

ANÁLISIS SECTORIAL DEL IMPACTO DE LAS VARIACIONES DEL PRECIO DE LA ELECTRICIDAD EN EL MERCADO DE RENTA VARIABLE ESPAÑOL

Mikel Picallo Guembe

Trabajo de investigación 013/014

Master en Banca y Finanzas Cuantitativas

Tutora: Dra. M^a Dolores Furió Ortega

Universidad Complutense de Madrid

Universidad del País Vasco

Universidad de Valencia

Universidad de Castilla-La Mancha

www.finanzascuantitativas.com

RESUMEN

La consolidación de la liberalización del mercado ibérico de electricidad y los sucesivos cambios normativos de los últimos años han favorecido un creciente interés por analizar la relaciones que pudieran existir entre el precio de la electricidad y los distintos sectores económicos. Este trabajo examina la relación entre el precio de la electricidad resultante del mercado diario y los rendimientos de las acciones de empresas españolas agrupadas por sectores. Para el presente estudio se han tomado seis series de índices sectoriales y dos grupos eléctricos en el periodo temporal comprendido entre los años 2001 y 2013. Además se estudia la presencia de cambios estructurales a lo largo del periodo analizado que pudieran alterar la relación entre las fluctuaciones del precio eléctrico y las variaciones de precios de la renta variable española. Los resultados muestran que la sensibilidad de las acciones a los cambios del precio del mercado diario es muy reducida, para todos los sectores analizados incluso para las compañías eléctricas, asimismo no se detectan cambios estructurales con la muestra empleada para el análisis.

1 - INTRODUCCIÓN

Desde la liberalización del sector eléctrico en España y Portugal y la creación del mercado Ibérico de la electricidad en 1998, los cambios regulatorios que han permitido la sustitución del mercado regido con precios regulados por el mercado en el cual los precios se forman a través de la oferta y la demanda han sido constantes. Estos cambios normativos han afectado a todos los agentes del mercado (productores, agentes del mercado mayorista, consumidores finales de energía eléctrica...), quizás de manera heterogénea pero generalizada.

La electricidad es un input fundamental en el proceso productivo de la mayoría de las empresas, así como un bien de primera necesidad para los pequeños consumidores, de tal manera que la transición del mercado regulado al liberalizado ha supuesto una gran preocupación para los gobiernos involucrados en dicho proceso. Es por ello que se decide analizar esta posible sensibilidad de la economía española a la variación de los precios de la electricidad, a través del mercado de renta variable.

Por un lado, la variación de precios de la electricidad podría afectar al rendimiento de las acciones españolas (excluidas las compañías eléctricas) y este efecto podría ser negativo, ya que un mayor precio del factor productivo incrementaría los costes empresariales, reduciéndose el beneficio para un nivel determinado de ingresos. Esta reducción del beneficio sería castigada por los inversores y las cotizaciones de estos activos caerían.

Por otro lado, el efecto de las variaciones del precio de la electricidad en los grupos empresariales eléctricos no parece estar tan claro. A priori podría plantearse que el alza de los precios de la electricidad podría favorecer a estas compañías, pero es muy importante analizar qué papel toma cada una de ellas en el mercado liberalizado. Si la empresa es oferente en el mercado mayorista, podría verse beneficiada por las subidas del precio de la electricidad, siendo perjudicadas las compañías energéticas del lado de la demanda.

Es importante destacar que la mayoría de los conglomerados eléctricos son grupos de alta integración vertical que se dedican a la mayor parte de las actividades relacionadas con la producción y comercialización de la energía eléctrica, a excepción del transporte que es una actividad exclusiva de Red

Eléctrica de España, S.A. Por tanto parece razonable pensar que las compañías vendedoras netas de electricidad en el mercado diario podrían ser beneficiadas de alzas de los precios eléctricos, mientras que las compradoras netas serían perjudicadas en esa misma situación.

La existencia de esta posible relación entre electricidad y rendimientos empresariales podría no ser estable en el tiempo, tal y como se demostró en trabajos de [Broadstock et al, \(2012\)](#) y [Aloui et al. \(2012\)](#), entre otros. Por ello se plantea un análisis de cambio estructural para detectar los posibles efectos que han podido tener las tensiones geopolíticas y cambios normativos en las leyes energéticas.

El objetivo principal del estudio es observar el nexo existente entre las variaciones de cotizaciones de las empresas españolas y las fluctuaciones de precios del mercado ibérico diario de electricidad, observando con atención las compañías eléctricas para determinar si les favorecen o perjudican los movimientos de precios en este mercado mayorista de reciente creación.

Además de contribuir a la detección del cambio estructural entre las variables a explicar y el regresor "variaciones precio de la electricidad" a través del test de cambios estructurales múltiples propuesto por [Bai and Perron \(1998, 2003\)](#), este trabajo se centra en el mercado bursátil español y su mercado de electricidad, siendo España el país en el que se genera la mayor parte de la energía negociada en la península ibérica.

El estudio resulta de especial interés ya que los sucesivos cambios legislativos ocurridos en los últimos años podrían haber alterado la relación entre las variaciones del precio de la electricidad y los rendimientos empresariales.

Los resultados del estudio son muy interesantes. Por un lado la sensibilidades de las empresas españolas a las fluctuaciones del precio de la electricidad parecen ser reducidas o nulas y no parece que existan cambios en esta limitada relación a lo largo del tiempo analizado. Por otro lado, al contrario de lo que pudiera esperarse, las cotizaciones de las compañías eléctricas no se muestran sensibles a las variaciones del MW/h, ya que parece no afectarles las fluctuaciones del precio eléctrico.

El estudio está organizado de la siguiente manera: El epígrafe segundo cita las fuentes utilizadas para la creación del trabajo. El tercer apartado describe los

datos utilizados. El epígrafe cuarto expone la metodología empleada. El quinto apartado muestra los resultados obtenidos para finalizar con el epígrafe sexto que incluye las conclusiones del análisis.

2 – LITERATURA

El Mercado Ibérico de Electricidad es un mercado complejo con numerosas particularidades que es necesario tener en cuenta para realizar un análisis adecuado. Así, dicho mercado puede desglosarse de la siguiente manera:

- Producción de energía
- Transporte y distribución
- Comercialización

El transporte y la distribución de la energía, son actividades reguladas de las que se encarga Red Eléctrica de España. Se trata de un monopolio natural por la cantidad y cuantías de inversión que necesitan dichas actividades, por ello, se considera más eficaz el mantenimiento del monopolio que la apertura de esta estructura de mercado a la competencia. Las tarifas relacionadas con estos servicios están reguladas.

La producción y comercialización de energía son actividades abiertas a la competencia. La primera está asociada al mercado mayorista, en el que los generadores de energía hacen sus ofertas a los agentes compradores. La segunda actividad está relacionada con el mercado minorista, en el que los agentes comercializadores compiten para garantizar el suministro de energía a los clientes finales.

Nuestro interés se centra en el mercado mayorista, que en la actualidad está compuesto por un mercado de contratación bilateral, un mercado de contratación diaria e intradía (OMEL), un mercado de contratación a plazo (OMIP) y un mercado de servicios de sistema que funciona en tiempo real para ajustar el equilibrio entre oferta y demanda. Dentro del mercado mayorista, los precios que se forman en el mercado diario son los que se utilizan en el presente

trabajo.¹

Hasta donde sabemos, el presente estudio es el primer trabajo que analiza la relación entre el mercado de renta variable español y el mercado spot eléctrico (mercado diario).

Existen estudios en los que se analizan los movimientos de variables energéticas sobre rentabilidades de acciones, analizando la renta variable por sectores; ese es el caso de [Nandha and Faff \(2008\)](#), en el periodo analizado por los autores (desde 1983 hasta 2005), la mayoría de los 35 índices sectoriales analizados mostraban un impacto negativo a las fluctuaciones del precio del petróleo, a excepción de los índices energéticos.

La literatura que se centra en el análisis de las relaciones entre las variaciones del precio del petróleo y las cotizaciones bursátiles es bastante extensa. En general, no se obtienen en estos estudios conclusiones homogéneas. Por un lado, [Park and Ratti \(2008\)](#), [Miller and Ratti \(2009\)](#) y [Sadorsky \(1999\)](#) reportan una relación negativa entre las rentabilidades de las acciones y los cambios en el precio del petróleo. A su vez, [Zhu et al. \(2011\)](#) en su análisis de 14 países entre los años 1995 y 2009 y [Aroui and Rault \(2012\)](#) muestran que el efecto entre las fluctuaciones de los hidrocarburos y las acciones es positivo. Existen estudios en los que no se encuentra una relación clara entre estas variables, como es el caso del trabajo de [Apergis and Miller \(2009\)](#), en el que se analizan las relaciones entre fluctuaciones del petróleo y rendimientos de las acciones para 8 de las mayores economías del mundo.

A parte de la existencia y del efecto positivo o negativo de esta relación, en estos trabajos se apunta a que podrían existir dos importantes factores que determinaran esta relación:

En primer lugar, [Filis et al. \(2011\)](#) que analizan el efecto positivo o negativo con dos grupos de países importadores y exportadores netos y [Kilian and Park \(2009\)](#) en su trabajo para el mercado estadounidense, explican que la respuesta de las rentabilidades de las acciones depende de si el shock viene por el lado de la oferta o por el lado de la demanda. En el caso del mercado eléctrico no resulta

¹ Para una descripción del mercado Ibérico en profundidad, véase el trabajo "Descripción del Funcionamiento del MIBEL", 2009, en el que se expone detalladamente la estructura del mercado, el funcionamiento del mercado mayorista y minorista, de los mercados a plazo, interconexiones, etc.

sencillo determinar el origen del "shock" y no se ha analizado en el presente estudio.

En segundo lugar, [Park and Ratti \(2008\)](#), que analiza EE.UU. y 13 países de la OCDE entre 1986 y 2005, y [Ratti \(2009\)](#), que analiza distintos países entre 1971 y 2008, muestran que el efecto positivo o negativo depende de si el país es importador o exportador neto de crudo. Por su parte, [Jiménez-Rodríguez and Sanchez \(2005\)](#) con su análisis de EE.UU., reino Unido, Italia, España, Alemania y Francia y [Nandha and Faff \(2008\)](#) obtienen que el efecto será negativo en el caso de países importadores netos y positivo en el caso de países exportadores netos.

Este efecto de país importador o exportador neto no es extensible de una manera directa a nuestro análisis, pero el efecto entre rentabilidades de acciones y fluctuaciones de electricidad puede ser contrastado en compañías eléctricas compradoras netas o vendedoras netas en el mercado diario. Dado que la mayoría de las empresas eléctricas se dedican a la mayor parte del proceso de producción, en función de su posición en el mercado spot, se verán afectadas de una u otra manera ante las variaciones del precio del MW/h.

El caso particular de España es estudiado por [Moya-Martínez P. et al. \(2014\)](#), para ello los autores analizan la relación que existe entre las variaciones del precio del petróleo y catorce índices sectoriales formados por empresas españolas, mientras que en el presente estudio se estudian las interrelaciones entre 6 índices sectoriales y las variaciones del precio spot de la electricidad. [Moya-Martínez P. et al. \(2014\)](#) observan un reducido impacto de las fluctuaciones del petróleo en los 14 índices sectoriales, asimismo muestran que la relación entre las variaciones del precio del petróleo y las rentabilidades de las empresas cambia a lo largo del periodo muestral utilizado (1993-2010).

Si bien existen otros estudios en los que se analizan grupos de países de una manera más general; [Aroui et al. \(2012\)](#), [Park and Ratti \(2008\)](#), sin entrar en detalle en las particularidades de cada uno de los mercados analizados.

3 - DESCRIPCIÓN DE LOS DATOS UTILIZADOS

El periodo muestral utilizado para realizar el presente estudio tiene su inicio en enero del año 2001 y finaliza en diciembre de 2013. La liberalización del mercado español de electricidad tuvo lugar en enero de 1998, si bien es verdad que en los primeros años de negociación del mercado diario el proceso de formación del precio en dicho mercado podría verse afectado por mucho ruido, ya que generalmente los agentes necesitan un periodo de adaptación para que se consoliden sus comportamientos. Por ello y unido a la disponibilidad de los 6 índices sectoriales que nacen el 1 de enero de 2001, se decide utilizar los 13 años que abarcan el periodo de estudio arriba citado.

Se ha utilizado la familia de índices sectoriales creados por la Bolsa de Madrid. Cada uno de estos índices contiene entre 3 y 7 índices subsectoriales que no han sido considerados para el presente estudio, ya que el mercado de renta variable español no es lo suficientemente amplio como para analizar el impacto que podrían tener los regresores sobre 29 índices subsectoriales. Además, algunos de estos subíndices se componen de un único valor en algunos momentos del tiempo, mermando considerablemente la liquidez y representatividad de dicho índice al subsector al que hacen referencia.

En consecuencia, los 6 índices sectoriales considerados para el estudio son los siguientes:

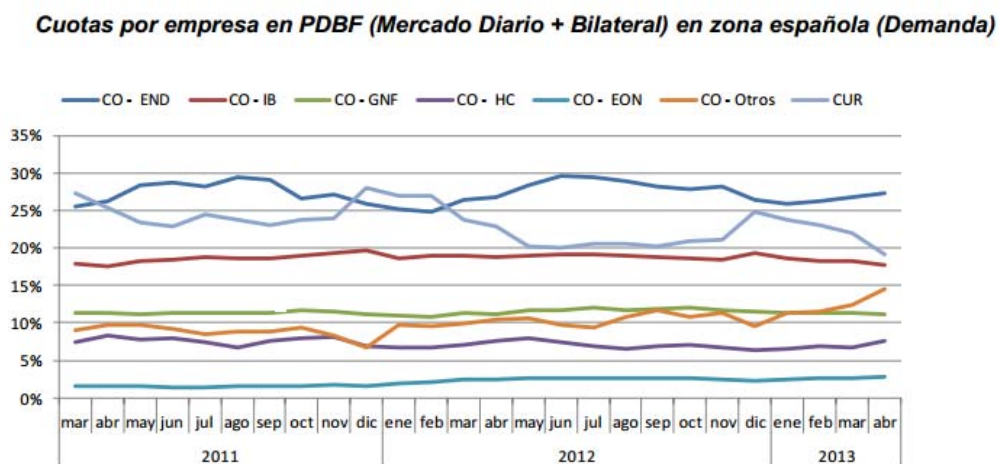
- 1) Petróleo y Energía
- 2) Materiales básicos, industria y construcción
- 3) Bienes de Consumo
- 4) Servicios de Consumo
- 5) Servicios Financieros e Inmobiliarios
- 6) Tecnología y telecomunicaciones

Adicionalmente se han considerado las cotizaciones de ENDESA e IBERDROLA, S.A. que son los dos grupos eléctricos más importantes de España. Estas dos compañías han ido perdiendo importancia en el mercado

diario dando paso a otros operadores de generación en régimen especial, pero siguen teniendo gran importancia en los contratos bilaterales y el mercado diario, como puede observarse en la figura 1. ²

FIGURA 1

Cuotas empresariales en mercado diario y contratos bilaterales (demanda) entre los años 2011 y 2013.



Fuente: SGIME (CNE)

La cartera de mercado está representada por el Índice General de la Bolsa de Madrid (IGBM) que contiene más de 100 valores de renta variable. Las series de precios diarios de índices sectoriales y del IGBM han sido proporcionadas directamente por BME Renta Variable (Bolsas y Mercados Españoles).

El mercado diario de electricidad es desde 1998 para España y desde 2007 para Portugal un punto de encuentro entre la oferta y la demanda de la electricidad. Si bien, la importancia de los contratos bilaterales ha aumentado mucho en los últimos años, el mercado diario continua teniendo un papel fundamental en la formación del precio de la electricidad.

Por ello, se ha utilizado la media aritmética de los precios para las 24 horas del día siguiente como precio diario de la electricidad, esto es, el precio de carga

²http://www.cne.es/cne/Publicaciones?id_nodo=526&accion=1&soloUltimo=si&IdCat=26&keyword=&auditoria=F Último acceso 30/08/2014.

base. En la muestra se han escogido los precios de los miércoles, calculados de la manera citada anteriormente. Esta información ha sido extraída de OMI-Polo Español, S.A.³

Para terminar con la presentación de las variables que se utilizan en el presente estudio, disponemos de la rentabilidad del bono español a 10 años. Son observaciones semanales del miércoles de cada semana tomadas de Reuters. Esta variable ha sido incorporada como regresor ya que los tipos de interés a largo plazo reflejan expectativas de las inversiones además de ser indicador del coste de la financiación de las empresas, por tanto al afectar a la estructura de costes y la actividad de las compañías de una manera tan directa, frecuentemente las variaciones de estos tipos de interés afectan a la evolución de la renta variable.

Las rentabilidades que se han utilizado en el estudio han sido calculadas utilizando datos de cierre de precios del miércoles para todas las series. En el caso de los índices y las cotizaciones de las dos empresas eléctricas, si algún miércoles fuese festivo bursátil, se tomaría el día hábil inmediatamente posterior. La existencia de distintas operaciones financieras tales como (ampliaciones y reducciones de capital, splits...) hacen que los índices sean ajustados automáticamente, al igual que con las distribuciones de dividendos. Como se observa en la figura 2, en el caso de la eléctrica Iberdrola S.A., el desdoblamiento o "split" del 8 de octubre de 2007 ha sido subsanado para evitar un dato de rentabilidad desorbitado y erróneo.

³ <http://www.omie.es/files/flash/ResultadosMercado.swf>. Último acceso 02/09/14.

FIGURA 2

Cotizaciones en € de Iberdrola, S.A. y Endesa entre los años 2001 y 2013.

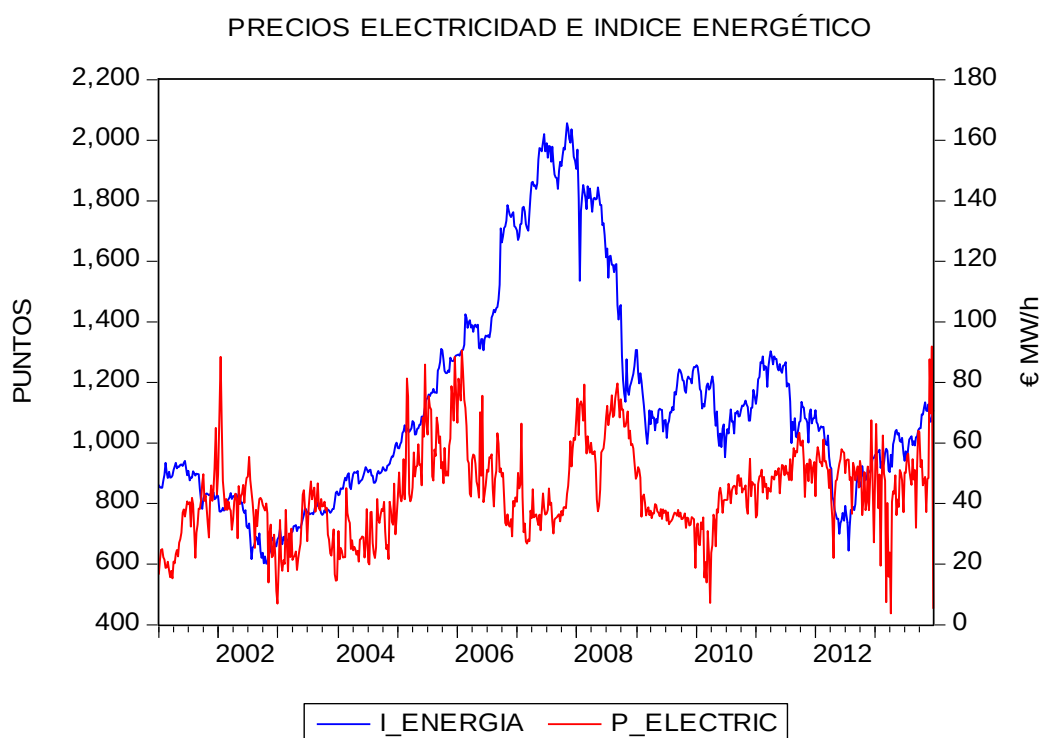


Las ventajas que nos proporcionan los datos semanales son bien conocidas. Así, siguiendo a [Arouri y Rault \(2012\)](#), los datos semanales permiten eliminar ruido de observaciones de alta frecuencia, al mismo tiempo que eliminan los problemas que pudieran surgir considerando valores con poca liquidez. Además, tomando las cotizaciones del miércoles se mitiga el efecto del fin de semana, permitiendo que el mercado se tome su tiempo para interpretar los cambios en las variables económicas ocurridos en dichas jornadas no lectivas. Finalmente los datos semanales, a diferencia de datos mensuales o anuales, permiten disponer de una muestra que se considera suficiente (677 observaciones para cada serie) para obtener resultados más fiables.

Los rendimientos calculados para el análisis son diferencias logarítmicas de las realizaciones de las variables para cada miércoles del periodo de estudio, a excepción de las diferencias de rentabilidad del bono a 10 años, que son diferencias simples entre cada observación de la serie.

FIGURA 3

Cotización del índice Petróleo y Energía en puntos (escala izquierda) y del precio de la electricidad en € MW/h (escala derecha) entre los años 2001 y 2013.



La figura 3 muestra de una manera muy general la evolución del precio de la electricidad en € por cada MW/h en la escala derecha y el índice de energía de Bolsa de Madrid en puntos en la escala izquierda para el periodo de tiempo comprendido entre el 1 de enero de 2001 y el 31 de diciembre de 2013. Los precios del mercado diario de electricidad se han movido de una manera más virulenta pero con una tendencia bastante parecida a la del índice energético entre los años 2003 y 2006.

Entre los años 2006 y 2008 el índice sectorial se ve favorecido por el alza de los precios del petróleo y la expansión económica de ese periodo, mientras que los precios del mercado diario de electricidad toman una tendencia contraria. Esto podría explicarse por el aumento de potencia de producción instalada, (tecnologías de ciclo combinado y energías renovables), que aumentaron la oferta de electricidad en el mercado diario.

Finalmente, se observa una mayor variabilidad de los precios del mercado eléctrico en los últimos años de la serie. En este periodo, el precio de la electricidad del mercado spot alcanza los mínimos del periodo analizado; las reducciones de demanda, el gran crecimiento de la energía eólica y una intensa hidraulicidad podrían ser las causas de estos reducidos precios.⁴

TABLA 1

Correlaciones entre índices sectoriales, Iberdrola, Endesa, cartera de mercado, variaciones del precio de la electricidad y de los tipos de interés a 10 años.

CORRELACIONES	I. ENER-GIA	I. MAT. BASICOS	I. CON-SUMO	I. SERVI-CIOS	I. FINAN-CIERO	I. TECNO-LOGIA	IBER-DROLA	ENDE SA	IGBM	ELEC.	BONO 10
I. ENERGIA	1,0000										
I. MAT. BASICOS	0,7625	1,0000									
I. CONSUMO	0,5485	0,6422	1,0000								
I. SERVICIOS	0,6964	0,8238	0,6401	1,0000							
I. FINANCIERO	0,7685	0,7894	0,5637	0,7695	1,0000						
I. TECNOLOGIA	0,6386	0,5770	0,4409	0,6210	0,6937	1,0000					
IBERDROLA	0,8779	0,6434	0,4650	0,5587	0,6346	0,4856	1,0000				
ENDESA	0,7031	0,5542	0,3813	0,5409	0,5632	0,4964	0,5315	1,0000			
IGBM	0,8632	0,8501	0,6427	0,8317	0,9586	0,8158	0,7170	0,6290	1,0000		
ELECT.	-0,0323	-0,0200	0,0020	0,0158	-0,0321	-0,0364	-0,0209	-0,0161	-0,0303	1,0000	
BONO 10	-0,0819	-0,0219	0,0869	-0,0254	-0,0500	-0,0089	-0,1177	-0,0335	-0,0362	0,0319	1,0000

La tabla 1 hace referencia a las correlaciones entre las variables que utilizaremos en el estudio. Como era de esperar las correlaciones entre las rentabilidades de los índices sectoriales y el IGBM son elevadas. Por el contrario, las correlaciones que observamos de las variaciones del precio de la electricidad y las distintas industrias representadas por los índices sectoriales son muy reducidas y casi todas negativas. Los valores mas alejados de 0 son para el índice de energía, el tecnológico y el de servicios financieros. Incluso observando las correlaciones de Iberdrola y Endesa con las variaciones de precios eléctricos, son más reducidas de lo que cabría esperar además de ser negativas. Esto podría argumentarse bajo el conocimiento que ambos conglomerados eléctricos, son compradores

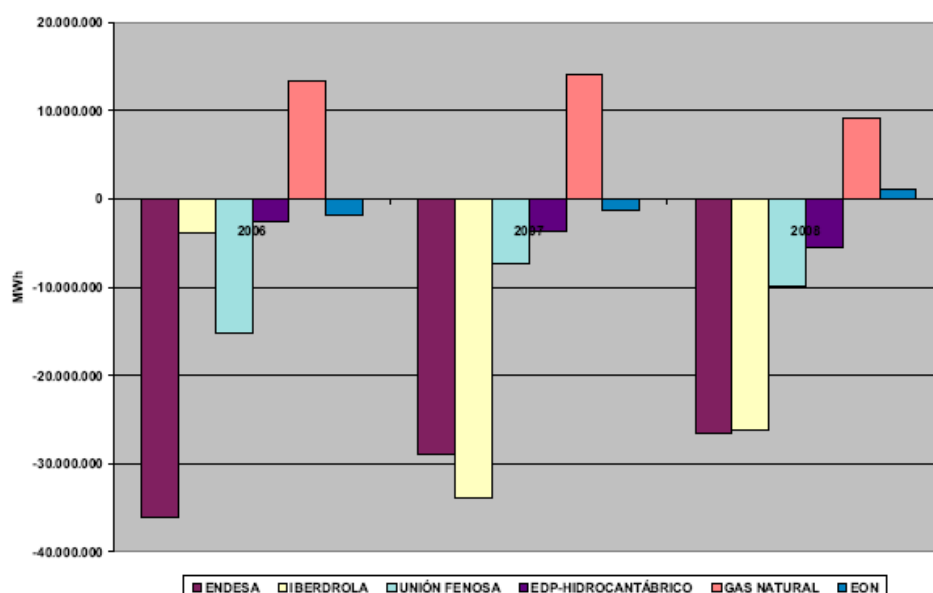
⁴ http://www.pwc.es/es_ES/es/publicaciones/energia/assets/diez-temas-candentes-del-sector-electrico-espanol-para-2012.pdf. Último acceso 03/09/2014.

netos en el mercado mayorista de electricidad, así, un aumento de los precios eléctricos perjudicaría dichas compañías, como se muestra en la figura número 4, extraída del informe “Descripción del funcionamiento MIBEL”.

FIGURA 4

Posición neta de los principales grupos empresariales entre 2006 y 2008. Una posición neta positiva implica que el grupo empresarial es vendedor neto en el mercado mayorista, es decir, tiene mayor actividad de generación que de comercialización. Por el contrario la posición neta negativa hace referencia a los grupos empresariales compradores netos.

Figura 2.2.2 Posición neta de los principales grupos empresariales



Fuente: CNE y OMEL

Por otro lado, las reducidas correlaciones entre los regresores del estudio (IGBM, electricidad y rentabilidad del bono), descartan posibles problemas de multicolinealidad.

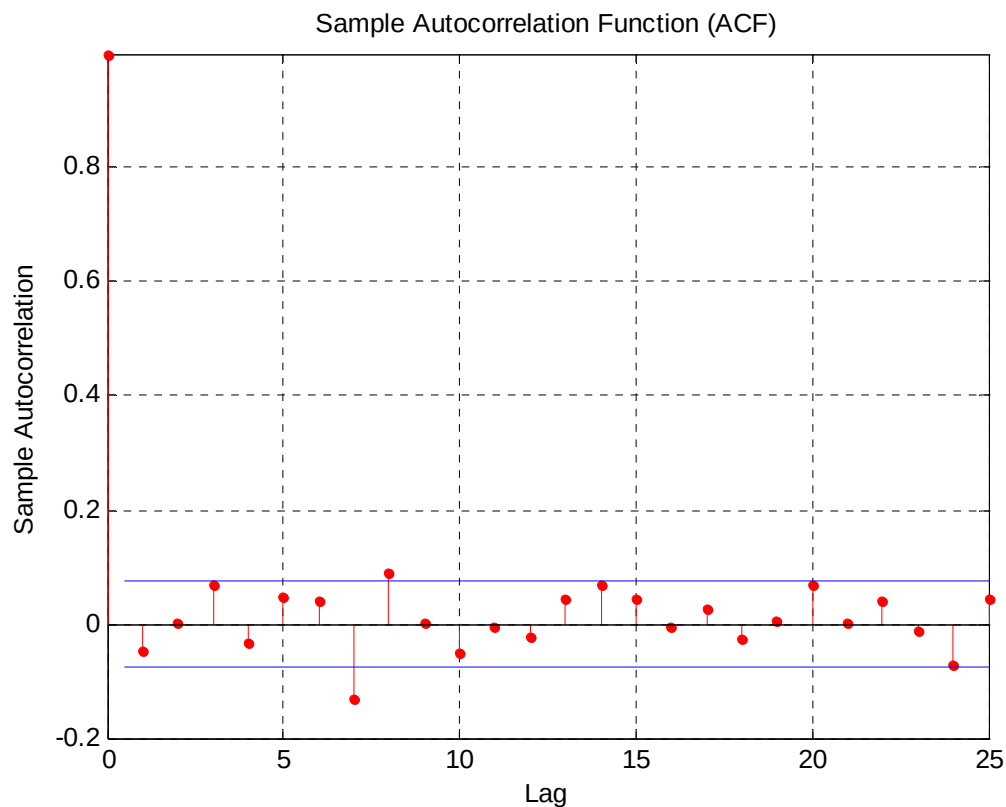
Los estadísticos descriptivos más relevantes se presentan en la tabla 2. La media de las rentabilidades para cada serie es muy cercana a 0. En cuanto a la variabilidad de estas series, las diferencias en precios de la electricidad son extremadamente volátiles en comparación con la del resto de las series.

Tanto observando la distribución de las series como con los resultados del test de normalidad de Jarque-Bera observamos que se rechaza la hipótesis de normalidad al 1% de nivel de significación. Además los valores de exceso de asimetría y curtosis nos reafirman esta conclusión.

Finalmente queremos saber si las series son estacionarias y para ello observamos la función de autocorrelación simple para cada serie. En ellas podemos comprobar que para los 20 retardos propuestos no existe autocorrelación residual, ya que desde el primer retardo en adelante la autocorrelación está entre bandas. La ausencia de esta autocorrelación residual nos permite obtener un estimador de Mínimos Cuadrados Ordinarios consistente y con buenas propiedades.

FIGURA 5

Función de autocorrelación simple del índice Petróleo y Energía.



Se ha decidido argumentar la ausencia de autocorrelación residual únicamente con la función de autocorrelación simple del índice de energía por la similitud de aspecto de las funciones de autocorrelación simple del resto de variables dependientes. De manera visual en la figura 5, se observa que desde el retardo 1

la autocorrelación está entre bandas.

Estas conclusiones quedan confirmadas con el test de Dickey-Fuller, en el que la hipótesis nula (existencia de raíces unitarias) se rechaza para todas las series al 1% de nivel de significación. Por tanto las series de rentabilidades son integradas de orden 0.

TABLA 2

Estadísticos descriptivos de los índices sectoriales, Iberdrola y Endesa, rendimientos de la cartera de mercado, variaciones del precio de la electricidad y del bono a 10 años.

	I. ENERGIA	I. MAT. BÁSICOS	I. CONSUMO	I. SERVICIOS	I. FINANCIERO	I. TECNOLOGIA
MEDIA	0,0004	0,0011	0,0023	0,0008	-0,0004	-0,0003
MEDIANA	0,0016	0,0045	0,0035	0,0038	0,0016	0,0004
MÍNIMO	-0,1634	-0,1446	-0,1005	-0,1572	-0,1909	-0,1288
MÁXIMO	0,1404	0,1167	0,0928	0,1067	0,1789	0,1677
DESV. ESTANDAR	0,0308	0,0329	0,0241	0,0311	0,0421	0,0354
COEF. DE ASIMETRÍA	-0,4779	-0,5324	-0,2849	-0,5576	-0,1050	-0,1575
EXCESO DE CURTÓISIS	3,9670	1,5766	1,8952	2,6705	1,8791	2,0196
ESTAD. JARQUE BERA	468,9933	101,9532	110,3193	235,9039	100,6941	117,6869
TEST JARQUE BERA	H=1 ***	H=1 ***	H=1 ***	H=1 ***	H=1 ***	H=1 ***
ESTADÍSTICO ADF	-20,3152	-18,0018	-18,6028	-17,5112	-19,0557	-19,5010
TEST ADF	H=1 ***	H=1 ***	H=1 ***	H=1 ***	H=1 ***	H=1 ***
	IBERDROLA	ENDESA	IGBM	ELECTRICIDAD	BONO 10	
MEDIA	0,0004	0,0002	0,0002	-0,0020	0,0000	
MEDIANA	0,0009	0,0023	0,0024	0,0032	0,0001	
MÍNIMO	-0,2336	-0,2849	-0,1249	-2,8305	-0,0123	
MÁXIMO	0,2047	0,1856	0,1188	2,3886	0,0057	
DESV. ESTANDAR	0,0377	0,0398	0,0315	0,2891	0,0015	
COEF. DE ASIMETRÍA	-0,2438	-0,9491	-0,2577	-0,9765	-1,5172	
EXCESO DE CURTÓISIS	5,6762	6,8949	1,5454	27,3021	11,6768	
ESTAD. JARQUE BERA	914,2158	1440,5410	74,7519	21103,0342	4099,7938	
TEST JARQUE BERA	H=1 ***	H=1 ***	H=1 ***	H=1 ***	H=1 ***	
ESTADÍSTICO ADF	-20,7757	-17,6523	-19,2342	-23,7919	-20,1705	
TEST ADF	H=1 ***	H=1 ***	H=1 ***	H=1 ***	H=1 ***	

4 – METODOLOGÍA

Al igual que en el trabajo de [Moya-Martínez et al. \(2014\)](#), se plantea un modelo multifactorial que puede ser justificado desde un punto de vista del modelo Capital Asset Pricing Model (CAPM), o bien desde un punto de vista de Arbitrage Pricing Theory (APT), en el cual los coeficientes, β , γ y θ serían las sensibilidades de los factores macroeconómicos que afectan a la variable a explicar.

El modelo utilizado se representa mediante la siguiente expresión:

$$R_{it} = \alpha_i + \beta_i R_{mt} + \gamma_i \Delta ELEC_t + \theta_i \Delta BONO10_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

donde R_{it} es la rentabilidad del índice sectorial o compañía eléctrica i en el día t , R_{mt} es la rentabilidad de la cartera de mercado en el día t , $\Delta ELEC_t$ es la variación de precios diarios calculados como la media de las 24 horas del mercado diario de electricidad (polo español), $\Delta BONO10_t$ es la diferencia simple de las rentabilidades del bono español a 10 años y finalmente ε_{it} es un término de error.

En cuanto a los coeficientes:

β representa la sensibilidad de las rentabilidades sectoriales a los movimientos de la cartera de mercado, representada en este caso por el IGBM. Este parámetro es a su vez una importante medida de riesgo, ya que en función de esta sensibilidad, se considerará que cierto activo varía más o menos en media que la cartera de mercado. Para concluir con la sensibilidad representada por β , hay que añadir que su regresor asociado puede explicar buena parte de las rentabilidades sectoriales como puede observarse en la tabla 1 de correlaciones-

y es la medida de sensibilidad de las rentabilidades sectoriales con respecto a las variaciones de precios de la electricidad, siendo el regresor que acompaña el motivo de nuestro estudio.

Finalmente θ representa la sensibilidad de la rentabilidad de los índices sectoriales respecto a los cambios en los tipos de interés del bono a 10 años. Este

regresor ha sido introducido por los siguientes motivos: por un lado, el peso del sector financiero en la renta variable española es elevado viéndose este sector afectado de una manera muy directa por la variación de los tipos de interés (Ferrer et al., 2010); por otro lado, la relación existente entre los tipos de interés y la renta variable ha sido abundantemente justificada en la literatura (Miller and Ratti, 2009; Sadorsky, 1999; entre otros)

Para terminar con la presentación de la metodología a utilizar en este estudio, se plantea la posibilidad de que la relación entre la variación de los precios de la electricidad y los rendimientos de las empresas españolas agrupadas por sectores no sea estable a lo largo del tiempo. Para probar estos posibles cambios estructurales se propone la utilización del contraste de cambios estructurales múltiples propuesto por Bai and Perron (1998, 2003). Esta metodología permite detectar las fechas en las que puede haber cambios estructurales, además de estimar por mínimos cuadrados ordinarios cada periodo de la estimación dividida en subperiodos.

El modelo multifactorial propuesto por estos autores y que se utiliza para la estimación de los parámetros de este trabajo es el siguiente:

$$R_{it} = \alpha_{ij} + \beta_{ij} R_{mt} + \gamma_{ij} \Delta ELEC_t + \theta_{ij} \Delta BONO10_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

Para cada variable dependiente existirán "m" cambios estructurales y por consiguiente "m+1" estimaciones de cada parámetro.

Para la detección de las fechas de los cambios estructurales, Bai and Perron (1998, 2003) proponen 3 contrastes con distintas funcionalidades:

- Contraste $SupF_t(h)$: Se trata de un contraste tipo SupF en el cual se contrasta la hipótesis nula $m = 0$, es decir, que no hay cambio estructural, frente a la hipótesis alternativa $m = h$ o que existen h cambios estructurales.
- Double Maximum Test: Se contrasta la hipótesis nula de que no hay cambios estructurales frente a la alternativa de un número no-definido de cambios.

- $\text{SupF}_t(l+1/l)$: Se trata de un test secuencial en el que se contrasta la hipótesis nula de " l " cambios estructurales frente a la alternativa de " $l+1$ " cambios estructurales.

Todos los contrastes se basan en la estimación masiva de la ecuación (2), en las que se tienen en cuenta todas las posibles combinaciones de cambios estructurales con las que se minimiza la suma residual.

En nuestro caso, para la detección de los posibles cambios estructurales, para cada índice sectorial y las dos compañías eléctricas, utilizamos el procedimiento recomendado por [Bai and Perron \(1998, 2003\)](#) en el que se utiliza el "Contraste $\text{SupF}_t(h)$ " para la existencia de algún cambio estructural, para definir a continuación el número exacto de cambios a través del contraste $\text{SupF}_t(l+1/l)$.

Si bien las rutinas utilizadas para el cálculo de los posibles cambios estructurales proporcionan los criterios de información BIC y LWZ, nosotros no los tomaremos en cuenta, sabiendo que [Bai and Perron \(2003\)](#) demostraron que la simulación por Monte Carlo funciona generalmente mejor que los criterios de información.

5- RESULTADOS DE LAS ESTIMACIONES

Los resultados obtenidos una vez utilizado el procedimiento de [Bai and Perron \(1998,2003\)](#) se presentan en la tabla 3. El periodo muestral para la detección de estos posibles cambios de relación entre las variaciones del precio de la electricidad y cada regresando contiene 677 observaciones. Se permiten hasta 5 posibles cambios y cada sub-muestra una vez hecha la partición debe tener el 15% de los datos de la muestra total. Por último se muestran también en la tabla 3 los criterios de información Bayesianos (BIC) y los propuestos por [Liu et al. \(1997\) \(LWZ\)](#).

De acuerdo a los resultados obtenidos, no se identifican cambios estructurales para ninguna de las variables dependientes como lo indican los test $\text{SupF}_t(h)$ y $\text{SupF}_t(l+1/l)$ para los cuales no existe evidencia estadística suficiente para rechazar las hipótesis nulas para los habituales niveles de significación del 10%, 5% y 1%. Cabe destacar que los criterios de información, nos muestran para algunas variables, resultados distintos a los de los test $\text{SupF}_t(h)$ y $\text{SupF}_t(l+1/l)$ que no se tienen en cuenta por haber sido demostrado el mejor funcionamiento de estos últimos para la detección los distintos cambios estructurales ([Bai and Perron, 2003](#)).

TABLA 3

Cambios estructurales en la relación entre las variables dependientes (índices sectoriales y compañías eléctricas) y las variaciones del precio de la electricidad.

ÍNDICE ENERGÍA					
Breaks	RSS	BIC	LWZ	F(m)	F(m m-1)
0	0.163319	-8.29	-8.23*		
1	0.150716	-8.33	-8.22	13.99	13.99
2	0.141753	-8.36	-8.18	12.65	10.51
3	0.132310	-8.39*	-8.15	12.91	11.79
4	0.128233	-8.38	-8.09	11.24	5.22
5	0.125288	-8.36	-8.02	9.91	3.84
ÍNDICE MAT. BÁSICOS					
Breaks	RSS	BIC	LWZ	F(m)	F(m m-1)
0	0.201762	-8.08	-8.02		
1	0.182116	-8.14	-8.03*	18.04	18.04
2	0.172957	-8.16	-7.98	13.84	8.80
3	0.165847	-8.16*	-7.93	11.93	7.08
4	0.161420	-8.15	-7.86	10.26	4.51
5	0.155484	-8.15	-7.80	9.72	6.23
ÍNDICE CONSUMO					
Breaks	RSS	BIC	LWZ	F(m)	F(m m-1)
0	0.2283736	-7.96*	-7.90*		
1	0.2205146	-7.95	-7.84	5.96	5.96
2	0.2151390	-7.94	-7.76	5.11	4.15
3	0.2090669	-7.93	-7.70	5.09	4.80
4	0.2036293	-7.92	-7.63	4.99	4.39
5	0.1990059	-7.90	-7.55	4.82	3.79
ÍNDICE SERVICIOS					
Breaks	RSS	BIC	LWZ	F(m)	F(m m-1)
0	0.1999762	-8.09*	-8.03*		
1	0.1938563	-8.08	-7.97	5.28	5.28
2	0.1872295	-8.08	-7.90	5.66	5.88
3	0.1810264	-8.07	-7.84	5.77	5.66
4	0.1743434	-8.07	-7.78	6.04	6.30
5	0.1681403	-8.07	-7.72	6.18	6.02
ÍNDICE FINANCIERO					
Breaks	RSS	BIC	LWZ	F(m)	F(m m-1)
0	0.096253	-8.82	-8.76*		
1	0.090223	-8.85	-8.73	11.18	11.18
2	0.080986	-8.92*	-8.74	15.67	18.96
3	0.079556	-8.89	-8.66	11.56	2.97
4	0.076762	-8.89	-8.60	10.43	5.98
5	0.074731	-8.88	-8.53	9.40	4.44
ÍNDICE TECNOLOGÍA					
Breaks	RSS	BIC	LWZ	F(m)	F(m m-1)
0	0.282457	-7.74	-7.69		
1	0.238898	-7.87	-7.76*	30.49	30.49
2	0.228246	-7.88	-7.71	19.74	7.76
3	0.218848	-7.88*	-7.65	16.01	7.10
4	0.214169	-7.87	-7.58	13.09	3.59
5	0.207856	-7.86	-7.51	11.72	4.96
IBERDROLA					
Breaks	RSS	BIC	LWZ	F(m)	F(m m-1)
0	0.462575	-7.25	-7.19		
1	0.388012	-7.39	-7.27*	32.14	32.14
2	0.369151	-7.40	-7.22	21.04	8.49
3	0.345235	-7.43*	-7.20	18.72	11.45
4	0.336315	-7.41	-7.12	15.42	4.36
5	0.324457	-7.41	-7.06	13.90	5.97
ENDESA					
Breaks	RSS	BIC	LWZ	F(m)	F(m m-1)
0	0.646195	-6.92	-6.86*		
1	0.628139	-6.91	-6.79	4.81	4.81
2	0.557764	-6.99	-6.81	13.18	20.98
3	0.536613	-6.99	-6.75	11.25	6.51
4	0.504627	-7.01*	-6.72	11.52	10.41
5	0.492623	-6.99	-6.65	10.18	3.98

Los caracteres *, ** y *** indican respectivamente la significación estadística del 10%, 5% y 1% .

La observación de los gráficos de rentabilidades del precio del mercado diario, las acciones de Endesa, el índice energía y la acción de Iberdrola que se muestran en la figura 6, nos permiten observar ciertas similitudes en las variaciones de las citadas rentabilidades:

- Aunque la variabilidad de los precios de la electricidad es mucho más

elevada (la escala de su gráfico es distinta a las del resto), la variación de los precios para los cuatro casos se hace más agresiva a partir de mediados del año 2007 con el estallido de la crisis financiera mundial, que tuvo comienzo con la crisis de las hipotecas "subprime".

- El año 2008 se caracteriza por el encarecimiento de los precios del petróleo, así las rentabilidades son más extremas para el índice energético, Iberdrola y Endesa.
- Las medidas aprobadas por el gobierno español durante los años 2009 y 2010 para tratar de controlar el déficit tarifario provocaron incertidumbre en las subastas energéticas que pudieron trasladarse a las cotizaciones de las compañías eléctricas.⁵
- Finalmente desde el año 2012, la velocidad de los cambios normativos ha aumentado, sucediéndose cinco reformas de leyes que afectan al mercado eléctrico; siendo el "anteproyecto de ley de medidas fiscales para la sostenibilidad energética" de septiembre de 2012 que introdujo siete nuevos impuestos para reducir el déficit tarifario y el RD-ley 2/2013 de 1 de febrero que contemplaba medidas para el control de los gastos e ingresos del sistema, las reformas que más variabilidad provocaron en las series de rentabilidades del gráfico 4.

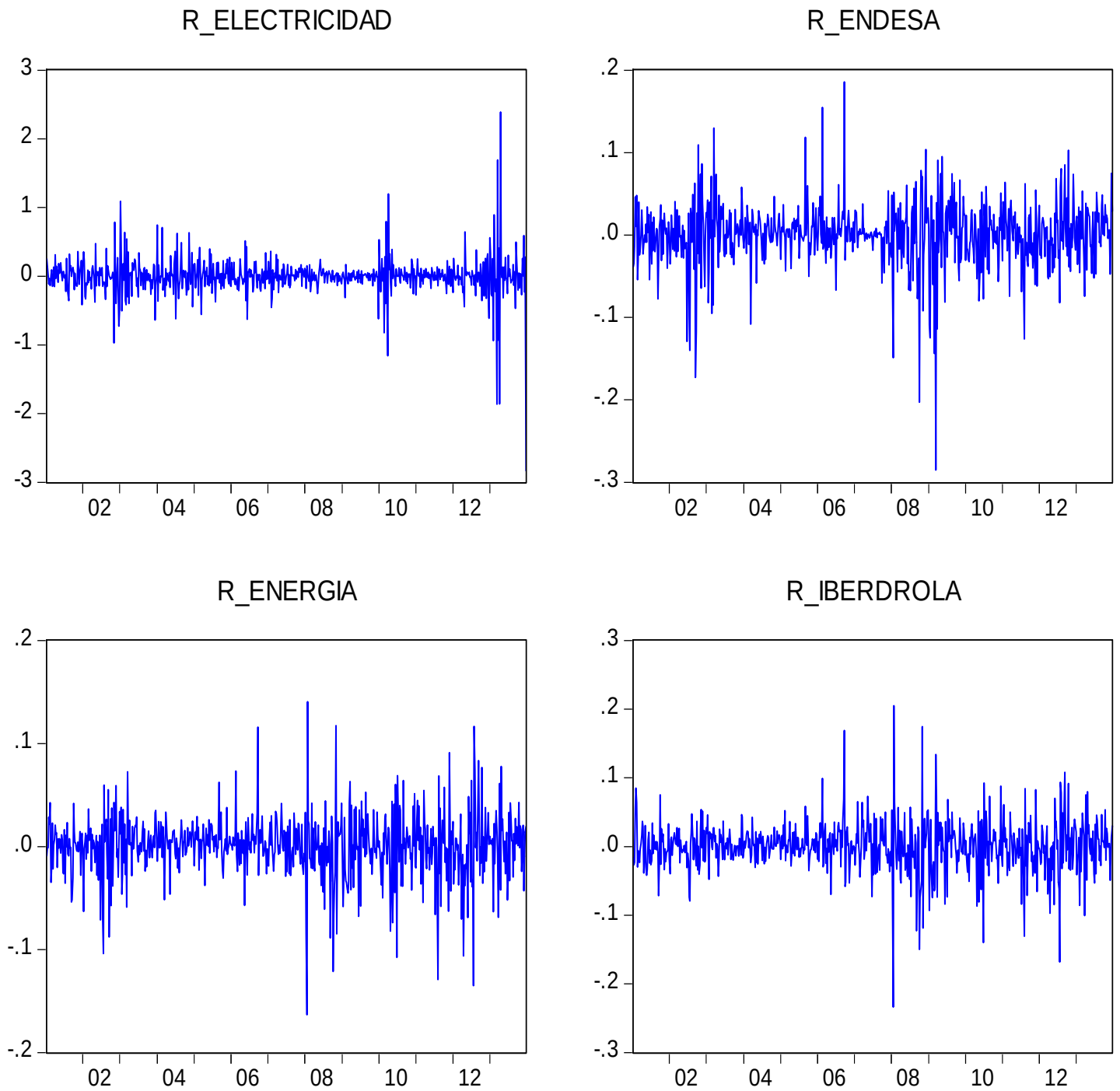
Aunque a priori esperábamos cambios estructurales que pudieran estar fundamentados en las variaciones de los precios de la energía y en los sucesivos cambios normativos del sector energético, la potencial relación entre las variables consideradas en el estudio parece no haber cambiado a lo largo del tiempo, como se discute a continuación.

5

http://www.aranzadi.es/sites/aranzadi.es/files/creatividad/Fidelizacion/NL_Energia_oct_2013.pdf Último acceso el 07/09/2014.

FIGURA 6

Se muestran las variaciones del precio de la electricidad, Endesa, el índice de Petróleo y Energía e Iberdrola entre los años 2001 y 2013.



RESULTADOS DE LA REGRESIÓN

Una vez estimado el modelo (1) (ya que al no haberse detectado cambios estructurales la ecuación 1 y 2 ambas son coincidentes) por mínimos cuadrados ordinarios obtenemos los siguientes resultados en la siguiente tabla:

TABLA 4

Resultados de la estimación de la ecuación (1)

VARIABLE DEPENDIENTE	CONSTANTE	REND. IGBM	VAR. ELECTRICIDAD	VAR. TIPO BONO 10	R ² AJUSTADO
I. ENERGIA	0,000198	0,842547***	-0,000663	-1,045883***	0,744492
I. MATERIALES BÁSICOS	0,00097	0,887851***	0,000564	0,188425	0,721566
I. CONSUMO	0,002246	0,493199***	0,000933	1,755159***	0,417685
I. SERVICIOS	0,000629	0,823461***	0,004461	0,074385	0,692559
I. FINANCIERO	-0,000701	1,279713***	-0,000323	-0,423999	0,918866
I. TECNOLOGÍA	-0,000512	0,920229***	-0,001459	0,498759	0,665201
IBERDROLA	0,000143	0,854102***	0,000265	-2,320069***	0,518536
ENDESA	0,000049	0,790990***	0,000159	-0,298719	0,390010

Los caracteres *, ** y *** indican respectivamente la significación estadística del 10%, 5% y 1% .

Comenzando por la última columna de la tabla 4, observamos el estadístico R² ajustado que nos muestra lo que somos capaces de explicar con el modelo propuesto. La cercanía al valor 1 de este estadístico en el caso del índice financiero, energético y de materiales básicos-construcción nos muestra la capacidad de los regresores del modelo para explicar más del 70% de las variaciones de estos índices. Además son estos sectores los cuales tienen una mayor relevancia en la economía española.

Todos los índices sectoriales de la Bolsa de Madrid y los dos grupos eléctricos objetos del estudio muestran un valor significativamente distinto de 0 para las estimaciones del factor de la cartera de mercado (rentabilidades del IGBM). En todos los casos el estadístico t alcanza un valor lo suficientemente grande como para rechazar la hipótesis nula $\beta = 0$ con un nivel de significación del 1%. Esta fuerte capacidad explicativa queda bien defendida en la amplia literatura en la

que se muestra que la cartera de mercado es capaz de explicar gran parte de la variabilidad de las rentabilidades de los activos de renta variable.

El sector energético representado por el índice de su mismo nombre, Iberdrola y el índice de materiales básicos y construcción muestran sensibilidad a las variaciones del bono a 10 años del tesoro español. Los p-valores asociados a estos estimadores son inferiores a 0,01, mostrando que la probabilidad de rechazar la hipótesis nula $\beta = 0$, cuando esta es cierta es inferior al 1%.

Aunque existen trabajos en los que se llega a la conclusión de que la variación de tipos de interés afecta al sector bancario y a industrias apalancadas ([Reilly et al, 2007](#), [Sweeney and Warga, 1986](#)), nuestros resultados no apoyan estas afirmaciones, ya que las variaciones de la rentabilidad del bono a 10 diez años parecen no tener impacto en los bancos e inmobiliarias y sí en el sector energético. Podría plantearse que las empresas energéticas españolas (eléctricas, renovables y petrolíferas) estén muy apalancadas y por ello una variación del rendimiento de estos activos de renta fija, podría afectarles negativamente.

Para finalizar con nuestro análisis sobre las sensibilidades del modelo propuesto, observamos que ninguno de los estimadores de las variaciones de los precios de la electricidad es estadísticamente significativo, ya que para niveles de significación del 10%, 5% y 1% los coeficientes no son muy distintos de 0 a excepción del índice de servicios. DIA, Abertis Infraestructuras, I.A.G. y los medios de comunicación son los valores más representativos del índice y parece que en su caso la sensibilidad a la variación de los precios de la electricidad es ligeramente positiva.

Cabría esperar que la sensibilidad del índice energético fuera significativamente distinta de 0, ya que las compañías eléctricas representaban casi el 70% del índice en el año 2013.

Por otro lado, son todavía más destacables las sensibilidades de Iberdrola y Endesa a lo que sucede en el mercado diario de la electricidad. Estos dos conglomerados eléctricos suponen el 50% de la demanda del mercado diario, son compradores netos por que el lado de la oferta del mercado mayorista está más desconcentrado empresarialmente, por ello las variaciones del precio de la electricidad deberían afectar negativamente a sus cotizaciones. Como puede

observarse en la tabla 4, parece que estas variaciones del precio del KW/h no tienen efecto en las rentabilidades de Iberdrola y Endesa.

EXTENSIONES

Hasta el momento hemos asumido que el posible efecto existente entre las fluctuaciones del precio de la electricidad en el mercado diario y los rendimientos de las acciones por sectores, se trasladaba instantáneamente, pero trabajos como los de [McSweeney and Worthington \(2008\)](#) o [Narayan and Sharma \(2011\)](#) argumentan que este impacto puede no ser inmediato. De manera que se especifica un nuevo modelo en el que se añaden cuatro retardos, de tal manera que un mes de plazo podría ser suficiente para que se transmitieran los efectos de las variables independientes a las variables dependientes. A continuación se muestra el nuevo modelo propuesto.

$$R_{it} = \alpha_{ij} + \beta_{ij} R_{mt} + \sum_{j=0}^4 \gamma_{ij} \Delta ELEC_{t-j} + \theta_{ij} \Delta BONO_{10t} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

TABLA 5

Resultados de la estimación de la ecuación (3)

REGRESORES	I. ENERGIA	I. MAT.BASIC	I. CONSUMO	I. SERVICIOS	I. FINANCIERO	I. TECNOLOGIA	IBERDROLA	ENDESA
CONSTANTE	0,000239	0,000949	0,002229***	0,000597	-0,000726	-0,000454	0,000166	-0,000006
REND. IGBM	0,844607***	0,888809***	0,494809***	0,821671***	1,2793***	0,919027***	0,856664***	0,787606***
ELECT.	-0,001796	0,002233	0,000849	0,004978*	0,001172	-0,005171	0,000531	-0,000463
ELECT. (1)	-0,0013	0,001092	-0,005153	-0,002939	0,004608**	-0,006821*	0,000298	-0,00167
ELECT. (2)	0,002566	-0,001269	0,001612	-0,003048	0,001285	-0,005276	0,0087*	0,003347
ELECT. (3)	0,002598	0,003634	0,004519	-0,001462	0,000478	-0,006555*	0,00426	-0,000846
ELECT. (4)	-0,000103	0,001801	0,00031	-0,000159	0,000106	-0,001419	0,002301	-0,004831
BONO 10	-0,978069**	0,179714	1,786596***	0,034035	-0,431643	0,467044	-2,247933***	-0,239856
R ² AJUSTADO	0,7444	0,720457	0,418317	0,691363	0,918745	0,664288	0,517668	0,388031

Los caracteres *, ** y *** indican respectivamente la significación estadística del 10%, 5% y 1% .

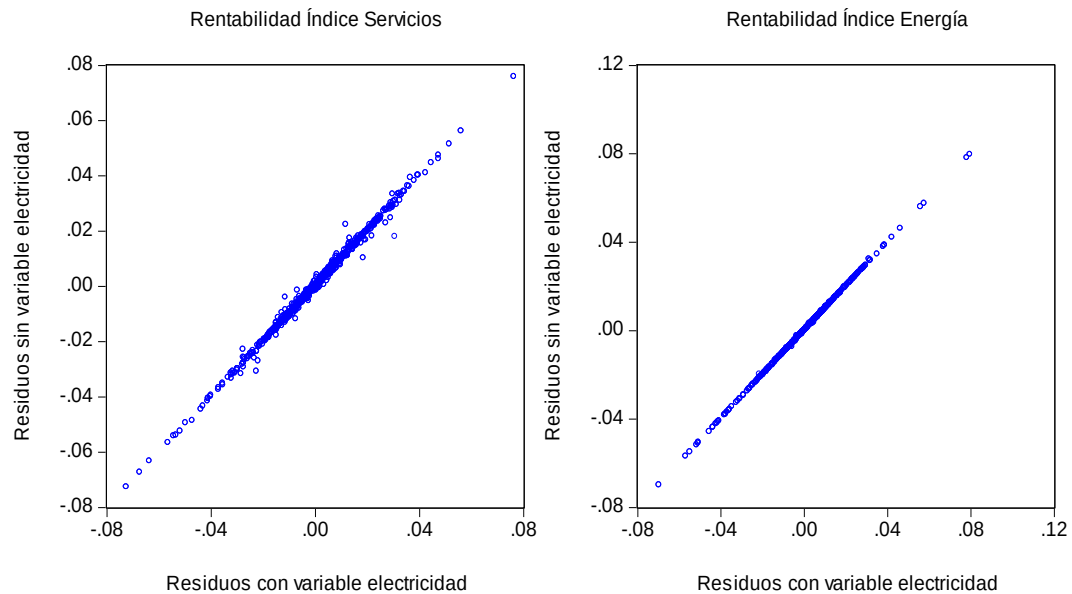
Los resultados obtenidos en la tabla 5 son muy similares a los obtenidos en la tabla 4, siendo casi las mismas variables las que tienen coeficientes significativamente distintos de 0. Los R^2 de las estimaciones son similares a los de la tabla 5, de tal manera que los retardos muestran un reducido poder explicativo. Cabe destacar que el coeficiente del primer retardo en la estimación del índice financiero es distinto de 0 al 5% de nivel de significación. Este posible efecto positivo podría argumentarse sabiendo que la mayor parte de la deuda titulizada del déficit tarifario está en manos de bancos españoles y fondos de inversión. El alza de los precios de la electricidad podría necesitar una semana para que se trasladara a la cotización de las entidades financieras, que siendo las acreedoras de esta deuda podrían tener expectativas positivas por parte de los inversores.

Llegados a este punto se debe plantear si la variable "variación del precio de la electricidad" es relevante en este modelo. Para ello vamos a observar la suma residual con la variable dentro del modelo y la suma residual del modelo que no incluye esta variable. Si la representación gráfica de los residuos de ambos modelos forman una línea diagonal, la variable objeto de estudio no aporta demasiado al modelo y sería más apropiado sacarla del modelo.

La figura 7 muestra dos gráficos, que son dos diagramas representativos de las 8 variables a explicar, ya que Iberdrola, Endesa y todos los índices, a excepción del de servicios, muestran la apariencia del gráfico de la izquierda y el índice de servicios se corresponde con el gráfico de la parte derecha. Estos dos diagramas nos muestran que a excepción del índice de servicios, la variable "variación de precios de la electricidad" no aporta demasiada información en el modelo, ya que la suma residual con y sin esta variable es casi la misma. Por tanto se plantea no introducirla como regresor en el modelo.

FIGURA 7

Representación gráfica de los residuos de la estimación del índice de servicios (figura izquierda) y del índice de Petróleo y Energía (figura derecha) con y sin la variables variación del precio de la electricidad.



6-CONCLUSIONES

Las principales conclusiones que obtenemos de este estudio en el que se analiza la sensibilidad de las empresas españolas agrupadas por sectores a las variaciones de los precios de la electricidad son las siguientes:

Los cambios del precio de la electricidad parecen no afectar a los rendimientos de las empresas españolas. Estas conclusiones pueden asemejarse a las obtenidas por autores como [Apergis and Miller \(2009\)](#), en las que no se observaba una relación clara entre las fluctuaciones de los precios del petróleo y los rendimientos de las acciones.

Comenzando por las empresas del sector de materiales básicos, el índice de consumo y el índice de empresas financieras e inmobiliarias, se observa que la

estimación de los coeficientes que acompañan a las variaciones de la electricidad son muy cercanos a 0. Asimismo, el índice sectorial energético muestra un coeficiente muy próximo a 0. En el caso del índice de servicios y del índice de empresas tecnológicas, dicho estimador es algo mayor, pero sin ser estadísticamente distinto de 0 para niveles de significación del 10%.

Finalmente, los dos grupos eléctricos analizados, los cuales representaban cuotas superiores al 50% de la demanda del mercado diario de electricidad con frecuencia a lo largo del periodo muestral analizado, parecen no ser sensibles a los cambios en el precio del MW/h. A priori se consideró que siendo ambas compañías compradoras netas en el mercado diario podrían verse perjudicadas ante las subidas del precio de la electricidad, pero los datos no respaldan esta hipótesis. Los resultados del estudio sugieren una posible compensación de los efectos de empresas generadoras (que acuden al mercado mayorista a vender electricidad) y las empresas comercializadores (que acuden a dicho mercado a comprar la energía) de cada uno de estos grupos empresariales.

Adicionalmente podría plantearse que quizás los inversores no estuvieran tomando en consideración el precio de la electricidad del mercado diario para la formación de sus expectativas y podría ocurrir que las fluctuaciones del precio de dicho mercado eléctrico no se vieran reflejadas en las cotizaciones de Iberdrola y Endesa. El creciente peso de los contratos bilaterales en el mercado spot y la circunstancia de que muchos de estos contratos son entre empresas del mismo grupo eléctrico, podrían fundamentar en cierta manera la escasa relevancia que pudiera tener el precio del mercado diario, en el caso de que así fuera.

Es conveniente resaltar que la sucesión de cambios regulatorios y normativos, no ha hecho variar la reducida relación entre rentabilidades de acciones y fluctuaciones del precio eléctrico.

El presente estudio se presenta como un punto de partida para un análisis de mayor profundidad. Las conclusiones obtenidas podrían ser muy distintas si se emplearan por ejemplo otras series de precios o un horizonte temporal distinto. Existe la posibilidad de que solo un cambio de precios considerable en el precio eléctrico afectara a los rendimientos de las acciones, de esta manera podría tomarse una serie de precios de la electricidad construida desde diferencias de

los precios respecto a un valor medio cambiante (medias móviles). Podría enfocarse el análisis a través de precios forward de electricidad, conociendo la importancia de estos contratos en cuanto a negociación, por los beneficios que acarrea un adecuado control de costes cuando la electricidad es un input en determinada actividad económica. Asimismo un análisis más exhaustivo sobre los cambios normativos unido a los temas planteados con anterioridad se presentan como extensiones a este trabajo.

AGRADECIMIENTOS

El autor quiere agradecer al grupo Bolsas y Mercados Españoles (BME) y de manera especial a Carmen Adamira Martín González, la ayuda proporcionada para la recolección de las series históricas de los índices bursátiles y las cotizaciones de las empresas empleadas para elaborar el presente trabajo. Asimismo, quiero dar las gracias a la Dra M^a Dolores Furió Ortega, por sus constantes correcciones y orientaciones y a Román Ferrer Lapeña por su ayuda en la recolección de datos.

Para finalizar, se quiere agradecer de manera especial la financiación recibida de la Universitat de València (cód. UV-INV-PRECOMP13-115547), así como del Ministerio de de Economía y Competitividad, y fondos FEDER (cód. ECO2013-40816-P).

REFERENCIAS:

Aloui, C., Nguyen, D.K., Njeh, H., 2012, Assessing the impacts of oil price fluctuations on stock returns in emerging markets. *Economic Modelling*. 29, 2686-2695.

Apergis, N., Miller, S.M., 2009. Do structural oil-market shocks affect stock prices?. *Energy Economics*. 31, 569-575.

Arouri, M., Rault, C., 2012. Oil prices and stock markets in GCC countries: Empirical evidence from panel analysis. *International Journal of Finance and Economics*. 17, 242-253.

Bai, J., Perron, P., 1998. Estimating and testing linear models with multiple structural changes. *Econometrica*. 66, 47-78.

Bai, J., Perron, P., 2003. Computation and analysis of multiple structural change models. *Journal of Applied Econometrics*. 18, 1-22.

Broadstock, D. C., Cao, H., Zhang, D., 2012. Oil shocks and their impact on energy related stocks in China. *Energy Economics*, 34(6), 1888-1895.

CNMV, Comisión Nacional e Energía, Comisión del Mercado de Valores Mobiliarios (Portugal) y Entidad Reguladora de los Servicios Energéticos (Portugal), 2009. Descripción del Funcionamiento del MIBEL 1-246

Broadstock, D.C., Cao, H., Zhang, D., 2012. Oil shocks and their impact on energy related stocks in China. *Energy Economics*. 34, 1888-1895.

Ferrer, R., Gonzalez, C., & Soto, G.M. (2010). Linear and nonlinear interest rate exposure in Spain. *Managerial Finance*, 36, 431-451.

Filis, G., Degiannakis, S., Floros, C., 2011. Dynamic correlation between stock market and oil prices: The case of oil-importing and oil-exporting countries. *International Review of Financial Analysis*. 20, 152-164.

Jiménez-Rodríguez, R., Sánchez, M., 2005. Oil price shocks and real GDP growth: empirical evidence for some OECD countries. *Applied Economics*. 37, 201-228.

Kilian, L., Park, C., 2009. The impact of oil price shocks on the U.S. stock market. *International Economic Review*. 50, 1267-1287.

McSweeney, E.J., Worthington, A.C., 2008. A comparative analysis of oil as a risk factor in Australian industry stock returns, 1980-2006. *Studies in Economics and Finance*. 25, 131-145.

Miller, J.I., Ratti, R.A., 2009. Crude oil and stock markets: stability, instability, and bubbles. *Energy Economics*. 31, 559-568.

Moya-Martínez, P., Ferrer-Lapeña, R., Escribano-Sotos, F., 2014. Oil price risk in the Spanish stock market: An industry perspective. 37, 280-290

Nandha, M., Faff, R., 2008. Does oil move equity prices? A global view. *Energy Economics*. 30, 986-997.

Narayan, P.K. and Sharma, S., 2011. New evidence on oil price and firm returns. *Journal of Banking and Finance*. 35, 3253-3562.

Park, J., Ratti, R.A., 2008. Oil price shocks and stock markets in the U.S. and 13 European countries. *Energy Economics*. 30, 2587-2608.

Reilly, F.K., Wright, D.J., Johnson, R.R., 2007. Analysis of the interest rate sensitivity of common stocks, *Journal of Portfolio Management*. 33, 85-107.

Sadorsky, P., 1999. Oil price shocks and stock market activity. *Energy Economics*. 21, 449-469.

Sweeney, R.J., Warga, A.O., 1986. The pricing of interest rate risk: Evidence from the stock market. *Journal of Finance*. 41, 393-410.

Zhu, H.M., Li, S.F., Yu, K., 2011. Crude oil shocks and stock markets: a panel threshold cointegration approach. *Energy Economics*. 33, 987-994