrolladas y 36 sectores industriales, entre enero del 1973 y diciembre del 2002. Mediante un modelo multifactorial con datos de panel y efectos fijos, evalúa la capacidad de un conjunto de variables<sup>2</sup> para explicar los cambios del efecto país puro. Con el mismo objetivo, Chou *et al.* (2014) emplea una estructura de datos de panel en un modelo multifactorial entre 2000 – 2011<sup>3</sup> con frecuencia trimestral, segmentadas en dos subperíodos, pre – post crisis. Sus hallazgos, encaminados en el mismo sentido que Campa-Fernandes (2006), evidencian una relación inversa entre el efecto país y el grado de integración de los mercados financieros luego del establecimiento del euro y previo a la crisis financiera, lo que ha contribuido a la disminución del efecto país y al auge del efecto industrial. Artiach *et al.* (2015) estima los coeficientes de los efectos utilizando la metodología de Phylaktis-Xia (2006) para obtener las varianzas provocadas por cada factor y posteriormente calcular su peso relativo individual, ponderado por el valor de mercado de la acción para una muestra de 2048 empresas de 17 países europeos y 10 sectores industriales entre 1974 y 2014. Mediante el uso de un modelo de regresión simple y estimaciones con ecuaciones simultáneas analizan si el porcentaje de varianza por efecto país  $PV^c$  puede ser explicado por el saldo presupuestario como porcentaje del

---

<sup>2</sup> Las variables explicativas son: el grado de apertura comercial, la integración financiera, concentración industrial, desarrollo económico – considerando el PIB per cápita como variable *proxy*–, ratio capitalización de mercado/PIB y actividad económica entre los efectos industriales. El mismo modelo se aplica para explicar las variaciones del efecto industrial. La estimación se realiza para una serie entre 1973 – 2000 y dos subperíodos 1981 – 1990 y 1991 – 2000 con frecuencia anual, obteniendo un grado de ajuste entre 0.25 – 0.48 en las economías emergentes y entre 0.11 – 0.2 para las economías desarrolladas y poca significatividad estadística en las variables, especialmente en el período 1981 - 1990.

<sup>3</sup> Los datos corresponden a 12 países de la Zona Euro y 4 países fuera de éste grupo (Dinamarca, Suiza, Suecia y Reino Unido), la serie se divide en dos subperíodos con variables *dummies*, 2000 – 2007, que representa el período posterior a la entrada en vigencia del euro y previo a la crisis financiera y el segundo 2008 – 2011, durante la crisis. Las variables consideradas son: ratio de deuda pública/PIB, la integración financiera, ratio CA/PIB, crecimiento económico en términos reales, calidad institucional, – considerando el índice de corrupción como variable *proxy* – tipo de interés de los bonos del gobierno a 5 años y las calificaciones de riesgo de deuda de S&P y *Fitch Ratings*.

PIB del año anterior para 15 países de la Unión Europea entre 1999 – 2013 y dos subperíodos, pre – post crisis<sup>4</sup>.

La presente investigación puede considerarse como una extensión del trabajo de Artiach *et al.* (2015), al analizar el comportamiento del porcentaje de varianza por efecto país en el período previo al inicio del euro; durante la consolidación de la Zona Euro y posterior al inicio de la crisis económico-financiera, mediante un modelo multifactorial similar al realizado en Campa-Fernandes (2006) y Chou *et al.* (2014), con el fin de determinar la capacidad de un conjunto de variables macroeconómicas para explicar el porcentaje de varianza y examinar si es posible predecirla eficientemente; así como la rentabilidad y la volatilidad derivadas de este efecto empleando un Modelo ARIMA y con los resultados construir una cartera de mínima varianza mediante la metodología Markowitz (1952) para trimestres futuros. El trabajo analiza además, la evolución de los factores mediante el uso de ventanas móviles, los ratios entre los efectos y las correlaciones de los retornos y las volatilidades en los diferentes períodos.

## II. DESCRIPCIÓN DE LOS DATOS

El porcentaje de varianza –  $PV^{G,C,I}$ , efecto global, país  $c$  o industrial  $i$  –, procede de las estimaciones elaboradas en Artiach *et al.* (2015). Sin embargo, el presente trabajo emplea 16 países – excluyendo a Luxemburgo por insuficiencia de datos en la serie – entre el período 1995 - 2013 con frecuencia trimestral. La metodología para su obtención se describe en la siguiente sección.

Para el modelo de regresión se usan las variables: tipo de interés pagado por el bono del gobierno a 10 años (BONOG10Y), que se asume como libre de riesgo de impago y considerado como referencia del tipo a largo plazo; (MSCI) es el índice de acciones *Morgan Stanley Capital International*, que refleja el comportamiento del mercado de acciones, bonos y *hedge funds* de las compañías que cotizan en el mercado de valores de los diferentes países, de manera que sean comparables. Ambas variables financieras son utilizadas como *Benchmark*. Entre las variables macroeconómicas se encuentran: el desempleo (DESEM), medido como el porcentaje de la población en paro sobre la población económicamente activa y representa la tasa relativa de desocupación laboral; (IIP) es el Índice de Producción Industrial<sup>5</sup>, el cual contiene una serie de las estadísticas más relevantes de la producción y ventas de artículos industriales, de forma que puedan ser comparables entre distintos países; (DEUDA) es el volumen en euros de la deuda pública consolidada del Gobierno General como porcentaje del PIB; (GASTO) es el

---

<sup>4</sup> Sus resultados indican que para el período 2008 – 2013, cuando el balance presupuestario/PIB del año anterior es un punto porcentual mayor, – es decir, más positivo – se espera una reducción aproximada de 0.5 puntos porcentuales en el  $PV^c$  correspondiente al año actual.

<sup>5</sup> La producción industrial se refiere al volumen de *outputs* generados por las unidades de producción clasificadas bajo los sectores industriales: B (Minería), C (Manufactura) y D y E (Electricidad, gas y agua) de la Clasificación Industrial Internacional Uniforme de todas las Actividades Económicas (CIIU Rev. 4) de la última edición. Los datos presentados miden los cambios de volumen a través del tiempo como índices y con ajuste estacional. Año base 2010.

volumen en euros de gasto del Gobierno General como porcentaje del PIB; (HCIP) es el Índice de Precios al Consumo Armonizado<sup>6</sup>, indica una medida estándar para comparar los cambios en el nivel de precio y por último; el tipo de cambio (TCAMBIO), que es el valor de cambio nominal de la corona danesa, sueca y noruega, el franco suizo y la libra esterlina por unidad de euro<sup>7</sup>.

Como se ha mencionado anteriormente, la muestra es separada en tres grupos de países con distintos niveles de integración, debido a que esta afecta la dinámica económica, así como la flexibilidad e independencia de los países miembros; al efecto de la economía nacional para incidir en los retornos de las acciones y las interacciones de las variables que lo explican. El Grupo I está compuesto por once países de la Zona Euro: Alemania, Austria, Bélgica, Finlandia, Francia, Grecia, Irlanda, Italia, Países Bajos, Portugal y España; el Grupo II por tres países de la Unión Europea que no pertenecen a la Zona Euro: Dinamarca, Suecia y Reino Unido y por último, el Grupo III compuesto por dos países que no forman parte de la Unión Europea: Noruega y Suiza. De la misma forma, las series están segmentadas en tres subperíodos: el primero comprende el instante previo a la introducción del euro, 1995 – 1998; el siguiente, es el intervalo que comprende desde la puesta en marcha del euro hasta el comienzo de la crisis inmobiliaria y financiera, 1999 – 2007; y en el período 2008 – 2013, en el que se intensifican las crisis y se agregan los problemas de deuda soberana, principalmente en las economías de los países PIIGS<sup>8</sup>, que poseen los niveles elevados de desempleo, deuda y primas de riesgo, lo que podría explicar el resurgimiento de la importancia del efecto país para determinar los cambios en los retornos de las acciones en el mercado europeo.

Las estimaciones con variables de distinta naturaleza pueden generar resultados no coherentes, por tal razón, algunas son transformadas a variables con características similares a la explicada – rendimientos, ratios o porcentajes –. Los índices y el tipo de cambio son ajustados por diferencias logarítmicas, mediante  $r_t = 100(\ln X_t - \ln X_{t-1})$  para obtener retornos (diferencias) continuos y estacionarios,  $r_t$ . El cambio a diferencias de los índices permite trabajar, en el caso de HCIP, con la inflación trimestral acumulada (en lo adelante HCIP\_VAR), mientras para MSCI es el rendimiento del mercado referencia (MSCI\_VAR) o *Benchmark* de acciones y bonos de cada país. Los cambios en el Índice de Producción Industrial (IIP\_VAR) y del tipo de cambio (TCAMBIO\_VAR) reflejan sus variaciones trimestrales. Las variables BONO10Y, DESEM, GASTO y DEUDA, permanecen en sus valores porcentuales, al tener un mayor sentido económico considerarlas en su forma original que en sus variaciones, además de poder ser comparables con los efectos de dichas variables que se presentan en

---

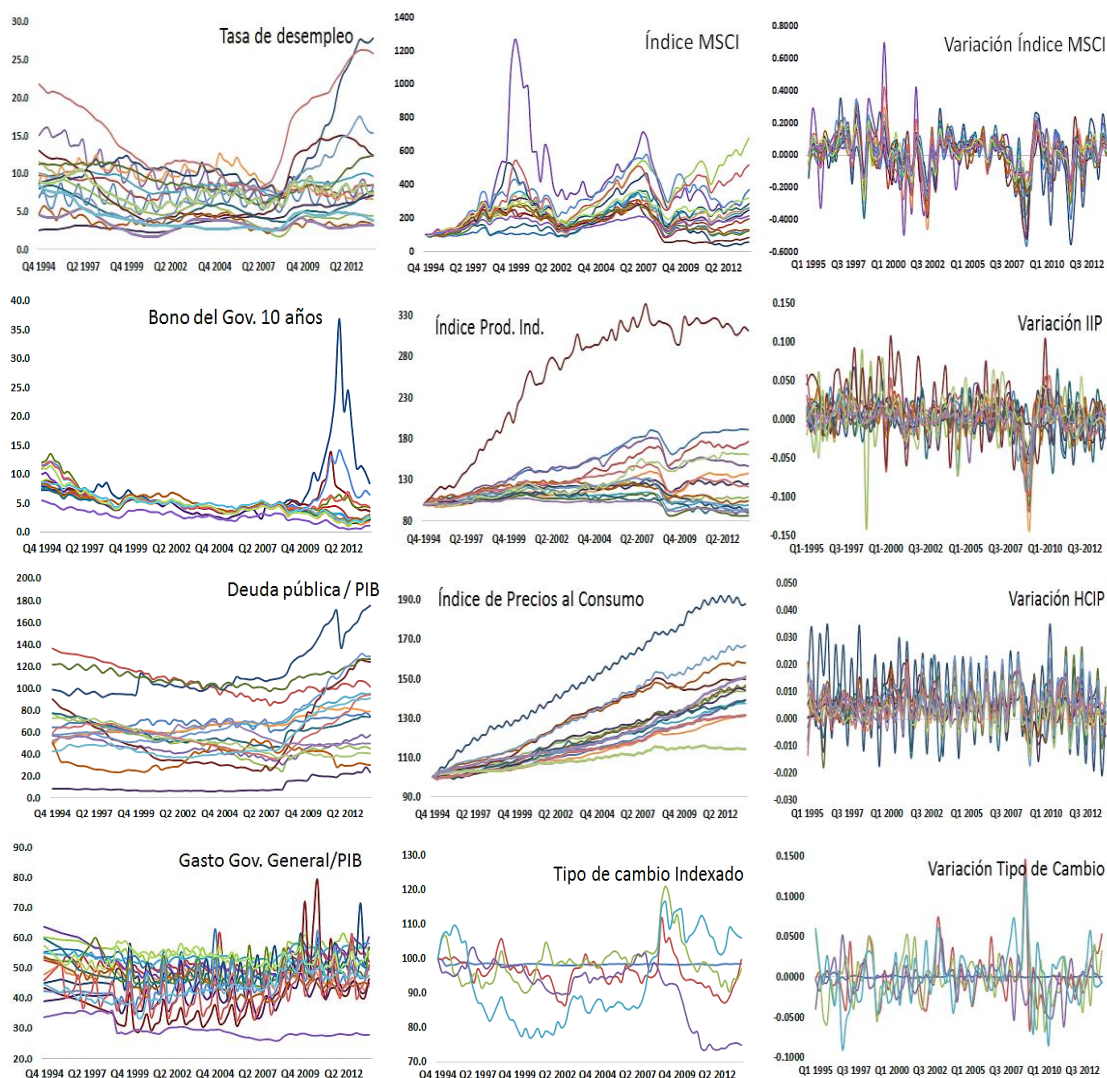
<sup>6</sup> Es un índice que proporciona medidas comparables del nivel de precio en los países miembros de la Unión Europea. Año base 2005.

<sup>7</sup> BONO10Y (Fuentes: DataStream, Trading Economics); MSCI (Fuente: DataStream); DESEM (Fuentes: Banco Central Europeo (BCE), DataStream y Trading Economics); IIP (Fuente: OCDE DATA); DEUDA (Fuentes: Eurostat, Datos Macro, Fondo Monetario Internacional (FMI) y Trading Economics); GASTO (Fuentes: Eurostat, Statistics of Public Expenditure for Economic Development (SPEED), OCDE DATA); HCIP (Fuente: DataStream) y TCAMBIO (Fuente: Fxtop).

<sup>8</sup> Portugal, Irlanda, Italia, Grecia y España.

Campa-Fernandes (2006) y Chou *et al.* (2014). Las series originales y transformadas por diferencias se presentan gráficamente a continuación.

Gráfico No. 1  
Series no estacionarias y diferencias logarítmicas



**Fuente:** Cálculos propios a partir de las series de datos.

Existe una clara diferencia en las estadísticas descriptivas<sup>9</sup> de las variables por grupo económico. El nivel más elevado de  $PV^c$  pertenece a la Zona Euro, especialmente en el período pre-euro donde alcanza el 25.5%, mientras que el Grupo II promedia 17.52%. A partir de este período, comienza una reducción de su ponderación en todos los grupos, siendo en media 5% menor para el período 2008 – 2013. Además, la Zona Euro posee coeficiente de varianza (c.v) más elevado y aumenta conforme transcurre el tiempo al pasar de 0.39 en el período pre-euro a 1.70 post-crisis, lo cual sugiere una mayor dispersión entre los países del grupo respecto a su promedio, mientras permanece próximo a 0.52 para los países de la UE no miembros de la Zona Euro y en 0.25 para los no miembros de la UE, es decir, el efecto país tiene pocas fluctuaciones dentro de

<sup>9</sup> Anexos: Tabla A.1.

estos grupos. En cuanto a los indicadores macroeconómicos, el Grupo I posee una tasa de desempleo de 9.16% a lo largo de la serie, en contraste con los Grupos II y III donde alcanza el 5.6% y 3.49% respectivamente, siendo una tasa de dos a tres veces más alta.

De manera similar, el Grupo I presenta los niveles más altos de endeudamiento público como porcentaje del PIB, al situarse en 75.1%, mientras los Grupos II y III se encuentra próximo al 50%. Se observa que en los países del Grupo II, el Gobierno General tiene una participación mayor en la economía, equivalente al 50.8% del Producto Interno Bruto, frente al 48.1% y 37.4% en los Grupos I y III. Los miembros de la Zona Euro tienen la tasa de crecimiento promedio trimestral más baja del índice de mercado MSCI, de 0.73, en cambio, los países de la UE pero no de la Zona Euro fue de 1.89 y para los no miembros de la UE de 1.45, indicando un mejor desempeño en el mercado financiero de estos últimos. Por último, se observa que en las economías cuya moneda es el euro, los niveles de inflación son los más elevados de toda la serie, alcanzando un promedio de 0.52%, frente al 0.46% y 0.30% de los Grupos II y III.

Tabla 1

**Contrastes de las variables por período y grupo**

Variables / Contrastes	Zona Euro			UE - No Zona Euro			UE - No Zona Euro		
	JB Test t-stat	LB Test PAC lags (n)	IPS Test W-stat	JB Test t-stat	LB Test PAC lags (n)	IPS Test W-stat	JB Test t-stat	LB Test PAC lags (n)	IPS Test W-stat
Pvc	57.01***	(4) 0.16***	-1.261	24.03***	(2) 0.22***	-1.55	6.18**	(1) 0.71***	-2.70***
DESEM	1,381.9***	(1) 0.95***	-1.295*	9.88***	(1) 0.95***	-0.61	0.76	(1) 0.89***	-2.1**
BONOG10Y	61,645***	(1) 0.89***	-5.199***	33.34***	(1) 0.91***	-3.55***	4.1	(1) 0.94***	-1.66**
MSCI_VAR	260.196***	(1) 0.12***	-13.38***	39.54***	(1) 0.158**	-6.69***	58.81***	0.108	-6.14***
IIP_VAR	1,053.2***	(2) 0.11***	-10.37***	677.65***	-0.076	-7.01***	2.68	(1) -0.23***	-8.41***
DEUDA	69.66***	(1) 0.97***	5.74 <sup>000</sup>	31.04***	(1) 0.96***	2.91 <sup>000</sup>	8.01**	(2) -0.18***	1.40 <sup>000</sup>
GASTO	36.31***	(9) -0.08***	-1.541*	19.15***	(2) 0.34***	-1.19	14.97***	(1) 0.97***	-0.18
HCIP_VAR	83.51***	(6) -0.09***	-6.799***	(0) 1.152	(5) -0.19***	-2.16**	1.97	(1) -0.24***	-7.61***
TCAMBIO_VAR				174.84***	(1) 0.156**	-12.2***	279.65***	0.04	-5.55***

**Fuente:** Cálculos propios a partir de las series de datos. **Notas:** <sup>000</sup> No se rechaza la H0 con un 99% de confianza. \*\*\*, \*\*, \* Se rechaza la H0 con un nivel de confianza de un 99%, 95% y 90% respectivamente. (p) Orden del retardo estadísticamente significativo en el Función de Autocorrelación Parcial, FAP.

La Tabla 1 contiene los resultados del contraste Jarque-Bera (1987) para las series de las variables, mostrando que la mayoría no se distribuyen normalmente y en los casos donde no se rechaza la H0 se encuentran en los países no pertenecientes a la UE. El contraste Ljung-Box (1978) evidencia la presencia de autocorrelación en casi todas las series<sup>10</sup>, rechazando la H0 con un nivel de confianza de 95-99%, e implicando que los valores presentes de las variables son afectados por la persistencia de sus valores pasados. El contraste Im-Pesaran-Shin (2003)<sup>11</sup> evalúa la existencia de raíz unitaria individual de cada país, rechazándose la H0 en la mayor parte de ellos. Los casos que presentan raíz unitaria individual son: el ratio de deuda para todos los grupos, en el

<sup>10</sup> Excepto para la variación del IIP del Grupo II y las variaciones del MSCI y el tipo de cambio del Grupo III, lo que conduce a no rechazar la H0.

<sup>11</sup> Es un contraste estadístico para identificar la presencia de raíz unitaria en los grupos de corte transversal en datos de panel que utiliza un W-bar basado en el promedio de los grupos del estadístico de Dickey-Fuller ampliado. Tiene como H<sub>0</sub>:  $\rho_i^* = 0$ , (siendo  $\rho_i^*$  el coeficiente de la variable retardada menos 1) es decir, que todas los elementos i – grupos de países – presentan una raíz unitaria y la alternativa H<sub>1</sub>:  $\rho_i^* < 0$ , que al menos una de las series de países en el panel es estacionario.

$PV^c$  del Grupo I y II; la tasa de desempleo del Grupo II y el ratio de gasto del gobierno del Grupo II y III, por ello, más adelante se realiza un contraste de cointegración y de relaciones causales para detectar si existen relaciones espurias<sup>12</sup>.

Las variables IIP\_VAR, DEUDA, GASTO y HCIP\_VAR son analizadas con un período de retardo ( $t-1$ ), al conocerse su valor en un período posterior, por lo que, ciertas variables financieras respondan a indicadores macroeconómicos del trimestre anterior. Para la tasa de desempleo se utiliza una relación contemporánea y su último dato, ( $t$ ) se considera como valor esperado de la variable que posteriormente es observado, al determinarse que esta relación serial tiene mayor capacidad explicativa que al ser tratada con relaciones dinámicas.

En la Tabla 2 se presentan las correlaciones entre las variables de todos los países a lo largo de la serie, con el fin de detectar si alguna de las series puede ser obtenida como una combinación lineal o por aproximación de otra, que genere problemas de colinealidad. Una correlación elevada – cercana a uno (1) – indica que hay un alto porcentaje de información común entre las variables, y en los modelos de regresión se requiere que las variables incluidas aporten la mayor cantidad de información adicional posible.

Tabla 2  
Matriz de Correlaciones

Variables	PVC	DESEM	BONOG10Y	MSCI_VAR	IIP_VAR (t-1)	DEUDA (t-1)	GASTO (t-1)	HCIP_VAR (t-1)
DESEM	0.266							
BONOG10Y	0.329	0.469						
MSCI_VAR	0.017	0.065	-0.057					
IIP_VAR (t-1)	0.062	-0.039	0.013	0.071				
DEUDA (t-1)	0.190	0.503	0.341	0.004	-0.022			
GASTO (t-1)	0.026	0.283	0.160	0.068	-0.072	0.243		
HCIP_VAR (t-1)	0.063	-0.031	0.066	-0.154	0.073	0.014	0.008	
TCAMBIO_VAR*	0.009	-0.053	-0.002	-0.165	-0.014	-0.045	0.020	0.077

**Fuente:** Cálculos propios a partir de las series de datos. **Notas:** Valor crítico al 5% (a dos colas). ( $t-1$ ) retardo de orden 1. (\*) Valores correspondientes a Dinamarca, Noruega, Suecia, Suiza y Reino Unido.

El  $PV^c$  está correlacionada positivamente con todas las variables seleccionadas, teniendo una relación lineal mayor con los intereses del bono a 10 años donde alcanza 0.33, seguida por la tasa de desempleo con 0.27 y el ratio de deuda del trimestre anterior con 0.19. El ratio de gasto público, las variaciones del índice de mercado *Benchmark* y del tipo de cambio contienen poca relación con el comportamiento del efecto país con 0.03, 0.02 y 0.01 respectivamente. Es interesante señalar cómo indicadores tan importantes del entorno macroeconómicos como éstos últimos no poseen gran relevancia para explicar la variabilidad del  $PV^c$ , pudiendo ser causado por el período y/o frecuencia de los datos o por la naturaleza de los países considerados<sup>13</sup>. Por otra parte, existe una correlación de 0.47 entre la tasa de desempleo y los tipos del bono a 10 años, como

<sup>12</sup> Anexos: Tabla A.6 y Tabla A.7.

<sup>13</sup> Se muestran las correlaciones por país y por grupo económico en Anexos: Tabla A.2 y Tabla A.3.

consecuencia de que los elevados niveles de desempleo afectan la disponibilidad de recursos para cumplir con los compromisos de deuda pública, reflejándose en una prima por riesgo-país mayor en los tipos de interés. Asimismo, el desempleo está asociado linealmente a la necesidad de financiamiento, mostrando una correlación de 0.5 con el ratio de deuda. La matriz de correlaciones no evidencia relaciones lineales exactas, aunque en ciertos casos se encuentran coeficientes elevados entre las variables, lo cual será considerado en la estimación y evitar que existan problemas de colinealidad que provoquen sesgos de los parámetros del modelo.

### III. METODOLOGÍA

#### 3.1. Obtención del Porcentaje de Varianza

La metodología de Artiach *et al.* (2015) para el cálculo del porcentaje de varianza de los diferentes efectos, parte inicialmente del modelo de HR, siendo un procedimiento empleado en diversos trabajos de investigación con el objetivo de elaborar carteras internacionales de cobertura de forma más eficiente. El modelo establece que el rendimiento de la acción  $j$  en el día  $t$  puede explicarse mediante:

$$R_{jt} = \alpha_t + \gamma_{ct} + \delta_{it} + \varepsilon_{jt}, \quad \varepsilon_{jt} \sim IID(0, \sigma^2) \quad (1)$$

Donde  $\alpha_t$  representa el rendimiento global de todas las acciones, obtenido del índice Europeo equiponderado,  $\gamma_{ct}$  es el rendimiento propio del país  $c$ ,  $\delta_{it}$  es el rendimiento propio de la industria  $i$  y  $\varepsilon_{jt}$  es el rendimiento específico de la empresa en el período  $t$ , que se supone se distribuye con media cero y varianza finita. En el estudio los autores analizan los rendimientos diarios de las acciones de 2048 compañías de 17 países y clasificados según ICB en 10 industrias<sup>14</sup>, que al ser consideradas se pueden representar como:

$$R_{jt} = \alpha_t + \sum_{c=1}^{17} \gamma_{ct} C_{cj} + \sum_{i=1}^{10} \delta_{it} I_{ij} + \varepsilon_{jt}, \quad j = 1, \dots, N_t \quad (2)$$

Tanto  $C_{cj}$  como  $I_{ij}$  son variables *dummies* donde  $C_{cj} = 1$  si la acción pertenece al país  $c$  y de lo contrario  $C_{cj} = 0$ . De manera similar  $I_{ij} = 1$  cuando la acción pertenezca a la industria  $i$  y  $I_{ij} = 0$  si no lo es y  $N$  es el total de acciones en la muestra. La ecuación (2) se aplica a cada día ( $t$ ) para las 2048 acciones examinadas en Artiach *et al.* (2015) con una estructura de corte transversal, dando una serie de parámetros para la rentabilidad global, una serie para cada país, – 17 en total –, y una serie por cada industria – 10 en total –, y cada serie es de tamaño  $N$ . La especificación de este modelo genera un problema de multicolinealidad, como consecuencia de que cada acción pertenece a un determinado país e industria – ambas variables aportan la misma información en  $t$  –. Para solucionar este problema los parámetros son ponderados por

---

<sup>14</sup> Según el *Industry Classification Benchmark* (ICB) las acciones se encuentran distribuidas en 10 industrias: Materiales Básicos, Bienes de Consumo, Servicio al Consumidor, Financieros, Salud, Industriales, Petróleo y Gas, Tecnología, Telecomunicación y Utilidades. La serie abarca datos diarios desde el 1 de Enero de 1974 hasta el 7 de Abril de 2014.



el valor de mercado para cada país o industria en el período  $t$ , sumen cero, con las restricciones:

$$s.a \quad \sum_{c=1}^{17} v_{ct} \gamma_{ct} = 0 \quad \sum_{i=1}^{10} w_{it} \delta_{it} = 0, \quad \forall t,$$

$v_{ct}$  y  $w_{it}$  son las respectivas ponderaciones para cada país e industrial.

Posteriormente, se estima una regresión de corte transversal por Mínimos Cuadrados Ponderados (MCP) para cada día ( $t$ ), con los pesos iguales al valor de mercado diario para cada acción. Dando como resultado una serie de parámetros estimados del efecto global, por país e industrial. Así, los coeficientes estimados para país (industria),  $\hat{\gamma}_{ct}$  ( $\hat{\delta}_{it}$ ) se interpretan como la rentabilidad estimada (relativa al índice europeo) de una cartera que invierte sólo en el país  $c$  (industria  $i$ ) y mantiene una composición industrial (país) idéntica a la del índice europeo; de esta forma se mide el aporte neto por el país  $c$  (industria  $i$ ) sin ningún sesgo por industria (país). Las series de parámetros son estandarizadas con una varianza unitaria y usadas como variable explicativa en una regresión para obtener las sensibilidades de cada acción a ellas, de acuerdo al modelo factorial:

$$R_{j,q} = \sum_{k=G,C,I} \beta_{jq}^k f_t^k + e_{jt} \quad (3)$$

Donde  $f_t^k$  representa el conjunto de factores que fueron estimados previamente y se toma una muestra de la serie diaria por cada trimestre  $q$ ,  $\beta_{jq}^k$  es su correspondiente sensibilidad en el trimestre  $q = 1995Q1, \dots, 2013Q4$ ,  $e_{jt}$  es el componente idiosincrático del modelo y  $t = 1, \dots, T_q$ , con  $T_q$  el número de observaciones diarias en el trimestre  $q$ . Aplicando el cálculo de la varianza a la ecuación (3), la varianza del rendimiento  $j$  en el trimestre  $q$  puede expresarse como:

$$Var(R_{j,q}) = \sum_{k=G,C,I} (\hat{\beta}_{j,q}^k)^2 + \hat{\sigma}_{j,q}^2 \quad (4)$$

En (4) cada elemento de la varianza se descompone en sus correspondientes factores, donde  $\hat{\sigma}_{j,q}^2$  es la varianza del término de error. Luego, se obtiene la aportación de cada uno de ellos a la varianza de  $R_{j,q}$  mediante:

$$PV_q^k = \sum_{j=1}^{Nq} \omega_{j,q} \frac{(\hat{\beta}_{j,q}^k)^2}{Var_q(R_{j,q})} \quad (5)$$

Siendo  $PV_q^k$  el porcentaje de varianza explicada por el factor  $k$  en el trimestre  $q$ , calculado con una ponderación del valor de mercado  $\omega_{jq}$  de la acción  $j$  de la última fecha incluida en el modelo por la proporción de la varianza de cada factor en el total de varianza y  $N_q$  es el número de activos disponibles en el trimestre  $q$ . Para obtener  $PV_q^c$  mediante la ecuación (3), se toman los valores trimestrales tanto de los rendimientos de cada acción  $R_j$ , como las estimaciones de los factores que sirven de variable explicativas  $f_t^k$ . De la serie diaria con 260 cotizaciones al año de cada acción, se toma un valor trimestral por cada 65 estimaciones diarias (260/4) que resultan del

Modelo HR, por tanto, la estimación de los betas está condicionada a una variabilidad muestral y a errores muestrales diferentes en cada situación. El  $PV^c$  representa la estimación trimestral del porcentaje de la variación causada por el factor país que tendría una cartera que sólo invierte en el índice de mercado financiero de un determinado país manteniendo constante su composición industrial.

### 3.2. Análisis descriptivo del comportamiento de los porcentajes de varianza

La evolución de los diferentes factores se estudia a través de una media geométrica trimestral, – al ser una mejor medida para promediar porcentajes y menos sensible a valores extremos que la media aritmética – por grupo y se aplica una media móvil, como indica la siguiente ecuación:

$$MPV_q^k = \frac{1}{m} \sum_{q=1}^Q (m + q - 1) \left( \prod_{c=1}^G PV_q^k \right)^{1/G} \quad (6)$$

$m$  representa la ventana de 4 trimestres sobre el promedio geométrico de cada grupo económico;  $q$  es el trimestre considerado y  $c$  son los países que pertenecen al grupo  $G$ . Por otro lado, se construye el ratio global-país ( $PV_q^g / PV_q^c$ ) y el ratio país-industria ( $PV_q^c / PV_q^i$ ) para comparar la influencia de los factores en la varianza de los rendimientos y los cambios ocurridos en los distintos contextos temporales.

### 3.3. Análisis explicativo del comportamiento de la varianza relativa

El análisis explicativo parte de un modelo de regresión simple (MRS) con datos de panel con series agrupadas. Los datos de panel permiten trabajar con una mayor cantidad de datos, al examinar la variabilidad de un conjunto de elementos transversales a lo largo del tiempo, lo que incrementa los grados de libertad de las estimaciones y reduce algunos de los problemas que se presentan en los modelos con datos de corte transversal y series de tiempo, – se controla la heterogeneidad de los países o grupo de países y la colinealidad entre las variables –. Otra de las ventajas es que permite un mejor estudio de los cambios temporales dinámicos, que es uno de los objetivos de la presente investigación. Mediante el MRS se observa la significatividad estadística y económica del efecto de las variables y cómo se comportan sus innovaciones, teniendo la siguiente estructura:

$$y_{c,q} = \alpha_c + \theta X_{c,q} + \varepsilon_{c,q}; \quad \varepsilon_{c,q} \sim IID(0, \sigma^2); \quad q = 1, 2, \dots, T; \quad c = 1, 2, 3 \quad (7)$$

Cuando las variables cuya interacción con la variable dependiente sean contemporáneas, mientras que si ocurren en diferentes períodos – por su periodicidad y/o fecha de publicación –, se estima un modelo dinámico o intertemporal de la forma:

$$y_{c,q} = \alpha_c + \theta X_{c,q-1} + \varepsilon_{c,q};$$

Donde  $y_{c,q}$  es la variable  $PV^c$ ;  $\theta$  es la sensibilidad de dicha variable a los cambios de las variables explicativas  $X_{c,q}$  o  $X_{c,q-1}$  según corresponda;  $\varepsilon_{c,q}$  son las innovaciones o el término idiosincrático de la serie y se asume son independientes e idénticamente distribuidos con media cero y varianza constante;  $T$  es el total de observaciones temporales y  $C$  son los tres grupos de países considerados. La estimación está construida con paneles balanceado al contener igual número de observaciones para todos los países,

y  $TN - k$  grados de libertad. La especificación del modelo se realizan con efectos fijos<sup>15</sup> al igual que Campa-Fernandes (2006) y Chou *et al.* (2014). Con el fin de mejorar el ajuste a los valores observados, se realiza un Modelo de Regresión Múltiple (MRM). Para la estimación la serie es dividida en tres subperíodos con la finalidad de observar el efecto de las variables exógenas sobre  $PV^c$  en los tres escenarios macroeconómicos antes mencionados. El MRM contiene la siguiente forma:

$$y_{c,q} = \alpha_c + \sum_{i=2}^3 \lambda_i D_i + \sum_{i=1}^3 D_i [\theta_{1,c} X_{1,c} + \theta_{2,c} X_{2,c} + \dots + \theta_{k,c} X_{k,c}] + \varepsilon_{c,q} \quad (8)$$

$$\text{Donde} \quad \begin{cases} D_1 = 1, & \text{si } 1995q1 < t < 1998q4; 0 \\ D_2 = 1, & \text{si } 1999q1 < t < 2007q4; 0; \\ D_3 = 1, & \text{si } 2008q1 < t < 2013q4; 0 \end{cases} \quad \varepsilon_{c,q} \sim IID(0, \Omega)$$

Siendo  $\lambda_i$  la variación de intercepto correspondiente al cambio del período indicado por la variable dicotómica  $D_i$ ,  $\Omega$  es la matriz de varianzas y covarianzas con dimensión  $k \times k$ . Al igual que en el MRS, la estimación se realiza con efectos fijos. Posteriormente, se analiza su capacidad predictiva utilizando una serie de datos reducida en cinco trimestres de las observaciones del  $PV^c$  y estimándolos con los datos observados para este período. Los parámetros para el modelo están basados en los datos de los últimos 16 trimestres de la muestra para considerar únicamente el pasado más reciente, ya que refleja mejor el comportamiento actual del  $PV^c$  y es representado por  $\widehat{PV}_{i,s}^c$ .<sup>16</sup>

### 3.4. Predicción de la rentabilidad y la volatilidad derivada del factor país

Como herramienta para representar la evolución dinámica de la rentabilidad y desviación estimadas por el Modelo HR que resultan de las características domésticas, sin especificar un conjunto de variables exógenas para su explicación, se utiliza un modelo autorregresivo integrado de media móvil (ARIMA, en adelante) de Box-Jenkins (1976) el cual utiliza los valores pasado de la variable dependiente y de sus innovaciones como variables explicativas, resultando una ecuación de regresión de la forma:

$$\omega_t = \kappa_0 + \sum_{i=1}^p \phi_i \omega_{t-i} + \sum_{j=1}^q \chi_j \varepsilon_{t-j} + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim IID(0, \sigma^2) \quad (9)$$

<sup>15</sup> Los efectos fijos suponen que el componente específico del modelo  $\alpha_c$  está correlacionado con las variables explicativas. Para superar este problema se desagrega la constante entre un elemento común y un conjunto de variables *dummies* Wooldridge (2010). La transformación que se aplica es utilizando  $N - 1$  variables *dummies* para cada país Gujarati (2004), excepto uno que será el país base de referencia. En la ecuación (8) el término  $\alpha_c$  es el intercepto estimado del grupo que se descompone como se presenta a continuación:  $\kappa$  es el elemento común para todos los países del grupo;  $\phi_h$  representa el término específico de cada país identificado con una variable *dummy*,  $d_{i,t}$  son las variables *dummies* para los  $h$  países, donde  $d = 1$  indica que las observaciones pertenecen al país  $i$  para cada período  $t$ , de lo contrario  $d = 0$ , siendo de la forma:

$$\hat{\alpha} = \hat{\kappa} + \sum_{h=1}^{N-1} \hat{\phi}_h d_{i,t}(h)$$

<sup>16</sup> El valor esperado  $PV^c$  en  $s$  es condicionado a la información conocida en  $t$ , siendo  $s > t$ ,  $P(\widehat{PV}_{i,s}^c | \mathbf{X}_{ft})$  donde  $\mathbf{X}$  una matriz de información, además se supone que la variable sigue un proceso estocástico cuya distribución probabilística es heredada del término de error  $\varepsilon_{i,s}$ .

Donde  $\omega_t$ , representa la variable a explicar según corresponda con una estructura ARMA  $(p, q)$  para la rentabilidad al ser estacionaria y ARIMA  $(p, d, q)$  para la desviación estándar que posee raíz unitaria;  $\kappa_0$  es el valor constante que representa los elementos no observables que afectan a la variables endógena;  $\phi_i$  son los coeficientes para la parte autorregresiva AR  $(p)$  y  $\chi_j$  para la estructura con media móvil, MA  $(q)$ . Los resultados obtenidos de las estimaciones se emplean para crear un portafolio internacional a través de carteras mediante el procedimiento de Markowitz (1952).

### 3.5. Correlaciones de las rentabilidades/desviaciones por efecto país

Para el cálculo de las correlaciones entre los aportes estimados del efecto país en la rentabilidad<sup>17</sup> se utilizan las series generadas por la ecuación (2) correspondientes a cada país, que son periodizadas trimestralmente mediante la ecuación (10) en el caso de los retornos y por la ecuación (11) para sus desviaciones estándar. Las correlaciones entre las series de cada país son consideradas entre el período 1995Q1 – 1998Q4, 1999Q1 – 2007Q4 y 2008Q1 – 2013Q4, para un total de 16, 36 y 24 observaciones por período por país respectivamente. Se parte del supuesto de que los precios de las acciones se distribuyen como una log-normal, por ello, el aporte del efecto país a la rentabilidad, obtenida a través del Modelo HR, se distribuye como una normal. Una de las ventajas de las rentabilidades logarítmicas es su aditividad, permitiendo expresar el rendimiento de un período mayor mediante sumas de los períodos intermedios, es decir:

$$R_{p,2} = \ln\left(\frac{P_t}{P_{t-1}}\right) + \ln\left(\frac{P_{t-1}}{P_{t-2}}\right), \quad R_{p,q} = \sum_{i=1}^q \ln(P_i - P_{i-1}) 100 \quad (10)$$

Donde  $R_{p,2}$  es el rendimiento para dos días para el país  $p$  obtenido por la suma de dos retornos diarios consecutivos;  $R_{p,q}$  es el rendimiento obtenido de  $q$  días correspondientes al trimestre y se interpreta como el rendimiento trimestral propio de invertir en el país  $c$ , – manteniendo la misma composición industrial similar a la del índice europeo –. De forma similar, para obtener la desviación estándar trimestral que aporta el factor país.

$$DT_{p,q} = \sqrt{\frac{1}{q-1} \sum_{i=1}^q \left[ \ln\left(\frac{P_i}{P_{i-1}}\right) - \bar{r}_q \right]^2} \quad (11)$$

Siendo  $DT_{p,q}$  representa la desviación de los rendimientos del país  $p$  en el trimestre  $q$ ,  $\bar{r}_{p,q}$  es el rendimiento diario promedio del trimestre.

<sup>17</sup> Cuya fórmula está dada por la siguiente función y donde  $P_i$  y  $P_j$  son es el valores correspondientes al país  $i$  y  $j$ , para la rentabilidad y la desviación según corresponda.

$$\rho = \frac{\sum_{i,j=1}^N (P_i - \bar{P}_i) \cdot (P_j - \bar{P}_j)}{\sqrt{\sum_{i=1}^N (P_i - \bar{P}_i)^2} \cdot \sqrt{\sum_{j=1}^N (P_j - \bar{P}_j)^2}} = \frac{cov(P_i, P_j)}{\sigma_i \sigma_j}; \quad 0 \leq \rho \leq 1$$

## IV. RESULTADOS EMPÍRICOS

### 4.1. Análisis del Porcentaje de Varianza

#### 4.1.1. Evolución Temporal y Ratios del Porcentaje de Varianza

En varios trabajos de investigación se trata la caída de la capacidad explicativa del factor país con la entrada del euro – aunque dicha caída se ha producido en proporciones y momentos distintos de acuerdo al grado de integración económica de cada grupo –. En los países miembros de la UE, tanto miembros de la Zona Euro, como no miembros la disminución fue compensada por un aumento casi exclusivo del efecto global, que pasa de 24.4% a 44.8% en el Grupo I, de 22.9% a 43.2% en el Grupo II y de 13.3% a 35.0% en el Grupo III, entre 1995 – 2011, y posteriormente desciende entre 13 y 16 por ciento para 2013, conjuntamente con una reducción de la varianza total explicada por los factores, lo que puede ser indicio de un cambio estructural donde las características propias/ idiosincráticas de las empresas desempeñan un mayor papel en la evolución de la volatilidad. Para los países no miembros de la UE, la disminución del efecto país fue compensada principalmente por un incremento de la participación del efecto industrial.

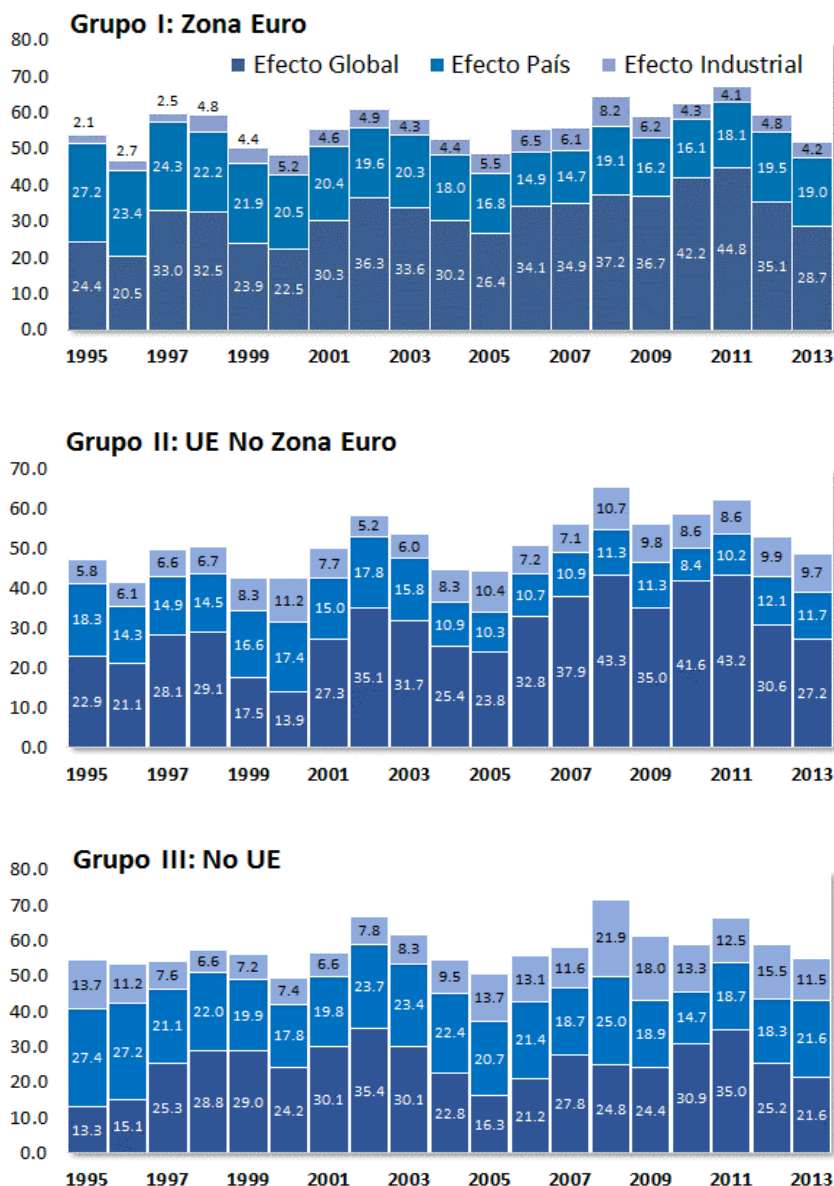
Una de las razones de la ampliación del factor global en los países miembros de la UE fue la Unión Económica y Monetaria (EMU), la cual impulsó la convergencia de las políticas monetarias y de ciertos aspectos de la política fiscal, limitando la flexibilidad de los Bancos Centrales para trazar políticas independientes con las cuales orientar la economía mediante las variaciones de los tipos de interés, el margen de los depósitos bancarios o, las operaciones de mercado abierto. Por el lado fiscal, estableciendo un tope al déficit presupuestario y al coeficiente de deuda pública mediante los criterios de convergencia de Maastricht de 1992.

Todas estas medidas causan que las economías y los mercados pierdan autonomía y se encaminen en una misma dirección, y con ello, a una fuente común de riesgo, que reduce los beneficios de la diversificación a través de los mercados de los países miembros y hace necesaria una estrategia de gestión mixta que considere otras regiones – o grupos económicos – con una estructura de riesgo distinta y menos relacionada, como plantea en Brooks-Del Negro (2004).

Adicionalmente, se observa que a mayor nivel de integración, menor es la importancia relativa del efecto industrial, que puede estar causado por la especialización sectorial y/o a las ventajas comparativas de la industria, y supone para los países no miembros de la UE una mejor oportunidad de diversificación – dentro del mismo grupo – al asignar mayor peso a los sectores industriales. En contraste con Eiling *et al.* (2012), donde se analizan los retornos mensuales de once países de la Zona Euro entre el período 1990 - 2008 y concluyen que previo al euro, el efecto país dominaba, mientras posterior a éste, el efecto industrial fue más importante. Sin embargo, al examinar los porcentajes de varianza explicados por cada factor mediante ventanas móviles, el presente trabajo concluye que el efecto país en la Zona Euro siempre ha dominado al efecto industrial, tanto antes como después de la entrada en vigencia del euro en 1999.

Gráfico No. 2

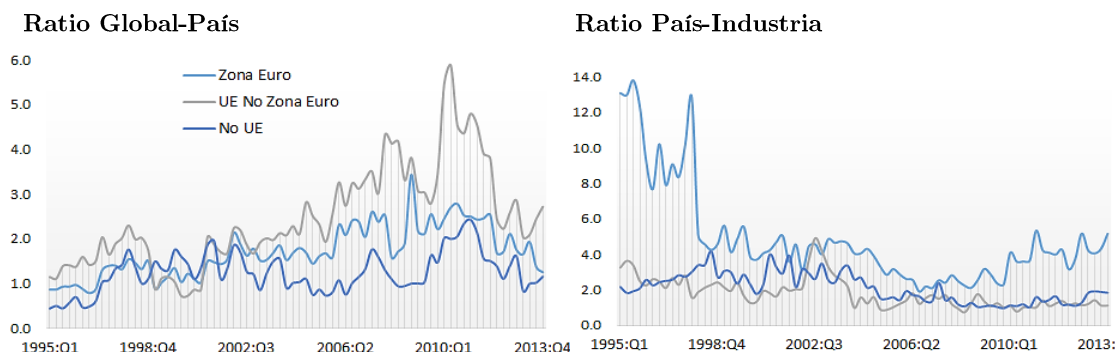
**Evolución Efecto Global, País e Industrial por Grupo Económico**



**Fuente:** Cálculos propios en base a la ecuación 6. **Notas:** utilizando media geométrica entre cada grupo.

Como consecuencia de la expansión del efecto global, el ratio global-país aumenta considerablemente entre 1995 – 2011, pero a partir de este período sufre una fuerte caída sobre todo en los países del Grupo II, al pasar de 5.5 a 2.5 para 2013. Por otro lado, el ratio país-industria en la Zona Euro disminuye de 13 a 4.5 entre 1995 – 1999, continuando su descenso hasta llegar a 2.3 en 2006. En el tercer trimestre del 2006, el ratio se sitúa en su nivel más cercano entre los grupos, en torno a 1.6, pero en 2007 comienza a elevarse para los países de la Zona Euro, hasta alcanzar 5.2 a finales del 2013, mientras en los Grupo II y III la relación entre estos dos factores ha permanecido oscilando entre 1 - 1.2, por lo que, el efecto industrial explica entre el 80 al 100 por ciento del efecto país a partir de la crisis financiera.

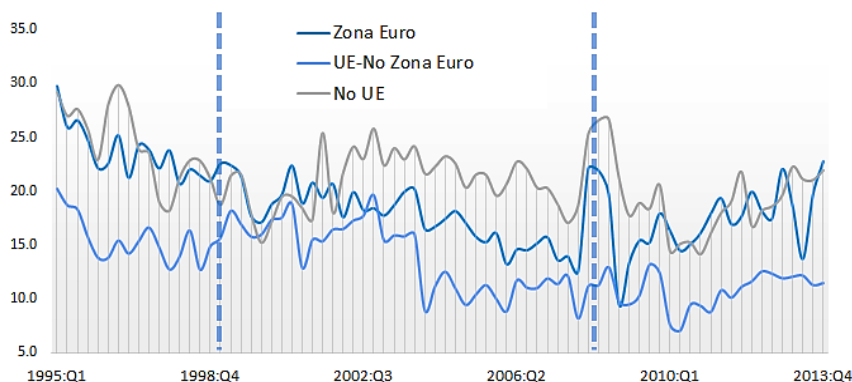
Gráfico No. 3  
**Relación entre los factores por Grupo Económico**



**Fuente:** Cálculos propios a partir de las series de datos **Notas:** Se construye mediante un promedio geométrico por grupo económico.

La relación entre el grado de integración económico y la importancia relativa de los distintos factores ha sido ampliamente tratada en trabajos como Campa-Fernandes (2006) señalando que las características propias del país son proporcionalmente menores (mayores) cuanto mayor (menor) es el nivel de integración de su economía al mercado financiero mundial. El Gráfico No. 4 contiene la evolución de la importancia relativa de la varianza de los rendimientos por efecto país a distintos niveles de integración y condiciones macroeconómicas, donde se observan ciertas diferencias significativas respecto a esta relación.

Gráfico No. 4  
**Promedio del  $PV^c$  por Grupo Económico.**



**Fuente:** Cálculos propios a partir de las series de datos. **Notas:** Los promedios fueron calculados mediante media geométrica. Las líneas discontinuas se emplean para separar la serie en los subperíodos establecidos.

A pesar de la disminución del promedio del  $PV^c$  en los países de la Zona Euro, se situaba por encima del promedio para los países de la UE no miembros de la Zona Euro – con un nivel de integración menor –. Entre 2008 - 2013, el promedio de varianza de los países de la Zona Euro converge al de los países no miembros de la UE, indicando que aunque el nivel de integración económica afecta la relevancia del factor país, tener un mayor nivel de integración no implica necesariamente que posea un menor (mayor)

participación del efecto país, siendo la dinámica de su economía el elemento que juega el rol determinante en la importante del factor<sup>18</sup>.

#### 4.1.2. Análisis de Regresión Múltiple

El Modelo de Regresión Múltiple (MRM, en adelante) se elabora para evaluar la capacidad explicativa del conjunto de variables más relevantes según los resultados obtenidos del MRS<sup>19</sup> y para identificar el contenido informativo de sus efectos parciales en los tres subperíodos establecidos. Se estimaron diferentes combinaciones de la ecuación (8) y se determinó que la tasa de desempleo, los bonos del gobierno a 10 años, el ratio de deuda y la inflación son las variables que aportan más información para explicar los cambios del  $PV^c$  – en base al R-cuadrado ajustado y a la significatividad estadística de los efectos parciales –. Además, se observó que la variable dicotómica D2 no era estadísticamente significativa para los Grupos I y III y distorsiona en cierta medida el ajuste del modelo, por lo cual fue eliminada, contribuyendo a mejorar el grado de ajuste y a disminuir el error estándar de las variables en este período. La especificación del modelo es de forma siguiente:

$$PV_{c,q}^c = \alpha_c + \lambda_3 D_3 + \sum_{i=1}^3 D_i [\theta_{1,c} DESEM_c + \theta_{2,c} BONO10Y_c + \theta_{3,c} DEUDA_{c,q-1} + \theta_{4,c} HCIP\_VAR_{c,q-1}] + \varepsilon_{c,q} \quad (12)$$

En la práctica no existe ninguna garantía de que el modelo cumpla con los supuestos básicos sobre el comportamiento de las innovaciones. En los contrastes realizados al MRS se identificaron autocorrelaciones del término de error y una fuerte presencia de heterocedasticidad entre los grupos, por ello, la ecuación (12) se estima aplicando un método robusto a la autocorrelación entre secciones cruzadas (Panel MCGE – Sección Cruzada RANR)<sup>20</sup> para mejorar la eficiencia de la estimación.

---

<sup>18</sup> Anexos: Gráfico A.3. Por otro lado, las disparidades en el comportamiento del efecto país son más pronunciadas al desagregar los grupos entre países PIIGS y no PIIGS. En el caso de los PIIGS, la tendencia a la baja – incluso antes a la entrada del euro – de 32% al 15% entre 1995 – 2007, para luego de iniciada la crisis económica retomar un crecimiento y colocarse cerca del 31.6% en 2013. En contraste con los No PIIGS, el efecto país se mantiene estable en aproximadamente un 20% entre 1995 – 2007 y luego desciende hasta situarse en 12% en 2007, pero tras la crisis no se observa un aumento significativo, llegando a posicionarse en un 16.2% en 2013.

<sup>19</sup> Los resultados del MRS se encuentran en los Anexos Tabla A.5 – Tabla A.7.

<sup>20</sup> Ver Tabla A.8. Panel Mínimo Cuadrados Generalizados Estimado (MCGE) por Regresiones Aparentemente No Relacionadas (RANR) o Panel EGLS (Cross-section SUR): es un método de corrección que transforma un modelo con innovaciones autocorreladas o dispersión no esférica a un modelo sin correlación serial. Según Aitken (1936) existe una matriz P, tal que  $P'P = \Omega^{-1}$ , siendo  $\Omega$  la matriz de varianzas y covarianzas, definida positiva, simétrica y no singular, por tanto,  $P \Omega P' = I$ , siendo I una matriz identidad, entonces P, al ser premultiplicador del modelo autocorrelado modifica la esperanza y la varianza de la innovación haciéndolas no correlada. El estimador cambia de:  $\hat{\theta}^{MCO} = (X^t X)^{-1} X^t Y$ ;  $Var(\hat{\theta}^{MCO}) = \sigma^2 (X^t X)^{-1}$  que es insesgado pero no eficiente respecto a la varianza, a uno transformado según el teorema de Aitker la forma:  $\hat{\theta}^{MCG} = (X' \Omega^{-1} X)^{-1} X' \Omega^{-1} Y$ ;  $Var(\hat{\theta}^{MCG}) = \sigma^2 (X' \Omega^{-1} X)^{-1}$  que si es eficiente, pero el término  $\Omega$  es desconocido y debe de estimarse previamente. Para estimar  $\Omega$  se emplea el procedimiento RANR de Zellner (1962), donde un conjunto de ecuaciones (una por cada país) puede estimarse de forma individual, pero no son independientes entre sí, al tener correlación entre sus términos de perturbación. Como la estimación por MCO de este sistema genera estimadores sesgados e ineficientes al no cumplir con los supuestos de independencia y homocedasticidad, RANR se



Los resultados en la Tabla 3 muestran que la significancia estadística de los efectos parciales de las variables cambia según el período y grupo considerado. En la Zona Euro, el efecto parcial del tipo de los bonos del gobierno es el de mayor consistencia a través del tiempo, con nivel de significancia entre 1 – 5% de riesgo de error al rechazar la H0; el ratio de deuda contiene un efecto significativo previo a la crisis; mientras que la tasa de desempleo únicamente contiene información significativa luego de la entrada del euro, la inflación no aporta información adicional para explicar el comportamiento de la variable endógena en este grupo de países. Para los países de la UE no miembros de la Zona Euro, el ratio de deuda es la variable con el mayor efecto parcial y consistencia a lo largo del tiempo, son significancia estadística con niveles de confianza entre 95 – 99%; el efecto de la inflación posee capacidad explicativa sólo a partir de 1999. El efecto del desempleo en este grupo es relevante sólo en el período post-euro, en contraste con los países no miembros de la UE, donde su efecto es el más consistente a lo largo de la serie con un 99% de confianza.

Tabla 3  
Estimadores y estadísticos del modelo MRM-MCG

		1995 -1998		1999 - 2007		2008 - 2013	
<i>gl</i> = 811		<i>Coef.</i>	<i>tstat</i>	<i>Coef.</i>	<i>tstat</i>	<i>Coef.</i>	<i>tstat</i>
Grupo I	Const.	10.496 (1.769)	5.932***				
	D3					2.98 (1.644)	1.813*
	DESEM	0.129 (0.141)	0.914	0.517 (0.148)	3.491***	0.918 (0.111)	8.306***
	BONOG10Y	1.561 (0.213)	7.336***	2.013 (0.306)	6.582***	-0.317 (0.135)	-2.350**
	DEUDA t-1	0.041 (0.021)	1.923*	-0.049 (0.021)	-2.379**	-0.013 (0.018)	-0.709
	HCIPVAR t-1	-0.644 (0.614)	-1.049	0.510 (0.391)	1.305	0.564 (0.374)	1.509
	<b>R-cuadrado ajustado</b>		0.7701	<b>DW stat</b>	1.1282	<b>S.E regresión</b>	1.00087
<i>gl</i> = 211		<i>Coef.</i>	<i>tstat</i>	<i>Coef.</i>	<i>tstat</i>	<i>Coef.</i>	<i>tstat</i>
Grupo II	Const.	-1.952 (2.265)	-0.862				
	D3					11.664 (3.56)	3.277***
	DESEM	-0.606 (0.322)	-1.881*	-0.245 (0.277)	-0.884	0.039 (0.266)	0.1461
	BONOG10Y	1.140 (0.287)	3.970***	1.771 (0.402)	4.404***	-0.337 (0.470)	-0.7183
	DEUDA t-1	0.242 (0.033)	7.248***	0.229 (0.034)	6.690***	0.048 (0.019)	2.532**
	HCIPVAR t-1	0.952 (0.780)	1.221	-1.124 (0.543)	-2.071**	1.244 (0.670)	1.858*
	<b>R-cuadrado ajustado</b>		0.8962	<b>DW stat</b>	1.074	<b>S.E regresión</b>	1.01462
<i>gl</i> = 136		<i>Coef.</i>	<i>tstat</i>	<i>Coef.</i>	<i>tstat</i>	<i>Coef.</i>	<i>tstat</i>
Grupo III	Const.	1.930 (4.922)	0.392				
	D3					35.357 (5.483)	6.448***
	DESEM	2.354 (0.833)	2.836***	2.730 (0.527)	5.178***	-6.035 (1.315)	-4.59***
	BONOG10Y	1.134 (0.701)	1.617	1.775 (0.534)	3.325***	-0.025 (0.612)	-0.040
	DEUDA t-1	0.137 (0.080)	1.716*	0.066 (0.065)	1.014	0.033 (0.081)	0.407
	HCIPVAR t-1	1.873 (1.523)	1.230	0.092 (0.631)	0.146	0.569 (0.818)	0.696
	<b>R-cuadrado ajustado</b>		0.4907	<b>DW stat</b>	1.1903	<b>S.E regresión</b>	1.05303

**Fuente:** Resultados en base a la ecuación 12. **Notas:** Método de Estimación Panel EGLS (Cross-section SUR). Estimación lineal con matriz ponderada después de un paso. \*\*\*, \*\*, \* Nivel de confianza 99%, 95% y 90%, respectivamente para rechazar la H0.

En los países del Grupo I, se espera que al producirse un incremento porcentual unitario en la tasa de desempleo, el porcentaje de varianza por el efecto país aumente en 0.517

\_\_\_\_\_ puede aplicar cuando existe heterocedasticidad y correlación serial, cuyo estimador sería:  $\hat{\theta}^{RANR} = (X'(\hat{\Sigma}^{-1} \otimes I^t)X)^{-1} X'(\hat{\Sigma}^{-1} \otimes I^t)Y$ , donde  $\hat{\Sigma}^{-1}$  es la inversa de la estimación de  $\Omega$  cuyos valores están dados por  $\hat{\sigma}_{ij} = (y_i - x_i \hat{\theta}^{RANR})^2 / T$ .

puntos entre 1999 - 2007 y aproximadamente 0.918 puntos si se produce durante 2008 – 2013, manteniendo todos los demás factores constantes. Por tanto, los niveles de desempleo en el período de crisis tienen un efecto mayor para explicar la volatilidad de los rendimientos de las acciones. Bajo un contexto de elevado nivel de paro se limita la capacidad del mercado interno para demandar bienes producidos y con ello, las ganancias de las empresas que, junto a la situación de incertidumbre, aumentan las fluctuaciones en los rendimientos de sus acciones. En el Grupo III, previo a la entrada en vigencia del euro, por cada incremento del ratio de desempleo, el  $PV^c$  aumentaba en promedio 2.35 puntos y en 2.73 entre el período 1999 – 2007, es decir, para este grupo de países el impacto económico es proporcionalmente mayor y casi el doble que para los miembros de la Zona Euro.

Los intereses de los bonos del gobierno aportan información principalmente entre 1999 – 2007, donde se espera que con un incremento porcentual unitario de éstos, se produzca un aumento promedio del  $PV^c$  de 2.013 en la Zona Euro y de 1.77 en los demás grupos, *ceteris paribus*. Los intereses de los bonos estatales es el coste de financiamiento del gobierno a largo plazo, siendo más elevados y volátiles en la medida que el entorno económico sea menos favorable. Estos resultados sugieren que los tipos de interés son más eficientes explicando la varianza relativa ponderada del efecto país, que explicando los rendimientos derivados del efecto país de las estimaciones de Chou *et al.* (2014)<sup>21</sup>.

Con la Política Monetaria expansiva impulsada por el BCE a partir del 2010 se constituye el *Securities Market Program*<sup>22</sup>, que fue un programa para la compra de deuda pública – una medida para cambiar la composición de los activos del Banco Central sin la necesidad de imprimir dinero, conocida como Expansión Cualitativa – sumada a la reducción de los tipos de interés, mejoraron las expectativas sobre el riesgo de impago y la confianza de los acreedores, lo que condujo a una reducción de la prima de riesgo y, consecuentemente, de los tipos de interés de los bonos a largo plazo; por tal razón, se observa una relación negativa con el porcentaje de varianza por efecto país (en incremento) y los tipos de los bonos (en decrecimiento), en el subperíodo 2008 – 2013, de aproximadamente -0.32 para los Grupos I y II y -0.025 para el Grupo III.

El efecto parcial del ratio de deuda tiene poca significatividad en el sentido económico<sup>23</sup>, afectando levemente al comportamiento del porcentaje de varianza. Para la Zona Euro, en el período pre-euro es de 0.041, pero a partir de 1999, la relación se hace negativa a causa del comportamiento divergente de las variables, donde el  $PV^c$  continúa su

---

<sup>21</sup> Chou *et al.* (2014) utiliza los tipos del bono del gobierno a 5 años para explicar los rendimientos por efecto país en países de la Zona Euro, resultando no estadísticamente diferente de cero entre 2000 – 2007, con coeficiente 0.253 (1.62), aunque si lo es para el período 2008 – 2011 con -0.135 (-2.78) con un nivel de confianza del 99%, y siendo los valores entre paréntesis los errores estándar robustos.

<sup>22</sup> [http://www.eldiario.es/agendapublica/impacto\\_social/Toda-politica-monetaria-BCE-graficos\\_0\\_353815033.html](http://www.eldiario.es/agendapublica/impacto_social/Toda-politica-monetaria-BCE-graficos_0_353815033.html)

<sup>23</sup> Según Wooldridge (2010) la significatividad económica o práctica está relacionada con la magnitud y el signo de los coeficientes estimados. Cuando el cambio unitario porcentual de la variable explicativa – por ejemplo del ratio de deuda – produce en promedio una variación poco relevante – o son un signo contrario al que se espera – en el porcentaje de varianza por efecto país. En el presente trabajo se entiende como poco relevante un aporte menor a 0.15 al  $PV^c$  por incremento unitario porcentual de la v. explicativa.

tendencia a la baja como resultado de la entrada del euro. Para los países miembros del Grupo II, posee un efecto económico mayor y persistente en el tiempo y se estima que un incremento porcentual en una unidad provocaría en media un aumento porcentual del  $PV^c$  corriente en 0.242 puntos entre 1995 – 1998; 0.23 entre 1999 – 2007 y de 0.048 entre 2008 – 2013. La inflación aporta poca información adicional, salvo para post-euro en el Grupo II, con un coeficiente de -1.12 pre-crisis y de 1.24 post-crisis, *ceteris paribus*.

La variable *dummy* correspondiente al período 2008 – 2013 sugiere que el conjunto de variables no observadas que afectan al  $PV^c$  son más importantes respecto a los períodos previos a 2008, cuando las variables explicativas tienden a cero y además, son mayores cuando menor es el nivel de integración. Los efectos parciales de las variables sobre el  $PV^c$  evidencian un cambio estructural, al modificarse la relación – en dirección y magnitud – tras la entrada en vigencia del euro y posteriormente con la crisis económica, que si bien en algunos casos puede estar relacionados por los cambios en la Política Monetaria, en otros obedece a la dinámica económica de cada país y al comportamiento del efecto país derivado de los niveles de integración.

El contraste Durbin-Watson (1950) oscila entre 1.07 – 1.19, por tanto, existe cierta correlación serial entre las innovaciones, en otras palabras, los valores pasados de los errores persisten en el tiempo y afectan a los actuales. El R-cuadrado muestra que la especificación del modelo tiene un alto grado de ajuste para explicar el comportamiento de la variable endógena, del 77.01% y 89.62% para el Grupo I y II respectivamente, mientras que para el Grupo III existe un ajuste tan sólo del 49.07%<sup>24</sup>. El Grupo II es el que mejor se explica con las variables seleccionadas y el menos afectado ante los cambios en el contexto económico<sup>25</sup>.

#### 4.1.3. Proyección del porcentaje de varianza con el MRM

Mediante la ecuación (12) y los datos posteriores al inicio de la crisis financiera, – que se supone describen mejor la situación económica actual – se elabora una estimación puntual y por intervalo de confianza, con el objetivo de evaluar la eficiencia predictiva del modelo para cada país examinado. Las estimaciones<sup>26</sup> exhiben una capacidad predictiva considerablemente alta, sobre todo para los países del Grupo I, debido a que los valores estimados puntualmente se aproximan a los observados o bien, se encuentran en el intervalo de confianza de 30%, salvo en el caso de España donde se subestima en la mayoría de casos en promedio 12.2 puntos porcentuales al valor observado respecto a la estimación puntual. Para el Grupo II, en Dinamarca se subestiman los valores en aproximadamente 4%, en el Reino Unido se logra un ajuste bastante preciso. En el Grupo III, se subestiman los valores observados en un 5% para el caso de Suiza.

---

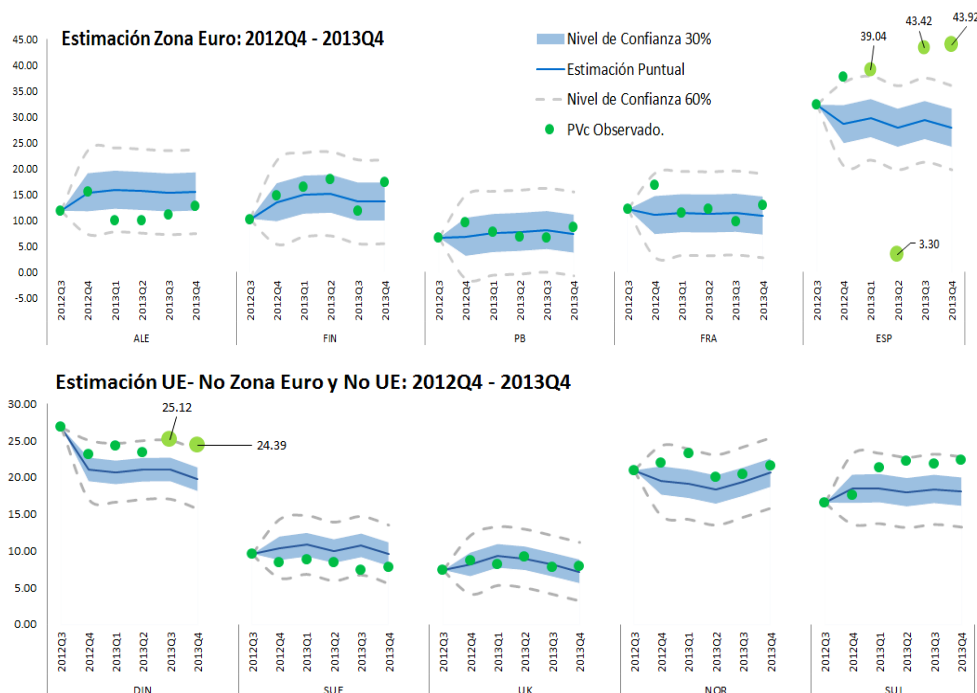
<sup>24</sup> Sin embargo, aún mayor al grado de ajuste obtenido en Campa-Fernandes (2006) donde se segmenta la estimación entre economías emergentes y desarrolladas en diferentes períodos para explicar el rendimiento anual por el efecto país, obteniendo un R-cuadrado es de 0.48.

<sup>25</sup> Anexos: Gráfico A.2. Se muestran las series estimadas, ajustadas y el contraste de normalidad de las innovaciones.

<sup>26</sup> Anexos: Tabla A.9.

Gráfico No. 6

Estimación puntual e Intervalo de Confianza del  $PV^c$  por Grupo Económico



**Fuente:** Resultados en base a la ecuación 12 y presentados en el Anexo: Tabla A.9. **Notas:** Para su estimación se utilizaron los datos a partir de 2008Q1 hasta 2012Q3. Para la estimación por intervalos se emplearon niveles de confianza del 30 y el 60%, de forma que no sean tan amplios.

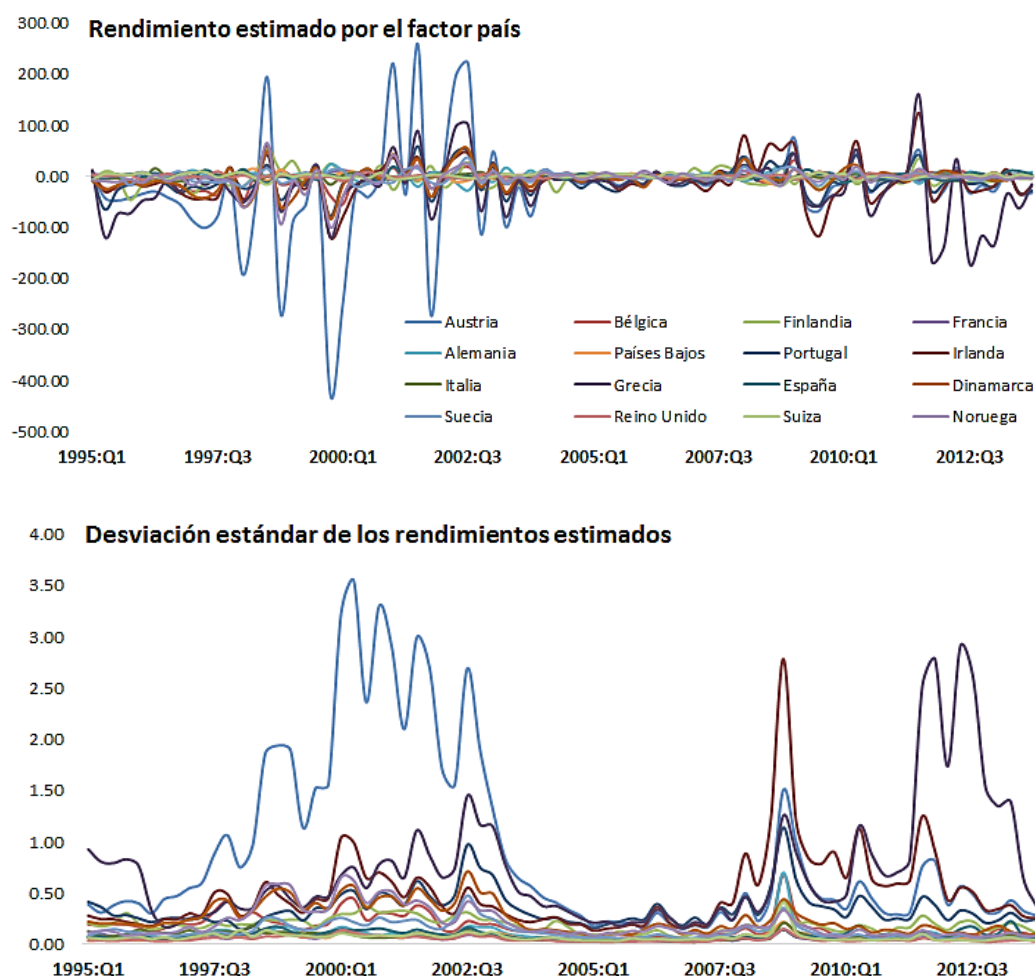
4.2. Cambios en la correlación del efecto país en la rentabilidad y volatilidad

Para una gestión eficiente de portafolios es necesario conocer el comportamiento de la asociación lineal de las acciones que lo componen. Mientras más cercano a uno (1) sea el coeficiente de correlación, mayor será la importancia de la fuente de riesgo común entre los acciones y tenderán a moverse en la misma dirección. Cuando se pretende diversificar la cartera, se requieren correlaciones negativas – o al menos cercanas a cero –, que indiquen un comportamiento contrario a una acción determinada y compense las variaciones adversas en su precio. Como consecuencia de los procesos de integración económico-financiera en la región, las características individuales van perdiendo participación y son sustituidas en gran medida por elementos comunes. Además, existe la creencia de que en períodos de crisis, los países tienden a moverse en el mismo sentido, Miralles *et al.* (2013), y es necesaria la diversificación enfocada en la industria como estrategia para incrementar la protección ante las crisis, como señala Phylaktis-Xia (2006).

El siguiente gráfico contiene la sensibilidad estimada de la rentabilidad/volatilidad de las acciones causados por el efecto país. Se muestra una fuerte inestabilidad en los rendimientos entre 1998 – 2002, debido al estallido de la burbuja “*puntocom*” y la consecuente crisis tecnológica que generó la caída de los precios de las acciones de este sector – y de otros sectores por los efectos transversales –, para luego entrar en un período de cuatro años de relativa estabilidad, hasta el comienzo de la crisis inmobiliaria y financiera en el último trimestre del 2007.

Gráfico No. 7

Rentabilidad y Desviación Estándar Trimestral derivadas del Efecto País.



Fuente: Cálculos propios en base a las ecuaciones 10 y 11.

A partir de 2011, se produce una convergencia de las rentabilidades de las bolsas más afectadas por la crisis a la media regional. Asimismo, se presentan altos niveles de volatilidad de forma sistemática durante las crisis, seguidos por períodos estables y de reducida volatilidad ‘clusters de volatilidad’, – común en los mercados financieros –, que sugieren una fuerte asociación lineal entre los mercados de valores y presencia de autocorrelación. La correlación serial provoca que existan períodos de alta volatilidad combinados con períodos de baja volatilidad, al encontrarse los valores actuales influenciados por la persistencia del comportamiento pasado.

Debido a que la relación lineal de los retornos provocados por las características de un país real/poblacional no son observables, la correlación del efecto país resultantes de las estimaciones del Modelo HR son la mejor aproximación para determinar el grado de asociación de estos factores entre los distintos países, encontrando evidencia que indican que entre 1995 – 1998, las correlaciones en las sensibilidades de la rentabilidades por efecto país elevadas<sup>27</sup> – por encima de 0.5 – son muy frecuentes, tanto fuera como

<sup>27</sup> Anexos: Tabla A.10.1 y Tabla A.10.2. Las tablas han sido divididas por período y en cuatro grupo: A, Zona Euro sin incluir PIIGS; B, países PIIGS; C, UE no Zona Euro y D para las no países no miembros

dentro de los grupos; para el período 1999 – 2007, es menos frecuente encontrar correlaciones elevadas entre países fuera de los grupos y en los que permanece, se incrementa el grado de asociación lineal. Luego de la crisis, disminuye tanto la cantidad de países con alta correlación como la magnitud de la misma, interpretándose como una mayor independencia de la rentabilidad durante la crisis, que en el período previo a esta. Las correlaciones obtenidas de esta forma difieren de las que se obtendrían con las series de los índices de mercado de cada país, debido a que estos últimos no separan el efecto país de los factores globales, industriales e idiosincrático, siendo este el problema metodológico del trabajo de Lessard (1976). En las desviaciones típicas, al entrar en vigencia la circulación del euro, las correlaciones se incrementan considerablemente, – encima de 0.75 – y permanece de esta forma en el período 2008 – 2013 – salvo en el caso de España y Grecia –, mostrando que la dependencia comienza a partir de 1999 – antes de la crisis – y que la diversificación a través de los países examinados es insuficiente para contrarrestar el riesgo de mercado por este factor.

Como las volatilidades de los rendimientos por el factor país estimados por el Modelo HR se comportan en el mismo sentido, habría que cuestionarse si la opción de diversificar la cartera a través de la industria puede compensar de forma eficiente la exposición al riesgo de mercado en los períodos de crisis, cuando en los países del Grupo I el efecto industrial es reducido, a diferencia de los países no miembros de la UE, donde las variaciones causadas por las características industriales tienen una ponderación mayor, y por ende, una elevada capacidad de reducir la exposición ante variaciones de las rentabilidades en el mercado. Por lo tanto, la diversificación industrial depende del nivel de integración y de la especialización de la economía.

### 4.3. Modelo ARIMA para la rentabilidad y volatilidad

Como herramienta para predecir el comportamiento dinámico de las series, se utiliza un Modelo ARIMA en base a la ecuación (9) aplicando la metodología de Box – Jenkins<sup>28</sup>. En la parte A de la siguiente tabla, se presentan los resultados de la regresión para las series de rentabilidades con el Modelo ARMA ( $p$ ,  $q$ ) – al ser estacionarias,  $I(0)$  –. El coeficiente AR ( $p$ ), indica que un *shock* en los retornos del ( $p$ ) trimestre anterior sigue teniendo efecto en los rendimientos actuales. Para las series analizadas se determinó que los trimestres pasados 8 y 10 son estadísticamente significativos al 99% para explicar el comportamiento actual de la variable endógena<sup>29</sup>. En el caso de Austria se presenta un coeficiente AR(8) de 0.64, mostrando que el rendimiento de dos años anteriores influye en dicho monto por punto porcentual a los rendimientos actuales.

---

de la UE. Se considera una correlación alta a un coeficiente mayor en términos absolutos a 0.5 y muy alta a niveles superiores a 0.75.

<sup>28</sup> La Metodología Box-Jenkins consiste en comprobar si existe estacionariedad en las series, – y en caso contrario, calcular las series en diferencia – luego identificar el Modelo ARIMA utilizando los resultados del Correlograma; posteriormente, se estima el modelo y se verifica que las innovaciones de la serie se comporten como ruido blanco, es decir, media cero y varianza constante.

<sup>29</sup> En algunos casos se observó que el cuarto retardo es estadísticamente diferente de cero, pero al ser considerado en la especificación del modelo con el retardo 8 (o 10) no presenta información nueva y su efecto parcial no rechaza la  $H_0$  al nivel de confianza del 90% y el retardo 8 (o 10) aportaba un mejor ajuste.

Tabla 4  
Resultados del Modelo ARIMA

A	Coefs.	AUS	BEL	FIN	FRA	ALE	PB	POR	IRL	ITA	GRE	ESP	DIN	SUE	RU	SUI	NOR
Const.		1.26 (8.35)	4.24 (2.00)**	-2.69 (1.252)**	0.032 (0.34)	1.27 (1.085)	-1.92 (0.53)***	-5.28 (3.85)	-2.48 (5.10)	-1.32 (0.51) **	-25.09 (13.14)*	1.064 (0.54)*	3.79 (2.70)	-0.43 (1.068)	0.21 (0.20)	-0.003 (0.70)	-5.47 (2.77)*
AR(8)		0.64 (0.06)***	0.656 (0.06)***	0.477 (0.1)***	0.51 (0.08)***	-0.54 (0.11)***	0.56 (0.08)***	0.72 (0.07)***	0.65 (0.09)***		0.77 (0.09)***		0.65 (0.07)***	-0.66 (0.07)***	0.44 (0.08)***		-0.35 (0.09)***
AR(10)										0.49 (0.10)***		0.398 (0.1)***				-0.21 (0.109)*	
MA(8)		-0.97 (0.03)***	-0.92 (0.03)***	-0.92 (0.03)***	-0.93 (0.03)***	0.90 (0.04)***	-0.91 (0.03)***	-0.92 (0.04)***	-0.93 (0.03)***		-0.84 (0.05)***		-0.94 (0.03)***	0.96 (0.03)***	-0.95 (0.03)***		0.95 (0.025)***
MA(10)										-0.88 (0.03)***		-0.89 (0.03)***				0.93 (0.03)***	
R-cuadrado <sup>aa</sup>		0.4387	0.4446	0.2847	0.3753	0.1578	0.3686	0.2313	0.2043	0.2768	0.1222	0.3195	0.3812	0.3633	0.3200	0.4123	0.4618
DW stat		2.0386	2.1612	2.0497	2.0915	1.9957	1.8408	1.8974	1.6940	2.2694	1.8242	2.4898	2.0325	2.0388	2.1750	1.6453	1.9297
S.E regresión		78.5970	11.4171	13.6748	3.5216	7.4077	4.3318	23.0760	37.1396	4.0282	53.5946	5.1497	19.0513	8.2972	2.6447	3.7744	16.9737

B	Coefs.	AUS	BEL	FIN	FRA	ALE	PB	POR	IRL	ITA	GRE	ESP	DIN	SUE	RU	SUI	NOR
Const.		-0.05 (0.03)	0.17 (0.03)***	0.19 (0.02)***	0.06 (0.01)***	0.09 (0.01)***	0.07 (0.008)***	0.344 (0.04)***	0.496 (0.1)***	-0.01 (0.01)	-0.003 (0.034)	0.09 (0.01)***	-0.003 (0.001)**	0.131 (0.025)***	0.052 (0.008)***	0.07 (0.008)***	-0.001 (0.006)
AR(1)			0.63 (0.09)***	0.56 (0.10)***	0.61 (0.1)***	0.23 (0.11)*	0.63 (0.09)***	0.625 (0.09)***	0.63 (0.09)***	0.397 (0.15)***	-0.59 (0.216)***	0.505 (0.10)***	0.73 (0.078)***	0.755 (0.078)***	0.675 (0.09)***	0.343 (0.11)***	0.586 (0.3)*
AR(2)											-0.37 (0.12)***						
AR(8)		0.51 (0.09)***															
AR(10)																	
I(1) <sup>a</sup>		d=1	H1**	H1*	H1***	H1***	H1**	H1**	H1**	d=1	d=1	H1**	d=1	H1**	H1*	H1***	d=1
MA(1)										-0.886 (0.073)***	0.569 (0.22)**		-0.997 (0.022)***				-0.75 (0.24)***
MA(3)				0.27 (0.12)**								0.268 (0.127) **					
MA(4)															0.272 (0.116)**		
MA(6)					0.37 (0.11)***												
MA(8)		-0.95 (0.03)***															
MA(10)																	
R-cuadrado <sup>aa</sup>		0.3110	0.3788	0.4110	0.4419	0.0510	0.4010	0.3896	0.3970	0.1990	0.1140	0.3613	0.1084	0.5627	0.5296	0.1169	0.0121
DW stat		2.3636	2.0759	2.0360	1.9086	2.0190	2.0739	1.9706	2.0539	2.0744	1.9433	1.9761	2.0861	1.8732	1.9830	2.0469	1.8158
S.E regresión		0.3909	0.0876	0.0563	0.0201	0.0792	0.0260	0.1358	0.3029	0.2268	0.3595	0.0329	0.0866	0.0538	0.0180	0.0448	0.0800

**Fuente:** Resultados a partir de ecuación 9. **Notas:** \*\*\*, \*\*, \* Nivel de confianza 99%, 95% y 90%, respectivamente para rechazar la H0. <sup>a</sup> Se utiliza el contraste de Dickey-Fuller Aumentado para comprobar si existe evidencia de raíz unitaria en la serie; I(d), d=1, existe evidencia suficiente para no rechazar la H0: estacionariedad de la serie y se transforman por diferencia. AR(p) es el coeficiente autorregresivo, donde p es el no. de retardos cuyo efecto es estadísticamente significativo en la Función de Autocorrelación Parcial, FAP; MA(q) es el coeficiente de media móvil, con q innovaciones retardadas. <sup>aa</sup>, R-cuadrado ajustado cuando la estimación tiene más de un elemento explicativo.

Los coeficientes de MA ( $q$ ) indican un promedio móvil de  $q$  innovaciones temporales (términos de error), en otras palabras, es una combinación lineal de términos de error que se comportan como ruido blanco, Gujarati (2004). Para el mismo país existe una elevada significancia del coeficiente MA(8) de -0.97, por lo cual, al variar una unidad porcentual el promedio de los 8 trimestres retardados, se espera que en promedio el rendimiento actual disminuya en -0.97 puntos. En la parte B se encuentran los resultados para las estimaciones de las desviaciones estándar y cuya interpretación es análoga, salvo en el caso con  $d=1$ , que fue transformado para obtener una serie estacionaria en media y se analiza la variación de la desviación.

El grado de ajuste del modelo oscila entre 0.12 – 0.46 para las estimaciones de los rendimientos y entre 0.01 – 0.56 para la estimación de la volatilidad. El contraste Jarque-Bera (1987) detectó normalidad sólo algunos casos en rentabilidad<sup>30</sup> al 90% de confianza y se rechaza la  $H_0$  en todos los casos para la desviación estándar. El contraste de autocorrelación del primer retardo Durbin-Watson (1950) para las innovaciones de los rendimientos oscila entre 1.7 – 2.49, mientras que para la volatilidad entre 1.81 – 2.36, por lo que el término de error carece – o contiene muy poca – correlación serial, lo que permite suponer una buena especificación del modelo. A continuación se elabora una cartera de mínima varianza con las estimaciones para el 2013 y se compara con los datos estimados por el Modelo HR<sup>31</sup>.

#### 4.4. Gestión de cartera con mínima varianza

El principal objetivo de los gestores de cartera de inversión es encontrar una estrategia que permita obtener la máxima utilidad posible o por dualidad, minimizar la exposición al riesgo, para alcanzar este objetivo, se deben realizar diferentes combinaciones de asignación de recursos entre el conjunto de activos que ofrece el mercado financiero y considerar la relación inversa entre rentabilidad-riesgo, – así como también el grado de aversión al riesgo, el horizonte temporal de la inversión, entre otros –.

Como consecuencia de la mayor interdependencia de los mercados financieros se hace necesaria la búsqueda de opciones de inversión fuera de las fronteras nacionales. El siguiente planteamiento trata de resolver un problema de *asset-allocation* entre países, diversificando geográficamente la cartera, de forma que las demás fuentes de riesgo se consideran dados y se mantienen constantes las ponderaciones industriales del índice europeo.

Una de las ventajas que supone analizar separadamente el componente país en la rentabilidad, es que carteras con diferentes composiciones de países no se confunden con los aportes diferentes factores, a diferencia de trabajos como Lessard (1976), dando una mejor aproximación del aporte de este factor en la gestión de carteras. Para la asignación de ponderaciones en la cartera se emplea el procedimiento de Markowitz (1952) mediante la minimización de la función:

---

<sup>30</sup> Finlandia, Francia, Alemania, Países Bajos, Italia, Suiza.

<sup>31</sup> Las series observadas y estimadas, así como su innovación se presentan en Anexos: Gráfico A.6.1 y A.6.2.



$$\min \omega_{c,q}' \Omega \omega_{c,q}, \quad \text{s. a. : } \sum_{c=1}^N \omega_{c,q} = 1, \quad \omega_{c,q} \geq 0, \quad q = 1, 2, 3, \dots T \quad (13)$$

Donde  $\Omega$ , es la matriz de varianzas y covarianzas de los rendimientos estimados que aporta el factor país,  $\omega_c$  es la ponderación del país  $c$  en la cartera que está sujeto a que su suma total a uno y restringido sólo a posiciones largas – cada ponderación es positiva –. Como las rentabilidades varían de un trimestre a otro, se realiza una iteración de las ponderaciones para cada trimestre  $q$ , así se lograría una gestión con ajustes dinámicos. El cálculo de las ponderaciones de mínima varianza viene dada por la ecuación (14) donde  $\Omega^{-1}$  es el inverso de la matriz de varianzas y covarianzas y  $1_N$  es un vector de unos, correspondiendo uno para cada uno de los  $N$  países considerados.

$$\omega_{c,q}^{mv} = \frac{\Omega^{-1} 1_N}{1_N' \Omega^{-1} 1_N} \quad (14)$$

Para la construcción del portafolio de inversión se utilizan 6 países<sup>32</sup>,  $N=6$  para los 4 trimestres del 2013, y se comparan los resultados de la cartera entre los valores estimados por el Modelo ARIMA y los valores estimados por el Modelo HR – que se asumen como los valores poblacionales –. Además, se supone que los datos hasta el 2012 son conocidos y con estos valores se calcula la matriz de varianzas y covarianzas sumando en cada trimestre el valor estimado por el Modelo ARIMA a su matriz correspondiente a la estimación.

Tabla 5

**Valores observados y estimados de la rentabilidad y la volatilidad**

A	Países	2013Q1		2013Q2		2013Q3		2013Q4	
		HR.*	ARIMA	HR.*	ARIMA	HR.*	ARIMA	HR.*	ARIMA
	FIN	-9.18	-1.23	2.57	-3.31	-4.58	-11.31	-4.77	-7.25
	POR	-20.80	-14.68	9.52	-1.44	-32.28	-12.90	-28.27	-7.85
	ESP	-7.36	-4.79	9.68	8.65	10.44	1.80	3.61	2.17
	SUE	1.23	-1.34	-0.54	-1.80	-1.87	0.77	-0.79	-1.12
	RU	5.27	4.29	-2.20	-0.92	-3.40	-3.74	-0.93	-0.80
	SUI	7.09	4.62	-3.12	-0.88	3.35	3.44	-0.21	1.38

B	Países	2013Q1		2013Q2		2013Q3		2013Q4	
		HR.**	ARIMA	HR.**	ARIMA	HR.**	ARIMA	HR.**	ARIMA
	FIN	1.36	0.87	1.68	1.03	1.39	1.02	0.86	0.99
	POR	1.90	1.18	2.48	1.32	1.85	1.68	1.99	1.29
	ESP	0.85	0.61	1.83	0.66	0.62	0.96	0.53	0.42
	SUE	0.46	0.31	0.52	0.38	0.49	0.42	0.32	0.40
	RU	0.24	0.15	0.30	0.23	0.33	0.21	0.25	0.24
	SUI	0.45	0.15	0.54	0.20	0.35	0.23	0.31	0.17

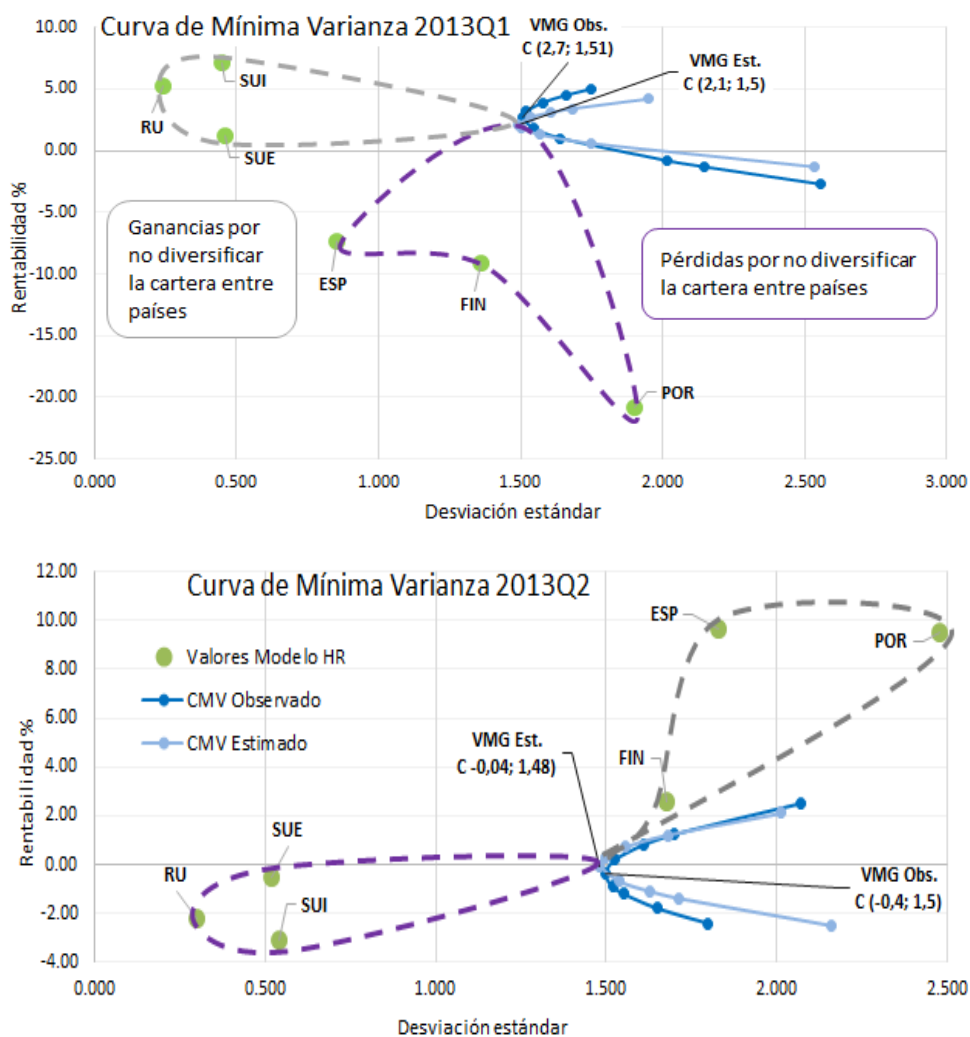
**Fuente:** Resultados en base a ecuación 9. (\*) Valores en base a la ecuación 10 (\*\*) según la ecuación 11 a partir de los resultados del Modelo HR **Notas:** Panel A, muestra los rendimientos porcentuales de las acciones, Panel B, se encuentran las desviaciones estándar de los rendimientos trimestrales.

<sup>32</sup> Los países son: Finlandia, Portugal, España, Suecia, Reino Unido y Suiza y fueron elegidos de manera que representen los tres grupos establecidos.

El Modelo ARIMA, es más eficiente para pronosticar el comportamiento dinámico de las desviaciones, sobre todo para los países fuera de la Zona Euro. Si se considera un intervalo de confianza de una desviación estándar o el 68.2%, el 96% de los valores estimados por el Modelo HR caen dentro del intervalo.

La varianza mínima global (VMG) se encuentra en el vértice de la curva y es formado el por intercepto entre el rendimiento esperado del portafolio,  $R_q = \omega'_{c,q}E(r_{c,q})$  y la varianza dada por la relación entre las ponderaciones y la matriz de varianzas y covarianzas<sup>33</sup>. La parte superior al vértice representa la frontera de eficiencia que contiene las carteras con mayor rendimiento para un nivel de riesgo dado.

Gráfico No. 8  
Cartera de Mínima Varianza estimada y observada



**Fuente:** Resultados en base a la ecuación 9, 13 y 14 para una cartera de 6 países. **Notas:** Las líneas discontinuas de color gris engloban las ganancias extraordinarias de rentabilidad por efecto país por no diversificar el portafolio de inversión, respecto al punto de mínima varianza (VMG) obtenida con las ponderaciones. Las líneas discontinuas moradas representan las pérdidas por no diversificar la cartera.

<sup>33</sup>  $\sigma_{P,q}^2 = \frac{1}{Z} [YE(R_q)^2 - 2WE(R_q) + X]$ , donde  $X = E'\Omega^{-1}E$ ;  $W = E'\Omega^{-1}1_N$ ;  $Y = 1'_N\Omega^{-1}1_N$ ;  $Z = XY - W^2$

La curva azul oscuro es la que se deduce de los resultados del Modelo HR, e indica la combinación de acciones que genera la mínima varianza dado un nivel de rentabilidad sensible al efecto país y se supone como el valor real de este factor, pero se conoce su valor en el trimestre posterior ( $t+1$ ). La curva azul contiene los valores obtenidos por el Modelo ARIMA que pueden estimarse con antelación ( $t-q$ ). Ambas curvas se aproximan sobre todo en la volatilidad esperada.

El área limitada por la línea discontinua gris representa las ganancias extraordinarias del efecto país puro por no diversificar la cartera, o por no asignar recursos de acuerdo a las ponderaciones resultantes de la ecuación (14) para el punto de mínima varianza (VMG), es decir, es la diferencia entre las rentabilidades por efecto país y el VMG de ese período. En algunos casos es preferible no diversificar la inversión, como en 2013Q1 para Reino Unido, Suiza y Suecia. Las ganancias extraordinarias por el efecto país no siempre se encuentran en los mismos países, como en el trimestre 2013Q2 que pudo haber sido compensadas invirtiendo en varias opciones – con los países que para este trimestre obtuvieron rendimientos positivos por efecto país –. El área con línea discontinua de color morado representa el coste de oportunidad de los retornos que se dejarían de percibir cada país por no realizado una diversificación entre los 6 países considerados y con las ponderaciones obtenidas para minimizar la varianza. Hay que señalar que las pérdidas (ganancias) por efecto país no significan que en términos netos hayan tenido pérdidas (ganancias) ya que deben considerarse los efectos derivadas de los demás factores.

El comportamiento del factor país (o industrial) da una idea hacia donde debe enfocarse la gestión de cartera. Los países del Grupo III, poseen un importante porcentaje de varianza por el efecto industrial, representando una mejor capacidad de diversificar el riesgo del portafolio ante cambios en los precios de las acciones. En cambio, países como Finlandia, España y Portugal, pertenecientes a la Zona Euro poseen menos opciones de diversificación industrial, – principalmente Finlandia y Portugal, con tan sólo el 2.34% de las 2048 acciones examinadas, en el caso de España 5.76% – al tener una menor ponderación en la varianza total de los rendimientos, por lo que debe considerar una estrategia de inversión que se asigne mayor importancia a otras alternativas para poder compensar las posibles pérdidas.

## V. CONCLUSIONES

Entre las conclusiones del presente trabajo se puede mencionar: la disminución de la importancia de las características del país no fue un fenómeno que inició a partir de 1999, como han planteado trabajos como Eiling *et al.* (2012) y Chou *et al.* (2014), sino que era una tendencia previa a la entrada del euro y se registra desde 1992, con el Tratado de Maastricht. Entre 1995 – 1998, el efecto país se reduce en 8.5% en los Grupos I y III y en 5.4% en el Grupo II, continuando su descenso luego de 1999, principalmente en los países de la Zona Euro donde se contrae un 8.4% como consecuencia de la implantación del euro por la UEM e impulsado por la caída de 10% de las economías PIIGS, frente al 6.6% de las No PIIGS. De forma similar, en los Grupos II se reduce un 6.7% y 2.5% en el Grupo III, (Tabla A.4).

Con el inicio de la crisis financiera y, la consecuente profundización de las diferencias en el entorno macroeconómico entre los países de la región, el efecto país comienza a ganar importancia como señalan Chou *et al.* (2014) y Artiach *et al.* (2015). En los países de la Zona Euro aumenta un 10.2% promedio mientras en los demás grupos sólo se eleva un 3.3%, entre 2008 - 2013. El resurgimiento del efecto país en la Zona Euro es condicionado fundamentalmente por los desequilibrios económicos de los PIIGS, cuyo efecto asciende de 14.7% en 2007 a 31.6% en 2013, para un incremento total de 16.9%, mientras para el grupo No PIIGS ha permanecido estable y cercano al 14% en los últimos 24 trimestres analizados – se examinó que el promedio de la Zona Euro sin PIIGS es equivalente al promedio de No PIIGS, (Gráfico A.3.2) –. Este hecho permite concluir que el reposicionamiento del efecto país no es el caso general de los países de la Zona Euro, sino que corresponde casi exclusivamente a las económicas PIIGS, similar a lo ocurrido en el período 1999 – 2007.

Para los países miembros de la UE, la reducción de la participación del efecto país fue compensada por un aumento progresivo del efecto global, es decir, la volatilidad estaba cada vez más condicionada por una fuente común de riesgo. En cambio, en los países no miembros de la UE, el factor que obtuvo mayor ganancia fue el industrial – en este sentido, al analizar el ratio global-país (Gráfico No. 3) se nota una fuerte pendiente positiva para los Grupos I y II y una mucho menor para el Grupo III, correspondiente los países no miembros de la UE –. El ratio país-industria disminuye en la Zona Euro de 13 a 2.3 entre 1995 – 2006, para posteriormente alcanzar 5.2 en 2013, e implicando que a partir de la crisis, el efecto industrial es menos explicativo de los cambios del efecto país. Para los Grupos II y III, dicho ratio ha oscilado alrededor entre 1 - 1.2, es decir, que el  $PV^i$  explica entre el 80 al 100 por ciento del porcentaje de varianza país en los últimos 20 trimestres analizados.

Contrario a lo planteado en Campa-Fernandes (2006), el efecto país no necesariamente es menor cuanto mayor es el nivel de integración de la economía al mercado financiero mundial. El Grupo I, con el mayor nivel de integración, posee un efecto país con mayor ponderación que el que posee el Grupo II, indicando que a pesar de que el nivel de integración económica afecta la relevancia del factor país, la dinámica de la economía desempeña el papel predominante en la determinación de su nivel. Por otro lado, se observa una relación inversa entre el nivel de integración y la importancia del efecto industrial, cuanto mayor (menor) es el primero, menor (mayor) es el efecto de la industria en la explicación de las variaciones en los rendimientos, que puede estar explicada por la especialización de la economía en ciertos sectores industriales y a diferencia de las conclusiones de Eiling *et al.* (2012) sobre el dominio del efecto industrial en el período 1999 – 2008 en países de la Zona Euro, se evidencia que tanto previo como posterior a la entrada del euro el efecto país permanece dominando en este grupo económico.

La especificación del MRM estimado posee una capacidad explicativa entre 49 – 89.6% del  $PV^c$ , teniendo mejor ajuste para los países de la UE no miembros de la Zona Euro. El tipo de interés del gobierno a largo plazo es la variable con mayor significancia

estadística entre los grupos analizados y explican mejor el porcentaje de varianza por efecto país que a los rendimientos derivados del efecto país de las estimaciones de Chou *et al.* (2014). Sin embargo, se observa un cambio en la relación entre los tipos y el porcentaje de varianza tras la crisis financiera, pudiendo estar causado por las variaciones de la Política Monetaria de la región, lo cual provoca una pérdida del sentido económico de su efecto. La tasa de desempleo es estadística y económicamente significativa para en los Grupos I y III (Tabla 3). En cuanto al ratio de deuda del gobierno general y la inflación del trimestre anterior sólo son estadísticamente diferentes de cero en los países miembros de la UE, mientras el ratio de deuda no es significativo en sentido económico. La variable *dummy* correspondiente al período 2008 – 2013, indica que los efectos de las variables inobservadas en la especificación del MRM juegan un mayor papel luego de la crisis y son mayores cuanto menor es el nivel de integración. No se evidenció la existencia de relaciones de causalidad en el sentido de Granger en la mayor parte de las variables (Tabla A.6), salvo para los países del Grupo I, que si existen causalidad, evidenciando que las variables macroeconómicas tienen una incidencia en el comportamiento del efecto país en este grupo.

La especificación del modelo posee gran capacidad para predecir el porcentaje de varianza por efecto país, (Tabla A.9, Gráfico No. 6 y A.5). En el caso de Finlandia, Países Bajos, Italia, Suecia y Reino Unido, los cinco períodos estimados entre 2012Q4 – 2013Q4, se encuentran dentro del intervalo de confianza del 30%. Para 11 de los 16 países considerados todas las estimaciones están dentro del intervalo del 60%. En países como Austria, Bélgica, España, Grecia y Suiza, no se logra una buena predicción, incluso con un intervalo de confianza del 60%. Con el modelo se concluye que posee buen ajuste y puede ser una gran ayuda para estimar el porcentaje de la cartera que debe de cubrirse por el factor de país.

Al examinar la correlación entre los retornos de las acciones se evidencia un incremento del grado de asociación entre 1999 – 2007, sobre todo dentro de los grupos, pero se reduce al iniciar la crisis (Tabla A.10.1). En cambio, las correlaciones de las desviaciones (Tabla A.10.2), se elevan tras el período post-euro, colocándose por encima de 0.75, para todos los países y permanecen así, incluso tras el inicio de las crisis. En contraste con las afirmaciones de Phylaktis-Xia (2006) y Miralles *et al.* (2013) de que los países tienen a moverse juntos durante las crisis, mediante la metodología empleada en el presente trabajo se concluye que los retornos de las acciones causados por el factor país son más independientes en el período de crisis, y que el aumento de la relación lineal de las volatilidades tuvo lugar tras la unificación monetaria, – es decir, previo a la crisis – sugiriendo que la capacidad de reducir la exposición se ha limitado con la crisis económica, al encontrarse sus fluctuaciones más correlacionada positivamente, lo cual debe considerarse para la selección de la estrategia de diversificación entre industrial y por países, junto con la reducida participación del porcentaje de varianza por el factor industrial en las economías con mayor integración económica. En este sentido, la diversificación debe enfocarse cada vez más opciones en economías menos integradas y diferentes regiones como afirma Brooks-Del Negro (2004), sin dejar de lado que son los factores país o industrial los que indican hacia donde debe enfocarse la estrategia de inversión.

El Modelo ARIMA es una buena herramienta para aproximar el comportamiento dinámico de las desviaciones de la rentabilidad, – al estar más influenciadas por los valores pasados – pudiendo explicar hasta 56.3% de los valores del Modelo HR (Tabla 4), lo cual es bastante alto considerando que es un modelo univariante y dinámico de series temporales, – siendo más eficiente para países fuera de las Zona Euro, al ser más estables –. Con la especificación del Modelo ARIMA se obtuvo mediante un margen de una desviación, – es decir, con un nivel de confianza del 68.2% –, que los valores del Modelo HR se encuentren dentro del intervalo en 95.8% de las estimaciones realizadas a los 6 países seleccionados para construir la cartera, por lo que, pueden pronosticarse eficientemente en gran parte de los casos.

La CMV formada por las estimaciones por el Modelo ARIMA se asemeja a la formada por HR. Los resultados indican que puede ser una herramienta eficiente para establecer estrategias de asset-allocation por país y disminuir el riesgo sistemático (o de mercado) de forma anticipada mediante la construcción de portafolios de inversión diversificados a través de distintos países.

## BIBLIOGRAFÍA

- Aitken, A. (1936). On Least Squares and Linear Combination of Observations. *Proceedings of the Royal Society of Edinburgh*, 55, pp. 42 - 48.
- Artiach, M., Esteban, M., Ferreira, E., Martínez, M., & Orbe, S. (2015). European market factors and macroeconomic fundamentals: trend at firm level including the IT bubble and sovereign debt crisis.
- Box, G., Jenkins, G. (1970). *Time Series Analysis: Forecasting and Control*. Holden Day: San Francisco, 2da edition, 1976.
- Breitung, J. (2000). The Local Power of Some Unit Root Tests for Panel Data, in: B. Baltagi (ed.), *Nonstationary Panels, Panel Cointegration, and Dynamic Panels*. *Advances in Econometrics*, 15, pp. 161 - 178.
- Brooks, R., Del Negro, M. (2004). Country versus Region Effects in International Stock Returns. *Federal Reserve Bank of Atlanta, Working Paper*, pp. 2002-20b.
- Campa, J., Fernandes, N. (2006). Sources of gains from international portfolio diversification. *Journal of Empirical Finance*, 13, pp. 417 – 443.
- Cavaglia, S., Brightman, C., & Aked, M. (2000). On the increasing importance of industry factors: Implications for Global Portfolio Management. *Financial Analysts Journal*, 56, No. 5, pp. 41 - 54.

- Chou, H., Zhao, J. & Suardi, S. (2014). Factor reversal in the euro stock returns: Evidence from the crisis period. *Journal of International Financial Markets, Institutions & Money*, 33, pp. 28 - 55.
- De Moor, L., Sercu, P. (2006). Country and sector effects in international stock returns (revisited). *FETEW Research Report*, No. AFI\_0615, pp. 1 - 33.
- Durbin, J., Watson, G. (1950). Testing for Serial Correlation in Least Squares Regression I. *Biometrika*, 37, pp. 409 - 428.
- Eiling, E., Gerard, B., & De Roon, F. (2012). Euro-zone equity returns: country versus industry effects. *Review of Finance*, 16, No. 3, pp. 755 - 798.
- Engle, R. (1982). Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation. *Econometrica*, 50, No. 4, pp. 987 - 1008.
- Engle, R., Granger, C. (1987). Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. *Econometrica*, 55, No. 2, pp. 251 - 276.
- Ferreira, M., Ferreira, M. (2006). The Importance of Industry and Country Effects in the EMU Equity Markets. *European Financial Management*, 12, No. 3, pp. 341 - 373.
- Granger C. (1969). Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-spectral Methods. *Econometrica*, 37, No. 3, pp. 424 - 438.
- Griffin, J., Karolyi, G. (1998). Another look at the role of the industrial structure of markets for international diversification strategies. *Journal of Financial Economics*, 50, pp. 351 - 373.
- Gujarati, D. (2004). *Econometría*. México D.F., México: McGraw-Hill Interamericana.
- Heston, S., Rouwenhorst, K. (1994). Does industrial structure explain the benefits of international diversification?. *Journal of Financial Economics*, 36, pp. 3 - 27.
- Heston, S., Rouwenhorst, K. (1995). Industry and Country Effects in International Stock Returns. *Journal of Portfolio Management*, 21, No. 3, pp. 53 - 58.
- Im, K., Pesaran, M. & Shin, Y. (2003). Testing for unit roots in heterogeneous panels. *Journal of Econometrics*, 115, pp. 53 - 74.
- Jarque, C., Bera, A. (1987). A Test for Normality of Observations and Regression Residuals. *International Statistical Review*, 55, No. 2, pp. 163 - 172.
- Lessard, D. (1976). Word, Country and Industry Relationships in Equity Returns: Implications for Risk Reduction through International Diversification. *Financial Analysts Journal*, 32, No.1, pp. 32 - 38.

- Levin, A., Lin, C., & Chu, C. (2002). Unit root tests in panel data: Asymptotic and finite-sample properties. *Journal of Econometrics*, 108, No. 1, pp. 1 – 24.
- Ljung, G., Box, G. (1978). On a measure of lack of fit in time series models. *Biometrika*, 65, No. 02, pp. 297 - 303.
- Markowitz, H. (1952). Portfolio Selection. *The Journal of Finance*, Vol. 7, No. 1, pp. 77 - 91.
- Miralles, J., Miralles, J. & Martins, J. (2013). The role of country and industry factors during volatile times. *Journal of International Financial Markets, Institutions & Money*, 26, pp. 273 - 290.
- Novales, A. (2011). *Modelos Univariantes de Series Temporales*. Departamento de Economía Cuantitativa. Universidad Complutense de Madrid.
- Novales, A. (2014). *Volatilidad*. Departamento de Economía Cuantitativa. Universidad Complutense de Madrid. Versión preliminar.
- Phylaktis, K., Xia, L. (2006). Sources of firms' industry and country effects in emerging markets. *Journal of International Money and Finance*, 25, pp. 459 - 475.
- Rouwenhorst, G., (1999). European Equity Markets and EMU: Are the differences between countries slowly disappearing?. *Financial Analysts Journal*, Vol. 55, No. 3, pp. 57 - 64.
- Wooldridge, J. (2010). *Introducción a la econometría: Un enfoque moderno*. México D.F, México: CENGAGE Learning.
- Zellner, A. (1962). An Efficient Method of Estimating Seemingly Unrelated Regressions and Tests for Aggregation Bias. *Journal of the American Statistical Association*, 57, No. 298, pp. 348 - 368.





Tabla A.2

## Matriz de Correlaciones por Grupo Económico

Variables	PVc	DESEM	BONOG10Y	MSCI_VAR	IIP_VAR (t-1)	DEUDA (t-1)	GASTO (t-1)	HCIIP_VAR (t-1)
<b>Zona Euro: Grupo I *</b>								
DESEM	0.245							
BONOG10Y	0.330	0.473						
MSCI_VAR	0.031	0.086	-0.053					
IIP_VAR (t-1)	0.066	-0.102	-0.009	0.072				
DEUDA (t-1)	0.147	0.367	0.358	0.010	-0.084			
GASTO (t-1)	-0.050	0.158	0.048	0.076	-0.092	0.305		
HCIIP_VAR (t-1)	0.075	-0.094	0.051	-0.141	0.077	-0.022	-0.072	
<b>UE, No Zona E: Grupo II **</b>								
DESEM	0.179							
BONOG10Y	0.194	0.288						
MSCI_VAR	0.092	0.223	0.029					
IIP_VAR (t-1)	0.102	0.093	0.150	0.060				
DEUDA (t-1)	0.184	0.396	0.216	0.154	0.130			
GASTO (t-1)	0.656	0.443	-0.150	0.140	0.013	0.239		
HCIIP_VAR (t-1)	-0.035	-0.128	0.001	-0.248	0.033	0.046	-0.033	
TCAMBIO_VAR*	-0.030	-0.148	-0.092	-0.214	-0.048	-0.070	-0.002	0.063
<b>No UE: Grupo III ***</b>								
DESEM	0.440							
BONOG10Y	0.519	0.306						
MSCI_VAR	-0.023	0.308	-0.045					
IIP_VAR (t-1)	-0.123	0.027	-0.015	0.104				
DEUDA (t-1)	-0.384	-0.173	-0.588	0.046	0.088			
GASTO (t-1)	0.502	0.410	0.744	0.092	-0.134	-0.783		
HCIIP_VAR (t-1)	0.153	0.010	0.212	-0.182	0.095	-0.155	0.133	
TCAMBIO_VAR*	0.152	0.037	0.038	-0.107	0.046	-0.004	0.064	0.097

**Fuente:** Cálculos propios a partir de las series de datos. **Notas:** (t-1) retardo de orden 1. (\*) Usando las observaciones 1:02 - 11:76, (desde el primer país de la Zona Euro en la observación de 1995Q2, al onceavo país en la última observación 2013Q4) valor crítico al 5% (a dos colas) = 0.0683 para n = 825. (\*\*) Usando las observaciones 1:02 - 3:76, valor crítico al 5% (a dos colas) = 0.1308 para n = 225. (\*\*\*) Usando las observaciones 1:02 - 2:76, valor crítico al 5% (a dos colas) = 0.1603 para n = 150. En todos los casos se ignoraron los valores ausentes.

Tabla A.3

## Matriz de Correlaciones por País

PVc	DESEM	BONOG10Y	MSCI_VAR	IIP_VAR (t-1)	DEUDA (t-1)	GASTO (t-1)	HCIIP_VAR (t-1)
ALE	0.147	0.511	-0.051	-0.009	-0.408	0.133	0.043
AUS	-0.043	0.440	0.003	0.032	-0.297	0.173	-0.086
BEL	0.088	-0.086	0.112	-0.067	0.256	0.461	0.089
FIN	0.137	0.364	0.086	0.116	-0.175	-0.487	-0.105
FRA	0.416	0.186	0.136	0.189	0.262	0.421	-0.022
GRE	0.134	0.119	0.166	0.038	0.112	0.195	0.107
IRE	0.081	0.222	0.119	0.077	0.085	-0.020	0.044
ITA	0.613	0.870	0.136	0.090	0.639	0.389	-0.173
PB	0.148	0.546	0.183	-0.022	0.179	-0.094	0.105
POR	-0.145	-0.154	-0.241	0.047	-0.153	0.009	0.091
ESP	0.744	0.218	0.032	0.002	0.672	0.497	0.056
DINA	0.653	0.523	0.029	0.155	0.722	0.383	0.040
SUE	-0.272	0.611	0.122	0.157	0.570	0.426	-0.109
RU	0.109	0.249	-0.099	-0.025	-0.191	-0.501	-0.041
NOR	0.528	0.357	-0.066	0.047	0.028	0.109	0.084
SUI	0.326	0.379	-0.022	-0.190	-0.124	0.412	0.063

**Fuente:** Cálculos propios a partir de las series de datos. **Notas:** se utilizaron 75 observaciones para cada país. (t-1) retardo de orden 1.

Tabla A.4

Valores promedio del  $PV^c$  por Grupo Económico

Período	Zona Euro	UE-No Zona Euro	No UE	PIIGS	No PIIGS
1995:Q1	29.8	20.2	29.3	32.9	25.5
1998:Q4	20.9	14.9	21.2	24.7	17.7
2007:Q4	12.5	8.2	18.6	14.7	11.2
2013:Q4	22.8	11.5	21.9	31.6	16.2

**Fuente:** Cálculos propios a partir de las series de datos.

## Análisis de Regresión Simple

Las estimaciones obtenidas en el MRS indican ciertas diferencias en cuanto a la significatividad estadística de las variables explicativas por grupos económico. Mientras que la tasa de desempleo, el tipo de interés del bono del gobierno, y el gasto del gobierno tiene un efecto en todo caso estadísticamente diferente de cero con 99% de confianza, según su p-value<sup>34</sup> para rechazar la H<sub>0</sub>, el ratio de deuda pública lo es sólo para los países de la UE. Las variaciones del IIP posee un efecto estadísticamente significativo para el Grupo II del 95%, lo mismo ocurre para MSCI para el Grupo I en particular, sumado a efecto retardado de orden 1, AR(1) con significatividad del 90%. Por su parte, las variaciones del tipo de cambio tienen una significatividad muy baja y sólo en los países no miembros de la UE, para explicar los cambios de la variación del rendimiento debida al factor país, en consonancia a lo observado por Heston-Rouwenhorst (1994) en 12 países europeos entre 1978 – 1992, mientras que HCIP\_VAR (inflación) no tiene un efecto significativamente diferente de cero en la muestra examinada.

Tabla A.5

### Estimadores y estadísticos del modelo MRS-MCO

Variables	Zona Euro °			UE - No Zona Euro **			UE - No Zona Euro ***		
		Coef.	tstats		Coef.	tstats		Coef.	tstats
DESEM	Const	15.84 (0.864)	18.34***	Const	10.99 (1.039)	10.59***	Const	13.44 (1.58)	8.49***
	Pend.	0.625 (0.089)	6.97***	Pend.	0.657 (0.180)	3.65***	Pend.	2.314 (0.44)	5.22***
	R-cuadrado		0.5325	R-cuadrado		0.6947	R-cuadrado		0.3289
BONOG10Y	Const	17.57 (0.667)	26.35***	Const	9.468 (0.725)	13.07***	Const	16.79 (1.168)	14.38***
	Pend.	0.792 (0.121)	6.54***	Pend.	1.134 (0.148)	7.64***	Pend.	1.26 (0.298)	4.23***
	R-cuadrado		0.5293	R-cuadrado		0.7441	R-cuadrado		0.2912
MSCI_VAR	Const	21.49 (0.282)	76.09***	Const	14.59 (0.293)	49.77***	Const	21.49 (0.398)	54.053***
	Pend.	0.043 (0.021)	2.049**	Pend.	0.031 (0.027)	1.133	Pend.	-0.011 (0.036)	-0.3138
	AR(-1)	0.039 (0.021)	1.85*	R-cuadrado		0.6782	R-cuadrado		0.2053
	R-cuadrado ajustado		0.5025						
IIP_VAR(t-1)	Const	21.50 (0.286)	75.14***	Const	14.62 (0.286)	51.09***	Const	21.51 (0.395)	54.47***
	Pend. (t-1)	0.128 (0.121)	1.061	Pend. (t-1)	0.258 (0.119)	2.17**	Pend. (t-1)	-0.121 (0.151)	-0.804
	R-cuadrado		0.5052	R-cuadrado		0.6831	R-cuadrado		0.2082
DEUDA (t-1)	Const	17.20 (1.397)	12.31***	Const	7.986 (0.988)	8.08***	Const	22.45 (2.36)	9.52***
	Pend. (t-1)	0.06 (0.018)	3.17***	Pend. (t-1)	0.131 (0.018)	6.98***	Pend. (t-1)	-0.021 (0.05)	-0.421
	R-cuadrado		0.5106	R-cuadrado		0.735	R-cuadrado		0.2057
GASTO (t-1)	Const	17.91 (0.665)	26.93***	Const	2.76 (4.44)	0.622	Const	8.036 (4.42)	1.82*
	Pend. (t-1)	0.71 (0.118)	6.01***	Pend. (t-1)	0.234 (0.09)	2.68***	Pend. (t-1)	0.359 (0.117)	3.051***
	R-cuadrado		0.5256	R-cuadrado		0.6866	R-cuadrado		0.2521
HCIP_VAR (t-1)	Const	21.47 (0.341)	62.93***	Const	14.77 (0.384)	38.44***	Const	21.306 (0.435)	49.02***
	Pend. (t-1)	0.14 (0.362)	0.387	Pend. (t-1)	-0.265 (0.55)	-0.483	Pend. (t-1)	0.552 (0.611)	0.9039
	R-cuadrado		0.5046	R-cuadrado		0.6767	R-cuadrado		0.2092
TCAMBIO_VAR				Const	14.64 (0.29)	50.713***	Const	21.52 (0.391)	55.067***
				Pend.	-0.09 (0.111)	-0.819	Pend.	0.256 (0.152)	1.689*
				R-cuadrado		0.677	R-cuadrado		0.2199

**Fuente:** Resultados en base a la ecuación 7. **Notas:** \*\*\*, \*\*, \* Nivel de confianza 99%, 95% y 90%, respectivamente para rechazar la H<sub>0</sub>. AR (1) autorregresivo de orden 1. Muestra: 1995Q2 - 2013Q4, observaciones: 75 y secciones cruzadas fijas. (°) Secciones cruzadas incluidas: 11, total observaciones de panel: 825. (°°) Secciones cruzadas incluidas: 3, total observaciones de panel: 225. (°°°) Secciones cruzadas incluidas: 2, total observaciones de panel: 150.

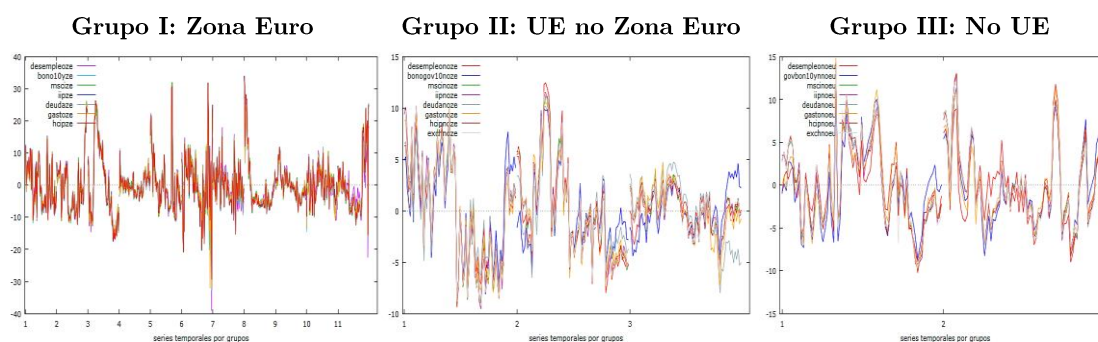
La baja significatividad de variables como MSCI\_VAR, HCIP\_VAR y TCAMBIO\_VAR pueden deberse a que la poca variabilidad respecto al comportamiento volátil de la variable que intentan explicar.

<sup>34</sup> El p-value es la probabilidad de encontrar una muestra similar a la que utilizamos arroje una evidencia más contraria a la hipótesis nula (H<sub>0</sub>) que la obtenida en el modelo.

Las diferencias también se presentan en el signo y magnitud de las relaciones entre los grupos. Como es de esperarse, el coeficiente de la tasa de desempleo indica una relación positiva con  $PV^c$ ; para el Grupo I, un incremento porcentual unitario en ésta tasa, se espera que en promedio haya un aumento porcentual de 0.625 en  $PV^c$  y para el Grupo II y III de 0.657 y 2.31 respectivamente, es decir, el impacto del desempleo es mucho mayor conforme están menos integrados. Un comportamiento similar ocurre en los tipos de interés del bono del gobierno, mientras que para el Grupo I, por cada aumento en porcentual unitario en la tasa de interés, el  $PV^c$  se incrementaría aproximadamente en 0.792, para los Grupo II y III, el efecto es proporcionalmente mayor al aumentar en promedio sería de 1.13 y 1.26. Las variaciones en el MSCI sólo son significativas para la Zona Euro, provocando un incremento promedio de 0.043 en el primer trimestre y 0.039 en el segundo, por lo que, su efecto sobre  $PV^c$  tiene persistencia en el tiempo antes de desaparecer. Se espera que por cada cambio porcentual de la deuda respecto al PIB en el trimestre anterior produzca un cambio porcentual aproximado en la variable endógena de 0.06 para la Zona Euro y de 0.131 en los países de la UE no miembros de la Zona Euro en el trimestre actual. El efecto del gasto del gobierno respecto al PIB en el trimestre anterior sobre el porcentaje de variación de derivada del país actual es de 0.71 para los países de la Zona Euro, de 0.234 para los países de la UE no miembros de la Zona Euro y, para los no miembros de la Unión Europea de 0.359, es decir, 5 veces mayor al Grupo I y 1.5 veces mayor al Grupo II. Los coeficientes de intercepto representan el valor esperado en caso de que la variable explicativa tienda a cero. A continuación se muestran los resultados de los contrastes realizados a las innovaciones.

Gráfico A.1

### Innovaciones de las variables del MRS agrupados por grupo



**Fuente:** Resultados en base a la ecuación 7.

Las innovaciones de las variables son estacionarios según los contrastes de raíz unitaria conjunta de Levin-Lin-Chu (2002) y Breitung (2000), y también se realizó un contraste de no estacionariedad individual Im-Pesaran-Shin (2003) concluyendo que en la mayoría de los países tienen al menos alguna serie estacionaria<sup>35</sup>. Al contrastarse la distribución

<sup>35</sup> Los contrastes Levin-Lin-Chu (2002) y Breitung (2000) (H0: todas las series contienen raíz unitaria; H1: todas las series son estacionarios), aunque resultan más restrictivos que Im-Pesaran-Shin (2003) (H0: todas las series contienen raíz unitaria; H1: algunas de las series son estacionarios), se ajustan mejor al objetivo del presente trabajo, porque el modelo estimado debe ser el mismo para todos los grupos de cortes transversales y se requiere un contraste conjunto y en Im-Pesaran-Shin (2003) se examina cada elemento transversal de manera individual.

normal de las innovaciones mediante Jarque-Bera (1987) se determinó que no se comportan como una normal, excepto para los países de la UE no miembros de la Zona Euro. Igualmente se identifica una elevada varianza entre los países de un mismo grupo económico, por tanto, se rechaza la hipótesis de homocedasticidad por grupo, excepto para el Grupo III, donde la variabilidad es estadísticamente constante entre sus países. Tanto la normalidad y la homocedasticidad de los errores se rechazan con un nivel de significancia del 1%. Además, se identificó un estadístico Durbin-Watson (1950) entre 0.5 – 0.8 y comprobando la presencia de correlación serial, lo cual fue confirmado en el contraste Ljung-Box (1978). El orden de retardos en la autocorrelación difiere entre grupos, mientras que para el Grupo III es de orden uno para todas las innovaciones, para los Grupos I y II oscila entre uno y cuatro<sup>36</sup>. Asimismo, se analizó si hay evidencia de que las varianzas de las innovaciones estén condicionadas a su pasado con un contraste de Engle (1982) y se obtiene significancia estadística con el primer retardo y en el caso de los tipos de interés de los bonos del gobierno a 10 años existe significancia con el segundo y tercer retardo en todos los Grupos, por lo cual, hay persistencias de las varianzas antes de que desaparezca su efecto, afectando a las varianzas de períodos posteriores.

Gráficamente se muestran ciertos clustering de volatilidades que pueden estar provocados adicionalmente por la heterocedasticidad entre los países y las variaciones en las condiciones macroeconómicas y financieras que ocurren en el período de estudio. Por último, como forma de identificar si existen relaciones espurias se realizaron contraste de causalidad y cointegración. Para el análisis de causalidad se utilizó el contraste de Granger (1969) encontrando relaciones unidireccionales en la mayoría de casos y en ciertos casos bidireccionales entre las variables endógena y exógena, pero existen diferencias entre variables y Grupos entorno al rechazo o no de la hipótesis nula<sup>37</sup>. Para la cointegración se utilizaron tanto estadísticos “dentro” y “entre” del análisis de intercepto y tendencia del contraste Engle-Granger (1987). Mientras que el *v-Statistic* no rechaza la hipótesis de no cointegración para la mayoría de variables de los Grupos, en *rho-Statistic*, *PP-Statistic* y *ADF-Statistic* tanto “dentro” como “entre” se rechaza dicha hipótesis con un nivel de confianza entre 95 – 99%<sup>38</sup>, haciendo razonable concluir que existe cointegración en todas las variables, lo cual es acorde con el rechazo de los contrastes raíz unitaria antes mencionados y evidencia que las relaciones entre las variables no son espurias.

---

<sup>36</sup> Para el Grupo I: MSCI Var., IIP Var., y Deuda/PIB son de orden 4, el resto es de orden 1. Para el Grupo II: Tipo de los bonos del gobierno a 10 años, IIP Var., y Deuda/PIB son de orden 2, Desempleo, MSCI Var., HCIP Var. y tipo de cambio son de orden 3, mientras el ratio de gasto público es de orden 4.

<sup>37</sup> El contraste de causalidad de Granger tiene como H0: variable endógena no causa en el sentido de Granger a la variable exógena y viceversa, la H1: variable endógena causa en el sentido de Granger a la variable exógena y viceversa. No se encontró evidencias para rechazar la H0 para IIP Var. en el Grupo I; Desempleo y Gasto del gobierno en el Grupo II y Desempleo y HCIP Var. en el Grupo III.

<sup>38</sup> Anexos: Tabla A.6 y Tabla A.7.

Tabla A.6

Contrastes de las Innovaciones del MRS

Grupo países	Variables/Test	Cont. Jarque-Bera	C. Heteroced. por grupos <sup>a</sup>	Cont. Ljung-Box	Cont. Engle's ARCH	Cont. Levin-Lin-Chu t-stat <sup>aa</sup>	Cont. Breitung t-stat <sup>aa</sup>	Cont. Im-Pesaran-Shin W-stat <sup>aaa</sup>	Cont. Causalidad VI - VD <sup>aaaa</sup> VD - VI <sup>aaaaa</sup>
Zona Euro: Grupo I +	DESEM	325.08***	63.13***	(1) 346.23***	(1) 275.05***	(1) -8.53***	(1) -2.15**	(1) -7.98***	9.33*** 1.91
	BONOG10Y	268.43***	62.87***	(1) 350.90***	(3) 575.12***	(1) -7.63***	(1) -1.69**	(1) -7.04***	1.85 3.89**
	MSCI_VAR	314.10***	64.39***	(4) 875.56***	(1) 326.69***	(4) -3.07***	(4) 0.53	(4) -2.09**	0.85 10.85***
	IIP_VAR (t-1)	311.70***	64.99***	(4) 855.93***	(1) 322.77***	(4) -2.97***	(4) 0.79	(4) -1.85**	1.27 1.77
	DEUDA (t-1)	283.94***	64.28***	(4) 848.23***	(1) 319.8***	(4) -3.39***	(4) 0.49	(4) -2.28**	2.34* 0.098*
	GASTO (t-1)	295.64***	64.3***	(1) 342.26***	(4) 613.85***	(1) -7.83***	(1) -1.61**	(1) -7.10***	1.55 3.03*
	HCIP_VAR (t-1)	314.69***	65.07***	(1) 364.95***	(1) 324.25***	(1) -7.91***	(1) -1.43*	(1) -7.18***	16.1*** 3.60*
UE - No Zona Euro: Grupo II ++	DESEM	7.31**	18.21***	(3) 259.52***	(1) 80.35***	(3) -1.80***	(3) -1.38*	(3) -0.34	0.32 0.56
	BONOG10Y	2.33	14.83***	(2) 169.25***	(2) 89.16***	(2) -2.62***	(2) -1.81**	(2) -0.86	0.36 0.12
	MSCI_VAR	3.41	19.60***	(3) 282.65***	(1) 71.52***	(3) -1.64*	(3) -1.75**	(3) -0.26	1.69 2.32*
	IIP_VAR (t-1)	3.69	18.09***	(2) 203.45***	(5) 63.91***	(2) -2.39***	(2) 2.67***	(2) -1.59*	1.08 0.98
	DEUDA (t-1)	3.32	15.13***	(2) 171.56***	(1) 55.61***	(2) -2.44***	(2) 2.35***	(2) -1.21	0.38 6.03***
	GASTO (t-1)	2.75	17.89***	(4) 340.71***	(1) 59.62***	(4) -3.08***	(4) -1.58*	(4) -1.05	1.83 1.40
	HCIP_VAR (t-1)	3.23	18.46***	(3) 276.42***	(1) 71.31***	(3) -1.79**	(3) -1.71**	(3) -0.26	2.23* 1.54
TCAMBIO_VAR	3.04	19.66***	(3) 279.33***	(1) 69.34***	(3) -1.85**	(3) -1.72**	(3) -0.26	0.63 0.43	
No UE: Grupo III +++	DESEM	7.44**	19.22***	(1) 51.09***	(1) 27.63***	(1) -2.12**	(1) 3.16***	(1) -3.43***	2.37 1.24
	BONOG10Y	5.65*	20.26	(1) 57.47***	(2) 38.69***	(1) -1.32*	(1) 2.64***	(1) -2.58***	6.16** 0.99
	MSCI_VAR	7.72**	23.27	(1) 62.68***	(1) 32.65***	(1) -3.30***	(1) 2.57***	(1) -2.69***	0.25 1.56
	IIP_VAR (t-1)	7.49**	22.68	(1) 60.85***	(1) 32.72***	(1) -3.40***	(1) -2.6***	(1) -2.701***	0.02 4.59**
	DEUDA (t-1)	7.86**	22.76	(1) 62.07***	(1) 32.94***	(1) -3.28***	(1) 2.64***	(1) -2.74***	5.98** 1.94
	GASTO (t-1)	10.03***	21.43	(1) 56.87***	(1) 28.9***	(1) -3.38***	(1) 2.69***	(1) -2.83***	8.30*** 0.58
	HCIP_VAR (t-1)	7.4**	22.66	(1) 61.74***	(1) 30.63***	(1) -3.32***	(1) 2.64***	(1) -2.56***	0.62 2.06
TCAMBIO_VAR	7.92**	22.99	(1) 59.36***	(1) 25.9***	(1) -3.01***	(1) 2.54***	(1) -2.8***	2.12 5.42**	

**Fuente:** Resultados en base a la ecuación 7. **Notas:** \*\*\*, \*\*, \* Nivel de confianza 99%, 95% y 90%, respectivamente para rechazar la H0. +, ++, +++ 1, 3 y 2 cortes transversales incluidos respectivamente. <sup>ooo</sup> No se rechaza la H0 con 99% de confianza. <sup>a</sup> H0: Igualdad de varianzas entre todos los grupos. <sup>aa</sup> H0: Cada grupo del corte transversal tiene raíz unitaria (Contraste Común). <sup>aaa</sup> H0: Cada grupo del corte transversal tiene raíz unitaria (Contraste Individual). <sup>aaaa</sup> H0: La Variable independiente no causa en el sentido de Granger la variable dependiente. <sup>aaaaa</sup> H0: La Variable dependiente no causa en el sentido de Granger la variable independiente. (n) Orden del retardo estadísticamente significativo en la FAP.

Tabla A.7  
Contraste de Cointegración

Retardos (1)	Zona Euro <sup>o</sup>			UE no Zona Euro <sup>oo</sup>			No UE <sup>ooo</sup>		
	Desempleo			Desempleo			Desempleo		
	Dentro	Entre		Dentro	Entre		Dentro	Entre	
Panel	Normal	Ponderados	Agrupados	Normal	Ponderados	Agrupados	Normal	Ponderados	Agrupados
<i>v-Statistic</i>	-0.7522	-2.0665		-0.724	-1.674		1.720**	-0.544	
<i>rho-Statistic</i>	-12.067***	-15.126***	-12.217***	-6.942***	-5.607***	-5.274***	-5.492***	-3.559***	-4.239***
<i>PP-Statistic</i>	-10.965***	-13.216***	-12.621***	-5.737***	-4.60***	-5.469***	-4.205***	-3.025***	-3.971***
<i>ADF-Statistic</i>	-8.39***	-10.275***	-9.546***	-3.019***	-2.739***	-2.734***	-3.382***	-3.766***	-3.287***
Retardos (1)	Bono Gobierno 10 años			Bono Gobierno 10 años			Bono Gobierno 10 años		
Panel	Normal	Ponderados	Agrupados	Normal	Ponderados	Agrupados	Normal	Ponderados	Agrupados
<i>v-Statistic</i>	-1.11	-2.17		-0.496	-1.945		0.494	-0.347	
<i>rho-Statistic</i>	-10.878***	-14.793***	-11.232***	-5.627***	-5.748***	-4.468***	-4.623***	-3.570***	-3.318***
<i>PP-Statistic</i>	-9.283***	-12.421***	-10.846***	-4.663***	-4.617***	-4.627***	-3.577***	-2.88***	-3.231***
<i>ADF-Statistic</i>	-6.656***	-9.684***	-7.805***	-2.347***	-3.139***	-2.349***	-2.313**	-2.613***	-2.138**
Retardos (4)	MSCI Var.			MSCI Var.			MSCI Var.		
Panel	Normal	Ponderados	Agrupados	Normal	Ponderados	Agrupados	Normal	Ponderados	Agrupados
<i>v-Statistic</i>	-1.546	-2.184		0.318	-1.559		1.241	-0.623	
<i>rho-Statistic</i>	-8.359***	-13.819***	-9.795***	-5.349***	-5.326***	-4.187***	-4.265***	-3.023***	-3.039***
<i>PP-Statistic</i>	-7.769***	-11.865***	-9.666***	-4.468***	-4.286***	-4.387***	-3.399***	-2.645***	-3.095***
<i>ADF-Statistic</i>	0.507	-0.819	0.1003	-0.663	-0.735	-0.444	-0.560	-0.947	-0.26
Retardos (4)	IIP Var. (t-1)			IIP Var. (t-1)			IIP Var. (t-1)		
Panel	Normal	Ponderados	Agrupados	Normal	Ponderados	Agrupados	Normal	Ponderados	Agrupados
<i>v-Statistic</i>	-1.53	-3.057		-1.135	-1.692		0.035	-0.724	
<i>rho-Statistic</i>	-8.844***	-14.778***	-9.559***	-4.725***	-5.002***	-3.645***	-4.811***	-4.054***	-3.531***
<i>PP-Statistic</i>	-8.073***	-11.871***	-9.317***	-3.905***	-4.094***	-3.865***	-3.754***	-3.355***	-3.533***
<i>ADF-Statistic</i>	0.0578	-1.456*	-0.577	-0.587	-0.844	-0.375	-0.569	-0.919	-0.296
Retardos (4)	Ratio de Deuda (t-1)			Ratio de Deuda (t-1)			Ratio de Deuda (t-1)		
Panel	Normal	Ponderados	Agrupados	Normal	Ponderados	Agrupados	Normal	Ponderados	Agrupados
<i>v-Statistic</i>	-0.1676	-1.688		-0.076	-0.453		-0.379	0.094	
<i>rho-Statistic</i>	-12.757***	-14.781***	-12.167***	-6.539***	-6.108***	-4.755***	-5.167***	-4.541***	-3.80***
<i>PP-Statistic</i>	-11.316***	-12.801***	-12.516***	-5.110***	-4.817***	-4.765***	-3.984***	-3.638***	-3.72***
<i>ADF-Statistic</i>	-2.824**	-3.863***	-4.047***	-2.164**	-1.862**	-1.589*	-1.3258*	-1.537*	-1.182
Retardos (1)	Ratio de Gasto del Gob. (t-1)			Ratio de Gasto del Gob. (t-1)			Ratio de Gasto del Gob. (t-1)		
Panel	Normal	Ponderados	Agrupados	Normal	Ponderados	Agrupados	Normal	Ponderados	Agrupados
<i>v-Statistic</i>	-1.232	-2.336		-0.781	-1.302		0.316	-0.162	
<i>rho-Statistic</i>	-12.224***	-16.674***	-11.521***	-7.638***	-6.676***	-5.787***	-4.903***	-4.282***	-3.585***
<i>PP-Statistic</i>	-10.031***	-13.356***	-11.359***	-5.955***	-5.407***	-5.738***	-3.879***	-3.595***	-3.671***
<i>ADF-Statistic</i>	-8.51***	-10.314***	-9.125***	-3.311***	-3.324***	-3.185***	-3.028***	-3.623***	-3.013***
Retardos (1)	Ratio de HCIP Var. (t-1)			Ratio de HCIP Var. (t-1)			Ratio de HCIP Var. (t-1)		
Panel	Normal	Ponderados	Agrupados	Normal	Ponderados	Agrupados	Normal	Ponderados	Agrupados
<i>v-Statistic</i>	-1.301	-2.715		-1.068	-1.696		-0.0114	-0.569	
<i>rho-Statistic</i>	-8.446***	-13.996***	-9.18***	-4.639***	-4.875***	-3.531***	-4.379***	-3.661***	-3.168***
<i>PP-Statistic</i>	-7.696***	-11.616***	-9.12***	-3.849***	-3.975***	-3.762***	-3.461***	-3.046***	-3.206***
<i>ADF-Statistic</i>	-5.366***	-8.014***	-6.572	-2.139**	-2.25**	-1.849**	-2.494***	-2.926***	-2.351***
Retardos (1)	Ratio de Tipo de cambio Var.			Ratio de Tipo de cambio Var.			Ratio de Tipo de cambio Var.		
Panel	Normal	Ponderados	Agrupados	Normal	Ponderados	Agrupados	Normal	Ponderados	Agrupados
<i>v-Statistic</i>				0.065	-1.756		3.215***	-0.362	
<i>rho-Statistic</i>				-5.739***	-5.208***	-4.336***	-4.979***	-3.431***	-3.658***
<i>PP-Statistic</i>				-4.732***	-4.244***	-4.526***	-3.876***	2.928***	-3.595***
<i>ADF-Statistic</i>				-2.113***	-2.405***	-1.911**	-2.526***	3.101***	-2.371***

**Fuente:** Resultados en base a la ecuación 7. **Notas:** \*\*\*, \*\*, \* Nivel de confianza 99%, 95% y 90%, respectivamente, para rechazar la H0, H0: No cointegración. Especificación de tendencia: Intercepto y tendencia individuales. Ancho de banda Newey-West seleccionado con Bartlett Kernel. Contraste ajustado por tamaño de retardos significativos. <sup>o</sup>, <sup>oo</sup>, <sup>ooo</sup> 11, 3 y 2 cortes transversales incluidos respectivamente.

Tabla A.8

Valores e indicadores adicionales del MRM

Grupo I				Grupo II				Grupo III			
Dependent Variable: PVC				Dependent Variable: PVC				Dependent Variable: PVC			
Method: Panel EGLS (Cross-section SUR)				Method: Panel EGLS (Cross-section SUR)				Method: Panel EGLS (Cross-section SUR)			
Date: 03/11/15 Time: 19:34				Date: 22/06/15 Time: 02:13				Date: 05/11/15 Time: 22:42			
Sample (adjusted): 1995Q2 2013Q4				Sample (adjusted): 1995Q2 2013Q4				Sample (adjusted): 1995Q2 2013Q4			
Periods included: 75				Periods included: 75				Periods included: 75			
Cross-sections included: 11				Cross-sections included: 3				Cross-sections included: 2			
Total panel (balanced) observations: 825				Total panel (balanced) observations: 225				Total panel (balanced) observations: 150			
Linear estimation after one-step weighting matrix				Linear estimation after one-step weighting matrix				Linear estimation after one-step weighting matrix			
Effects Specification: Cross-section fixed (dummy variables)				Effects Specification: Cross-section fixed (dummy variables)				Effects Specification: Cross-section fixed (dummy variables)			
Weighted Statistics				Weighted Statistics				Weighted Statistics			
R-squared	0.776553	Mean dependent var	2.433538	R-squared	0.90311	Mean dependent var	3.453666	R-squared	0.538562	Mean dependent var	6.134261
Adjusted R-squared	0.770137	S.D. dependent var	2.137751	Adjusted R-squared	0.896156	S.D. dependent var	2.724621	Adjusted R-squared	0.490709	S.D. dependent var	1.33455
S.E. of regression	1.000877	Sum squared resid	802.4057	S.E. of regression	1.014621	Sum squared resid	215.1561	S.E. of regression	1.053031	Sum squared resid	149.698
F-statistic	121.0321	Durbin-Watson stat	1.12822	F-statistic	129.872	Durbin-Watson stat	1.074002	F-statistic	11.25453	Durbin-Watson stat	1.190246
Prob(F-statistic)	0.000000			Prob(F-statistic)	0.000000			Prob(F-statistic)	0.00000		
Unweighted Statistics				Unweighted Statistics				Unweighted Statistics			
R-squared	0.595907	Mean dependent var	21.54544	R-squared	0.835393	Mean dependent var	14.64658	R-squared	0.538327	Mean dependent var	21.47434
Sum squared resid	43787.59	Durbin-Watson stat	0.795853	Sum squared resid	2114.427	Durbin-Watson stat	0.997713	Sum squared resid	1984.059	Durbin-Watson stat	1.189992

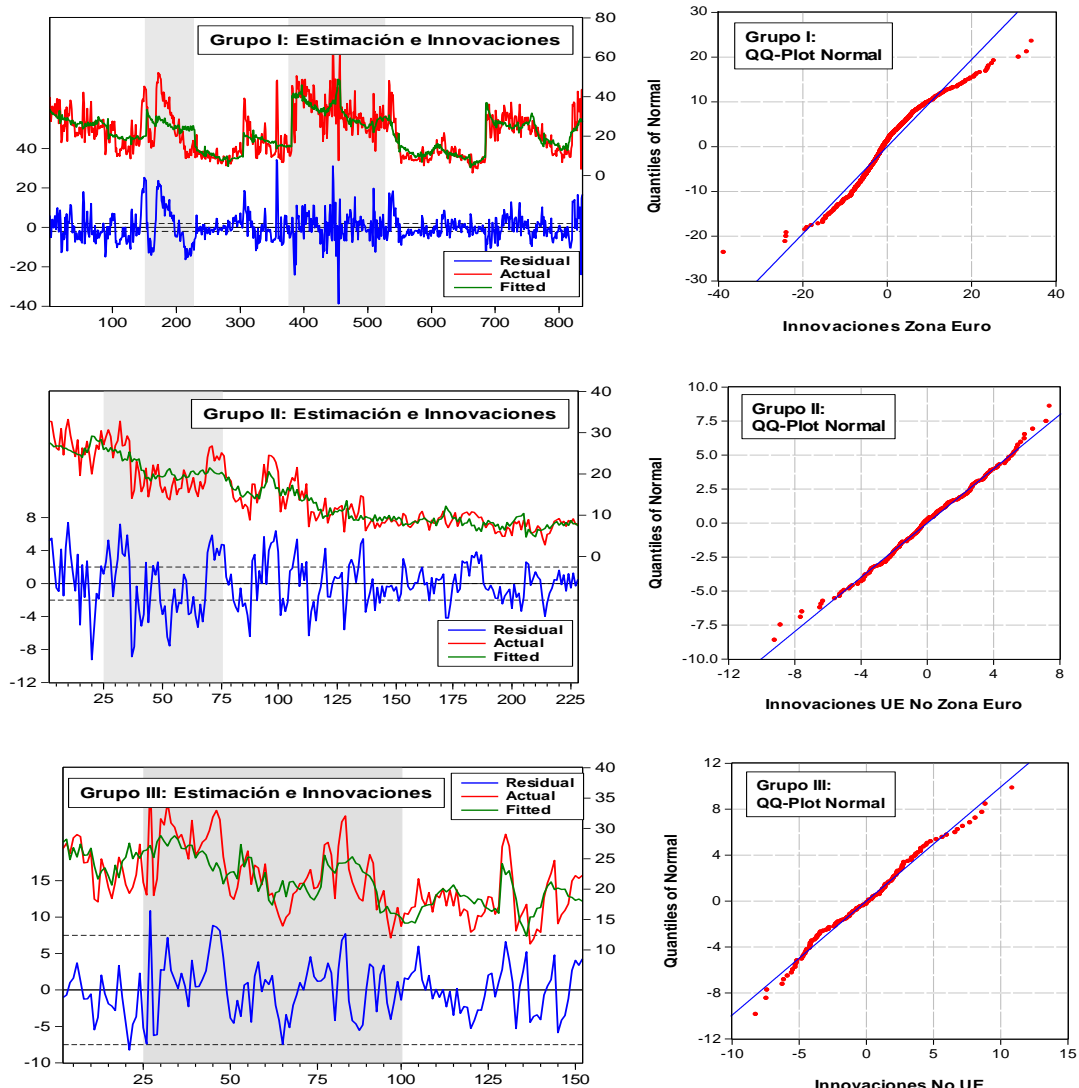
**Fuente:** Resultados en base a la ecuación 12. **Notas:** Método de Estimación Panel EGLS (Cross-section SUR).

Como se menciona en la nota sobre la estimación por Regresiones Aparentemente No Relacionadas (RANR) o Panel EGLS, este método de Mínimo Cuadrados Generalizados se utiliza cuando las innovaciones poseen heterocedasticidad y autocorreladas, tal y como se observó al estimar el MRM. La Tabla A.8 contiene los resultados de los principales indicadores/contrastes de la estimación. Los resultados del MCO (*Unweighted Statistics*) presentan un contraste *d* de Durbin-Watson 0.796, 0.998, 1.193, para los Grupos I, II y III respectivamente. Mediante la estimación por MCG-RANR (*Weighted Statistics*) se logró reducir la autocorrelación de las innovaciones, especialmente para el Grupo I y II al pasar a ser de 1.128 y 1.074, y para el Grupo III a 1.190. Un contraste *d* de DW cercano a 2 indica que no existe autocorrelación de primer grado y menor a 2, autocorrelación positiva de primer grado, es decir, una estructura AR(1). Cuando existe autocorrelación positiva – como en este caso – la matriz de varianzas y covarianzas de las innovaciones tiende a subestimarse; a generar intervalos de confianza de menor amplitud y existe mayor probabilidad de cometer error tipo I, lo cual sido tomado en cuenta en el desarrollo de la investigación. Por último, con la estimación por MCG-RANR, se logra un mejor grado de ajuste al incrementarse en 18.06% para el Grupo I, 6.77% y 0.03% para los Grupos II y III.



Gráfico A.2

Estimaciones del MRM y Contraste de Normalidad de las Innovaciones



Fuente: Resultados en base a la ecuación 12.

En la parte derecha del siguiente gráfico se muestran las series observadas (actual), estimadas (fitted) y las innovaciones de la regresión (residual) por el MRM. En la izquierda, un gráfico *QQ-plot* para contrastar los términos de error estocásticos con una distribución normal estándar, y donde se aprecia que para en Grupo II y III no se rechaza la hipótesis de normalidad. En cambio, para el Grupo I se observa que existe una mayor proporción de valores extremos, lo que sugiere una distribución con colas más pesadas como la *T - Student*. El término idiosincrático representado por las innovaciones de la estimación se comporta como un ruido blanco y evidencia la correcta especificación del modelo. Las áreas sombreadas indican las estimaciones con menor ajuste a las fluctuaciones de la serie observada, en el Grupo I, corresponden a Finlandia, Alemania y Grecia, en el Grupo II y III, Dinamarca y Noruega respectivamente, como resultado de una elevación (disminución) drástica del  $PV^c$  en un corto período de tiempo por causas que no se tratarán en este trabajo.

Tabla A.9

Estimación MRM-MCG para período post-crisis

2008Q4-2013Q4	Zona Euro		UE- No Zona Euro		No UE <sup>a</sup>		PIIGS		No PIIGS	
Variables	Coef.	t-stat	Coef.	tstat	Coef.	tstat	Coef.	tstat	Coef.	tstat
Const.	16.88 (1.136)	14.86***	21.16 (2.614)	8.096***	37.77 (4.90)	7.71***	14.15 (3.795)	3.73***	11.88 (1.574)	7.546***
DESEM	0.668 (0.126)	5.295***	-0.59 (0.381)	-1.546	-5.47 (1.345)	-4.069***	0.886 (0.368)	2.41**	-0.023 (0.127)	-0.177
BONO10Y	-0.118 (0.112)	-1.056	-1.813 (0.375)	-4.829***	0.628 (0.631)	0.995	-0.504 (0.277)	-1.821*	-0.236 (0.223)	-1.056
DEUDA t-1	-0.032 (0.014)	-2.36**	-0.03 (0.02)	-1.498	-0.057 (0.053)	-1.081	0.03 (0.058)	0.514	0.072 (0.012)	6.095***
HCIPVAR t-1	0.60 (0.183)	3.277***	1.464 (0.495)	2.959***	0.597 (0.813)	0.734	0.443 (0.437)	1.012	0.666 (0.165)	4.037***
R-cuadrado ajustado		0.9307		0.8314		0.3337		0.8053		0.9529
G de L. (NT - k - 1)		259		67		43		90		248
DW stat		1.572		0.937		1.095		1.499		1.555
Error Estan. regresión		0.9814		1.0417		3.5076		1.0204		1.0274

Fuente: Resultados en base a la ecuación 12. Notas: <sup>a</sup> No se aplicó Panel EGLS (Cross-section SUR), fue estimado por MCO. Con datos entre 2008Q1 y 2012Q3

Gráfico A.3.1

Promedio del  $PV^c$  PIIGS y No PIIGS

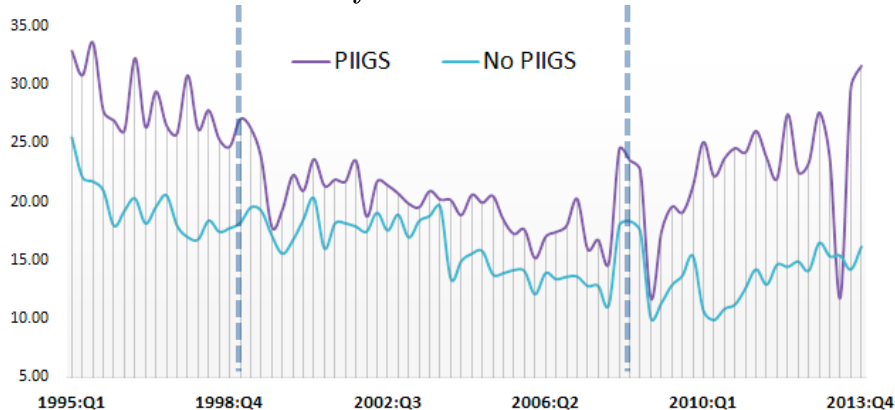
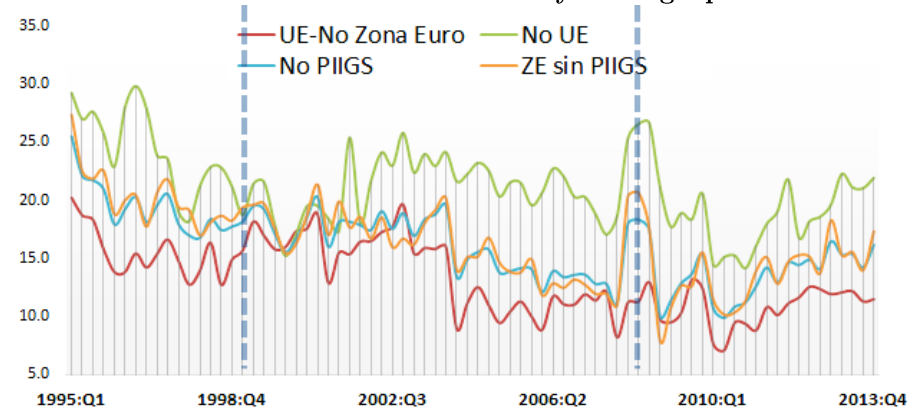


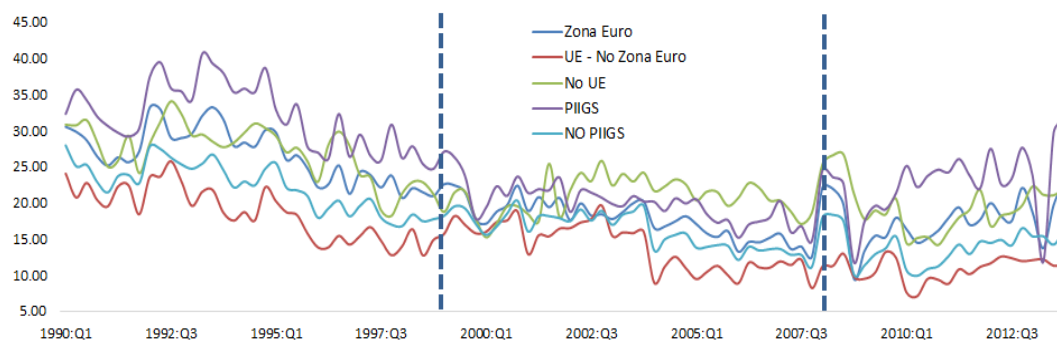
Gráfico A.3.2

Promedio del  $PV^c$  Zona Euro sin PIIGS y otros grupos



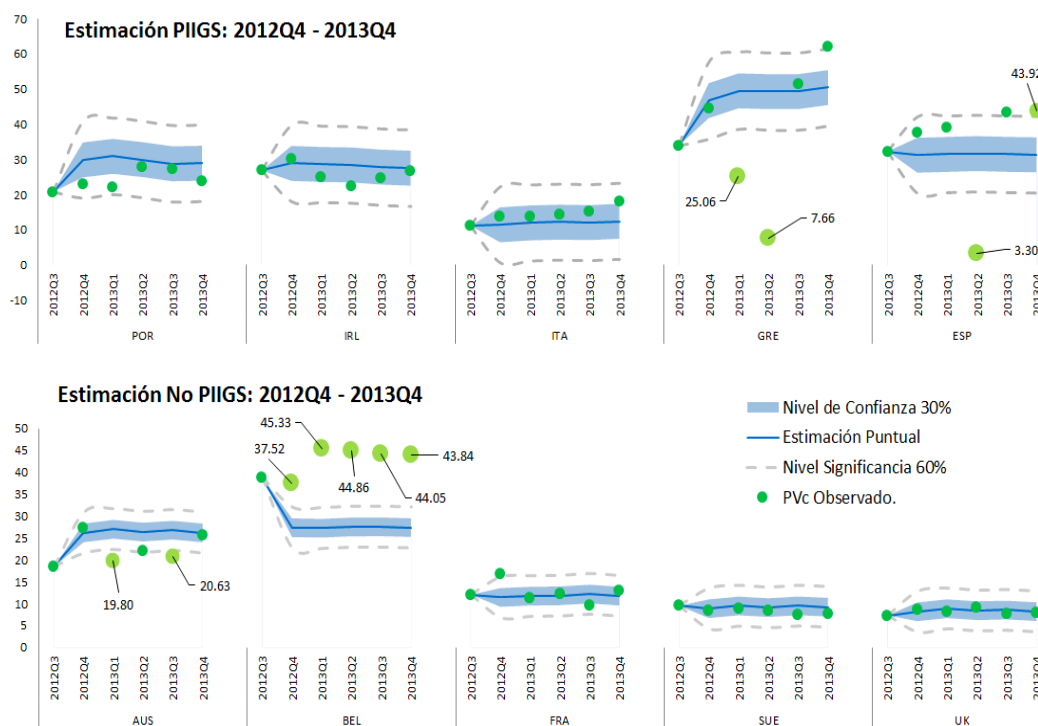
Fuente: Cálculos propios a partir de las series de datos. Notas: Las líneas discontinuas se emplean para separar la serie en los subperíodos establecidos.

Gráfico A.4  
Evolución del Promedio del  $PV^c$  entre 1990 – 2013



**Fuente:** Cálculos propios a partir de las series de datos. **Notas:** Las líneas discontinuas se emplean para separar la serie en los subperíodos establecidos.

Gráfico A.5  
Estimación Puntual y por Intervalo del  $PV^c$  para PIIGS y No PIIGS



**Fuente:** Resultados en base a la ecuación 12 presentados en el Anexo: Tabla A.9. **Notas:** Para su estimación se utilizaron los datos a partir de 2008Q1 hasta 2012Q3. Para la estimación por intervalos se emplearon niveles de confianza del 30% y el 60%, de forma que no sean tan amplios.

Tabla A.10.1  
Correlaciones entre los rendimientos por efecto país por período

Período	País	AUS	BEL	FIN	FRA	ALE	PB	POR	IRL	ITA	GRE	ESP	DIN	SUE	RU	SUI
Pre-Euro 1995 - 1998	BEL	0.66														
	FIN	0.40	0.47													
	FRA	-0.58	-0.05	-0.27												
	ALE	-0.11	-0.24	-0.41	0.01											
	PB	-0.76	-0.29	-0.27	0.68	0.39										
	POR	0.65	0.58	0.12	-0.40	-0.17	-0.53									
	IRL	0.91	0.78	0.41	-0.39	-0.32	-0.72	0.75								
	ITA	-0.15	-0.20	0.05	-0.18	-0.33	-0.22	0.27	-0.04							
	GRE	0.47	0.35	0.23	-0.48	-0.10	-0.39	0.76	0.45	0.14						
	ESP	-0.60	-0.69	-0.48	0.28	-0.05	0.40	-0.33	-0.62	0.30	-0.28					
	DIN	0.93	0.74	0.40	-0.49	-0.25	-0.78	0.69	0.95	-0.08	0.41	-0.63				
	SUE	0.68	0.53	0.63	-0.19	-0.22	-0.39	0.26	0.54	-0.30	0.30	-0.48	0.59			
	RU	-0.10	-0.31	-0.03	-0.52	-0.39	-0.42	-0.01	-0.07	0.28	0.17	0.03	-0.06	-0.32		
	SUI	-0.69	-0.67	-0.62	0.53	0.47	0.64	-0.62	-0.74	-0.07	-0.64	0.58	-0.68	-0.53	-0.33	
NOR	0.94	0.46	0.33	-0.72	-0.03	-0.74	0.57	0.75	-0.12	0.47	-0.39	0.83	0.60	-0.04	-0.58	
Correlaciones calculadas con 16 observaciones temporales.																
Período	País	AUS	BEL	FIN	FRA	ALE	PB	POR	IRL	ITA	GRE	ESP	DIN	SUE	RU	SUI
Post-Euro 1999 - 2007	BEL	0.88														
	FIN	-0.28	-0.24													
	FRA	-0.79	-0.75	0.07												
	ALE	-0.77	-0.77	0.11	0.56											
	PB	-0.42	-0.39	-0.15	0.49	0.37										
	POR	0.89	0.75	-0.23	-0.67	-0.84	-0.38									
	IRL	0.92	0.84	-0.27	-0.79	-0.79	-0.47	0.83								
	ITA	0.39	0.34	-0.16	-0.13	-0.47	0.09	0.42	0.43							
	GRE	0.92	0.77	-0.14	-0.72	-0.84	-0.43	0.95	0.85	0.35						
	ESP	0.13	0.11	-0.38	-0.19	0.01	-0.04	0.09	0.09	-0.21	0.08					
	DIN	0.90	0.76	-0.33	-0.66	-0.83	-0.30	0.90	0.87	0.44	0.91	0.18				
	SUE	0.23	0.17	0.26	-0.22	-0.37	-0.28	0.35	0.15	-0.13	0.44	-0.17	0.32			
	RU	-0.02	0.19	-0.26	-0.15	-0.09	-0.23	-0.11	0.12	-0.14	-0.16	0.12	-0.11	-0.54		
	SUI	-0.16	-0.11	0.14	0.04	0.29	0.22	-0.37	-0.20	-0.12	-0.29	-0.22	-0.29	-0.15	-0.17	
NOR	0.88	0.77	-0.35	-0.60	-0.67	-0.28	0.73	0.87	0.56	0.74	0.12	0.81	-0.01	0.05	-0.19	
Correlaciones calculadas con 36 observaciones temporales.																
Período	País	AUS	BEL	FIN	FRA	ALE	PB	POR	IRL	ITA	GRE	ESP	DIN	SUE	RU	SUI
Post-Crisis 2008 - 2013	BEL	0.31														
	FIN	0.17	-0.15													
	FRA	-0.62	-0.21	-0.53												
	ALE	-0.39	-0.52	-0.09	0.23											
	PB	0.20	0.37	0.09	-0.04	-0.75										
	POR	0.91	0.15	0.24	-0.65	-0.16	-0.03									
	IRL	0.88	0.13	0.37	-0.75	-0.19	-0.02	0.95								
	ITA	0.02	-0.03	-0.23	0.41	-0.09	0.30	-0.01	-0.05							
	GRE	0.74	0.11	0.39	-0.59	-0.45	0.26	0.67	0.71	0.04						
	ESP	-0.34	-0.13	-0.13	0.42	0.03	0.25	-0.29	-0.35	0.24	-0.13					
	DIN	0.62	0.29	0.02	-0.48	-0.20	0.16	0.56	0.56	0.20	0.29	-0.40				
	SUE	0.73	0.25	0.28	-0.78	-0.04	-0.11	0.80	0.79	-0.27	0.51	-0.30	0.62			
	RU	-0.47	-0.21	0.00	0.04	-0.13	-0.20	-0.50	-0.44	-0.45	-0.23	-0.21	-0.50	-0.41		
	SUI	-0.47	0.24	-0.24	0.49	-0.40	0.46	-0.69	-0.65	0.00	-0.43	0.07	-0.24	-0.68	0.32	
NOR	0.68	0.49	-0.05	-0.36	-0.53	0.53	0.56	0.53	0.28	0.47	-0.22	0.64	0.41	-0.54	0.01	
Correlaciones calculadas con 24 observaciones temporales.																

**Fuente:** Cálculos propios en base a las ecuaciones 10 y 11. **Notas:** Valor crítico al 5% (a dos colas). Los datos sombreados corresponden a correlaciones mayores al valor absoluto 0.5. El cuadro A representa los países de la Zona Euro excluyendo a los PIIGS, B para los PIIGS, C son las correlaciones entre los miembros de la UE no de la Zona Euro y D es la correlación de los no miembros de la UE.

Tabla A.10.2

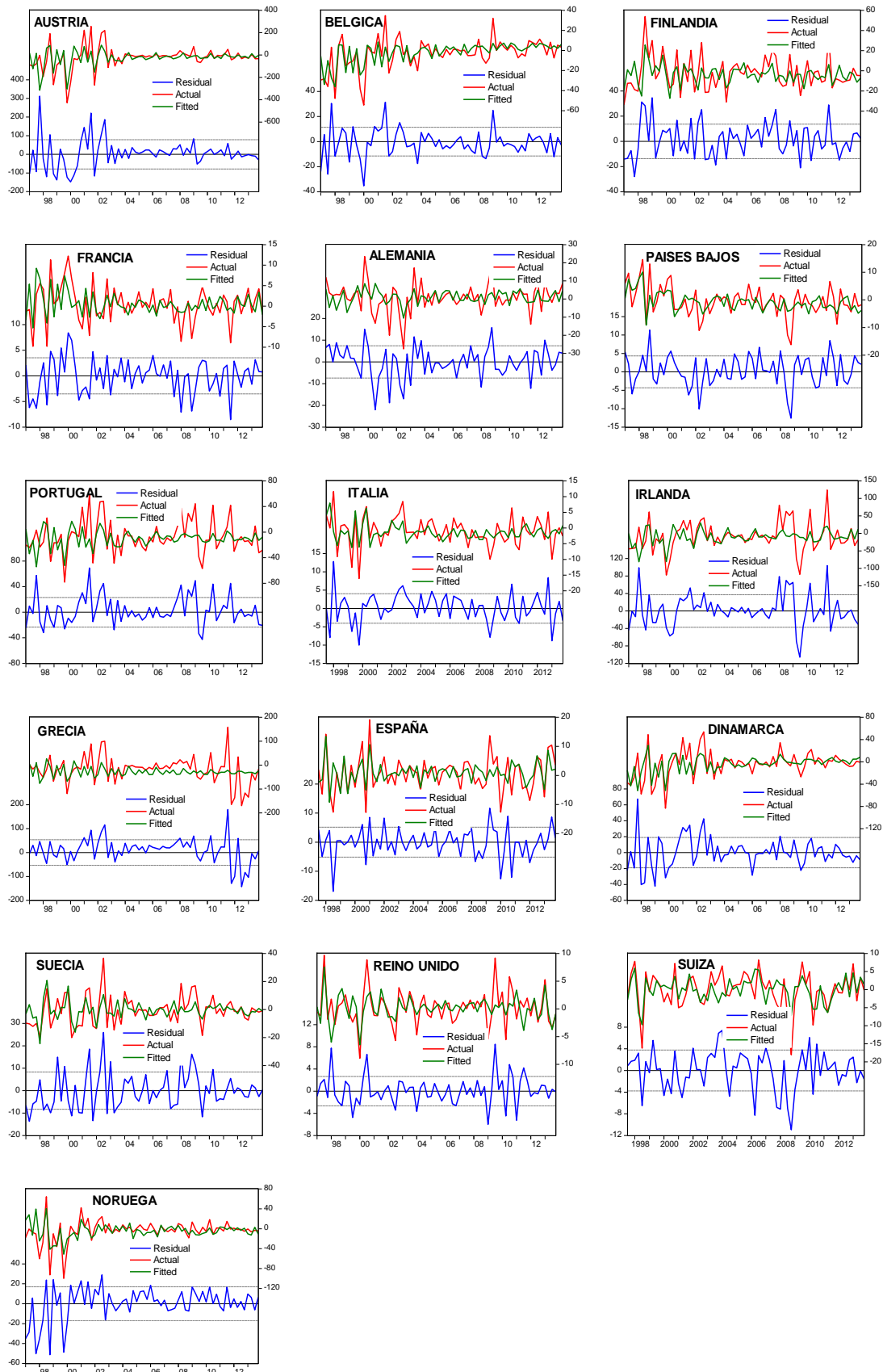
Correlaciones entre las desviaciones estándar por efecto país por período

Período	País	AUS	BEL	FIN	FRA	ALE	PB	POR	IRL	ITA	GRE	ESP	DIN	SUE	RU	SUI
Pre-Euro 1995 - 1998	BEL	0.43														
	FIN	0.33	0.08													
	FRA	0.64	0.14	0.35												
	ALE	0.86	0.72	0.27	0.48											
	PB	0.83	0.68	0.13	0.50	0.86										
	POR	-0.12	-0.35	0.21	0.21	-0.24	-0.42									
	IRL	0.88	0.67	0.25	0.54	0.86	0.88	-0.10								
	ITA	0.20	0.35	-0.08	-0.29	0.34	0.42	-0.42	0.18							
	GRE	-0.12	-0.19	0.53	0.24	-0.18	-0.39	0.69	-0.15	-0.24						
	ESP	0.94	0.35	0.36	0.67	0.84	0.75	-0.08	0.77	0.30	0.01					
	DIN	0.94	0.63	0.26	0.57	0.96	0.87	-0.12	0.94	0.22	-0.15	0.87				
	SUE	0.85	0.12	0.49	0.80	0.60	0.60	0.12	0.68	-0.07	0.24	0.84	0.73			
	RU	0.86	0.60	0.25	0.64	0.90	0.81	-0.29	0.82	0.23	-0.15	0.88	0.88	0.66		
	SUI	0.68	0.31	0.28	0.57	0.60	0.61	-0.35	0.62	0.15	-0.15	0.70	0.62	0.54	0.84	
NOR	0.97	0.34	0.30	0.66	0.77	0.77	-0.10	0.79	0.23	-0.07	0.91	0.86	0.87	0.79	0.64	
Correlaciones calculadas con 16 observaciones temporales.																
Período	País	AUS	BEL	FIN	FRA	ALE	PB	POR	IRL	ITA	GRE	ESP	DIN	SUE	RU	SUI
Post-Euro 1999 - 2007	BEL	0.95														
	FIN	0.88	0.82													
	FRA	0.85	0.85	0.76												
	ALE	0.73	0.67	0.74	0.86											
	PB	0.80	0.76	0.74	0.81	0.88										
	POR	0.70	0.63	0.67	0.64	0.79	0.84									
	IRL	0.90	0.93	0.77	0.88	0.64	0.71	0.59								
	ITA	0.76	0.69	0.73	0.81	0.83	0.85	0.69	0.66							
	GRE	0.75	0.69	0.74	0.63	0.79	0.86	0.96	0.57	0.69						
	ESP	0.95	0.86	0.90	0.85	0.81	0.84	0.75	0.83	0.82	0.79					
	DIN	0.91	0.83	0.84	0.85	0.89	0.91	0.86	0.78	0.89	0.87	0.93				
	SUE	0.79	0.69	0.81	0.74	0.84	0.87	0.92	0.64	0.82	0.91	0.88	0.91			
	RU	0.89	0.86	0.83	0.95	0.85	0.83	0.66	0.89	0.87	0.66	0.92	0.90	0.80		
	SUI	0.80	0.75	0.80	0.81	0.86	0.89	0.86	0.71	0.85	0.87	0.86	0.93	0.88	0.84	
NOR	0.93	0.90	0.83	0.93	0.79	0.76	0.60	0.89	0.80	0.63	0.90	0.89	0.73	0.94	0.78	
Correlaciones calculadas con 36 observaciones temporales.																
Período	País	AUS	BEL	FIN	FRA	ALE	PB	POR	IRL	ITA	GRE	ESP	DIN	SUE	RU	SUI
Post-Crisis 2008 - 2013	BEL	0.84														
	FIN	0.87	0.81													
	FRA	0.90	0.83	0.83												
	ALE	0.85	0.96	0.85	0.87											
	PB	0.86	0.89	0.85	0.85	0.89										
	POR	0.92	0.91	0.82	0.91	0.90	0.93									
	IRL	0.89	0.86	0.79	0.90	0.89	0.91	0.96								
	ITA	0.87	0.88	0.91	0.83	0.87	0.85	0.84	0.77							
	GRE	0.31	-0.05	0.38	0.29	0.08	0.08	0.02	0.03	0.23						
	ESP	0.25	0.11	0.40	0.37	0.18	0.11	0.16	0.12	0.35	0.49					
	DIN	0.78	0.86	0.66	0.76	0.79	0.86	0.90	0.87	0.71	-0.19	-0.05				
	SUE	0.80	0.91	0.74	0.82	0.86	0.92	0.94	0.91	0.77	-0.14	0.03	0.93			
	RU	0.88	0.93	0.83	0.85	0.92	0.96	0.95	0.92	0.87	0.02	0.08	0.86	0.95		
	SUI	0.81	0.97	0.82	0.85	0.97	0.93	0.92	0.90	0.87	-0.03	0.15	0.84	0.92	0.95	
NOR	0.78	0.87	0.75	0.80	0.82	0.91	0.92	0.87	0.80	-0.13	0.09	0.90	0.96	0.91	0.90	
Correlaciones calculadas con 24 observaciones temporales.																

**Fuente:** Cálculos propios en base a las ecuaciones 10 y 11. **Notas:** Valor crítico al 5% (a dos colas). Los datos sombreados corresponden a correlaciones mayores al valor absoluto 0.5. El cuadro A representa los países de la Zona Euro excluyendo a los PIIGS, B para los PIIGS, C son las correlaciones entre los miembros de la UE no de la Zona Euro y D es la correlación de los no miembros de la UE.

Gráfico A.6.1

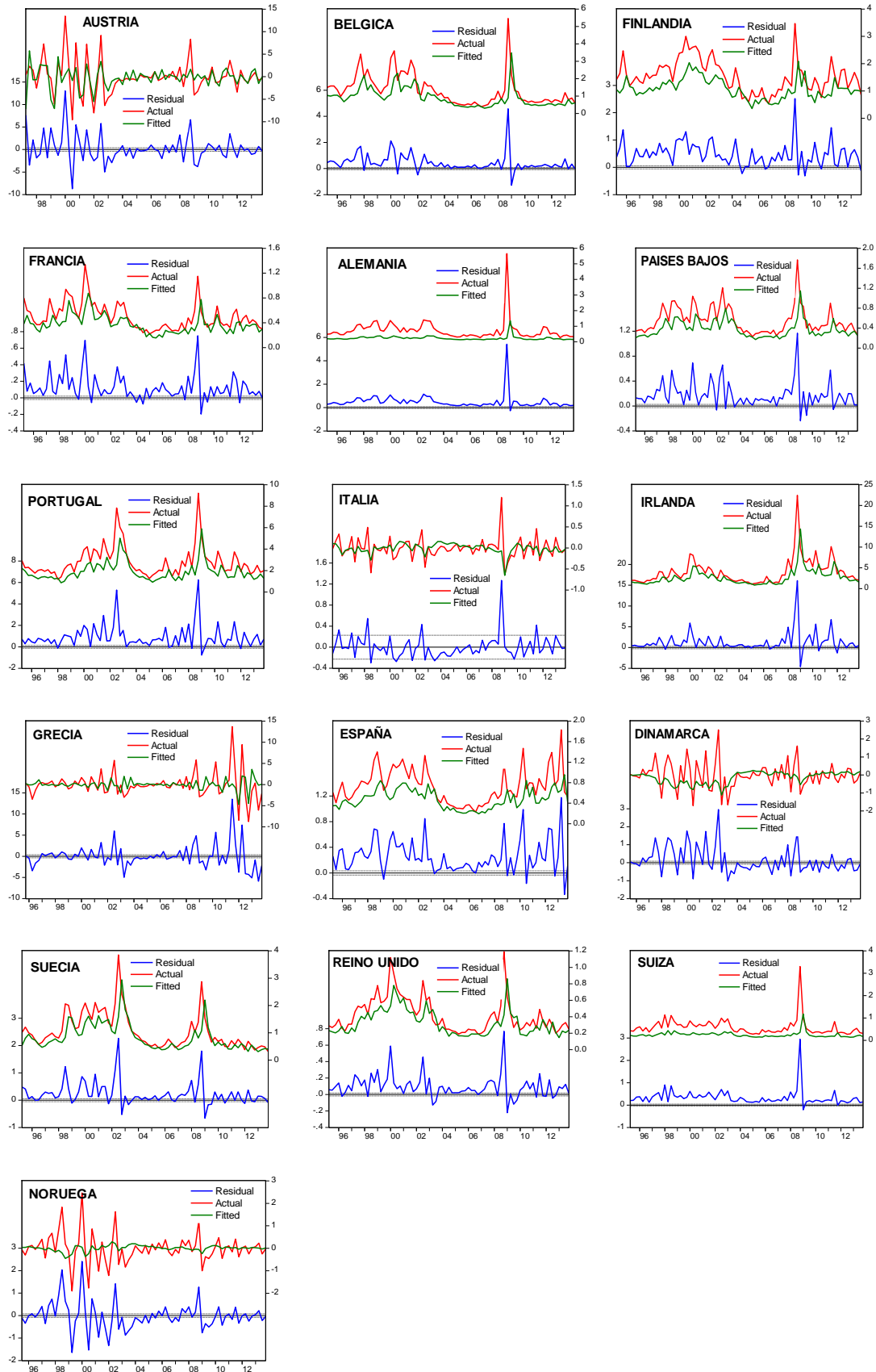
Valores observados de rendimientos y estimaciones del Modelo ARIMA



Fuente: Resultados en base a la ecuación 9.

Gráfico A.6.2

Valores observados de desviación estándar y estimaciones del Modelo ARIMA



Fuente: Resultados en base a la ecuación 9.