

Liquidez del mercado a plazo y volatilidad de precios al contado en el mercado de electricidad en España

JULIÁN LÓPEZ MILLA

Departamento de Análisis Económico Aplicado, UNIVERSIDAD DE ALICANTE, ESPAÑA.
E-mail: j.lopez@ua.es

ANTONIO RUBIA

Departamento de Economía Financiera y Contabilidad, UNIVERSIDAD DE ALICANTE, ESPAÑA. E-mail: antonio.rubia@ua.es

RESUMEN

Este trabajo analiza la estabilidad de la varianza de los precios de electricidad en el mercado español durante el periodo 1998-2009, poniendo de manifiesto un declive significativo de variabilidad a partir de 2007. Esta reducción es contemporánea con la implementación de mecanismos de negociación que han contribuido a desarrollar la liquidez de la contratación a plazo en el mercado y que tenían como meta principal mejorar la eficiencia competitiva en la formación de precios. La evidencia en este artículo muestra que este tipo de mejoras de la organización en el mercado podrían tener beneficios adicionales para el consumidor final a través de una mayor estabilidad de precios.

Palabras clave: Estabilidad, contraste cambio estructural, liquidez, mercado eléctrico.

Liquidity in the Contract Market and Price Volatility in the Spanish Electricity Spot Market

ABSTRACT

In this paper, we analyze the stability of the unconditional variance of the electricity prices of the Spanish Power Pool in the period 1998-2009. We report the existence of a significant reduction that started in 2007 and that can be related to the implementation of different instruments aimed to improve the global liquidity in the market. The evidence shows that this kind of changes in the market organization might have additional benefits for the final consumer across a major price stability.

Keywords: Stability, Contrast of Structural Change, Liquidity, Electricity Market.

Clasificación JEL: C32, L11

Artículo recibido en febrero de 2011 y aceptado en mayo de 2011

Artículo disponible en versión electrónica en la página www.revista-eea.net, ref. e-29211

ISSN 1697-5731 (online) – ISSN 1133-3197 (print)

1. INTRODUCCIÓN

La Ley 54/1997 abrió el camino para la liberalización de la industria eléctrica en España, estableciendo la segregación vertical de las actividades propias del sector y adoptando un modelo organizativo basado en un mercado mayorista de electricidad. En la actualidad, este mercado consta de varios segmentos de contratación, pero el más importante, tanto por el volumen negociado como por el importe de las operaciones realizadas, es el mercado diario de electricidad. Este es un mercado de contado en el que la casación de las ofertas de compra y venta permite determinar el precio final de la energía que se suministrará en cada una de las horas del día siguiente, y que también sirve como referencia para asignar valor a los diversos mecanismos de negociación a plazo, así como a otros contratos de derivados que toman la electricidad como subyacente.

Desde que el mercado mayorista inició su andadura en enero de 1998, la evolución del precio medio de electricidad ha estado fuertemente condicionada por factores de naturaleza exógena, como la inestabilidad en los costes de generación, y por factores estructurales endémicos del sector, como la característica rigidez de la función de demanda eléctrica, la composición del *pool* de generación en España y, principalmente, el carácter imperfecto de la naturaleza competitiva del mercado mayorista. Como consecuencia de todo ello, el modelo de negociación ha experimentado numerosos cambios regulatorios que han perseguido mejorar el grado de eficiencia económica y que han afectado a la estructura y composición del mercado mayorista; véase, por ejemplo, López-Milla (2003), Fabra-Portea y Fabra-Utray (2009). Son especialmente destacables en este sentido las diversas iniciativas dirigidas a consolidar un segmento de contratación a plazo suficientemente líquido, como alternativa al mercado de contado, mediante la implementación y el desarrollo de sistemas de subastas competitivas donde se negocian diversos contratos con características estandarizadas.

En este artículo, analizamos formalmente si este tipo de reformas estructurales podría haber originado cambios en la distribución del precio de la electricidad, particularmente, cambios permanentes (o de largo plazo) en la variabilidad media del precio de contado. La premisa central de nuestro estudio es que la implementación de mecanismos alternativos de contratación que permiten fijar precios de plazo, y que absorben un volumen relativamente alto de contratación del mercado de contado habría contribuido a proporcionar una mayor estabilidad de precios en el mercado diario. Esta hipótesis se fundamenta en diversos análisis teóricos (a los que nos referiremos posteriormente) que argumentan que la evolución del precio de electricidad y su variabilidad en el mercado de contado son sensibles a la arquitectura del mercado y, particularmente, al grado de liquidez y desarrollo del mercado a plazo. Al igual que los

mercados financieros, el análisis de la volatilidad de precios en el mercado de electricidad es importante por sus numerosas implicaciones para los distintos tipos de agentes que intervienen en el mismo. Desde la perspectiva del regulador y de los consumidores finales de electricidad, la formación eficiente de los precios y su estabilidad no sólo son objetivos deseables, sino que justifican la liberalización del sector. Por ello, documentar episodios de inestabilidad de precios y analizar su posible relación con las reformas emprendidas reviste un interés natural. Adicionalmente, la volatilidad del precio es un indicador estadístico que determina el precio final de los productos derivados que tienen como subyacente la electricidad. Variaciones permanentes, o de largo plazo, en el nivel medio de volatilidad se traducen necesariamente en variaciones en el grado de incertidumbre y, con ello, afectan al valor económico de los contratos derivados (como *forwards* y otros contratos bilaterales), ampliamente utilizados por los productores y compradores del mercado mayorista para gestionar el riesgo de precios.

La mayoría de los trabajos existentes, centrados en el análisis de la dinámica del precio de electricidad, han intentado caracterizar el comportamiento en media de estas series, analizando, por ejemplo, la existencia de patrones estacionales, o la existencia de reversión a la media en el largo plazo; véase Bunn (2004) para un monográfico. Aunque existe un cierto volumen de literatura centrado en la modelización de la volatilidad del precio de electricidad, en nuestro conocimiento los análisis de la estabilidad de la varianza del precio y de su posible relación con factores endógenos del mercado son, sorprendentemente, escasos e inexistentes en lo referente al mercado español. El presente artículo contribuye a esta literatura poniendo de manifiesto la inestabilidad de la varianza del precio de electricidad en el mercado español y su sensibilidad a la liquidez global del mercado a plazo. El artículo se encuadra, además, dentro de la literatura que ha analizado la estabilidad de la varianza de activos y que se ha desarrollado, principalmente, sobre mercados financieros emergentes; ver, entre otros, Bekaert and Harvey (1997). La evidencia en este artículo muestra que al igual que en estos mercados, el desarrollo de contratación de los mercados de electricidad puede contribuir a reducir la variabilidad del precio.

Considerando precios medios semanales en el periodo comprendido entre enero de 1998 y diciembre de 2009, aplicamos contrastes de cambio estructural de varianza no-paramétricos. Estas técnicas están específicamente diseñadas para asegurar inferencia válida cuando los datos exhiben ciertas características, tales como estructuras de volatilidad condicional desconocida, o distribuciones de colas no necesariamente normales. La evidencia obtenida mediante este análisis muestra que la variabilidad del precio de electricidad en España ha sido sorprendentemente estable en media. Sin embargo, desde 2007, y coincidiendo con la implementación de mecanismos de contratación a plazo en un mercado organizado a tal fin, se observa una fuerte reducción en el nivel de variabilidad

que se ha mantenido en el periodo subsiguiente. Este fenómeno es contemporáneo con la puesta en funcionamiento de diversos mecanismos que han fomentado substancialmente la liquidez en la contratación de energía a plazo: los contratos por emisiones primarias de energía y las subastas CESUR.

El resto del artículo se organiza como sigue. La sección segunda describe los principales rasgos de los mecanismos de contratación implementados en el mercado español. La tercera sección detalla el análisis econométrico empleado y documenta formalmente la existencia de cambios estructurales en la volatilidad incondicional del precio de electricidad. Finalmente, la sección cuarta resume y concluye este artículo.

2. CONTRATACIÓN ORGANIZADA A PLAZO EN EL MERCADO ESPAÑOL

Entre las diferentes reformas emprendidas por el regulador a fin de desarrollar un mercado organizado de contratación a plazo de electricidad en España, destacan la implementación de las subastas de energía para el suministro de último recurso (CESUR), y las subastas de emisiones primarias de energía (EPE). Estos mecanismos de contratación han permitido un enorme desarrollo de la contratación a plazo en España desde su implementación en 2007, llegando a representar el 30% de la negociación total. Los rasgos principales de estas modalidades de contratación se describen brevemente a continuación.

2.1. Subastas CESUR

El Real Decreto-ley 5/2005 de reformas urgentes para el impulso a la productividad y para la mejora de la contratación pública modificó la Ley 54/1997 para permitir a las empresas firmar contratos bilaterales de energía eléctrica con entrega física. En la práctica, esta posibilidad no se puso en marcha hasta junio de 2007, instrumentalizándose mediante un sistema de subastas periódicas de contratos con características estandarizadas, denominadas CESUR, cuyo marco normativo se rige por el Real Decreto-ley 1634/2006.

La principal finalidad de las subastas CESUR era la de impulsar la liquidez de la contratación a plazo mediante un sistema de contratación transparente y competitivo. El modelo aplicado en España es similar al desarrollado en otros mercados mayoristas en Europa y Estados Unidos, y continua vigente en la actualidad. En estas subastas pueden participar voluntariamente por el lado de la oferta todos los agentes (tanto si son productores de energía como si no) que cumplen los requisitos establecidos reglamentariamente, mientras que las empresas que han de suministrar a tarifa están obligadas a participar como demandantes, de acuerdo a unos porcentajes preestablecidos y que se calculan a partir de sus curvas de carga previstas, descontando la energía comprometida a

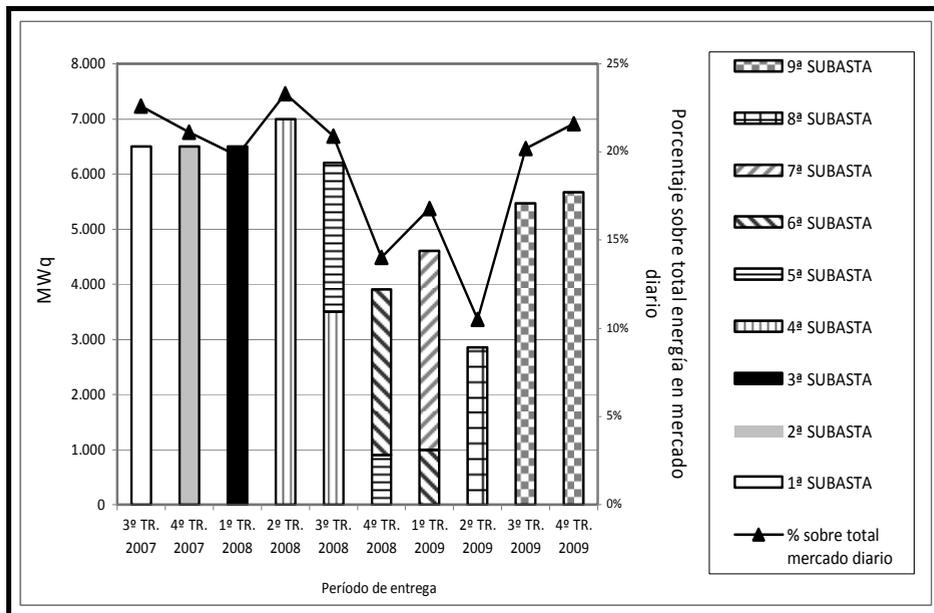
plazo por medio de otros mecanismos de contratación. Se trata, en definitiva de una modalidad organizada de contratación a futuro, en la que las características de los productos negociados y otros elementos propios de la subasta (carga, rango de cantidades a suministrar, período y punto de entrega, precio de salida, etc.) se fijan previamente por la Administración y son publicados con antelación a la misma.

Desde la celebración de la primera subasta, el tipo de activos negociado ha ido variando desde un único producto de carga base trimestral con entrega en el trimestre siguiente (durante las tres primeras subastas celebradas entre junio y diciembre de 2007) a varios productos con distintos tipos de carga (base y punta¹) y/o diferentes vencimientos (trimestral y semestral). Desde la novena subasta, celebrada en junio de 2009, los productos ofrecidos son de carácter financiero, sin entrega física, de forma que se liquidan en función de la diferencia de precios entre el precio resultante de la subasta y el precio medio del mercado diario de electricidad. Durante el periodo analizado en este trabajo, se celebraron un total de 10 subastas con una frecuencia trimestral (aunque a los efectos de nuestro análisis, la décima no resulta relevante, pues el período de entrega de la misma se inició en 2010), basadas en el principio “de precio descendente”, que favorece la formación eficiente de los precios. Este sistema parte de un cierto precio de salida inicial que se reduce progresivamente a lo largo de varias rondas de ofertas hasta que el exceso de oferta se elimina completamente.

El Gráfico 1 muestra el volumen contratado en cada una de las subastas en el periodo de análisis. Desde su puesta en marcha, el volumen adjudicado en las subastas CESUR ha ido fluctuando entre el 20 y el 40 por ciento de la demanda agregada trimestral de las empresas adquirentes, lo que representa entre el 10 y el 25 por ciento del total de la energía negociada en el mercado diario. Como se puede observar en el gráfico, los volúmenes contratados más reducidos correspondieron a las subastas realizadas entre la quinta y la octava (ambas incluidas), debido a la necesidad de adaptar las cantidades de energía a la disminución de las necesidades de los distribuidores como consecuencia de la eliminación de las tarifas reguladas de alta tensión producidas en el 1 de julio de 2008, y de la caída del consumo que se inició en octubre de 2008 (y que situó la demanda de 2009 en niveles cercanos a los de 2005).

¹ El producto carga base consiste en el suministro de una cantidad de energía constante, en cada una de las horas del periodo de entrega. El producto carga punta consiste en el suministro de una cantidad de energía constante para cada una de las 12 horas de cada día, comprendidas entre las 8:00 y las 20:00 horas de todos los días naturales, excepto sábados, domingos y festivos nacionales no sustituibles.

Gráfico 1
Energía contratada en las subastas CESUR, por subastas y períodos de entrega (2007-2009)



MWq: Megavatios trimestrales equivalentes.

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos proporcionados por los gestores de las subastas.

2.2. Subastas EPE

Junto con las subastas CESUR, y emulando los programas aplicados en varios países europeos con el fin de estimular la competencia y/o mitigar el ejercicio de poder de mercado en el sector eléctrico, se implementaron las subastas EPE, también conocidas como “cesiones virtuales de capacidad” o VPP, por sus siglas en inglés (*virtual power plant*). En España, el desarrollo normativo necesario para la puesta en marcha de estas subastas se ultimó con el Real Decreto 1634/2006 y la Resolución de la Secretaría General de Energía de 19 de abril de 2007, permitiendo que el 13 de junio de 2007 se llevase a cabo la primera de estas subastas. A diferencia de las subastas CESUR, que siguen actualmente vigentes, este tipo de contratos ha dejado de aplicarse².

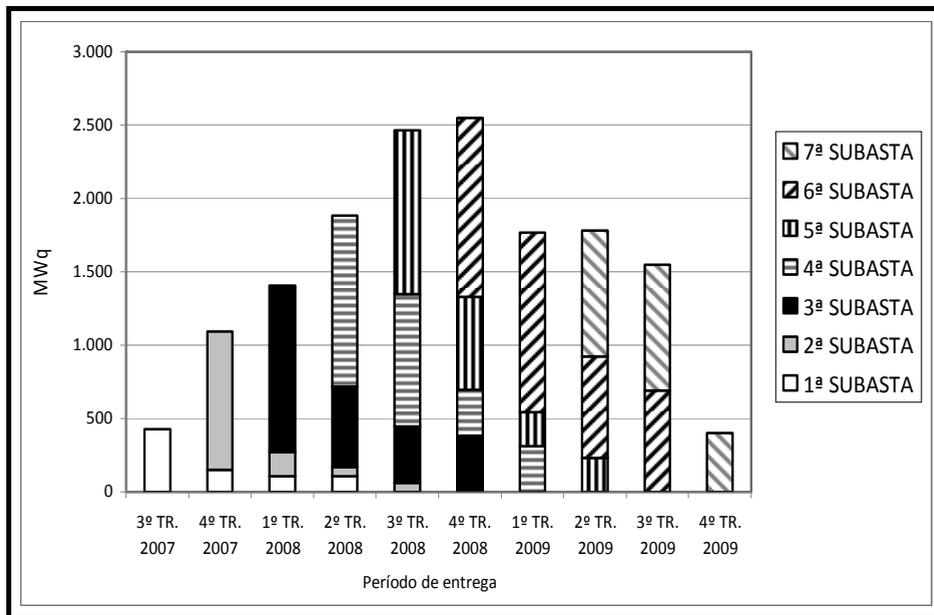
² Los motivos por los que dejaron de convocarse estas subastas son de índole muy diversa, e incluyen problemas de índole legal. Las empresas dominantes interpusieron recursos contra la aplicación de las EPE que, mediante sentencia emitida el 25 de mayo de 2010, fueron parcialmente admitidas ante la Sala de lo Contencioso-Administrativo del Tribunal Supremo.

La contratación basada en la subasta EPE era, esencialmente, similar a la adquisición de una opción financiera de compra. Los dos generadores dominantes del mercado (Endesa e Iberdrola) estaban obligados a subastar “virtualmente” parte de su capacidad de generación a un determinado precio de ejercicio y durante un cierto período de tiempo, pero sin que en realidad mediase cesión real de activos. Los agentes cualificados podían adquirir este derecho en una subasta a precio ascendente en múltiples rondas, en las que se ofrecían dos tipos de producto (“base”, ejercitables durante las 24 horas de del día hasta el período de entrega, y “punta”, ejercitables únicamente en las horas comprendidas entre las 8 y las 24 horas) y con distintos períodos de entrega (inicialmente, trimestral, semestral y anual, y posteriormente sólo semestral y anual). El ganador de la subasta adquiría el derecho de producción de energía a cambio del pago de la mejor prima. Para un precio de ejercicio suficientemente bajo que hacía previsible el ejercicio del derecho de forma continuada durante todo el periodo de entrega, el efecto global era esencialmente similar al de un contrato a plazo.

En lo que afecta al procedimiento de casación que se lleva a cabo en el mercado diario, la integración de las EPE se produjo del siguiente modo. En las cinco primeras subastas, la liquidación se realizaba por entrega física: los compradores en las emisiones de energía primaria que decidían ejercitar sus opciones presentaban ofertas a precios libres. En las dos últimas subastas, la liquidación se producía por diferencias, de forma que las EPE se convirtieron en subastas de opciones que proporcionaban una cobertura sobre el precio horario de la electricidad en el mercado diario. El comprador era compensado, según la capacidad adquirida, siempre que el precio horario de la electricidad en el mercado diario fuese superior al precio de ejercicio definido con anterioridad, siendo Endesa e Iberdrola los responsables de realizar los pagos de compensación.

Como se observa en el Gráfico 2, la contratación mediante el sistema de subastas EPE supuso una demanda creciente de potencia desde su implementación en 2007 hasta finales de 2008, para a partir de ese momento ir reduciéndose paulatinamente. Al comparar el volumen de contratación con el realizado mediante subastas CESUR (ver Gráfico 1), observamos que las EPE supusieron un volumen de energía contratado mucho menor (aproximadamente, algo menos de 1/3 que la potencia contratada en subastas CESUR).

Gráfico 2
Energía contratada en las EPE, por subastas y períodos de entrega
(2007-2009)



MWq: Megavatios trimestrales equivalentes.

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos proporcionados por los gestores de las subastas.

2.3. El efecto de la contratación a plazo en el mercado de contado

Varios trabajos han avalado teóricamente la hipótesis de que el desarrollo de la contratación a plazo tiene fuertes implicaciones sobre la dinámica de precios en el mercado de contado, aunque la evidencia empírica disponible al respecto no es plenamente concluyente; ver, entre otros, Allaz y Vila (1993), Hughes y Kao (1997), Agosti et al. (2007) y Amaya et al (2007). En los mercados como el español, donde toda la energía producida se remunera al precio marginal, el comportamiento estratégico de retirada de capacidad y elevación de precios tiende a ser más rentable cuanto mayor es la cantidad de generación inframarginal del agente, puesto que éste puede compensar la pérdida de ingresos de las unidades no ofertadas con el mayor precio obtenido por las unidades inframarginales. En este contexto, el modelo teórico de Allaz y Vila (1993) predice que el mercado a plazo reduce los incentivos a manipular precios porque las grandes empresas pueden asegurar parte de sus ingresos mediante contratos bilaterales, lo que les permite aplicar políticas agresivas de competencia en el mercado a contado persiguiendo incrementar las ventas, lo que a su vez conduce a precios eficientes.

Es necesario remarcar que no existe pleno consenso sobre la validez empírica de estas predicciones. Otros autores han argumentado que las grandes empresas del mercado podrían coludir para incrementar artificialmente los precios del mercado de contado si con ello esperan elevar los precios de los contratos realizados al margen del mismo, aplicando una estrategia de maximización del beneficio conjunto; ver, por ejemplo, Liski y Montero (2006). En CNE (2008) se ofrece una panorámica de la que se concluye que el principal impacto de las ventas virtuales de energía en los países donde se ha puesto en marcha este sistema ha sido un incremento de la liquidez de los mercados mayoristas, no siempre acompañado por una mayor entrada de competidores estables. Además, el impacto sobre el nivel de precios de contado parece ser, general, muy reducido, porque en la mayor parte de los casos los compradores adquieren los productos subastados para realizar operaciones de arbitraje respecto de otros productos negociados en los mercados mayoristas. En consecuencia, los precios de la energía cedida tienden a igualar los precios de la energía en los futuros con periodos de entrega equivalentes, y ello incentiva a los generadores a elevar los precios de contado que afectan a dichos futuros. La evidencia previa analizada en el presente artículo acerca de la existencia de posibles cambios estructurales en el nivel de precios (no mostrada por motivos de espacio) no muestra reducciones significativas del nivel de precios, lo que vendría a avalar la idea de que el desarrollo de fórmulas de contratación a plazo no influyó significativamente en el nivel de precio en el periodo analizado.

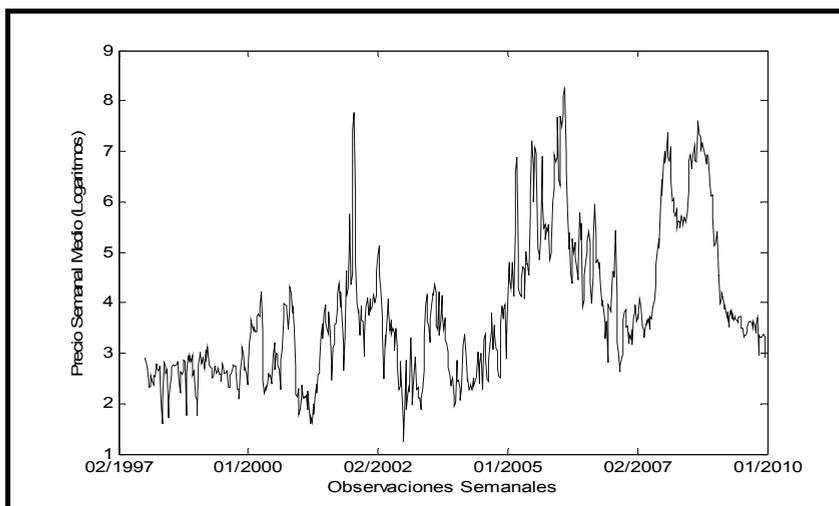
El efecto que tiene la existencia de un volumen elevado de contratación a plazo sobre la volatilidad del mercado al contado tampoco es completamente incuestionable, aunque existe cierta evidencia empírica al respecto. Por ejemplo, Herguera (2000), tomando como referencia el mercado de electricidad de los países escandinavos (NordPool), documenta que el desarrollo de un mercado bilateral enormemente líquido (en este mercado se negocia una parte de la producción mucho mayor que en el mercado de contado) con contratos de muy largo plazo (los vencimientos incluyen plazos de entre 3 y 5 años) ha contribuido a suavizar la volatilidad histórica del precio del mercado de contado. Este mismo autor discute que, similarmente, en el mercado de Inglaterra y Gales, a medida que la cobertura mediante contratos bilaterales se redujo en el periodo 1990-1999, tanto el nivel de precios como su volatilidad tendieron a incrementarse. En un reciente análisis, Growitsch y Nepal (2009) aportan comentarios similares sobre el mercado de electricidad alemán.

3. ANÁLISIS DE ESTABILIDAD DE VOLATILIDAD

3.1. Datos y análisis preliminar

El operador del mercado español publicita la serie histórica de precios medios diarios en el mercado diario de electricidad con frecuencia diaria, promediando los precios disponibles para cada hora. Nuestro estudio toma como referencia el logaritmo del precio medio diario en cada semana natural, en el periodo comprendido entre 02/01/1998 y 30/12/2009, con un total de 625 observaciones. La elección de la frecuencia semanal representa un compromiso entre la necesidad de contar con una muestra lo más extensa posible, que permita detectar comportamientos no estacionarios, y que al mismo tiempo asegure una muestra exenta, en la medida de lo posible, del ruido asociado a datos de alta frecuencia. El uso de datos disponibles con frecuencia semanal nos permite, además, eludir el patrón estacional asociado al día de la semana, que no contribuye a la volatilidad de largo plazo de la serie, y que sin embargo requeriría de su modelización. La transformación logarítmica es habitual y mitiga los problemas relacionados con valores extremos y otras formas de heterogeneidad presente en los datos. La serie resultante se muestra en el Gráfico 3 y refleja los comportamientos característicos de las series de precios de electricidad, como la existencia de patrones estacionales, gran volatilidad y fuerte correlación serial.

Gráfico 3
Precios medios semanales (logaritmos) en el mercado diario



Representación de las series temporales de precios medios semanales de la electricidad (en logaritmos) en el mercado diario.

Fuente: Elaboración propia.

Puesto que la varianza del precio es inobservable, es habitual considerar un *proxy* empírico de esta serie, calculado mediante los cuadros del componente de innovación en el proceso. Con la finalidad de aproximar este componente, comparamos una batería de modelos anidados en la estructura ARMA para capturar el comportamiento en media del precio semanal que incluían una variedad de efectos estacionales y tendenciales, eligiendo el modelo que, siendo más parsimonioso de acuerdo a los criterios estadísticos de información, garantizaba que la serie de precios filtrados se comportaba como una diferencia martingala y aseguraba una buena representación de acuerdo con la diagnosis del modelo. En particular, el proceso que mejor explica la dinámica del precio en el periodo analizado viene dado por la especificación:

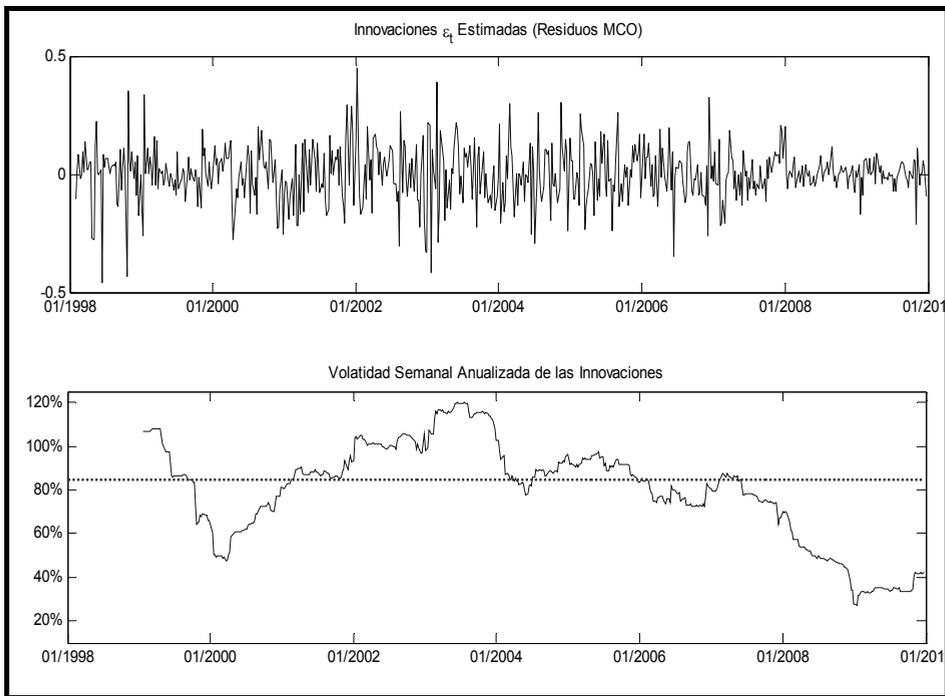
$$Y_t = \sum_{s=1}^{12} \delta_s D_{s,t} + \beta t + \sum_{l=1}^4 \phi_l Y_{t-l} + \varepsilon_t \quad (1)$$

donde la variable dependiente es el precio medio semanal en logaritmos y el componente de innovación se denota ε_t . Las variables $D_{s,t}$, $s=1, \dots, 12$, son variables artificiales asociadas a cada mes del año (por ejemplo, $D_{1,t}$ toma valor uno en las observaciones de enero y cero en otro caso) y permiten capturar el componente anual estacional determinista de la serie. Puesto que el precio está expresado en términos nominales, la incorporación de la tendencia determinista t permite captar comportamientos tendenciales en el precio, posiblemente originados por efectos inflacionarios. Finalmente, el modelo se complementa con una estructura autoregresiva con cuatro retardos que capta parsimoniosamente la interacción entre un componente de reversión a la media en el precio, consistente con el comportamiento esperado por el precio de una *commodity*, y un componente de estacionalidad mensual de carácter estocástico que coexiste con el componente determinista. Por motivos de espacio, discutimos brevemente los principales resultados de esta estimación auxiliar a continuación, poniendo a disposición de quien lo desee información detallada bajo petición. Los principales resultados de la estimación mínimo-cuadrática de esta regresión auxiliar se muestran en el Anexo I.

El ajuste del modelo (1) permite explicar aproximadamente el 90% de la variabilidad de la serie original. Las innovaciones estimadas tienen una ligera asimetría negativa (-0.132) y un ligero exceso de curtosis (4.51) que impiden aceptar la hipótesis de normalidad de acuerdo con el estadístico de contraste de Jarque-Bera, lo que no es sorprendente dada la naturaleza de la serie de precios de electricidad. De acuerdo con la diagnosis de los residuos, el modelo elimina completamente las dependencias de corto-plazo en el nivel de la serie, aunque el análisis de los residuos cuadrados revela la existencia de patrones de volatilidad condicional, que en la práctica suelen modelizarse mediante especificaciones de la familia GARCH. Debe resaltarse que la metodología de contraste de cambio estructural en varianza que aplicamos, y que se detalla en la siguiente sección,

es robusta frente a este tipo de consideraciones y permite estimar consistentemente la existencia de múltiples rupturas frente a series que exhiben volatilidad condicional de naturaleza desconocida. El Gráfico 4 muestra la dinámica de los residuos del modelo (1) y un *proxy* de volatilidad semanal anualizada calculado a partir de una media móvil de las 54 innovaciones cuadradas más recientes en cada momento del tiempo.

Gráfico 4
Serie de innovaciones (residuos) estimadas y volatilidad semanal anualizada media móvil



Representación de las series temporales de innovaciones (residuos) del modelo (1) y volatilidad anualizada estimada mediante media móvil; la mediana de la serie de varianzas se muestra en línea discontinua.

Fuente: Elaboración propia.

El nivel medio de volatilidad incondicional es substancialmente mayor que el mostrado habitualmente por los índices bursátiles: la media a lo largo del todo periodo es aproximadamente 80%, y muestra claros comportamientos de agrupamiento y variabilidad en el tiempo. Además, observamos que la volatilidad del precio de electricidad en España muestra claros signos de inestabilidad, con una marcada tendencia decreciente desde mediados de 2007 que

parece estabilizarse en niveles sensiblemente más bajos con respecto de la media global en la parte final de la muestra. Esta evidencia, aunque preliminar y basada en un procedimiento descriptivo, sugiere la existencia de un declive en el nivel de varianza incondicional del precio de electricidad en España que coincide cronológicamente con la implementación de los mecanismos de subastas discutidos anteriormente.

3.2. Detección de cambios estructurales

Con la finalidad de introducir un análisis estadístico riguroso que permita detectar formalmente posibles cambios estructurales en el nivel de varianza incondicional, empleamos la metodología semiparamétrica propuesta por Kokoszka and Leipus (2000), KL en lo sucesivo, empleando el cuadrado de las estimaciones de los residuos. Esta metodología goza de general aceptación y ha sido aplicada, principalmente, sobre datos procedentes de mercados financieros; ver Rodrigues y Rubia (2011) para una reciente aplicación. Las características más relevantes de este procedimiento se describen brevemente a continuación.

Sea ε_t , $t=1, \dots, T$, la realización de un proceso con media condicional cero. Dadas estas observaciones, deseamos contrastar si la varianza incondicional del proceso es estable, $H_0: \text{Var}(\varepsilon_t) = \sigma^2$, frente a la alternativa de múltiples cambios estructurales de posición desconocida. El procedimiento KL permite inferir endógenamente la posición más probable de las rupturas mediante la suma acumulada de los cuadrados del proceso ε_t bajo supuestos muy generales que permiten dependencia en los datos y no requieren ninguna distribución en particular. Más concretamente, considerando el estadístico auxiliar,

$$G_T(k) = \sum_{t=1}^k \varepsilon_t^2 - \frac{k}{T} \sum_{t=1}^T \varepsilon_t^2, \quad k = 1, \dots, T \quad (2)$$

definimos el estadístico de contraste como

$$KL = \frac{1}{\Gamma \sqrt{T}} \operatorname{argmax}_{1 \leq k \leq T} |G_T(k)| \quad (3)$$

donde

$$\Gamma^2 = \lim_{T \rightarrow \infty} E \left(\sum_{t=1}^T [\varepsilon_t^2 - \sigma^2]^2 \right) \quad (4)$$

representa la varianza de largo plazo del proceso $\varepsilon_t^2 - E(\varepsilon_t^2)$ bajo la hipótesis nula. En la práctica, este término es desconocido, pero puede estimarse consistentemente utilizando técnicas habituales en la literatura no-paramétrica. Bajo la hipótesis de homogeneidad en varianza, el estadístico de contraste se distribuye asintóticamente como el supremo de un puente Browniano, una distribución no estándar pero completamente habitual en los contratos de cambio estructural. Los valores críticos de esta distribución son 1.22 (90%), 1.36(95%) y 1.63

(99%), y la posición inferida preliminarmente de la ruptura más probable es $\hat{k} : \arg \max_{1 \leq k \leq T} |G_T(k)|$. Para garantizar robustez frente a múltiples cambios estructurales, se puede aplicar un algoritmo secuencial, como la metodología ICSS descrita en Inclán y Tiao (1994). Estos autores propusieron un procedimiento que incorpora el algoritmo de detección básico en un esquema iterativo basado en la computación sucesiva de (3) en diferentes segmentos de la serie, que a su vez son determinados tras la detección de un posible cambio estructural. La aplicación de este procedimiento permite detectar la existencia de múltiples puntos de ruptura en la serie.

La evidencia basada en este procedimiento KL con algoritmo ICSS, para cualquier de los tres niveles de significación habituales localiza un único punto de ruptura fechado en la observación correspondiente a la última semana de diciembre de 2007. El estadístico de contratos toma valor 2.35 y la ruptura es significativa incluso al 99% de confianza, confirmando la existencia de un declive en la varianza incondicional de la series a mediados de 2007 (ver Gráfico 5). La estimación de la varianza de largo plazo se realizó utilizando el kernel cuadrático espectral con parámetro *bandwidth* seleccionado automáticamente.

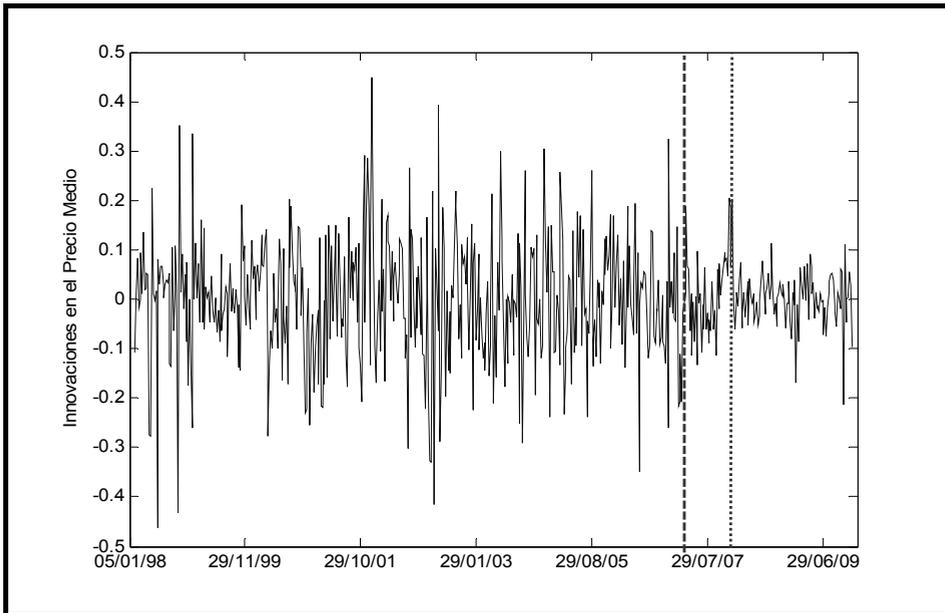
3.3. Pruebas adicionales de robustez de resultados

Con la finalidad de analizar la robustez de los resultados a distintas consideraciones econométricas, realizamos un número adicional de pruebas. Las características de estas pruebas y los resultados obtenidos se describen brevemente a continuación:

- A) Robustez en la estimación frente a valores extremos. Las series de precios de electricidad tienden a mostrar exceso de curtosis como consecuencia de la existencia valores extremos. Rodrigues y Rubia (2011) muestran que el test KL tiene buenas propiedades frente a valores extremos, pero en muestras de reducido tamaño podría presentar problemas de potencia a la hora de detectar la existencia de rupturas (esto es, tiende a no detectar cambios estructurales que quedan enmascarados como consecuencia de la variabilidad introducida por los valores extremos). Con la finalidad de robustificar los resultados frente a este tipo de consideraciones, estimamos los residuos del modelo (1) a partir de la estimación de la mediana condicional del proceso mediante técnicas de regresión de cuantiles. La aplicación del test KL sigue mostrando la existencia de una única ruptura fechada en marzo de 2007. No es sorprendente que la datación exacta de la ruptura se vea afectada por factores como la técnica de estimación y/o la especificación del modelo, pero la metodología es consistente en situar la posición más

probable del cambio estructural alrededor de mediados de 2007 (ver Gráfico 5).

Gráfico 5
Datación del cambio estructural en varianza.



Datación de los cambios estructurales: 31/12/2007 de acuerdo a la metodología principal (línea de puntos) y 26/03/2007 de acuerdo con la metodología descrita en 3.3.a) (línea discontinua).

Fuente: Elaboración propia.

- B) Especificaciones de modelo alternativas. Con la finalidad de evitar la posibilidad de que los resultados se originan en una incorrecta especificación del modelo en la que, junto a variables ficticias mensuales, consideramos variables binarias asociadas a cada año en el periodo. La evidencia cualitativa no se modificó substancialmente con respecto a los resultados aquí discutidos.
- C) Metodologías de estimación alternativas. Como alternativa al procedimiento no-paramétrico descrito anteriormente, resulta interesante implementar técnicas de estudio de evento alrededor de la fecha de implementación de las subastas en una especificación completamente paramétrica. En este análisis, tomamos como referencia la fecha de implementación de las subastas CESUR, y utilizando modelos de la familia GARCH con distintas especificaciones funcionales (asumiendo normalidad condicionada y distribuciones de colas anchas), analizamos

la existencia de reducciones de volatilidad incondicional en el modelo mediante una variable *dummy* de cambio de nivel, controlando por posibles efectos estacionales mensuales mediante variables artificiales. Las estimaciones revelan los patrones habituales en este tipo de análisis, como la existencia de agrupamiento de volatilidad, fuerte persistencia, y efectos estacionales. Además, la metodología es consistente en mostrar una fuerte reducción de volatilidad en el periodo que prosigue a la implementación del mercado organizado de subastas a plazo.

En el Anexo II, y a manera de ejemplificación, se muestran los resultados de este tipo de análisis para la estimación correspondiente a un modelo de varianza condicional EGARCH, que permite efectos asimétricos, con innovaciones Gaussianas y donde la ecuación de la varianza incondicional incluye efectos estacionales asociados al mes y la posibilidad de cambio estructural en la fecha determinada mediante la metodología de contrastes de cambio estructural. Las estimaciones revelan rasgos empíricos similares a los observables en los datos de acciones e índices bursátiles, como la fuerte persistencia de la volatilidad, así como efectos característicos del precio eléctrico, como la existencia de patrones estacionales en la volatilidad. La evidencia apoya que la varianza incondicional de la serie analizada muestra una fuerte reducción estructural en la varianza incondicional del proceso. La diagnosis de los residuos confirma que el modelo caracteriza suficientemente la estructura de la serie. Los resultados de los restantes análisis no se muestran por economizar espacio, pero se encuentran disponibles bajo petición.

4. DISCUSIÓN DE RESULTADOS Y CONCLUSIONES FINALES

La evidencia empírica presentada en este trabajo muestra formalmente que la variabilidad de la serie de precios del mercado diario español habría experimentado una notable disminución a partir de 2007, situándose en un nivel significativamente más bajo que lo observado durante toda la existencia del mercado. Esta reducción de variabilidad coincide en el tiempo con el desarrollo de nuevas fórmulas de contratación a plazo, por lo que es razonable señalar que el desarrollo del mercado a plazo ha tenido repercusiones positivas para la estabilidad del precio en el mercado a contado. Para valorar la relevancia de este resultado es necesario enmarcarlo en el contexto que dio lugar a su puesta en marcha, y ponerlo en relación con los fines que se perseguían.

En España, las EPE fueron un instrumento diseñado, fundamentalmente, para reducir el poder de mercado de los grandes productores a través de dos vías: de forma directa, limitando su capacidad de generación y habilitando la posibilidad de que entrasen en el mercado operadores que no dispusieran de capacidad instalada (o que sí la tenían, pero no contaban con un parque de

generación tecnológicamente diversificado); y de forma indirecta, impulsando la contratación a plazo y facilitando la gestión del riesgo a los agentes de menor tamaño que no disponían de una estructura verticalmente integrada. Aun cuando la eficacia de este instrumento para obtener dicho objetivo puede ser cuestionable, si generan incentivos a reducir la volatilidad. Estas subastas eran equivalentes a una opción financiera emitida por las empresas dominantes, por lo que su valor aumentaba con la variabilidad del mercado (era más probable que los ganadores de la subasta ejerciesen la opción cuanto mayor era el precio). En este contexto, la obligatoriedad de este tipo de contratos conlleva incentivos para los grandes productores a estabilizar el precio del mercado a contado.

Se presumió también que las subastas CESUR podrían ayudar a mejorar el nivel de competencia en el mercado mayorista³. Sin embargo, la eficacia de las subastas CESUR para esta finalidad se ve obstaculizada por dos factores. En primer lugar, la realización de estas subastas de manera repetitiva y en tiempos relativamente cercanos al suministro puede facilitar la aparición de algún tipo de conexión entre la estrategia que siguen los operadores en el mercado spot y en las subastas CESUR. En segundo lugar, el efecto sobre la competencia depende en buena medida de la participación de los operadores dominantes como vendedores en estas subastas (una mayor participación de los mismos supone una menor cantidad de generación inframarginal -cuya remuneración depende del precio del mercado a contado-, y viceversa). Mientras que las subastas EPE eran obligatorias para los productores dominantes, la participación de éstos en las subastas CESUR no está garantizada. Si una cantidad elevada de contratos se asigna a empresas que tienen menor capacidad de fijar precios (empresas con menor tamaño y/o mayores costes), el impacto sobre el nivel medio del precio sería reducido. Por ello, la eficacia de este instrumento sobre el nivel medio de precio es más cuestionable. Sin embargo, y al igual que las EPE, este tipo de subastas sí parecería haber tenido un efecto en términos de mayor estabilidad de precios.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

AGOSTI, L., PADILLA, A. J. y REQUEJO, A. (2007): "El "mercado" de generación eléctrica en España: estructura, funcionamiento y resultados", *Revista de Economía Industrial*, nº 364, pp.: 21-37.

³ Otro de los objetivos de las subastas CESUR era proporcionar un precio que sirviese como referencia para el establecimiento de la tarifa de último recurso.

- ALLAZ, B., y VILA, J.L. (1993): "Cournot competition, forward markets and efficiency", *Journal of Economic Theory*, vol. 59, pp.: 1-16.
- AMAYA, F., VÁZQUEZ, C. y GARCÍA J. (2007): "¿Cambiará el comportamiento de los agentes del mercado eléctrico tras la implantación del MIBEL?", en *Anales de Mecánica y Electricidad*, mayo-junio, pp.: 44-50.
- BEKAERT, G y HARVEY, C. R. (1997): "Emerging equity market volatility," *Journal of Financial Economics*, vol. 43, pp.: 29-78.
- BUNN, D.W. (2004): *Modelling prices in competitive electricity markets*. Londres: John Wiley & Sons
- CNE (2008): *Informe de valoración preliminar sobre las subastas de emisiones primarias de energía y CESUR*. Madrid: Comisión Nacional de la Energía.
- CNE (2010a): *Informe sobre la relación de los precios del mercado spot y el de los mercados a plazo*. Madrid: Comisión Nacional de la Energía.
- CNE (2010b): *Informe sobre la evolución de la competencia en los mercados de gas y electricidad. Periodo 2006-2008*. Madrid: Comisión Nacional de la Energía.
- FABRA PORTERA, N. (2007): "El funcionamiento del mercado eléctrico español bajo la Ley del Sector Eléctrico". En Jiménez, J.C. y García Delgado, J.L. (ed.): *Energía: del Monopolio al Mercado* (pp.: 247-276). Madrid: Civitas.
- FABRA PORTERA, N. y FABRA UTRAY, J. (2009): "Un diseño de mercado para el sector eléctrico español", *Papeles de Economía Española*, nº 121, pp.: 141-158.
- GROWITSCH, CH y NEPAL, R. (2009): "Efficiency of the German electricity wholesale market ", *European Transactions on Electrical Power*, vol. 19, nº 4, pp.: 553-568.
- HERGUERA, Í. (2000): "Bilateral contracts and the spot market for electricity. Some observations regarding the British and the NordPool experiences", *Utilities Policy*, Junio, vol. 9, nº 2, pp.: 73- 80.
- HUGHES, J. S., y KAO, J. L. (1997): "Strategic forward contracting and observability," *International Journal of Industrial Organization*, Vol. 16, pp.: 121-133.
- INCLÁN, C., y TIAO, G.C. (1994): "Use of cumulative sums of squares for retrospective detection of changes of variance", *Journal of the American Statistical Association*, vol. 89, pp.: 913-923.
- KOKOSZKA P. y LEIPUS R. (2000): "Change-point estimation in ARCH models", *Bernoulli*, vol. 6, nº 3, pp.: 513-539.
- LISKI M. y MONTERO, J.P. (2006): "Forward Trading and Collusion in Oligopoly", *Journal of Economic Theory*, vol. 131, pp.: 212-230
- LÓPEZ MILLA, J. (2006): "1998-2002: avances y obstáculos en la expansión de la competencia en el mercado eléctrico español", *Información Comercial Española. Revista de Economía*, nº 808, pp.: 13-34.

RODRIGUES, P.M.M y RUBIA, A. (2011): "The effects of additive outliers and measurement errors when testing for structural breaks ", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, en prensa.

ANEXO I
Regresión Auxiliar Media Condicional

| Variable | Coefficiente | Error Estándar | Estadístico t |
|--------------------|--------------|-------------------|---------------|
| D. ENERO | 0.13 | 0.03 | 4.02 |
| D. FEBRERO | 0.04 | 0.03 | 1.26 |
| D. MARZO | 0.04 | 0.02 | 1.73 |
| D. ABRIL | 0.04 | 0.02 | 1.82 |
| D. MAYO | 0.09 | 0.02 | 4.03 |
| D. JUNIO | 0.09 | 0.03 | 3.48 |
| D. JULIO | 0.08 | 0.02 | 3.35 |
| D. AGOSTO | 0.05 | 0.02 | 1.91 |
| D. SEPTIEMBRE | 0.10 | 0.02 | 3.89 |
| D. OCTUBRE | 0.05 | 0.03 | 1.69 |
| D. NOVIEMBRE | 0.07 | 0.03 | 2.60 |
| D. DICIEMBRE | 0.03 | 0.03 | 0.84 |
| Y(-1) | 0.88 | 0.05 | 16.53 |
| Y(-2) | -0.12 | 0.06 | -1.88 |
| Y(-3) | 0.10 | 0.06 | 1.55 |
| Y(-4) | 0.07 | 0.04 | 1.70 |
| TENDENCIA | 0.00 | 0.00 | 2.24 |
| R2 Ajustado | 89.37% | | |
| DIAGNOSIS RESIDUOS | | | |
| Media | 0.00 | Desviación Típica | 0.12 |
| Asimetría | -0.13 | Curtosis | 4.51 |
| Q(1) | 0.074 (0.79) | Q*(1) | 26.98 (0.00) |
| Q(3) | 0.124 (0.98) | Q*(3) | 36.20 (0.00) |
| Q(10) | 5.648 (0.84) | Q*(10) | 64.93 (0.00) |
| Q(20) | 11.58 (0.93) | Q*(20) | 87.61 (0.00) |
| Q(50) | 57.27 (0.22) | Q*(50) | 111.58 (0.00) |

Fuente: Elaboración propia.

Resultados de la estimación OLS de la ecuación (1): estimaciones, errores estándar robustos ante correlación y heterocedasticidad, y estadísticos de significatividad individual para las variables binarias asociadas a cada mes, retardos de la variable dependiente y tendencia. La diagnosis de los residuos muestra los descriptivos usuales asociados a los cuatro primeros momentos, y los estadísticos de contraste de ausencia de correlación serial de Ljung-Box hasta el k -ésimo retardo en la serie en niveles, $Q(k)$, y en cuadrados, $Q^*(k)$, con p -valores entre paréntesis.

ANEXO II
Estimación EGARCH con cambio estructural

| Coeficiente | Estimación | Error Estándar | Estadístico t |
|------------------------------|------------|----------------|---------------|
| ω | -0.94 | 0.33 | -2.87 |
| α | 0.19 | 0.07 | 2.82 |
| λ | -0.01 | 0.04 | -0.31 |
| β | 0.83 | 0.08 | 10.23 |
| D. FEBRERO | 0.13 | 0.19 | 0.69 |
| D. MARZO | -0.01 | 0.13 | -0.11 |
| D. ABRIL | -0.02 | 0.16 | -0.12 |
| D. MAYO | -0.04 | 0.18 | -0.22 |
| D. JUNIO | 0.21 | 0.19 | 1.11 |
| D. JULIO | -0.22 | 0.17 | -1.32 |
| D. AGOSTO | 0.28 | 0.15 | 1.89 |
| D. SEPTIEMBRE | -0.34 | 0.18 | -1.95 |
| D. OCTUBRE | 0.31 | 0.18 | 1.68 |
| D. NOVIEMBRE | 0.03 | 0.15 | 0.18 |
| D. DICIEMBRE | 0.33 | 0.14 | 2.31 |
| Cambio Estructural (ξ) | -0.29 | 0.14 | -2.11 |

| DIAGNOSIS RESIDUOS | | | |
|--------------------|--------------|--------|--------------|
| Q(1) | 0.20 (0.66) | Q*(1) | 0.99 (0.32) |
| Q(3) | 2.70 /0.44) | Q*(3) | 1.18(0.76) |
| Q(10) | 8.34 (0.60) | Q*(10) | 9.28 (0.60) |
| Q(20) | 13.78 (0.84) | Q*(20) | 17.25 (0.63) |
| Q(50) | 56.26 (0.25) | Q*(50) | 42.98 (0.75) |

Fuente: Elaboración propia.

Resultados de la estimación por el método de pseudo-máxima verosimilitud del modelo de varianza condicional EGARCH(1,1) con efectos estacionales y cambio estructural:

$$\varepsilon_t = \sigma_t \eta_t; \eta_t \sim iidN(0,1)$$

$$\log(\sigma_t^2) = \omega + \alpha \left| \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} \right| + \lambda \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} + \beta \log(\sigma_{t-1}^2) + \sum_{s=2}^{12} \delta_s D_{s,t} + \xi D_t^*$$

La tabla muestra los coeficientes estimados, errores robustos y estadísticos de significatividad individual. La parte final de la tabla muestra la diagnosis de los residuos del modelo (ver Anexo I para más detalles).

